بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال دهم– شماره (۳۶)– بهار ۱۴۰۱

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

مدیر داخلی : حجت‌اله انصاری

کارشناس اجرایی : اعظم امیری‌خواه

ویراستار فارسی: علی مرادی

ویراستار انگلیسی: وحید امیدی

تدوین و صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده‌علی‌آبادی

دوره چاپ : فصلنامه

شماره شاپا: ۳۲۱۴-۲۳۴۵

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

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

آدرس الکترونیکی نشریه:

Email:jfm@alzahra.ac.ir

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

تلفن: ۸۸۲۱۲۵۷۸-۰۲۱

اعضای هیأت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

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

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

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

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

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

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

رسالت فصلنامه:

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

اهداف فصلنامه:

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

محورهای مقالات:

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

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

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

۱. شکل مقاله

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

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

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

۲. ساختار مقاله

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

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

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

۳. ارجاع‌های درون متنی

ارجاع‌های فارسی در متن مقاله باید داخل پرانتز قرار گیرد و به صورت (نام خانوادگی، سال، صفحه) باشد. ارجاع‌های انگلیسی نیز باید به فارسی در متن آورده شود و معادل انگلیسی آن پی‌نوشت شود.

توضیحات لازم درباره اصطلاح‌ها و معادل‌های انگلیسی نیز در پی‌نوشت درج شود. در متن به هیچ عنوان نباید عبارات و اصطلاحات انگلیسی ارائه شود، مگر در مورد فرمول‌ها و معادله‌ها.

۴ . 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)

۵. 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.

۶. 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
مقایسه کارایی پرتفوی بهینه مبتنی بر ارزش در معرض خطر و پتانسیل مطلوب با مدل های متعارف	مسلم صداقتی محسن مهرآرا رضا تهرانی سید مجتبی میرلوحی	۱-۳۰
آزمون قیمت‌گذاری فراواکنشی مستمر؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران	مریم دولو احمد خلج	۳۱-۵۲
شناسایی استرس سیستمیک در بازار مالی ایران	ثمینه قاسمی‌فر ابوالفضل شاه‌آبادی شمس الله شیرین بخش میرحسین موسوی اعظم احمدیان	۵۳-۷۴
تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام با توجه به نقش تعدیل‌گر مشکلات نمایندگی و محافظه‌کاری حسابداری	ابوالفضل شفیعی محسن دستگیر	۷۵-۹۰
تجزیه‌وتحلیل میزان ریسک سیستمی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد سیستم‌های پیچیده	علی نمکی عزت‌اله عباسیان الهه شفیعی	۹۱-۱۱۲
بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه بین محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی	سید کاظم ابراهیمی علی بهرامی نسب نرگس محرابی هشتچین	۱۱۳-۱۳۲
شناسایی و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر بحران‌های مالی ایران با استفاده از تکنیک‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره	رامین صادقیان لیلا قائمی‌فر	۱۳۳-۱۵۶
برآورد بتای صنایع با استفاده از ترکیب مدل بلک شولز و تئوری خاکستری	امین بابائی فلاح مریم خلیلی عراقی هاشم نیکومرام	۱۵۷-۱۷۸
بررسی اثر متغیرهای مالی بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام	ابراهیم نادری علی اسماعیل‌زاده مقری نگار خسروی‌پور	۱۷۹-۱۹۸
سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل و تصمیمات مالی مدیران	عباس قدرتی زوارم کاوه آذین‌فر سید علی نبوی چاشمی ایمان داداشی	۱۹۹-۲۱۴

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۳۰-۱

مقاله پژوهشی

مقایسه کارایی پرتفوی بهینه مبتنی بر ارزش در معرض خطر و پتانسیل مطلوب با مدل های متعارف[۱]

مسلم صداقتی[۲]، محسن مهرآرا[۳]، رضا تهرانی[۴]، سید مجتبی میرلوحی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۱/۲۸

چکیده

پژوهش حاضر، ضمن انتخاب پرتفوی بهینه بر اساس مدل پیشنهادی در سه سناریوی سرمایه‌گذار پتانسیل‌پذیر و ریسک‌گریز، سرمایه‌گذار پتانسیل خنثی و ریسک‌گریز و سرمایه‌گذار پتانسیل‌گریز و ریسک‌گریز، کارایی آنها را با پرتفوی بهینه مبتنی بر مدل مارکویتز مقایسه نموده است. برای این منظور بازده ماهانه ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس اوراق بهادار تهران طی دوره هفت ساله ۱۳۹۷-۱۳۹۱ محاسبه، از معیار ارزش در معرض خطر (سنجه ریسک نامطلوب) و کوواریانس جزء بالا (سنجه پتانسیل مطلوب) و اطلاعات چهار سال برای ساخت مدل و تعیین مرز کارا استفاده نموده است. به‌گونه‌ای که در هر دوره با توجه به بازده ماه جدید و حذف قدیمی‌ترین بازده ماهانه ساخت مدل و تعیین مرز کارا به‌روزرسانی شده و این عمل برای ۳۶ ماه داده آزمون مدل تکرار شده است. برای محاسبات آماری پارامترهای مدل از نرم افزار Eviews11، جهت حل مسئله درجه دو مدل مارکویتز از نرم افزار MATLAB، جهت حل برنامه‌ریزی غیرخطی مدل پیشنهادی از نرم افزار GAMS و به‌منظور آزمون فرضیه‌ها و مقایسه نتایج دو مدل از روش مطالعات طولی با اندازه‌گیری مکرر از نرم افزار آماری SPSS استفاده شده است. نتایج نشان داد روزآمدسازی مدل، مرز کارا و همچنین استفاده از معیار ارزش در معرض خطر و توجه به گرایش‌های سرمایه‌گذار از نظر تمایل به پتانسیل‌های مطلوب و ریسک‌گریزی منجر به بهبود کارایی پرتفوی بهینه می‌شود.

واژگان کلیدی: ارزش در معرض خطر، پتانسیل مطلوب، روزآمدسازی مرز کارا، کارایی پرتفوی

طبقه‌بندی موضوعی: *G11, G14, D81, G32*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.29383.2275

۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده پردیس بین‌الملل کیش، دانشگاه تهران، کیش، ایران. (نویسنده مسئول). Email:moslemsedaghati@gmail.com

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email: mmehrara@ut.ac.ir

۴. استاد، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email: rtehrani@ut.ac.ir

۵. استادیار، گروه مدیریت، دانشکده صنایع و مدیریت، دانشگاه شاهرود، شاهرود، ایران. Email:mirlohism@shahroodut.ac.ir

مقدمه

مارکویتز[1] (۱۹۵۲ و ۱۹۵۹) اصول متنوع‌سازی سبد سرمایه‌گذاری با منطق حداقل کردن ریسک سرمایه‌گذاری در سطح مشخصی از بازده را بر اساس سطوح ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران تبیین کرده است. حاصل پژوهش‌های وی و شارپ[2] (۱۹۶۴) به ارائه نظریه جدید سبد سرمایه‌گذاری به‌عنوان روشی برای تخصیص بهینه و مدیریت سبد، تحت شرایط عدم اطمینان منجر شد. اما، مهم‌ترین ایراد مدل مارکویتز تعداد بالای تخمین‌های مورد نیاز است که باعث شده هزینه استفاده از این مدل بالا باشد.

علی‌رغم این‌که در این نظریه، واریانس به‌عنوان مقیاس اندازه‌گیری ریسک معرفی شد. اما خود مارکویتز و نیز شارپ معتقد بودند مقیاس نیم واریانس به‌دلیل عدم محاسبه نوسانات مثبت، نسبت به واریانس معیار بهتری برای اندازه‌گیری ریسک است. لیکن به‌دلیل پیچیدگی‌های محاسباتی معیار نیم واریانس، استفاده از واریانس را ارجح دانستند (صالح‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۷).

با انتقاداتی نظیر فرض نرمال بودن توزیع نوسانات بازده و معادل بودن انحرافات مثبت و منفی که نسبت به واریانس به‌عنوان معیار اندازه‌گیری ریسک وجود داشت، نظریه‌ای با عنوان نظریه فرامدرن سبد سرمایه‌گذاری معرفی شد که رفتار سرمایه‌گذار را بر اساس رابطه بازده و نیم واریانس یا ریسک نامطلوب، یعنی نوسانات منفی بازده دارایی تبیین می‌کند. درواقع، نظریه فرامدرن سبد، ارائه یک روش جدید تخصیص دارایی است که تخصیص بهینه سبد بر اساس بازده در برابر ریسک نامطلوب را به جای بهینه‌سازی میانگین–واریانس معرفی می‌کند (رام و فرگوسن[3]، ۱۹۹۴).

بنابراین نظریه مدرن پرتفوی، تنها به مورد خاصی (حالت متقارن توزیع بازده‌ها) از فرمول موجود در نظریه پسامدرن (فرامدرن) پرتفوی تبدیل می‌شود. همچنین نظریه فرامدرن پرتفوی بر اساس رابطه بازده و ریسک نامطلوب (کاهشی یا منفی) به تبیین رفتار سرمایه‌گذار و معیار انتخاب پرتفوی بهینه می‌پردازد. اساساً هنگامی که توزیع نرخ بازدهی متقارن باشد، روش واریانس و ریسک نامطلوب هر دو جوابی صحیح به‌دست می‌دهند. درحالی که اگر توزیع بازده دارایی از نوع نرمال نباشد استفاده از روش واریانس برای محاسبه ریسک روشی مناسب نیست. در روند تکامل نظریه پرتفوی به‌دلیل وجود محدودیت‌هایی که در مفروضات اساسی مدل بهینه‌سازی مارکویتز وجود داشت، مفهوم ریسک نامطلوب و مدل میانگین–نیم واریانس ابداع شد که نقص مدل سنتی را برطرف و وابستگی به مفروضات محدودکننده را از بین می‌برد. اما این مدل نیز از نظر تئوری‌های مطلوبیت اقتصادی حرکات صعودی قیمت دارایی‌ها را درنظر نمی‌گیرد. لذا در آخرین پژوهش‌های بهینه‌سازی پرتفوی، مدل ریسک نامطلوب–پتانسیل مطلوب (Lpm-Upm)[4] ارائه شد که از نظر مطلوبیت دارای پشتوانه نظری قوی نظیر نظریه چشم‌انداز و نظریه مطلوبیت اقتصادی نیومن و موگنسترن[5] (۱۹۴۴) است. از آن‌جا که در این مدل برای محاسبه ریسک از گشتاورهای جز پایین

1. Markowitz
2. Sharp
3. Rom & Ferguson
4. Lower Partial Moment- Upper Partial Moment
5. Von Neumann & Morgenstern

و بالا استفاده می‌کند و محاسبات آن پیچیده و وقت‌گیر است، خلأ یک روش کمی مناسب‌تر برای اندازه‌گیری ریسک که قابلیت پیگیری پتانسیل مطلوب سرمایه‌گذاری را داشته و در مسائل مربوط به بهینه‌سازی پرتفلیو مورد استفاده قرار بگیرد، وجود دارد. توسعه یک معیار کمی ریسک که در عین کاربرد در مدل بهینه‌سازی مبتنی بر نظریه مطلوبیت به پتانسیل مطلوب و متغیرهای رفتاری سرمایه‌گذاران نیز توجه داشته باشد راهگشا خواهد بود. از طرفی، از بین سنجه‌های ریسک نامطلوب معیار ارزش در معرض خطر چندی است که مورد توجه پژوهشگران است. لذا در این پژوهش سعی شد ضمن معرفی معیار ریسک مبتنی بر ارزش در معرض خطر (ریسک نامطلوب) تعدیل شده با پتانسیل مطلوب و متغیرهای روان‌شناختی در بهینه‌سازی پرتفلیو در بازار سرمایه ایران در قالب مدل VaR/ UPM[1] $(\alpha، \beta ؛\tau)$ و مقایسه آن با کارایی مدل کلاسیک، روش‌های موجود در این زمینه بسط و توسعه داده شود و مدلی برای بهینه‌سازی پرتفوی معرفی شود که مبتنی بر حداکثرسازی نوسانات مثبت بازده بر اساس پتانسیل مطلوب فرصت‌های سرمایه‌گذاری و حداقل نمودن ریسک نامطلوبی باشد که طبق ترجیحات شخصی سرمایه‌گذار تعدیل شود.

مبانی نظری

سنجه ریسک نامطلوب به‌منظور اهداف تصمیم‌گیری در ادبیات اقتصاد مالی برای بیش از نیم قرن مورد توجه پژوهشگران از قبیل مارکویتز (۱۹۵۲)، رُی[2] (۱۹۵۲)، مائو[3] (۱۹۷۰)، باوا[4] (۱۹۷۵ و ۱۹۷۸) و ... قرار گرفته است (هارلو و رائو[5]، ۱۹۸۹). بسط مفهوم ریسک نامطلوب اولین بار توسط رُی (۱۹۵۲) انجام شد؛ وی معتقد است در اقتصاد، فاجعه زمانی رخ می‌دهد که فعالیت‌ها منجر به زیان خالص شده باشند. اگر اصل ایمنی درنظر گرفته شود و ارزش مورد انتظار بازده (ناخالص) هر اقدام ممکنه m نامیده شود؛ در این‌صورت وی معتقد است باید به دنبال حداقل کردن شانس یا ریسک فاجعه، یعنی احتمال اشتباه در پیش‌بینی (انحراف استاندارد) m بود. بنابراین، همان‌گونه که هارلو و رائو (۱۹۸۹) بیان می‌دارند در این دیدگاه، ریسک در قالب انحراف از بازده هدف تعریف می‌شود. در واقع رُی (۱۹۵۲) سطح ریسک سرمایه‌گذاری را به‌صورت سنجش احتمال سقوط ارزش سرمایه‌گذاری به پایین‌تر از سطح فاجعه تعریف می‌نماید. در ادبیات مالی و سرمایه‌گذاری، مشهورترین پژوهش در زمینه ریسک نامطلوب توسط رُی در سال ۱۹۵۲ انجام شده که به معرفی و فرمول‌بندی معیار اولویت ایمنی در سرمایه‌گذاری و ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری منجر شد. مارکویتز (۱۹۵۹) با هدف اصلاح معیار اندازه‌گیری ریسک سرمایه‌گذاری‌ها، مدل بهینه‌سازی سبد سهام خود را برمبنای ریسک نامطلوب بنا نهاد و معیار جدیدی ارائه نمود که به‌نام نیم وردایی (نیم واریانس) شناخته می‌گردد و انحرافات بازدهی کمتر از بازده هدف را

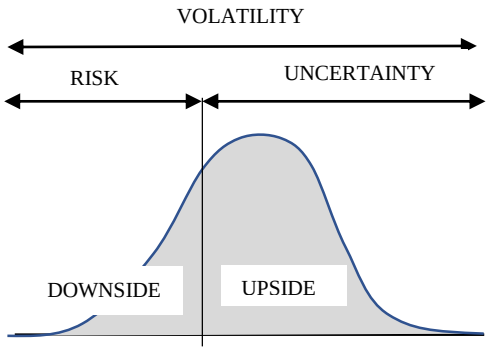
1. Value at Risk
2. Roy
3. Mao
4. Bawa
5. Harlo & Rao

اندازه‌گیری می‌کند (مارکویتز، ۱۹۵۹). مائو نیز اعتقاد داشت که نیم وردایی (نیم واریانس) معیار بسیار مطلوب‌تری نسبت به وردایی (واریانس) در ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری در فرآیند تصمیم‌گیری توسط سرمایه‌گذاران است (مائو، ۱۹۷۰). انتقاد عمده‌ای که نسبت به وردایی (واریانس) وجود داشت، فرض معادل بودن انحرافات مثبت و منفی نسبت به بازده مورد انتظار یا هدف است که بخشی به‌وسیله معیار ریسک نامطلوب برطرف شد. لیکن باوا (۱۹۷۵ و ۱۹۷۸)، باوا و لیندنبرگ[1] (۱۹۷۷) و فیشبرن[2] (۱۹۷۷) نشان دادند که گشتاور جزء پایین جانشین عمومی‌تر برای مدل سنتی میانگین –وردایی (واریانس) فراهم می‌نماید. به دلیل مفروضات بسیار ساده نظری مورد لزوم برای توجیه کاربرد این معیار و سازگاری آن با معیار غلبه تصادفی، جذابیت ریسک تصادفی را بیشتر ارتقا داده و مجموعه‌ای از فرصت‌های سرمایه‌گذاری را برای سرمایه‌گذارانی که از ریسک نامطلوب گریزان می‌باشند، مشخص می‌نماید (گروتولد و هالربک[3]، ۱۹۹۹). نقطه مقابل نیم وردایی (نیم واریانس) نامطلوب، انحرافات مثبت بازده سرمایه‌گذاری نسبت به بازده مورد انتظار یا بازده هدف (نیم وردایی (نیم واریانس) مطلوب) است که حاوی اطلاعاتی درخصوص مزیت‌های فرصت‌های سرمایه‌گذاری نسبت به یکدیگر است. این موضوع دارای نقش با اهمیتی در حوزه تصمیم‌گیری مالی و سرمایه‌گذاری است، با این حال، در معیار ریسک نامطلوب درنظر گرفته نشده است. حذف همین عامل از تجزیه‌وتحلیل سرمایه‌گذاری بزرگ‌ترین ضعفی است که به معیار ریسک نامطلوب نسبت داده می‌شود. ریسک نامطلوب همچنین این انعطاف را به سرمایه‌گذاران می‌دهد که یک بازده هدف را برای سرمایه‌گذاری خود مشخص نموده و به دنبال آن از دستیابی به تبادل بهینه ریسک و بازده موجود در فرصت‌های سرمایه‌گذاری در دسترس بیشتر منتفع گردند. گرانگر[4] (۲۰۰۲) نیز توصیه‌ها و پیشنهادهایی درخصوص ریسک ارائه نمود و به تبیین این امر پرداخت که ریسک و اندازه‌گیری آن موضوعی است که تا حد بسیار زیادی شخصی تلقی می‌شود.

یکی دیگر از مدل‌های مطرح در زمینه توسعه بحث ریسک مطلوب و نامطلوب، گشتاور جزء پایین (a,τ) است که هدف آن توصیف رفتار ریسک‌گریز و ریسک‌پذیر افراد در شرایطی است که بازده سرمایه‌گذار کمتر و یا بیشتر از بازده هدف (τ) باشد. این درحالی است که مدل مذکور نیز مصون از انتقاد نبوده است. به‌طوری که کپلان و سیگل[5] (۱۹۹۴) ویژگی خطی بودن تابع مطلوبیت در بالای نرخ بازده هدف و ریسک خنثی بودن در مقابل نرخ‌های بازده بیش از بازده هدف را مورد انتقاد قرار دادند. همچنین، سرمایه‌گذاران در شرایطی که بازدهی کمتر از بازده هدف (τ) داشته باشند، رفتار ریسک‌گریزانه‌ای دارند. درصورتی که اگر بازده آنها بیش از بازده هدف (τ) باشد، رفتار کاملاً ریسک‌پذیرانه‌ای خواهند داشت. بررسی واقعی‌تر رفتارهای

1. Bawa & Lindenberg
2. Fishbern
3. Grootveld & Hallerbach
4. Granger
5. Kaplan & Sigel

سرمایه‌گذاران به معرفی یکی از معیارهای ارزیابی عملکرد مشهور به معیار سورتینو[1] (UPM/LPMratio) توسط سورتینو و همکاران[2] (۱۹۹۹) انجامید که بر اساس همین تفاوت‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در شرایط متفاوت زیان و سود بنا نهاده شده است. LPM در نگاه اول بسیار جذاب به‌نظر می‌رسد، لیکن معیار ریسک گشتاور جزء پایین از نظر محاسباتی نسبت به معیارهایی که بر مبنای کل دامنه توزیع به محاسبه ریسک می‌پردازد، بسیار پیچیده‌تر بوده و از نظر کاربرد در زمینه بهینه‌سازی سبد سهام بسیار مشکل‌تر است. رام و فرگوسن (۱۹۹۴) اظهار می‌دارند مقیاس ریسک نامطلوب در نظریه فرامدرن پرتفوی بین نوسانات نزولی و صعودی تمایز قائل می‌شود. در این نظریه، فقط نوسانات زیر بازده هدف، موجب ریسک می‌شود و بازده‌های بالای این بازده هدف، تنها سبب "عدم اطمینان" می‌گردند. به‌منظور درک این مطلب، توزیع فراوانی بازده یک سهم را به‌صورت زیر در نظر بگیرید:



شکل ۱. تمایز ریسک عدم اطمینان در تئوری فرامدرن پرتفوی

در این نمودار ناحیه زیر منحنی، کل نوسانات دارایی است؛ از $-\infty$ تا τ (بازده هدف) محدوده نوسانات زیر بازده هدف بوده و ریسک نامطلوب است. اما رام و فرگوسن (۱۹۹۴) معتقدند ناحیه نوسانات مثبت و بالای هدف (یعنی از τ تا ∞) صرفاً عدم اطمینان محسوب می‌گردد، بنابراین محاسبه ریسک نامطلوب به‌صورت زیر است:

رابطه (۱)
$$LPM(\tau,\alpha)=\int_{-\infty}^{\tau}(\tau-r_i)^{\alpha}\,df(r)=E\{Max((\tau-r_i;0)^{\alpha}\}$$

در رابطه بالا LPM گشتاور جزء پایین به‌عنوان ریسک نامطلوب با درجه گشتاوری α است، τ بازده هدف سرمایه‌گذار، r_i بازده سرمایه‌گذاری و $df(r)$ تابع چگالی احتمال بازده است.

1. Sortino
2. Sortino et al

دلیل جذابیت معیار ریسک نامطلوب عدم الزام آن به مفروضات توزیع بازده بوده است. درحالی که نرمال بودن توزیع بازده دارایی‌ها، از مهم‌ترین مفروضات مدل میانگین- واریانس است. در تأیید مزایای ریسک نامطلوب به دو ضعف بهینه‌سازی میانگین- واریانس اشاره می‌شود. اول این‌که مدل میانگین واریانس در شرایطی که توزیع بازده‌ها چولگی نداشته باشد، مناسب است. دوم این‌که ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران نادیده گرفته می‌شود و مدل ریسک نامطلوب می‌تواند نقص‌های مدل مارکویتز را رفع نماید.

درحالی که واریانس، انحراف کامل بازده‌ها از میانگین را به‌عنوان ریسک محاسبه می‌کند، تئوری فرامدرن (پست مدرن) پرتفوی، آن بخشی از انحرافات که به اهداف خاص سرمایه‌گذاران مرتبط است را مشمول محاسبه ریسک کرده و هر پیامد یا نتیجه‌ای که بالاتر و بهتر از آن هدف باشد، بیانگر ریسک مالی نخواهد بود. در تئوری فرامدرن پرتفوی، تنها نوسانات پایین‌تر از نرخ بازده هدف سرمایه‌گذار، منشأ ریسک هستند و تمامی نوسانات بالاتر از این هدف، بیانگر «عدم اطمینان» بوده که در واقع، چیزی بیش از پتانسیل‌های مطلوب برای بازده‌های با پراکندگی بالا نیست.

در تئوری فرامدرن پرتفوی، این نرخ بازده هدف، به حداقل نرخ جذب‌کننده (قابل قبول) MAR[1] تعبیر می‌شود که بیانگر نرخ بازدهی است که برای اجتناب از زیان دستیابی به برخی از اهداف مهم مالی باید کسب شود. حداقل بازده قابل قبول می‌تواند به‌عنوان یک رابط عینی میان نیازها و الزامات مالی سرمایه‌گذار و دارایی‌های آنها باشد. از آن‌جا که حداقل بازده قابل قبول به‌صورت عینی شامل محاسبه مرزهای کارای تئوری فرامدرن پرتفوی است، برای هر حداقل بازده قابل قبول، یک مرز کارای منحصربه‌فرد وجود دارد. به‌عبارتی، برای هر سطح مشخصی از ریسک، بازده و کوواریانس مفروض، نظیربه‌نظیر هر حداقل بازده قابل قبول، تعداد نامحدودی مرز کارا وجود دارد. بنابراین این امر در مقابل مرزهای کارای تئوری مدرن پرتفوی قرار می‌گیرد که در آن اهداف سرمایه‌گذار، هرگز به‌طور عینی مورد توجه قرار نمی‌گیرند.

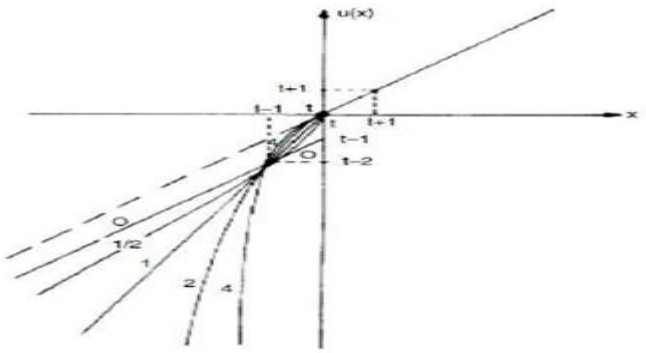
برای نمایش عدم اطمینان موجود در پیش‌بینی دارایی، روال بهینه‌سازی در تئوری مدرن پرتفوی و تئوری فرامدرن پرتفوی این است که برای هر دارایی، به توزیع آماری بازدهی نیاز داریم که باید تعیین و مشخص شوند. درحالی که تئوری مدرن پرتفوی تنها در توزیع‌های دو پارامتری نرمال یا لوگ نرمال امکان‌پذیر است، تئوری فرامدرن پرتفوی، طیف و طبقه وسیعی از توزیع‌های غیرنرمال را مورد استفاده قرار می‌دهد.

در هرحال، مدل میانگین- نیم واریانس (μ-LPM) نیز در پژوهشهای دانشگاهی بسیار به چالش کشیده شده است. یکی از مهم‌ترین انتقادات وارده به این مدل، نادیده گرفتن انحرافات مثبت بازده سرمایه‌گذاری نسبت به بازده مورد انتظار یا بازده هدف (پتانسیل مطلوب) است که حاوی اطلاعاتی درخصوص مزیت‌های فرصت‌های سرمایه‌گذاری نسبت به یکدیگر است. حذف همین عامل از تجزیه‌وتحلیل سرمایه‌گذاری بزرگترین ضعفی است که به معیار ریسک نامطلوب نسبت داده می‌شود. در واقع، مطلوبیت کسب بازدهی بالاتر از بازده هدف، در این مدل خطی درنظر گرفته شده است (فیشبرن، ۱۹۷۷).

1. Minimum Acceptable Return

رابطه (۲)

$$U(x) = \begin{cases} U, & x > \tau \\ -k(\tau - x)^{\alpha}, & x \leq \tau \end{cases}$$



شکل ۲. تابع مطلوبیت در مدل LPM-μ

منبع: فیشبرن (۱۹۷۷)

در نمودار بالا، درجه گشتاور جزء پایین (α)، درجه ریسک‌پذیری و ریسک‌گریزی و متقابلاً تحدب و تقعر منحنی تابع مطلوبیت در ناحیه زیر بازده هدف را تعیین می‌کند. اما نوسانات بازدهی بالای بازده هدف در این مدل نادیده انگاشته شده است. به‌عبارتی، مطلوبیت آن خطی درنظر گرفته شده است. همچنین مطلوبیت سرمایه‌گذاران با تئوری‌های مهم مطلوبیت از جمله تئوری مطلوبیت ون نیومن و موگنسترن (۱۹۴۴) و تئوری چشم‌انداز همخوانی ندارد. برای حل این مشکل، مدلسازی تصمیم تخصیص سرمایه در چارچوب گشتاور جزء پایین-گشتاور جزء بالا (LPM/UPM) مورد توجه قرار گرفت. همان‌طور که گفته شد گشتاور جزء پایین ریسک نامطلوب یک سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. اما گشتاور جزء بالا بر روی نوسانات بالای بازده هدف متمرکز شده و از این جهت معیاری برای اندازه‌گیری پتانسیل مطلوب یک سرمایه‌گذاری است. رابطه زیر گشتاور جزء بالا را نشان می‌دهد.

رابطه (۳)

$$\mathrm{UPM}(\tau, \beta) = \int_{\tau}^{\infty} (r_i - \tau)^{\beta} \, df(r) = E\{\mathrm{Max}((r_i - \tau; 0)^{\beta}\}$$

در رابطه فوق UPM گشتاور جزء بالا به‌عنوان پتانسیل مطلوب با درجه گشتاوری β است، τ بازده هدف سرمایه‌گذار، r_i بازده سرمایه‌گذاری و df(ri) تابع چگالی احتمال بازده است.

ناوروکی و کوموا[1] (۲۰۱۴) برای اولین بار مدلی معرفی کردند که نگاه تک بعدی مدل میانگین-نیم واریانس را رفع و از پشتوانه تئوریک قوی‌تر برخوردار بود. در این مدل، تخصیص سرمایه در چارچوب حداکثرسازی نوسانات مثبت به‌عنوان پتانسیل مطلوب و حداقل‌سازی نوسانات منفی به‌عنوان ریسک

1. Cumova & Nawrocki

نامطلوب (مدلLPM/UPM) صورت می‌گیرد. برخلاف مدل‌های قبلی تئوری مدرن و فرامدرن پرتفوی، در مدل LPM/UPM حداکثر بازدهی جای خود را به حداکثرسازی پتانسیل صعود ارزش سرمایه‌گذاری داد.

یکی از چالش‌های عمده در مدلسازی هر تئوری پرتفوی، که راهکاری جایگزین برای مدل میانگین–واریانس معرفی می‌کند، الزام به استفاده از یک زیربنای قوی از یک تئوری مطلوبیت است؛ که از این جهت چارچوب UPM/LPM از تئوری‌های مطلوبیت اقتصادی بسیار غنی مانند تئوری مطلوبیت ون نیومن و مورگنسترن (۱۹۴۴) و تئوری چشم‌انداز بهره‌مند است.

از پژوهشهای انجام شده در این زمینه می‌توان به باوا و لیندنبرگ (۱۹۷۷) و هارلو و رائو (۱۹۸۹) اشاره نمود که ریسک نامطلوب پرتفوی را به‌صورت رابطه زیر محاسبه نموده‌اند:

$$\mathrm{LPM_P}(\tau,\alpha)=\sum\sum \mathrm{x_i x_j CLPM_{ij}} \qquad \text{رابطه (۴)}$$

x_i وزن سرمایه‌گذاری i در پرتفوی و xj وزن سرمایه‌گذاری j در پرتفوی است و CLPMij نیم-کوواریانس جزء پایین بازده دارایی i و دارایی j است. استرادا[1] (۲۰۰۸) نیم–کووریانس بازده دارایی‌ها را به‌صورت رابطه ذیل ارائه نمود:

$$CLPM_{ij}(\tau,\alpha)=\int_{r_{i=-\infty}}^{\tau}\int_{r_{j=-\infty}}^{\infty}(\tau-r_i)^{\alpha-1}\left(\tau-r_j\right)^{\alpha-1}df(R_i,R_j) \qquad \text{رابطه (۵)}$$

$$CLPM_{ij}(\tau,\alpha)=E\{Max(\tau-\mathrm{r_i};0)^{\alpha-1}Max\left(\tau-\mathrm{r_j};0\right)^{\alpha-1}\} \qquad \text{رابطه (۶)}$$

در روابط فوق، τ بازده هدف سرمایه‌گذار، ri بازده سرمایه‌گذاری i و rj بازده سرمایه‌گذاری j و (Rj, df(Rj تابع چگالی توام بازده و α درجه گشتاور جزء پایین است.

همان‌طور که بیان شد گشتاور جزء پایین ریسک نامطلوب یک سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد؛ اما گشتاور جزء بالا، بر نوسانات بالای بازده هدف تمرکز دارد و از این جهت معیاری برای اندازه‌گیری پتانسیل مطلوب یک سرمایه‌گذاری محسوب می‌گردد و از رابطه ۳ به‌دست می‌آید. بر اساس مدل کوموا و ناوروکی (۲۰۱۴) نیم-کو واریانس جز ء بالا بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$\mathrm{CUPM_{ij}}(\tau,\beta)=\mathrm{E}\{\mathrm{Max}(\mathrm{r_i}-\tau;0)^{\beta-1}\mathrm{Max}\left(\mathrm{r_j}-\tau;0\right)^{\beta-1}\} \qquad \text{رابطه (۷)}$$

در نهایت پتانسیل مطلوب پرتفوی یا پتانسیل صعود پرتفویی از دارایی‌ها از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\mathrm{UPM_P}(\tau,\beta)=\sum\sum \mathrm{x_i x_j CUPM_{ij}} \qquad \text{رابطه (۸)}$$

1. Strada

هالثوسن[1] (۱۹۸۱) مدل LPM/UPM (α ؛ β؛ τ) را پیشنهاد نمود که در آن α ضریب مطلوبیت بازده زیر هدف و β ضریب مطلوبیت بازدهی بالای هدف است. طبق تعریف وی، سرمایه‌گذاران در سه دسته تقسیم‌بندی می‌شوند:

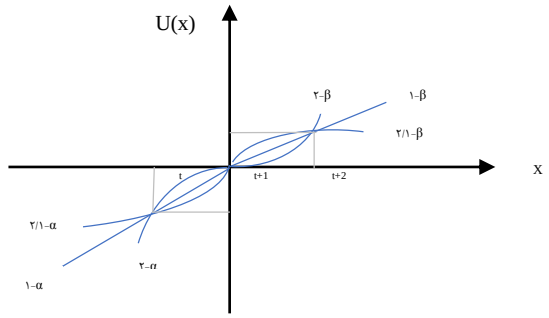
- ✓ سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر (α<۱ ,β>۱)
- ✓ سرمایه‌گذاران بی‌تفاوت نسبت به ریسک (α=β=۱)
- ✓ سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز (α>۱ ,β<۱)

یکی از یافته‌های مهم هالثوسن، اثبات تطابق این چارچوب با تئوری مطلوبیت ون نئومن و مورگنسترن (۱۹۴۴) به‌صورت رابطه زیر است:

رابطه (۹)

$$U(x) = \begin{cases} (x-\tau)^{\beta}, & x > \tau \\ -k(\tau - x)^{\alpha}, & x \le \tau \end{cases}$$

با توجه به رابطه فوق، شکل تابع مطلوبیت به‌شکل زیر است که در آن، محور افقی بازده و محور عمودی مطلوبیت است. ضرایب α و β تقعر و تحدب تابع مطلوبیت نسبت به محور بازده را نشان می‌دهند.



شکل ۳. تابع مطلوبیت UPM/LPM (K=2)

منبع: هالثوسن (۱۹۸۱)

مروری بر پیشینه پژوهش

سوکونو و همکاران[2] (۲۰۱۹) به‌منظور افزایش احتمال دستیابی به اهداف سرمایه‌گذار به ارزیابی عملکرد پرتفوی قبل و بعد از تصمیم‌گیری پرداخته و از مدل‌های میانگین متحرک و مدل نوسانات غیرثابت (گارچ) و نوسانات اصلی و غیرقابل ارزیابی برآوردگر برای تحلیل بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری استفاده کرده‌اند.

1. Halsosen
2. Sukono et al

دلفین و همکاران[1] (۲۰۱۹) در مقاله‌ای با عنوان پیش‌بینی مرزکارای پویای سهم با رویکرد KTAP ضمن بحث درباره پویایی تعامل دارایی‌های ریسکی در یک پرتفوی با توسل به روش‌های مکانیک آماری مرز کارای سهم را برای حداقل رساندن مقدار ارزش در معرض خطر شرطی ارائه نموده‌اند.

کاسیک و داریس[2] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با عنوان بهینه‌سازی پرتفلیو مبتنی بر ریسک نامطلوب و پتانسیل مطلوب با اعداد چند ارزشی، با به‌کارگیری اعداد چند ارزشی، سناریوهای مختلف برای بازده تعریف نموده و با درنظر گرفتن حالت‌های چهارگانه رفتار سرمایه‌گذاران از قبیل ریسک نامطلوب‌پذیری، ریسک نامطلوب‌گریزی، پتانسیل‌پذیری و پتانسیل‌گریزی و به‌کارگیری مدل برنامه‌ریزی غیرخطی نسبت به بهینه‌سازی پرتفیلو اقدام نموده‌اند.

کوموا و ناوروکی (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان بهینه‌سازی پرتفلیو در چارچوب پتانسیل مطلوب و ریسک نامطلوب بر اساس پیشنهادهای ارائه شده توسط هالثوسن (۱۹۸۱)، کانگ و همکاران (۱۹۹۶) و سورتینو و همکاران (۱۹۹۹) به‌منظور پتانسیل مطلوب در بهینه‌سازی پرتفلیو و فرمول‌سازی مدلی برای انتخاب پرتفلیو بر اساس نسبت پتانسیل مطلوب به ریسک نامطلوب پرداخته‌اند. توانایی مدل آنها در ایجاد یک منحنی کارای مقعر در فضای UPM/LPM در چهار مطالعه موردی تأیید شد.

صالح‌آبادی و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان بهینه‌سازی پرتفوی در چارچوب مدل پتانسیل مطلوب و ریسک نامطلوب UPM/LPM روند پرتفوی بهینه شده با مدل پیشنهادی را با مدل میانگین–واریانس مقایسه و عملکرد پرتفوی را با نسبت شارپ سنجیده و نتیجه گرفتند که نتایج مدل پیشنهادی بهتر است.

میرعباسی و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان بررسی کارایی بهینه‌سازی پرتفوی مبتنی بر ریسک نامطلوب و پتانسیل مطلوب و متغیرهای روان‌شناختی اقدام به بهینه‌سازی پرتفلیو مبتنی بر ریسک نامطلوب و پتانسیل مطلوب و مقایسه بازده آن با بازده مدل کلاسیک (بنیادی‌ترین مدل‌های بهینه‌سازی) نموده‌اند. آنها با بررسی بازده ۱۸ صنعت از صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۲ ساله و تشکیل پرتفوی بهینه و محاسبه بازده واقعی آنها با استفاده از این دو مدل و تحلیل واریانس نشان دادند که بازده پرتفوی بهینه مبتنی بر ریسک نامطلوب و پتانسیل مطلوب در حالتی که سرمایه‌گذار از ریسک نامطلوب و پتانسیل مطلوب گریزان است و یا زمانی که سرمایه‌گذار از ریسک نامطلوب گریزان و نسبت به پتانسیل مطلوب بی‌تفاوت (خنثی) است، تفاوت معنی‌داری با بازده مدل کلاسیک ندارند. درحالی که بازده پرتفوی بهینه درحالتی که سرمایه‌گذار از ریسک نامطلوب گریزان و در جستجوی پتانسیل مطلوب (پتانسیل پذیر) است از بازده مدل کلاسیک بالاتر است.

رهنمای رودپشتی و میرعباسی (۱۳۹۲) به ارائه زیربنای نظری یک سنجه ریسک جدید پرداخته‌اند که مبتنی بر ریسک نامطلوب است و بر اساس پتانسیل مطلوب آن تعدیل می‌گردد. این درحالی است که سنجه مذکور با تکیه بر احتمال بروز هر یک از انحرافات مثبت و منفی، میزان ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری،

1. Dolfin et al
2. Kaucic & Daris

میزان پتانسیل‌گریزی و پتانسیل‌پذیری در شرایط متفاوت سود و زیان، اهمیت انحرافات مثبت و منفی برای سرمایه‌گذاران و نیز براساس ضریب جایگزینی گشتاور بالا و پایین تعیین می‌گردد.

صادقی و همکاران (۱۳۸۹) در مقاله‌ای با عنوان بررسی نوسان‌پذیری، ریسک مطلوب و ریسک نامطلوب در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر نرمال نبودن بازدهی در بورس ایران، اعلام نمودند که استفاده از مدل میانگین-واریانس در مورد شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران مناسب نیست. بر اساس همین نتایج بیان داشتند که معیارهای ریسک نامطلوب و ریسک مطلوب نسبت به معیارهای مختلف ریسک مورد تأیید است. نتایج این پژوهش نشان داد که شاخص‌های مطلوب قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بیشتری برای بازدهی دارند و شاخص‌های نامطلوب کمترین قدرت پیش‌بینی‌کنندگی را دارند. این نتیجه نشان داد سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس ریسک رو به بالا تصمیم‌گیری می‌کنند و ریسک نامطلوب یا رو به پایین برای آنها اهمیت کمتری دارد.

فرضیه‌های پژوهش

- ✓ فرضیه اول: عملکرد پرتفوی مدل VaR/UPM (α، β، τ) در شرایط ریسک‌گریز و پتانسیل‌پذیر (β=۳ ,α=۲) بهتر از عملکرد پرتفوی مدل مارکویتز است.
- ✓ فرضیه دوم: عملکرد پرتفوی مدل VaR/UPM (α، β، τ) در شرایط ریسک‌گریز و پتانسیل خنثی (α=۲, β=۱) بهتر از عملکرد پرتفوی مدل مارکویتز است.
- ✓ فرضیه سوم: عملکرد پرتفوی مدل VaR/UPM (α، β، τ) در شرایط ریسک‌گریز و پتانسیل‌گریز (α=۲, β=۰/۸) بهتر از عملکرد پرتفوی مدل مارکویتز است.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بر اساس هدف، کاربردی است. زیرا به توسعه دانش کاربردی در زمینه سرمایه‌گذاری و انتخاب پرتفوی بهینه می‌پردازد. از نظر روش تجزیه‌وتحلیل، توصیفی است. زیرا، پژوهشگر به‌دنبال ترسیم تصویری از «آنچه که هست» می‌باشد. تدوین مبانی نظری به روش کتابخانه‌ای انجام شده و داده‌های مالی به روش میدانی از منابع مختلفی چون نرم افزار ره‌آورد نوین و پایگاه اطلاع‌رسانی شرکت بورس و سازمان بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. این داده‌ها شامل قیمت آغازین و پایانی ماه سهام ۵۰ شرکت فعال‌تر در بورس اوراق بهادار تهران است. به‌گونه‌ای که بتوان بازده قیمتی ماهانه سهم را از روی آن محاسبه نمود. لازم به توضیح است تعدیل بازده قیمتی با توجه به بازده نقدی سهم که به‌صورت سالانه تعیین و پرداخت می‌شود در محاسبات لحاظ شده است. همچنین سایر متغیرهای پژوهش ازجمله انحراف معیار قیمت سهم به‌عنوان معیار ریسک سهم در مدل مارکویتز و ارزش در معرض خطر و کوواریانس جز بالا در سه سناریوی مدل پیشنهادی از روی بازده ماهانه سهم و پارامترهای توزیع آماری آن محاسبه شده است. برای دسته‌بندی، تلخیص و ایجاد پایگاه داده‌ها از نرم‌افزار Excel، برای تعیین توزیع بازده دارایی‌ها و محاسبات آماری پارامترهای مدل از جمله واریانس و واریانس شرطی بازده از نرم‌افزار Eviews، جهت حل

مسئله برنامه‌ریزی درجه دو (کوادرتیک) مدل مارکویتز از نرم‌افزار MATLAB، جهت حل مسئله برنامه‌ریزی غیرخطی مدل پیشنهادی از نرم‌افزار GAMS و به‌منظور آزمون فرضیه‌ها و مقایسه نتایج دو مدل از روش مطالعات طولی با اندازه‌گیری مکرر و نرم‌افزار آماری SPSS استفاده شده است.

جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از این بین، ۵۰ شرکت فعال‌تر با توجه به دسترسی به اطلاعات و استاندارد و همگن بودن این اطلاعات به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شده است. ضمناً، نمونه انتخابی (۵۰ شرکت فعال‌تر بورس اوراق بهادار تهران) در دوره زمانی مورد مطالعه (سال‌های ۹۷-۹۱) ثابت فرض شده است.

متغیرهای پژوهش

بازده هر سهم: منظور از بازده، مجموعه مزایایی است که در طول دوره مورد نظر به سهم تعلق می‌گیرد و نسبت به قیمت ابتدای دوره محاسبه می‌گردد (راعی و سعیدی، ۱۳۹۶). دو نوع سود برای سهامداران قابل تصور است. نخست؛ سود نقدی که توسط شرکت سرمایه‌پذیر پرداخت می‌شود و به‌طور طبیعی افراد کمتر مخاطره‌پذیر، انتظار این نوع سود را دارند. شایان توجه است این نوع سود باعث خروج نقدینگی از شرکت شده و به‌علت تضعیف بنیان سهام، ارزش سهام شرکت را تعدیل می‌کند. به‌عبارت دیگر، قسمتی از سود که می‌توانست باعث افزایش قیمت سهام شود، نقدی پرداخت می‌گردد. دوم؛ سود ناشی از افزایش ارزش سهام است که از تغییرات قیمت به سبب عوامل مختلفی چون سود باقیمانده، افزایش تقاضا بر عرضه، مسائل اقتصادی و سیاسی و... تأثیر می‌پذیرد.

ریسک هر سهم: فرهنگ وبستر، ریسک را «در معرض خطر قرار گرفتن» تعریف کرده است. فرهنگ لغات سرمایه‌گذاری نیز ریسک را به‌صورت زیان بالقوه سرمایه‌گذاری که قابل محاسبه است، تعریف نموده است. در زبان چینی، ریسک با دوعلامت، یکی به معنی خطر و دیگری به مفهوم فرصت است. به‌عبارت دیگر، ریسک ما را با شرایطی مرکب از خطر و فرصت مواجه می‌سازد و شاید بتوان این جمله را کامل‌ترین تعریف از ریسک به‌حساب آورد. چرا که نه تنها دنیای سرمایه‌گذاری بلکه جهان طبیعت نیز تهدیدها و فرصت‌ها را در کنار یکدیگر قرار داده و موجودات به مقتضای سطح شعور و آگاهی خود از این فرصت‌ها در کنار شناخت تهدیدات، استفاده می‌کنند. بر اساس مبانی و واژگان در استاندارد ایزو ۲۸۰۰۰، ریسک عبارتست از اثر عدم قطعیت بر هدف. به‌طوری که این اثر می‌تواند مثبت یا منفی باشد (اداره استاندارد ایران، ۱۳۹۷).

در مدل مارکویتز، برای تشکیل پرتفوی در مقطع زمانی باید بازده و ریسک طبق رابطه زیر حساب شود.

رابطه (۱۰)
$$R_{it} = \ln(\frac{P_{it} + D_{it}}{P_{i,t-1}})$$

رابطه (۱۱)
$$\sigma_i = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \frac{(R_i - \bar{R}_i)^2}{N-1}}$$

که در آن:

R_{it}: بازده سهام شرکت i در دوره t، P_{it}: قیمت سهام i در دوره t، D_{it}: سود تقسیمی سهام i در دوره t و σ_i: انحراف معیار بازده سهام است.

ارزش در معرض خطر هر سهم: حداکثر زیانی است که کاهش ارزش سبد دارایی در دوره معینی در آینده با ضریب اطمینان مشخصی از آن بیشتر نمی‌شود. به‌عبارت دیگر، ارزش در معرض خطر بدترین زیان مورد انتظار را تحت شرایط عادی بازار و طی یک دوره زمانی مشخص و در یک سطح اطمینان معین اندازه می‌گیرد و از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$VaR = MZ_{\alpha}\sigma\sqrt{T}$$ رابطه (۱۲)

که در آن:

VaR: ارزش در معرض خطر، α: سطح عدم اطمینان، M: ارزش بازار دارایی و T: طول دوره زمانی محاسبه بازده است.

پتانسیل مطلوب: به معنای اثر مثبت عدم قطعیت بر بازده هدف است. به‌عبارت دیگر، همه نوسان‌های بالاتر از بازده هدف (در شرایط عدم اطمینان)، به‌عنوان پتانسیل مطلوب (فرصت) به‌منظور دستیابی به نرخ بازدهی مطلوب محسوب می‌شوند. برای عملیاتی کردن این متغیر از سنجه نیم-کوواریانس جزء بالا که اولین بار توسط کوموآ و ناوروکی (۲۰۱۴) پیشنهاد شد طبق رابطه ۷ استفاده می‌شود.

مدل پژوهش

این پژوهش در سه گام انجام شده است.

- ✓ گام اول: پرتفوی و مرز کارای مدل میانگین–واریانس مارکویتز محاسبه و در دوره‌های تست مدل نسبت به روزآمدسازی پرتفوی و مرز کارا اقدام شد. برای این منظور، وزن‌های پرتفوی بهینه بر اساس بازده ماهانه صنایع در بازه زمانی سال‌های ۹۴-۹۱ و مدل بهینه‌سازی میانگین-واریانس مارکویتز محاسبه شد. از داده‌های ماهانه سال‌های ۹۷-۹۵ جهت روزآمدسازی مدل و تست و مقایسه دو مدل استفاده شد.
- ✓ گام دوم: پرتفوی و مرز کارای مدل VaR/UPM $(\alpha، \beta، \tau)$ در سه سناریوی ریسک‌گریز و پتانسیل‌پذیر، ریسک‌گریز و پتانسیل خنثی و ریسک‌گریز و پتانسیل‌گریز طبق تعریف هالثوسن (۱۹۸۱) محاسبه و در دوره‌های تست مدل نسبت به روزآمدسازی پرتفوی و مرز کارا اقدام شد.
- ✓ گام سوم: عملکرد پرتفوی کارا در مدل VaR/UPM $(\alpha، \beta، \tau)$ و مدل مارکوویتز سنجش و مقایسه شد.

گام اول: مدل بهینه‌سازی پرتفوی تحت چارچوب مدل مارکویتز

پرتفوی بهینه در روش مارکویتز همان پرتفوی حداقل واریانس برای یک سطح معینی از بازده مورد انتظار است (راعی و تلنگی، ۱۳۹۱). بنابراین داریم؛

رابطه (۱۳)

$$\text{Min U} = \sigma_p - \lambda.\ E(r_p)$$

Subject to:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = 1$$

$$x_i \geq 0\ ;\ i = \{1,2,\dots,n\}$$

برای برآورد بازده و واریانس پرتفوی از رابطه زیر استفاده می‌کنیم:

رابطه (۱۴)

$$S_P^2 = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} x_i x_j \sigma_{ij}$$

رابطه (۱۵)

$$\bar{r_p} = \sum\nolimits_{i=1}^{n} x_i \bar{r_i}$$

که در آن:

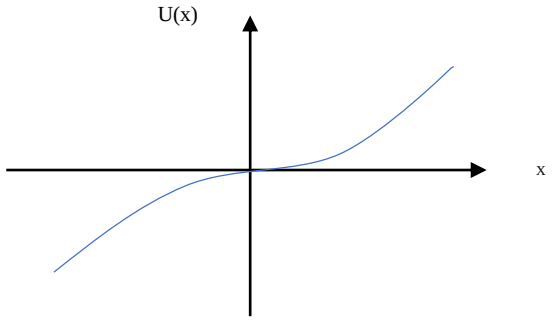
i=1,…,n بیانگر تعداد دارایی‌های موجود در پرتفوی است. در این مدل، هدف کاهش میزان مطلوبیت ریسک سرمایه‌گذاری با توجه به بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری است. در حالت کلی، تابع هدف Min U، به حداقل‌سازی مطلوبیت ریسک سرمایه‌گذاری در دارایی‌های موجود در پرتفوی به ازای میزان مشخصی از بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار می‌پردازد. محدودیت‌ها نیز از دو قید تشکیل شده‌اند: ۱- مجموع وزن‌های کل دارایی‌های موجود در سبد برابر یک خواهد بود. ۲- قید نامنفی بودن وزن هر یک از دارایی‌ها در سبد مالی، یعنی حداقل سهم هر دارایی در سبد برابر صفر خواهد بود.

برای به‌دست آوردن پرتفوی بهینه برای $\lambda>0$ تابع هدف کمینه خواهد شد. و با محاسبه پرتفوی‌های کارا برای مقادیر مختلفی از پارامتر λ، می‌توان به مرز کارای مدل میانگین-واریانس دست یافت (میرعباسی و همکاران، ۱۳۹۷).

گام دوم: مدل بهینه‌سازی پرتفوی تحت چارچوب مدل VaR/ UPM (α،β،τ)

مدل VaR/ UPM (α،β،τ) در شرایط ریسک‌گریزی و پتانسیل‌پذیری (سناریوی اول)

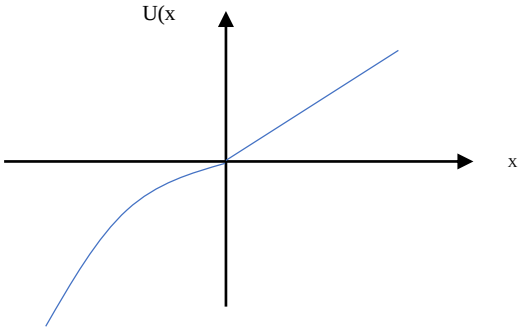
در مواردی ممکن است سرمایه‌گذاران نسبت به کسب بازدهی کمتر از بازده هدف، ریسک‌گریز بوده و در مقابل، نسبت به بازدهی بالاتر از هدف، پتانسیل‌پذیر باشند. در چنین مواردی تابع مطلوبیت برای بازده زیر هدف مقعر و برای بازده بالای هدف محدب است. یعنی در تابع مطلوبیت ضریب مطلوبیت بازده زیر هدف (بزرگتر از یک) α=۲ و ضریب بازده بالاتر از هدف (بزرگتر از یک) β=۳ است. به‌عبارت دیگر، در این حالت درجه ریسک‌گریزی α=۲ و درجه پتانسیل‌پذیری β=۳ درنظر گرفته شده و در تابع هدف مدل قرار می‌گیرد. در این حالت تابع مطلوبیت چنین افرادی به‌شکل زیر است (صالح‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۷).



شکل ۴. تابع مطلوبیت سرمایه‌گذار ریسک‌گریز و پتانسیل‌پذیر

مدل VaR/ UPM (α؛β؛τ) در شرایط ریسک‌گریزی و پتانسیل خنثی (سناریوی دوم)

در مواردی ممکن است سرمایه‌گذاران نسبت به کسب بازدهی کمتر از بازده هدف، ریسک‌گریز بوده و نسبت به بازدهی بالاتر از هدف، نه پتانسیل‌پذیر و نه پتانسیل‌گریز باشند. در چنین مواردی تابع مطلوبیت برای بازده زیر هدف مقعر و برای بازده بالای هدف خطی است. یعنی در تابع مطلوبیت، ضریب مطلوبیت بازده زیر هدف (بزرگتر از یک) α=۲ و ضریب بازده بالاتر از هدف (مساوی یک) β=۱ است. به‌عبارت دیگر، در این حالت درجه ریسک‌گریزی α=۲ و درجه پتانسیل‌پذیری β=۱ درنظر گرفته شده و در تابع هدف مدل قرار می‌گیرد. در این حالت، تابع مطلوبیت چنین افرادی به‌شکل زیر است (صالح‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۷).

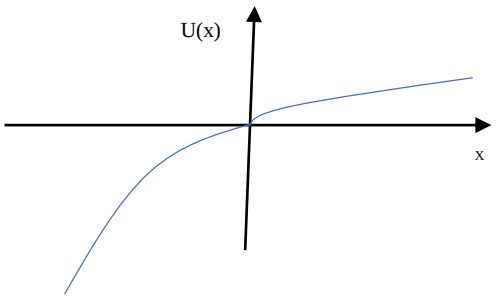


شکل ۵. تابع مطلوبیت سرمایه‌گذار ریسک‌گریز و پتانسیل خنثی

مدل VaR/ UPM (α؛β؛τ) در شرایط ریسک‌گریزی و پتانسیل‌گریزی (سناریوی سوم)

در مواردی ممکن است سرمایه‌گذار در ترجیحات خود نسبت به نوسانات زیر هدف ریسک‌گریز و همچنین نسبت به نوسانات بالای هدف پتانسیل‌گریز باشد و چنین ترجیحاتی به راهبرد محافظه‌کارانه سرمایه‌گذاری مربوط می‌شود که سرمایه‌گذار نسبت به هرگونه نوساناتی گریزان است. این راهبرد سعی می‌کند پرتفوی را روی بازده هدف سرمایه‌گذار متمرکز نماید. تابع مطلوبیت در این مورد مقعر بوده و شبیه

تئوری کلاسیک مطلوبیت مورد انتظار است. یعنی در تابع مطلوبیت ضریب مطلوبیت بازده زیر هدف (بزرگتر از یک) α=۲ و ضریب بازده بالاتر از هدف (کمتر از یک) β=۰/۸ است. به‌عبارت دیگر، در این حالت درجه ریسک‌گریزی α=۲ و درجه پتانسیل‌پذیری β=۰/۸ درنظر گرفته شده و در تابع هدف مدل قرار گرفته است. در این حالت، تابع مطلوبیت چنین افرادی به‌شکل زیر است (صالح‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۷).



شکل ۶. تابع مطلوبیت سرمایه‌گذار ریسک‌گریز و پتانسیل‌گریز

در این حالت، برای تعیین وزن‌های پرتفوی بهینه در سه سناریوی فوق، مدل برنامه‌ریزی غیرخطی زیر به ازای مقادیر α و β مرتبط با هر سناریو تشکیل شده است.

$$\text{Max } E(U_p)=E\{\max(r_p-\tau;0)^{\beta}\}-\lambda\ VaR_p \qquad \text{رابطه (۱۶)}$$

Subject to:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = 1$$

$$x_i \geq 0\ ; i = \{1,2,\dots,n\}$$

با توجه به تئوری چشم‌انداز تورسکی و کانمن[1] (۱۹۷۹) افراد غالباً نسبت به نتیجه‌ای که از سطح مرجع (بازده هدف)، تفاوت داشته باشد بسیار حساس‌تر هستند تا نتیجه‌ای که بر حسب مقادیر مطلق اندازه‌گیری می‌شود. در تئوری چشم‌انداز بیان می‌شود که تصمیم‌گیرنده فی‌نفسه نگران مقادیر نهایی ثروت نیست. بلکه نگران تغییرات در ثروت (Δw) نسبت به مرجع است. لذا در این حالت لازم است ریسک نوسانات زیر بازده هدف به‌عنوان ریسک نامطلوب (ارزش در معرض خطر) کمینه و نوسانات بالای بازده هدف به‌عنوان پتانسیل مطلوب سرمایه‌گذاری بیشینه شدند. پس خواهیم داشت:

$$\text{MaxE}(U_p)=\sum_i^n \sum_j^n x_i x_j CUPM_{ij}(\tau,\beta)-\lambda\ VaR_p \qquad \text{رابطه (۱۷)}$$

Subject to:

1. Tversky & Kahneman

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = 1$$

$$x_i \geq 0 \; ; i = \{1,2, \dots, n\}$$

برای به‌دست آوردن پرتفوی بهینه برای $\lambda>0$ تابع هدف بیشینه خواهد شد. و با محاسبه پرتفوی‌های کارا برای مقادیر مختلفی از پارامتر λ، می‌توان به مرز کارای مدل VaR/UPM $(\tau=3/5 ؛ 2)$ دست یافت (کوموا و ناوروکی، ۲۰۱۴).

در این مسئله برای محاسبه نوسانات بالای بازده هدف از رابطه ۷ به ازای مقادیر β در هر سناریو و بازده هدف ماهانه $\tau=1/5$ استفاده می‌شود؛ و برای محاسبه نوسانات زیر بازده هدف از معیار ارزش در معرض خطر استفاده می‌شود. طبق تعریف ارزش در معرض خطر، حداکثر زیانی است که کاهش ارزش سبد دارایی برای دوره معینی در آینده با ضریب اطمینان مشخصی از آن بیشتر نمی‌شود. به‌عبارت دیگر، VaR بدترین زیان مورد انتظار را تحت شرایط عادی بازار و طی یک دوره زمانی مشخص و در یک سطح اطمینان معین اندازه می‌گیرد.

در روش پارامتریک برای محاسبه پارامترهای مورد نیاز ماتریس واریانس-کوواریانس، از جمله میانگین و انحراف معیار از اطلاعات تاریخی استفاده می‌شود. برای محاسبه ارزش در معرض خطر پرتفوی می‌توان از رابطه زیر استفاده نمود.

$$VaR_p=\sqrt{\sum_i \sum_j x_i x_j VaR_i VaR_j \rho_{ij}} \qquad \text{رابطه (۱۸)}$$

گام سوم: مقایسه عملکرد دو پرتفوی

دراین مرحله از پژوهش، می‌بایست عملکرد سبدهای سرمایه‌گذاری کارا و راستی‌آزمایی عملکرد بهتر این پرتفوی نسبت به پرتفوی مدل میانگین–واریانس مارکوویتز در دوره زمانی پس از سال ۱۳۹۴ ارزیابی گردد. با وزن‌های بهینه به‌دست آمده (در روش برون نمونه‌ای) نسبت به تشکیل پرتفوی برای فروردین ۹۵ اقدام شد. بازده واقعی پرتفوی در پایان ماه فروردین محاسبه و ثبت شده است. سپس اقدام به روزآمدسازی مدل ساخته شده و مرز کارا شده است. بدین صورت که داده‌های بازده ماه فرودین ۹۱ را از داده‌های ساخت مدل (داده‌های بازده ماهانه دوره زمانی ۹۴-۹۱) حذف کرده و داده‌های بازده ماهانه فرودین ۹۵ را جایگزین نموده و عمل فوق تکرار شده است. با این تفاوت که یکبار با وزن‌های پیشنهادی مدل بهینه فروردین ۹۵ به ازای $\lambda=2$ در روش برون نمونه‌ای برای ساخت پرتفوی اردیبهشت ۹۵ اقدام نموده و پس از پایان ماه، بازده واقعی پرتفوی اردیبهشت تعیین و ثبت شده است. دفعه بعد در روش درون نمونه‌ای با وزن‌های بهینه مرز کارا در فروردین ۹۵ به ازای $\lambda=2$ و با داده‌های بازده فروردین ۹۵ شرکت‌ها نسبت به تشکیل پرتفوی بهینه اقدام نموده و بازده واقعی محاسبه شده است. این عمل را برای ۳۶ ماه تست مدل یعنی از فروردین ۹۵ تا اسفند ۹۷ تکرار و مجموعاً ۳۶ مرز کارا، بازده و واریانس مورد انتظار و ۳۶ سبد پرتفوی و بازده واقعی به ازای هر مدل (مارکویتز و سناریوهای سه‌گانه مدل پیشنهادی پژوهش) به دو روش درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای تشکیل داده شده است. سپس بازده سبدهای بهینه به‌دست آمده در دوره تست ۹۷-۹۵ را در دو مدل از طریق روش مطالعات طولی با اندازه‌گیری مکرر به کمک نرم‌افزار آماری SPSS با یکدیگر مقایسه شده است.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

پس از محاسبه بازده ماهانه ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس، ابتدا به ساخت مدل و تعیین مرز کارا در بازه زمانی ۹۴-۹۱ اقدام شد. برای این منظور، پارامترهای مدل برنامه‌ریزی درجه دو (کوادرتیک) مارکویتز و برنامه‌نویسی در محیط MATLAB به ازای λ=۰/۱ وزن‌های بهینه، میانگین و واریانس مورد انتظار سبد بهینه سهام تعیین شد. سپس با تغییر مقادیر لاندا در بازه ۰/۱ <λ< ۳ و با تکرار الگوریتم فوق وزن‌های بهینه و میانگین و واریانس برای ۳۰۰ نقطه محاسبه و نسبت به ترسیم مرز کارا اقدام شد. با وزن‌های بهینه به‌دست آمده (در روش برون نمونه‌ای) نسبت به تشکیل پرتفوی برای فروردین ۹۵ اقدام شد. بازده واقعی پرتفوی را در پایان ماه فروردین محاسبه و ثبت شد. این عمل برای سناریوهای سه‌گانه مدل پیشنهادی پژوهش تکرار شد. با این تفاوت که با توجه به مدل پیشنهادی، برای محاسبه ارزش در معرض خطر پس از بررسی آماری داده‌های پژوهش و وجود اثر آرچ در داده‌ها با استفاده از مدل GARCH(1,1) واریانس شرطی داده‌ها را محاسبه کرده، سپس ارزش در معرض خطر با توجه به فرمول آن در سطح ۹۵ درصد اطمینان محاسبه شد. محاسبه کواریانس جز بالا به بازده هدف نیاز داشت که آن را بازده بدون ریسک سالانه ۱۸ درصد درنظر گرفته و پس از محاسبه پارامترهای مدل برنامه‌ریزی غیرخطی مدل پیشنهادی (سناریوهای سه‌گانه) و برنامه‌نویسی در محیط نرم افزار GAMS به ازای λ=۰/۱ وزن‌های بهینه، میانگین و واریانس مورد انتظارسبد بهینه سهام تعیین شد. سپس با تغییر مقادیر لاندا در بازه ۰/۱<λ<۳ و با تکرار الگوریتم فوق وزن‌های بهینه و میانگین و واریانس برای ۳۰۰ نقطه محاسبه شده و نسبت به ترسیم نمودار کارا اقدام شد. به‌عنوان نمونه، وزن‌های بهینه برای اولین ماه تست مدل به ازای λ=۲ به شرح جدول زیر است.

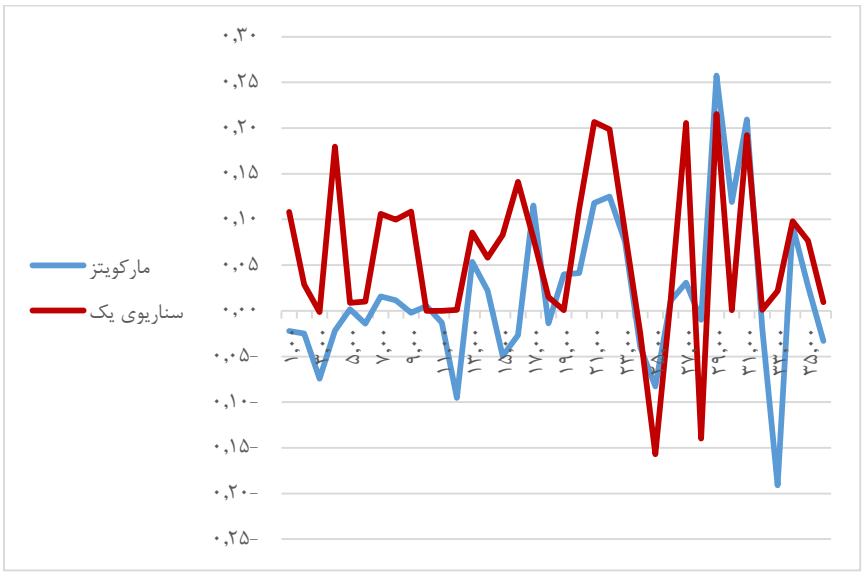
جدول ۱. وزن‌های بهینه پرتفوی مارکویتز و مدل پیشنهادی پژوهش در ماه فروردین ۹۵ (اولین ماه تست مدل)

نماد	مدل مارکویتز λ=۲	مدل پیشنهادی λ=۲ (سناریوی اول β=3 ,α=2)	مدل پیشنهادی λ=۲ (سناریوی دوم β=1 ,α=2)	مدل پیشنهادی λ=۲ (سناریوی سوم β=0.8 ,α=2)
	فروردین ۹۵	فروردین ۹۵	فروردین ۹۵	فروردین ۹۵
اخابر	۰	۰/۰۰۰۳۶	۰	۰
پارسان	۰	۰	۰	۰
تاپیکو	۰	۰	۰	۰
تیپیکو	۰	۰	۰	۰
حفاری	۰	۰	۰	۰
حکشتی	۰/۴۰۹۰	۰	۰	۰
خبهمن	۰	۰	۰	۰
خساپا	۰	۰	۰	۰
خودرو	۰	۰	۰	۰
رانفور	۰	۰/ ۶۷۲۳	۰/۹۹۵۲۶	۱
رمپنا	۰/۱۶۷۵	۰	۰	۰
سفارس	۰	۰	۰	۰
شاراک	۰	۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۴۷۴	۰
شبریز	۰	۰	۰	۰
شبندر	۰/۱۶۲۶	۰	۰	۰

نماد	مدل مارکویتز λ=۲	مدل پیشنهادی λ=۲ (سناریوی اول α=2, β=3)	مدل پیشنهادی λ=۲ (سناریوی دوم β=1 ,α=2)	مدل پیشنهادی λ=۲ (سناریوی سوم β=0.8 ,α=2)
	فروردین ۹۵	فروردین ۹۵	فروردین ۹۵	فروردین ۹۵
شبهرن	۰	۰	۰	۰
شپدیس	۰	۰	۰	۰
شخارک	۰	۰	۰	۰
شسپا	۰/۱۶۸۱	۰	۰	۰
شفن	۰	۰	۰	۰
شیراز	۰	۰/۰۰۲۰۵	۰	۰
شیران	۰	۰	۰	۰
فاراک	۰	۰	۰	۰
فارس	۰/۰۹۲۸	۰	۰	۰
فاسمین	۰	۰	۰	۰
فخاس	۰	۰	۰	۰
فخوز	۰	۰	۰	۰
فملی	۰	۰	۰	۰
فولاد	۰	۰	۰	۰
کچاد	۰	۰	۰	۰
کرماشا	۰	۰	۰	۰
کگل	۰	۰/۲۹۶۴	۰	۰
کنور	۰	۰	۰	۰
وامید	۰	۰	۰	۰
وانصار	۰	۰	۰	۰
وبشهر	۰	۰	۰	۰
وبصادر	۰	۰	۰	۰
وپارس	۰	۰	۰	۰
وپاسار	۰	۰	۰	۰
وتوسم	۰	۰	۰	۰
وخارزم	۰	۰/۰۲۳۹	۰	۰
وساپا	۰	۰	۰	۰
وسینا	۰	۰	۰	۰
وصندوق	۰	۰	۰	۰
وغدیر	۰	۰	۰	۰
وکار	۰	۰	۰	۰
ومعادن	۰	۰	۰	۰
ونوین	۰	۰	۰	۰
ونیکی	۰	۰/۰۰۰۶	۰	۰
همراه	۰	۰	۰	۰

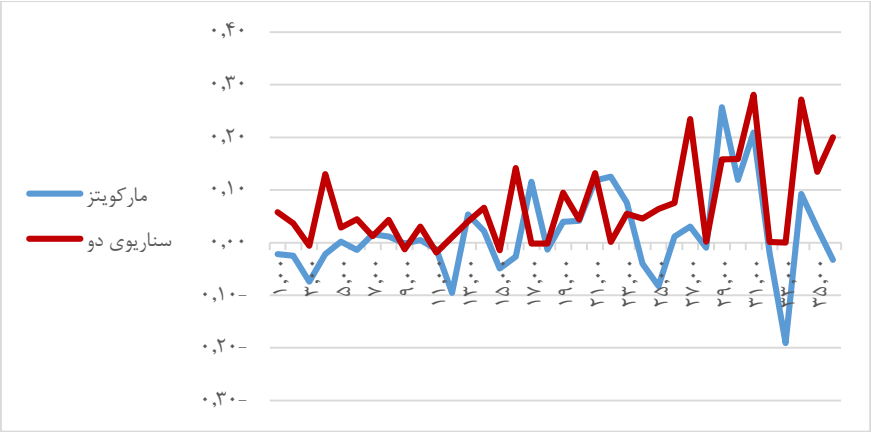
منبع: یافته‌های پژوهش

سپس نسبت به روزآمدسازی مدل ساخته شده و مرز کارا اقدام شد. بدین صورت که داده‌های بازده ماه فرودین ۹۱ از داده‌های ساخت مدل (داده‌های بازده ماهانه دوره زمانی ۹۴-۹۱) حذف و داده‌های بازده ماهانه فرودین ۹۵ جایگزین شدند و عمل فوق تکرار شد. با این تفاوت که یکبار با وزن‌های پیشنهادی مدل بهینه فروردین ۹۵ به ازای λ=۲ در روش برون نمونه‌ای برای ساخت پرتفوی اردیبهشت ۹۵ اقدام شد و پس از پایان ماه بازده واقعی پرتفوی اردیبهشت را تعیین و ثبت کرده و دفعه بعد در روش درون نمونه‌ای با وزن‌های بهینه مرز کارا در فروردین ۹۵ به ازای λ=۲ و با داده‌های بازده فروردین ۹۵ شرکت‌ها نسبت به تشکیل پرتفوی بهینه اندام شد و بازده محاسبه شد. این عمل برای ۳۶ ماه تست مدل یعنی از فروردین ۹۵ تا اسفند ۹۷ تکرار و مجموعاً ۳۶ مرز کارا، بازده و واریانس مورد انتظار و ۳۶ سبد پرتفوی و بازده واقعی به ازای هر مدل (مارکویتز و سناریوهای سه‌گانه مدل پیشنهادی پژوهش) به دو روش درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای تشکیل داده شد. از آنجا که در روش برون نمونه‌ای نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش دلالت بر یکسان بودن نتایج مدل مارکویتز و مدل پیشنهادی پژوهش دارد، از آوردن نتایج در این بخش خودداری شده و نتایج روش درون نمونه‌ای در ادامه ارائه می‌شود.



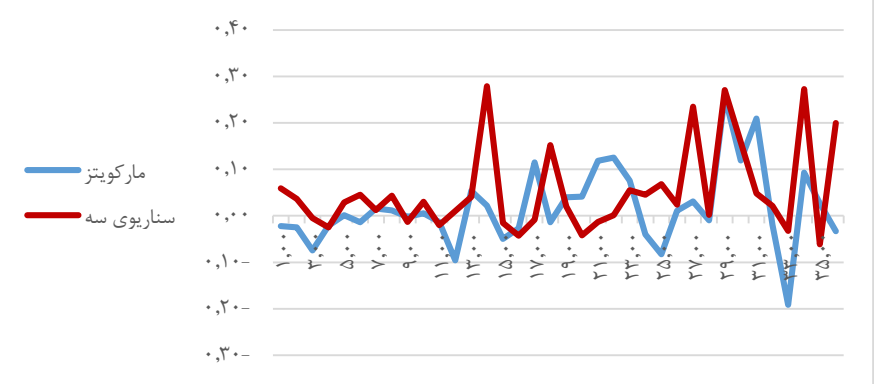
نمودار ۱. مقایسه بازده ماهانه مدل مارکویتز و سناریوی اول (۹۵-۹۷)

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲. مقایسه بازده ماهانه مدل مارکویتز و سناریوی دوم (۹۵-۹۷)

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۳. مقایسه بازده ماهانه مدل مارکویتز و سناریوی سوم (۹۵-۹۷)

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه اول پژوهش مبنی بر عملکرد بهتر پرتفوی مدل VaR/UPM $(\alpha، \beta، \tau)$ در شرایط ریسک‌گریز و پتانسیل‌پذیر $(\alpha=2, \beta=3)$ از عملکرد پرتفوی مدل مارکویتز پذیرفته می‌شود.

جدول ۲. آزمون موخلی جهت بررسی ماتریس واریانس کوواریانس مربوط به تحلیل واریانس سناریوی اول

اثرات	آماره موخلی	مجذور کای	درجات آزادی	سطح معناداری	اپسیلون		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	**Lower-bound**
زمان	۰/۴۸۷	۱۵/۱۰۲	۲	۰/۰۰۱	۰/۶۶۱	۰/۷۱۹	**۰/۵۰۰**

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول بالا بیانگر نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر به‌منظور بررسی وجود فرضیه کرویت است. چون مقدار Sig=0.001<0.05 است، پس آزمون موخلی معنادار است و فرضیه صفر رد می‌شود. یعنی فرض کرویت (ناهمسانی واریانس) برقرار نیست (همسانی واریانس). باتوجه به مقدار کمتر از ۰/۷۵ اپسیلون از سطر دوم آزمون تحلیل واریانس درون گروهی (Greenhouse-Geisser) برای آزمون مساوی بودن میانگین‌های بازده ماهانه در دوره ۹۵-۹۷ در دو مدل مارکویتز و سناریوی یک (درون نمونه ای) استفاده شده که نتایج به‌شرح جدول زیر است.

جدول ۳. نتایج آزمون تحلیل واریانس (درون گروهی) با اندازه‌گیری مکرر در سناریوی اول

اثرات / منبع واریانس	مجموع مربعات	درجات آزادی	میانگین مربعات	مقدار F	سطح معناداری
Greenhouse-Geisser(time)	۰/۰۲۵	۱/۳۲۲	۰/۰۱۹	۱/۶۴۸	**۰/۲۱۲**
خطا	۰/۳۲۸	۲۹/۰۸۴	۰/۰۱۱	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول بالا نتایج آزمون تک متغیره اثرات درون گروهی را نشان می‌دهد. چون فرض کرویت برقرار نبود و مقدار اپسیلون از عدد ۰/۷۵ کمتر است از اطلاعات مربوط به سطر Greenhouse-Geisser استفاده شد. درحالت تک متغیره، باتوجه به مقدار sig=۰. ۲۱۲>۰.۰۵ اثر درون گروهی (عامل زمان) بر تغییرات میانگین بازده معنادار نیست و فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن میانگین بازده ماهانه در دوره سه ساله ۹۵-۹۷ پذیرفته می‌شود.

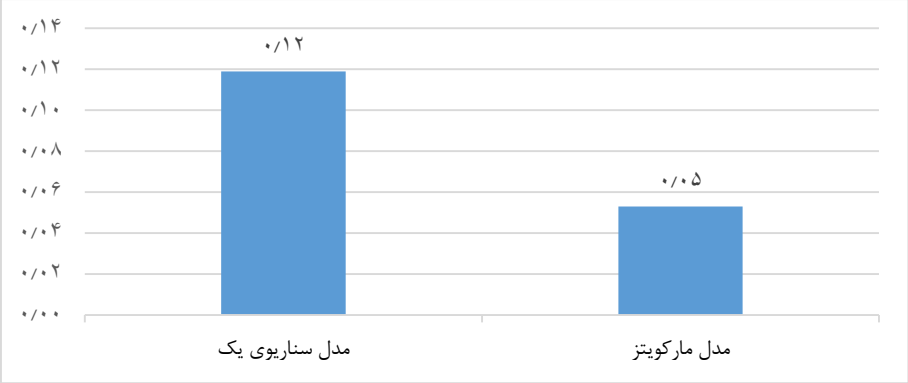
جدول ۴. نتایج آزمون تحلیل واریانس (میان گروهی) با اندازه‌گیری مکرر در سناریوی اول

اثرات / منبع واریانس	مجموع مربعات	درجات آزادی	میانگین مربعات	مقدار F	سطح معناداری
intercept	۰/۱۱۴	۱	۰/۱۱۴	۱۶/۳۴۷	**۰/۰۰۱**
مدل	۰/۰۳۵	۱	۰/۰۳۵	۵/۰۱۵	**۰/۰۳۶**
خطا	۰/۱۵۴	۲۲	۰/۰۰۷	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول بالا نیز آزمون اثرات بین گروهی را نشان می‌دهد. باتوجه به مقدار sig=۰. ۰۰۱<۰.۰۵ بین میانگین بازده مدل مارکویتز و مدل سناریوی یک- درون نمونه‌ای اختلاف معناداری وجود دارد.

به‌منظور مقایسه دو به دو میانگین‌های مدل‌های مورد نظر از آزمون تعقیبی بونفرونی استفاده شد. همچنین نمودار زیر بیانگر میانگین‌های دو مدل در فرضیه اول است.



نمودار ۴. مقایسه بازده سه ساله (۹۵-۹۷) پرتفوی مدل مارکویتز و مدل سناریوی یک

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه دوم پژوهش مبنی بر عملکرد بهتر پرتفوی مدل VaR/UPM $(\alpha، \beta، \tau)$ در شرایط ریسک‌گریز و پتانسیل خنثی $(\alpha=۲, \beta=۱)$ از عملکرد پرتفوی مدل مارکویتز پذیرفته می‌شود.

جدول ۵. آزمون موخلی جهت بررسی ماتریس واریانس کوواریانس مربوط به تحلیل واریانس سناریوی دوم

اثرات	آماره موخلی	مجذور کای	درجات آزادی	سطح معناداری	اپسیلون		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	**Lower-bound**
زمان	۰/۳۵۸	۲۱/۵۷۲	۲	۰/۰۰۰	۰/۶۰۹	۰/۶۵۵	**۰/۵۰۰**

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول بالا، نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر به‌منظور بررسی وجود فرضیه کرویت را نشان می‌دهد که باتوجه به آزمون موخلی، چون مقدار Sig=۰.۰۰۰<۰.۰۵ است، فرضیه صفر رد می‌شود. یعنی کرویت (ناهمسانی واریانس) برقرار نیست (همسانی واریانس). باتوجه به این‌که مقدار اپسیلون از عدد ۰/۷۵ کمتر است. برای بررسی مساوی بودن میانگین‌های بازده ماهانه در دوره ۹۵-۹۷ در دو مدل مارکویتز و مدل سناریوی دو (درون نمونه‌ای) از آزمون Greenhouse-Geisser به‌شرح جدول زیر استفاده شد.

جدول ۶. نتایج آزمون تحلیل واریانس (درون گروهی) با اندازه‌گیری مکرر در سناریوی دوم

اثرات / منبع واریانس	مجموع مربعات	درجات آزادی	میانگین مربعات	مقدار F	سطح معناداری
Greenhouse-Geisser(time)	۰/۰۷۳	۱/۲۱۸	۰/۰۶	۶/۱۰۱	**۰/۰۱۵**
خطا	۲۶/۳	۲۶/۲۷۹۷	۰/۰۱	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون تک متغیره اثرات درون گروهی به‌شرح جدول بالا نشان داد فرض کرویت برقرار نیست و مقدار اپسیلون از ۰/۷۵ کمتر است. لذا از اطلاعات مربوط به سطر Greenhouse-Geisser استفاده شد. درحالت تک متغیره، باتوجه به مقدار sig=۰.۰۱۵<۰.۰۵ اثر درون گروهی (عامل زمان) بر تغییرات میانگین بازده معنادار است و فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن میانگین بازده ماهانه در دوره سه ساله ۹۵-۹۷ رد می‌شود.

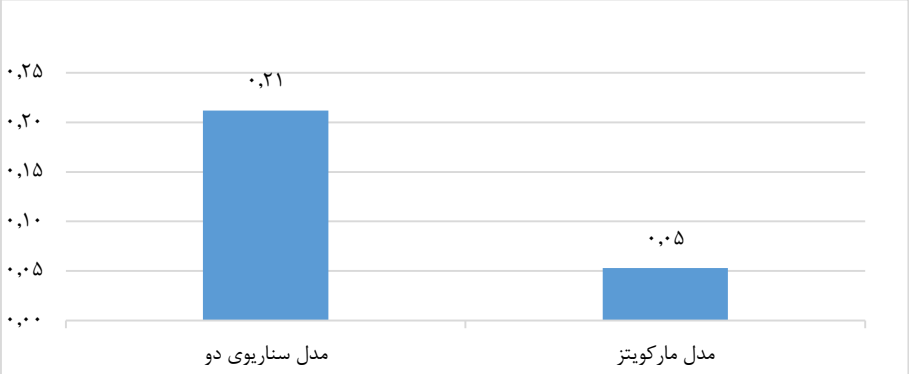
جدول ۷. نتایج آزمون تحلیل واریانس (میان گروهی) با اندازه‌گیری مکرر در سناریوی دوم

اثرات / منبع واریانس	مجموع مربعات	درجات آزادی	میانگین مربعات	مقدار F	سطح معناداری
intercept	۰/۱۴	۱	۰/۱۴	۲۵/۱۸۷	۰/۰۰۰
مدل	۰/۰۵	۱	۰/۰۵	۸/۹۹۷	**۰/۰۰۷**
خطا	۰/۱۲۳	۲۲	۰/۰۰۶	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول بالا نیز آزمون اثرات بین گروهی را نشان می‌دهد که باتوجه به مقدار sig=۰. ۰۰۰<۰.۰۵ بین میانگین بازده مدل مارکویتز و مدل سناریوی دو- درون نمونه‌ای اختلاف معناداری وجود دارد.

به منظور مقایسه دو به دو میانگین‌های مدل‌های مورد نظر از آزمون تعقیبی بونفرونی استفاده شد. همچنین نمودار زیر بیانگر میانگین‌های دو مدل در فرضیه دوم مورد بررسی است:



نمودار ۵. مقایسه بازده سه ساله (۹۵-۹۷) پرتفوی مدل مارکویتز و مدل سناریوی دو

منبع: یافته‌های پژوهش

فرضیه سوم پژوهش مبنی بر عملکرد بهتر سبد مدل VaR/ UPM (α؛ β؛ τ) در شرایط ریسک‌گریز و پتانسیل‌گریز (α=۲, β=۰/۸) از عملکرد پرتفوی مدل مارکویتز پذیرفته می‌شود.

جدول ۸. آزمون موخلی جهت بررسی ماتریس واریانس کوواریانس مربوط به تحلیل واریانس سناریوی سوم

اثرات	آماره موخلی	مجذور کای	درجات آزادی	سطح معناداری	اپسیلون		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	**Lower-bound**
زمان	۰/۴۶۳	۱۶/۱۵۸	۲	۰/۰۰۰	۰/۶۵۱	۰/۷۰۶	**۰/۵۰۰**

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول بالا بیانگر نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر به‌منظور بررسی وجود فرضیه کرویت است که مقدار Sig=0.000<0.05 است، بنابراین فرضیه صفر رد می‌شود. یعنی؛ کرویت برقرار نیست (همسانی واریانس‌ها). با توجه به این‌که مقدار اپسیلون از عدد ۰/۷۵ کمتر است، از آزمون Greenhouse-Geisser برای بررسی مساوی بودن میانگین‌های بازده ماهانه در دوره مطالعه ۹۵-۹۷ در دو مدل مارکویتز و مدل سناریوی سه (درون نمونه‌ای) استفاده شده که نتایج به‌شرح جدول زیر است.

جدول ۹. نتایج آزمون تحلیل واریانس (درون گروهی) با اندازه‌گیری مکرر در سناریوی سوم

اثرات / منبع واریانس	مجموع مربعات	درجات آزادی	میانگین مربعات	مقدار F	سطح معناداری
Greenhouse-Geisser(time)	۰/۰۵۷	۱/۳۰۱	۰/۰۴۴	۴/۳۰۳	**۰/۰۳۸**
خطا	۰/۲۹۲	۲۸/۶۳۲	۰/۰۱	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

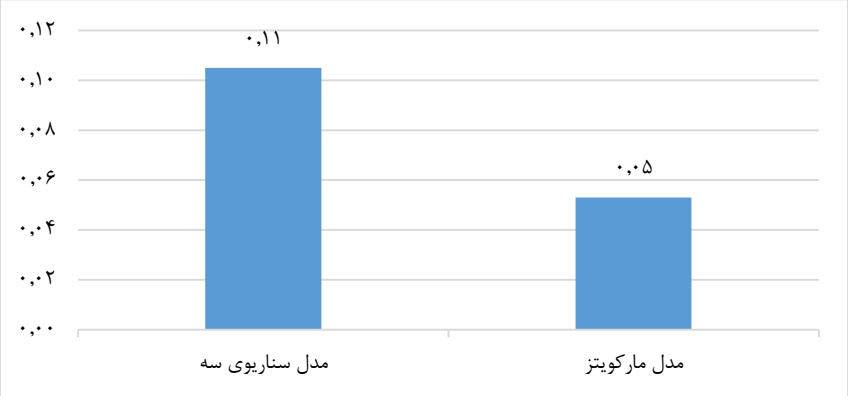
جدول بالا نتایج آزمون تک متغیره برای اثرات درون گروهی را نشان می‌دهد. چون فرض کرویت برقرار نبود و مقدار اپسیلون از عدد ۰/۷۵ کمتر است، از اطلاعات مربوط به سطر Greenhouse-Geisser استفاده شد. درحالت تک متغیره، باتوجه به مقدار sig=0. 038<0.05 اثر درون گروهی (عامل زمان) بر تغییرات میانگین بازده معنادار است و فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن میانگین بازده ماهانه در دوره سه ساله ۹۵-۹۷ رد می‌شود.

جدول ۱۰. نتایج آزمون تحلیل واریانس (میان گروهی) با اندازه‌گیری مکرر در سناریوی سوم

اثرات / منبع واریانس	مجموع مربعات	درجات آزادی	میانگین مربعات	مقدار F	سطح معناداری
intercept	۰/۰۸۸	۱	۰/۰۸۸	۱۰/۲۰۰	**۰/۰۰۴**
مدل	۰/۰۲۱	۱	۰/۰۲۱	۲/۴۷۷	**۰/۱۳**
خطا	۰/۱۹۱	۲۲	۰/۰۰۹	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول بالا نتایج آزمون اثرات بین گروهی را نشان می‌دهد که باتوجه به مقدار sig=۰. ۰۰۴<۰.۰۵ میان میانگین بازده مدل مارکویتز و مدل سناریوی سه- درون نمونه‌ای اختلاف معناداری وجود دارد. به‌منظور مقایسه دو به دو میانگین‌های مدل‌های مورد نظر از آزمون تعقیبی بونفرونی[1] استفاده شد. همچنین، نمودار زیر بیانگر میانگین‌های دو مدل در فرضیه سوم مورد بررسی است.



نمودار ۶. مقایسه بازده سه ساله (۹۵-۹۷) پرتفوی مدل مارکویتز و مدل سناریوی سه

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

ارزیابی عملکرد سبد سهام از موضوعات با اهمیت مدیریت سرمایه‌گذاری در سهام است که پژوهش حاضر با استفاده از ارزش در معرض خطر به‌عنوان سنجه ریسک نامطلوب و کوواریانس جز بالا به‌عنوان سنجه پتانسیل مطلوب به این مهم پرداخته است. به‌دلیل وجود ناهمسانی واریانس در داده‌ها، از واریانس شرطی و مدل‌های مختلف خانواده Garch و TGarch جهت محاسبه ارزش در معرض خطر استفاده شد. همچنین، جهت محاسبه کوواریانس جزء بالا از بازده هدف برابر با نرخ بدون ریسک ۱۸ درصد در سال استفاده شد. در نهایت، بررسی صورت گرفته نشان داد بازده مدل پیشنهادی بهینه‌سازی مبتنی بر ارزش در معرض خطر و پتانسیل مطلوب با مدل‌های متعارف (مدل مارکویتز)، بازده مدل پیشنهادی در حالت درون نمونه‌ای در هر سه سناریو پتانسیل‌پذیر–ریسک‌گریز، پتانسیل خنثی–ریسک‌گریز و پتانسیل‌گریز-ریسک‌گریز از مدل مارکویتز بهتر است. یعنی روزآمدسازی مدل، مرز کارا و همچنین استفاده همزمان از معیار ارزش در معرض خطر و توجه به گرایش‌های سرمایه‌گذار از نظر تمایل به پتانسیل‌های مطلوب و ریسک‌گریزی منجر به بهبود کارایی سبد بهینه می‌شود. این نتیجه با یافته‌های میرعباسی و همکاران (۱۳۹۶) مطابقت دارد که نشان دادند عملکرد مدل پیشنهادی نسبت به مدل مارکویتز در حالت درون

1. Bonferroni

نمونه‌ای بهتر است. اما این پژوهش به‌صورت برون نمونه‌ای انجام شد و برخلاف صالح آبادی و همکاران (۱۳۹۷) که نشان دادند در روش برون نمونه‌ای، مدل پیشنهادی آنها از مدل مارکویتز بهتر است، نتایج پژوهش حاضر به‌صورت برون نمونه‌ای عملکرد بهتری نسبت به مدل مارکویتز ارائه نداد.

لذا از آن‌جا که طبق نتایج این پژوهش، روش درون نمونه‌ای پرتفوی‌هایی با کارایی بهتر پیشنهاد می‌دهد و سرمایه‌گذاران در حین تصمیم‌گیری برای تخصیص منابع تمایل دارند با وزن‌های مدل پیشنهادی برای زمان‌های آتی سرمایه‌گذاری کنند و تخصیص منابع انجام دهند. از طرفی، روش‌های برون نمونه‌ای پیشنهادات بهتری نسبت به مدل‌های متعارف ارائه نمی‌دهند. بنابراین، پژوهش حاضر برای اولین بار، موضوع پویا نمودن با لحاظ شرایط جدید بازار را در ساخت مدل و تعیین مرز کارا درنظر گرفت و نشان داد نتایج آن از مدل مارکویتز بهتر است. حال با توجه به این‌که یکی از دغدغه‌ای مدیران سرمایه‌گذاری در به‌کارگیری روش‌های علمی ساخت سبد بهینه سهام، روزآمدسازی مدل و مرز کارا است، روش این پژوهش برای این مدیران قابل استفاده است و آنها را قادر می‌سازد در هر افق زمانی اعم از ماهانه، هفتگی، روزانه و حتی کوتاه‌تر نسبت به روزآمدسازی مدل و وزن‌های بهینه اقدام نمایند. همچنین، این روش از روش برنامه‌ریزی پویای انتخاب سبد سهام چند دوره‌ای با استفاده از گشتاورهای مرتبه بالاتر ارائه شده توسط تهرانی و همکاران (۱۳۹۷) قابل فهم‌تر است. زیرا در این روش، انتخاب سبد بهینه طبق روال معمول به‌صورت تک دوره‌ای انجام می‌شود و با استفاده از داده‌ها و اطلاعات جدید بازار، ساخت مدل و مرز کارا روزآمدسازی می‌شود.

بنابراین، پیشنهاد می‌شود از مدل این پژوهش برای تعیین سبد بهینه سرمایه‌گذاران در شرکت‌های سبدگردان استفاده شود. مدیران سرمایه‌گذار نیز از روش این پژوهش جهت روزآمدسازی و پویا نمودن ساخت مدل و مرز کارا استفاده نمایند. همچنین، مقادیر متغیرهای روان‌شناختی سرمایه‌گذاران با استفاده از مدل پژوهش استخراج گردد.

به پژوهش‌های آینده نیز پیشنهاد می‌شود به مقایسه کارایی پرتفوی بهینه مبتنی بر ارزش در معرض خطر و پتانسیل مطلوب با مدل‌های متعارف با روزآمدسازی مرز کارا به‌صورت هفتگی و روزانه بپردازند. همچنین، کارایی پرتفوی بهینه مبتنی بر ارزش در معرض خطر و پتانسیل مطلوب با کارایی پرتفوی بهینه مبتنی بر سنجه کوواریانس جز پایین و بالا را مقایسه کنند. به‌علاوه، کارایی بهینه‌سازی مبتنی بر ارزش در معرض خطر و پتانسیل مطلوب با سایر مدل‌های ابتکاری تشکیل پرتفوی از قبیل شبکه عصبی، الگوریتم ژنتیک و روش‌های فازی را مقایسه 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 شده است.

منابع

تهرانی، ر ضا.، فلاح‌پور، سعید.، ر ستمی، محمدر ضا و بیگلری کامی، مهدی. (۱۳۹۷). انتخاب سبد سهام چند دوره‌ای با ا ستفاده از گ شتاورهای مرتبه بالاتر. *مهند سی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۹(۳۷)، ۲۲-۱.

راعی، ر ضا و تلنگی، احمد. (۱۳۹۱). مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته. تهران، انتشارات سمت، چاپ ششم.

راعی، رضا و سعیدی، علی. (۱۳۹۶). مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک. تهران، انتشارات سمت، چاپ یازدهم.

رهنمای رودپشتی، فریدون و میرعبا سی، یاور. (۱۳۹۲). معیار ارزیابی ریسک تعدیل شده بر ا ساس پتان سیل مطلوب در ت صمیمات سرمایه‌گذاری و بهینه سازی پرتفلیو (زیربنای نظریه‌پردازی و ابزار سازی نوین مالی). *تحقیقات مالی اسلامی*، ۲(۲)، ۱۲۲-۸۷.

صادقی، مح سن.، سروش، ابوذر و فرهانیان، محمدجواد. (۱۳۸۹). برر سی معیارهای نو سان‌پذیری، ریسک مطلوب و ریسک نامطلوب در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۲(۲۹)، ۷۸-۵۹.

صالح‌آبادی، علی.، سیار، محسن و شهریاری، محسن. (۱۳۹۷). بهینه‌سازی پرتفوی در چارچوب مدل پتان سیل مطلوب و ری سک نامطلوب UPM-LPM. *مهند سی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۹(۳۶)، ۱۵۳-۱۲۹.

میرعباسی، یاور.، نیکومرام، هاشم.، سعیدی، علی و حق شناس، فریده. (۱۳۹۷). بررسی کارایی بهینه‌سازی پرتفوی مبتنی بر ریسک نامطلوب و پتانسیل مطلوب و متغیرهای روانشناختی. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۹(۳۴)، ۳۳۳-۳۰۵.

Bawa, V. S. (1975). Optimal rules for ordering uncertain prospects. *Journal of Financial Economics*, 2(1), 95–121.

Bawa, V. S. (1978). Safety-first, stochastic dominance, and optimal portfolio choice. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(2), 255–271.

Bawa, V. S. & Lindenberg, E. .B (1977). Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 189–200.

Cumova, D. & Nawrocki, D. (2014). Portfolio optimization in an upside potential and downside risk framework. *Journal of Economics and Business*, 71, 68-89.

Dolfin, M., Leonida, L. & Muzzupappa, E. (2019). Forecasting efficient risk/return frontier for equity risk with a KTAP approach-A case study in Milan Stock Exchange. *Symmetry*, 11(8), 1055.

Estrada, J. (2007). Mean-Semi variance behavior: Downside risk and capital asset pricing. *International Review of Economics and Finance*, 16(2), 169-185.

Fishburn, P. C. (1977). Mean-risk analysis with risk associated with below-target returns. *The American Economic Review*, 67(2), 116–126.

Granger C. W. J. (2002). Some comments on risk. *Journal of Applied Econometrics*, 17(5), 447-456.

Grootveld, H. & Hallerbach, W. (1999). Variance vs downside risk: Is there really that much difference? *European Journal of Operational Research*, 114(2), 304-319.

Harlo, W. V. & Rao, R. K. S. (1989). Asset pricing in a generalized mean-lower partial moment framework: Theory and evidence. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(3), 285-311.

Kaplan, P. D. & Siegel, L. B. (1994). Portfolio theory is still alive and well. *The Journal of Investing Fall*, 3(3), 45-46.

Kaucic, M. & Daris, R. (2017). Interval-valued upside potential and downside risk portfolio optimisation Massimiliano. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja,* 30(1), 1406-1425.

Mao, J. C. T. (1970). Survey of capital budgeting: Theory and practice. *Journal of Finance*, 25(2), 349–360.

Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91.

Markowitz, H. M. (1959). Portfolio selection: Efficient diversification of investments. New York: Yale University Press.

Mirabbasi, Y., Nikoumaram, H., Saeidi, A. & Haghshenas, F. (2018). Study of portfolio optimization based on downside risk, upside potential and behavioral variables efficiency. *Journal* of *Financial Engineering and Securities Management*, 9(34), 305-333. (In Persian)

Raei, R. & Telangi, A. (2012). Advanced investment management. Tehran, Samat Publications, 6th Edition. (In Persian)

Raei, R. & Saeedi, A. (2017). Fundamentals of financial engineering and risk management. Tehran, Samat Publications, 11th edition. (In Persian)

Rahnemaye Roudposhti, F. & Mirabbasi, Y. (2014). Modified standard risk assessment based on optimal capacity investment decisions and portfolio optimization (infrastructure speculation and new financial instrument). *Islamic Finance Research*, 2(2), 87-122. (In Persian)

Rom, B. M. & Ferguson, K. W. (1994). Portfolio theory is alive and well. *The Journal of Investing Fall*, 3(3), 24-44.

Roy, A. D. (1952). Safety first and the holding of assets. *Econometrica*. 20(3), 431–449.

Sadeghi, M, Soroosh A. & Farhanian, M. J. (2010). Investigating the volatility, upside risk, downside risk and Capital Asset Pricing Model: Evidences from Tehran Stock Exchange. (In Persian)

Saleh Abadi, A., Sayar, M. & Shahryari, M. (2018). Portfolio optimization in an upside potential and downside risk (UPM-LPM) framework. *Journal* of *Financial Engineering and Securities Management*, 9(36), 129-153. (In Persian)

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.

Sortino, F. A, Van Der Meer, R. & Plantinga, A. (1999). The Dutch triangle. *Journal of Portfolio Management*, 26(1), 50-58.

Sukono, D., Susanti, D., Hasbullah, E. S., Hidayat, Y. & Subiyanto. (2019). Expansion of the investment portfolio performance assessment model based on value-at-risk using a time series approach. *IOP Conference Series. Materials Science and Engineering; Bristol*, 567(1), 1-11.

Tehrani, R., Fallahpour, S., Rostami, M. & Biglari Kami, M. (2018). Multiperiod portfolio selection with higher-order moment. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, 9(37), 1-22. (In Persian)

Tversky, A. & Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(4), 297-323.

Von Neumann, J. & Morgenstern, O. (1944). Theory of games and economic behavior. Princeton University Press.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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 دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۵۲-۳۱

مقاله پژوهشی

آزمون قیمت‌گذاری فراواکنشی مستمر؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران[۱]

مریم دولو[۲]، احمد خلج[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۲۱

چکیده

فراواکنشی سرمایه‌گذاران یکی از مهم‌ترین سوگیری‌های رفتاری است که می‌تواند بازده سهام را تحت تأثیر قرار دهد. بدین‌ترتیب از قابلیت قیمت‌گذاری برخوردار است. همچنین، فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌تواند به افزایش حجم معاملات بیانجامد. بنابراین، برای اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌توان از معیار مبتنی بر حجم معاملات و علامت بازده سهام استفاده کرد. در این راستا، پژوهش حاضر به اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران با استفاده از معیار حجم علامت‌دار (معیار فراواکنشی مستمر) و بررسی رابطه آن با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۷ پرداخته است. همچنین، با به‌کارگیری روش مطالعه پرتفوی معناداری آماری بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور، اطلاعات ماهانه ۲۴۱ شرکت بررسی شده‌اند که نتایج نشان داد فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار است. همچنین، بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران برای دوره تشکیل ۱۲ ماه و دوره نگهداری ۶، ۹ و ۱۲ ماه مثبت و از نظر آماری معنادار است.

واژگان کلیدی: فراواکنشی سرمایه‌گذاران، معیار فراواکنشی مستمر، راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران.

طبقه‌بندی موضوعی: *G12*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.25743.2080

۲. دانشیار، گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی تهران. (نویسنده مسئول). Email: (ma_davallou@yahoo.com)

۳. کارشناسی ارشد، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی تهران. Email: (ahmad.khalaj.student@gmail.com)

مقدمه

طبق فرضیه بازار کارا، قیمت دارایی‌های مالی برابر ارزش ذاتی آنهاست و در ضعیف‌ترین شکل کارایی نمی‌توان با استفاده از قیمت تاریخی دارایی مالی به بازده غیرعادی[1] دست یافت. اما، برخی شواهد تجربی نشان می‌دهد با استفاده از قیمت‌های تاریخی سهام می‌توان به بازده غیرعادی دست یافت (دیبانت و تالر[2]، ۱۹۸۵؛ زاروین[3]، ۱۹۸۹؛ جگادیش[4]، ۱۹۹۰؛ لو و مک کینلی[5]، ۱۹۹۰ و جگادیش و تیتمن[6]، ۱۹۹۳). در ارتباط با دلیل وجود بازده غیرعادی، دو دیدگاه اصلی مطرح است. برخی پژوهشگران عوامل ریسکی حذف شده از مدل‌های قیمت‌گذاری را علت وجود این بازده غیرعادی عنوان کرده‌اند (فاما و فرنچ[7]، ۱۹۹۳؛ جورج و هانگ[8]، ۲۰۰۷ و لوب و ریکس[9]، ۲۰۱۱). برخی دیگر، منشأ بروز این بازده را به عوامل رفتاری نسبت داده‌اند (دنیل و همکاران[10]، ۱۹۹۸؛ باربریس و همکاران[11]، ۱۹۹۸؛ اسپایرو و همکاران[12]، ۲۰۰۷؛ دا و همکاران[13]، ۲۰۱۴ و کرمرز و پاریک[14]، ۲۰۱۵).

یکی از عوامل رفتاری که می‌تواند منشأ بروز این بازده غیرعادی باشد، فراواکنشی سرمایه‌گذاران است. منظور از فراواکنشی، واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید است. فراواکنشی سرمایه‌گذاران باعث می‌شود قیمت سهام از ارزش ذاتی خود فاصله بگیرد و سپس با ورود اطلاعات جدید، سرمایه‌گذاران به اشتباه خود در قیمت‌گذاری پی برده و قیمت‌ها در جهت معکوس اصلاح می‌گردد (تالر و دیبانت، ۱۹۸۵؛ دنیل و همکاران، ۱۹۹۸؛ اسپایرو و همکاران، ۲۰۰۷ و کرمرز و پاریک، ۲۰۱۵). چنان‌که فراواکنشی سرمایه‌گذاران قیمت دارایی‌های مالی را تحت تأثیر قرار دهد، بررسی رابطه فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام حائز اهمیت است. یکی از دلایل اهمیت واکاوی تأثیر فراواکنشی مستمر بر بازده سهام، امکان طراحی راهبرد معاملاتی جهت کسب انتفاع است. در صورت تأیید رابطه اخیر، باید دید آیا می‌توان با اتخاذ راهبرد معاملاتی مقتضی مبتنی بر فراواکنشی مستمر بر بازار غلبه کرد.

---

1. Abnormal Return
2. De Bondt & Thaler
3. Zarowin
4. Jegadeesh
5. Lo & MacKinlay
6. Jegadeesh & Titman
7. Fama & French
8. George & Hwang
9. Lobe & Rieks
10. Daniel et al
11. Barberis et al
12. Spyros et al
13. Da et al
14. Cremers & Pareek

به‌منظور بررسی تأثیر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام، ابتدا باید فراواکنشی سرمایه‌گذاران با معیار مناسبی اندازه‌گیری شود. یکی از معیارهای مرسوم اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران، بازده گذشته سهام است (دیبانت و تالر، ۱۹۸۵؛ دنیل و همکاران، ۱۹۹۸؛ جورج و هانگ، ۲۰۰۷؛ دا و همکاران، ۲۰۱۴ و کرمرز و پاریک، ۲۰۱۴). از سویی، فراواکنشی سرمایه‌گذاران افزون بر تأثیر بر بازده دارایی‌ها، حجم معاملات را نیز افزایش می‌دهد (باربر و اودین[1]، ۲۰۰۱؛ گلاسر و وبر[2]، ۲۰۰۹ و گرینبلات و کلوهارجو[3]، ۲۰۰۹). بر این اساس، بایون و همکاران[4] (۲۰۱۶) با استفاده از علامت بازده و حجم معاملات، معیاری به نام «فراواکنشی مستمر» سرمایه‌گذاران معرفی کردند. منظور از فراواکنشی مستمر، فراواکنشی ادامه‌دار سرمایه‌گذاران در جهت مثبت یا منفی است. معیار حجم علامت‌دار معاملات (معیار فراواکنشی مستمر) نسبت به بازده گذشته در اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران عملکرد بهتری دارد (بایون و همکاران، ۲۰۱۶).

اما، جستجوی نگارندگان نشان داد استفاده از حجم معاملات به‌عنوان معیار سنجش فراواکنشی در پژوهش‌های انجام شده در داخل کشور سابقه ندارد. این درصورتی است که استفاده از حجم معاملات برای اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌تواند برخی مشکلات استفاده از بازده گذشته همچون تأثیر اندازه شرکت (زاروین، ۱۹۸۹)، همبستگی میان بازده سهام مختلف (لو و مک کاینلی، ۱۹۹۰) و تورش بازده تجمعی به سمت بالا (کانراد و کائول[5]، ۱۹۹۳) را برطرف سازد. بنابراین، هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطه میان فراواکنشی مستمر و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران و همچنین آزمون سودآوری راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران است. اما برخلاف پژوهش‌های پیشین در ایران، فراواکنشی سرمایه‌گذاران با استفاده از معیار حجم علامت‌دار محاسبه شده است. بررسی فراواکنشی سرمایه‌گذاران به عنوان موضوع پژوهش حاضر نیز از آن جهت حائز اهمیت است که می‌تواند قیمت‌گذاری دارایی‌ها و درنتیجه کارایی بازار را تحت تأثیر قرار دهد.

مبانی نظری

به زعم فاما (۱۹۷۰)، بازارهای مالی به اندازه‌ای کارایی دارند که کسب بازده غیرعادی (بازده فراتر از بازده تعدیل شده با ریسک) با استفاده از اطلاعات قیمت‌های تاریخی در آنها غیرممکن باشد (شکل ضعیف کارایی). دیبانت و تالر (۱۹۸۵) بر اساس بازده گذشته، سهام را به پرتفوی برنده و بازنده تقسیم نموده و نشان دادند راهبرد معکوس (فروش پرتفوی برنده و خرید پرتفوی بازنده در گذشته) منجر به بازده ۲۴/۶ درصد می‌گردد که به‌معنای همبستگی منفی بازده در بلندمدت است. لو و مک‌کاینلی (۱۹۹۰) نظریه

1. Barber & Odean
2. Glaser & Weber
3. Grinblatt & Keloharju
4. Byun et al
5. Conrad & Kaul

دیبانت و تالر (۱۹۸۵) را با هدف واکاوی امکان انتساب بازده راهبرد معکوس به فراواکنشی سرمایه‌گذاران، مورد بررسی قرار داده و دریافتند حتی اگر همبستگی منفی بازده حذف شود، به‌دلیل وجود کوواریانس مقطعی بازده سهام، راهبرد معکوس همچنان سودآور است. کانراد و کائول (۱۹۹۳) نشان دادند بازده راهبرد معکوس ناشی از وقوع یک اشتباه در روش‌شناسی دیبانت و تالر (۱۹۸۵) است و به‌دلیل فراواکنشی سرمایه‌گذاران نبوده است. طبق یافته این پژوهش، بازده تجمعی به سمت بالا تورش دارد و مقدار تورش در میان شرکت‌های بازنده با قیمت سهام پایین، از شرکت‌های برنده با قیمت سهام بالا بزرگ‌تر است و این امر می‌تواند به بازده مثبت راهبرد معکوس بیانجامد.

دنیل و همکاران (۱۹۹۸) اولین پژوهشگرانی بودند که با هدف تبیین روان‌شناختی فراواکنشی، به بررسی رابطه پدیده فراواکنشی با دو سوگیری رفتاری فرا اعتمادی[1] و خوداسنادی[2] پرداختند. طبق یافته‌های آنان، تحلیل‌گر برای اطلاعاتی که با استفاده از مهارت‌های خود به‌دست آورده، بیش از حد ارزش قائل است و این موضوع باعث فراواکنشی می‌شود. اما با گذشت زمان و ورود تدریجی اطلاعات این فراواکنشی اصلاح می‌گردد. باربریس و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند اگر یک سود مثبت غیرمنتظره، با یک سود غیرمنتظره مثبت دیگر ادامه یابد، سرمایه‌گذار می‌پندارد سود شرکت دارای روند است، و اگر یک سود غیرمنتظره مثبت با وضعیت غیرمنتظره منفی دنبال شود، سرمایه‌گذار فرض می‌کند سود شرکت الگوی بازگشت به میانگین دارد. هانگ و استین[3] (۱۹۹۹) با تأکید بر تعامل بین سرمایه‌گذاران ناهمگون دریافتند فراواکنشی معامله‌گران مومنتوم سبب فراتر رفتن قیمت از تعادل بلندمدت و پدیده بازگشت بازده می‌شود.

مروری بر پیشینه پژوهش

جورج و هانگ (۲۰۰۷) با مداقه در اثر مالیات چنین استدلال کردند که واکنش سرمایه‌گذاران به مالیات سود سرمایه‌ای در بلندمدت باعث ایجاد بازگشت بازده می‌شود. بنابراین، فراواکنشی سرمایه‌گذاران نمی‌تواند دلیل وقوع بازگشت بازده باشد. اسپایرو و همکاران (۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار بد فراواکنشی و نسبت به اخبار خوب فرووواکنشی دارند. به نظر لوب و ریکس (۲۰۱۱) پس از وقوع یک رویداد مهم برای سهام، بازده غیرعادی مشاهده می‌گردد که ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران است. بایون و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از علامت بازده و حجم معاملات سهام، معیاری برای سنجش فراواکنشی سرمایه‌گذاران معرفی کردند و نشان دادند که پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس این معیار جدید می‌تواند فراواکنشی سرمایه‌گذاران را لحاظ کند و بازده حاصل از پرتفوی‌های آربیتراژی مبتنی بر آن در

1. Overconfidence
2. Self-Attribution
3. Hong & Stein

میان‌مدت، مثبت خواهد بود. فرانک و صنعتی[1] (۲۰۱۸) برخلاف پژوهش‌های پیشین نشان دادند که سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار خوب فراواکنشی و نسبت به اخبار بد فرووواکنشی دارند. هیمن و همکاران[2] (۲۰۱۹) دریافتند در زمان عدم ثبات بازار احتمال وقوع پدیده بازگشت بازده بیشتر است. زیرا، در این مواقع، سرمایه‌گذاران فراواکنشی بیشتری بروز می‌دهند. دیل و همکاران[3] (۲۰۱۹) به این نتیجه رسیدند سرمایه‌گذاران به تحرکات قیمت سهام شرکت که مبتنی بر اطلاعات نباشد فراواکنشی و به اعلانات عمومی حاوی اطلاعات خاصی در مورد شرکت فرو واکنشی نشان می‌دهند.

نیکبخت و مرادی (۱۳۸۴) در بررسی وجود پدیده فراواکنشی در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که فراواکنشی در میان سهامداران بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. یعنی بازده سهام برنده در دوره آزمون نسبت به دوره تشکیل کاهش معناداری داشته است. مهرانی و نونهال نهر (۱۳۸۷) دریافتند راهبرد معاملاتی معکوس برای دوره‌های ۴ تا ۶ سال سودآور است. بدری و اصیل‌زاده (۱۳۹۰) با بررسی پدیده فراواکنشی با استفاده از دامنه نوسان قیمت در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که در هر دو دوره زمانی که رسیدن قیمت به حدود مجاز نوسان، در حد بالا رخ داده است، پدیده فراواکنشی (بازگشت بازده) در روزهای بعد رخ داده است. سعیدی و همکاران (۱۳۹۰) با بررسی سودآوری راهبرد مومنتوم و معکوس، نشان دادند اگرچه این راهبردها در برخی حالات تشکیل و نگهداری سودآوری دارد. اما، هزینه‌های معاملات و عمق کم بازار می‌تواند این سودآوری را تحت تأثیر قرار دهد و حتی آن را از بین ببرد. ضیائی بیدگلی و بهرامی (۱۳۹۱) به بررسی امکان کسب سود از طریق به‌کارگیری راهبرد معکوس در بلندمدت پرداخته و نتیجه گرفتند که راهبرد معکوس نمی‌تواند بازده غیرعادی برای سرمایه‌گذاران ایجاد کند. نتایج پژوهش اسکینی و همکاران (۱۳۹۲) نشان داد در مورد سهام برنده، بازگشت بازده برای تمام دوره‌های تشکیل و نگهداری رخ داده است. اما در مورد سهام بازنده نمی‌توان چنین ادعایی را به‌طور قوی مطرح کرد. مددی و همکاران (۱۳۹۳) واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات جدید را با استفاده از قیمت آغازین، حداکثر، حداقل و پایانی (OHLC) مدل‌سازی نموده و نشان دادند با این مدل می‌توان اثر فراواکنشی سرمایه‌گذاران را اندازه‌گیری کرد. ریاحین و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی واکنش سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران به اخبار مذاکرات هسته‌ای در دوره زمانی ۱۲ ساله پرداختند. نتایج نشان داد سرمایه‌گذاران به اخبار مربوط به مذاکرات هسته‌ای فراواکنشی دارند.

فرضیه‌های پژوهش

طبق یافته دیبانت و تالر (۱۹۸۵)، همبستگی منفی بازده در بلندمدت (۳ تا ۵ سال) ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران است. دنیل و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری

1. Frank & Sanati
2. Heyman et al
3. Dyl et al

سهام دچار فراواکنشی می‌شوند و سپس با ورود اطلاعات جدید، به اشتباه خود پی‌می‌برند و قیمت‌ها در جهت معکوس اصلاح می‌گردد. اسپایرو و همکاران (۲۰۰۷) نیز نشان دادند سرمایه‌گذاران تمایل دارند نسبت به اخبار بد فراواکنشی نشان دهند و همین موضوع دلیل پدیده بازگشت بازده[1] (اشاره به این که سهام بازنده (برنده) در گذشته در آینده برنده (بازنده) خواهد بود) است. فخری و ریچر[2] (۲۰۱۵) وجود فراواکنشی سرمایه‌گذاران و تأثیر آن بر بازده سهام را تأیید کردند. بنابراین، فرضیه اول پژوهش به شرح زیر است:

- ✓ **فرضیه اول**: فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌تواند بازده سهام را توضیح دهد.

طبق یافته‌های دیبانت و تالر (۱۹۸۵)، لو و مک‌کاینلی (۱۹۹۰)، جورج و هانگ (۲۰۰۷)، بایون و همکاران (۲۰۱۶)، مهرانی و نونهال نهر (۱۳۸۷) و سعیدی و همکاران (۱۳۹۰) بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران از نظر آماری معنادار است. بر این اساس، فراواکنشی سرمایه‌گذاران باعث می‌شود قیمت سهام از ارزش ذاتی آن فاصله بگیرد. بنابراین با استفاده از راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌توان به بازده غیرعادی دست یافت. بدین‌ترتیب، فرضیه دوم به‌شرح زیر است:

- ✓ **فرضیه دوم**: بازده حاصل از راهبرد خرید و فروش سهام مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران از نظر آماری معنادار است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش با استفاده از علامت بازده و حجم معاملات سهام به محاسبه معیار فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران پرداخته است. سپس، رابطه میان فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران و بازده سهام و معناداری بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بررسی شده است. به‌منظور آزمون اثر فراواکنشی جهت تبیین تغییرات بازده سهام (فرضیه اول) از رگرسیون فاما-مک‌بث[3] (۱۹۷۳) و برای آزمون سودآوری راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی (فرضیه دوم) از روش تحلیل پرتفوی استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی آن سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ است. نمونه مورد مطالعه شرکت‌هایی را در برمی‌گیرد که شرایط زیر را دارا باشند:

- ✓ پایان سال مالی منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد.
- ✓ با توجه به استفاده از بازده ماهانه، داده‌های قیمت سهام شرکت برای ماه مورد نظر موجود باشد.
- ✓ با توجه به تخمین بتا سهام برای دوره سه ماهه از ابتدای هر ماه، داده‌های قیمت برای سه ماه گذشته سهام موجود باشد.

1. Return Reversal
2. Fakhry & Richter
3. Fama & MacBeth

لازم به ذکر است که در این پژوهش مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) از مقاطع ماهانه استفاده شده است. معیار مورد استفاده برای محاسبه فراواکنشی سرمایه‌گذاران مبتنی بر حجم معاملات و علامت بازده سهام است. به همین دلیل، از مقاطع ماهانه استفاده شده تا اثر فراواکنشی سرمایه‌گذاران با تغییر حجم معاملات سهام شرکت طی یک ماه توسط معیار مزبور محاسبه گردد. استفاده از مقاطع بسیار کوتاه همچون روزانه و هفتگی به علت کم بودن تعداد مشاهدات حجم معاملات، محاسبه اثر فراواکنشی را مخدوش می‌سازد و استفاده از مقاطع زمانی بلندمدت‌تر همچون فصلی نیازمند دوره پژوهش بسیار طولانی است. برای محاسبه بتا درصورتی که شرکتی بیش از ۶۰ درصد روزهای کاری سه ماه منتهی به ماه مورد نظر فاقد داده قیمت باشد، از نمونه آن ماه حذف شده است. برای محاسبه فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران از داده‌های ۱۲ ماه منتهی به ماه مورد نظر استفاده شده است و اگر شرکتی در بیش از ۶۰ درصد مواقع فاقد داده قیمت و حجم معاملات باشد، از نمونه آن ماه حذف شده است. همچنین، همه متغیرهای پژوهش به جز متغیر مجازی ثبات بازده در سطح ۱۰ و ۹۰ درصد به سقف و کف نزدیک شده است. دوره پژوهش ۱۰۲ ماه را در برمی‌گیرد و با لحاظ محدودیت‌های گفته شده، به‌طور میانگین در هرماه ۲۴۱ شرکت و در مجموع ۲۹۴,۴۱۶ مشاهده بررسی شده است.

مدل پژوهش

الف. معیار فراواکنشی مستمر

دنیل و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران منجر به ایجاد مومنتوم می‌شود. بدین ترتیب وقتی فراواکنشی مستمر وجود داشته باشد، بازده تاریخی می‌تواند بازده آتی را پیش‌بینی کند. زیرا، بازده تاریخی بالا (پایین) نمایانگر فراواکنشی مستمر مثبت (منفی) است که این امر فراواکنشی بیشتر در همان جهت را پیش‌بینی می‌کند. از سوی دیگرف استفاده از بازده گذشته برای اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران به‌علت مشکلاتی که کانراد و کائول (۱۹۹۳) مطرح کرده‌اند، ممکن است نتایج را مخدوش سازد. درنتیجه، استفاده از معیاری که بتواند به‌صورت مستقیم مقدار و جهت فراواکنشی را اندازه‌گیری کند، می‌تواند در توضیح بازده سهام بهتر عمل کند. اودین[1] (۱۹۹۸) عقیده دارد فراواکنشی، نتیجه فرااعتمادی است و مهم‌ترین نتیجه فرااعتمادی، افزایش حجم معاملات است. سایر مطالعات تجربی نیز وجود رابطه مثبت میان فرااعتمادی و حجم معاملات را تأیید کرده‌اند (باربر و اودین، ۲۰۰۱). بنابراین، افزایش حجم معاملات می‌تواند نشان‌دهنده فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد. سپس برای تعیین جهت فراواکنشی از علامت بازده ماهانه اخیر استفاده شده و بدین ترتیب معیار حجم علامت‌دار ایجاد می‌گردد. حجم بالای معاملات که با بازده مثبت (منفی) همراه بوده است، نشانگر فراواکنشی مثبت (منفی) سرمایه‌گذار است. بدین ترتیب، در این پژوهش معیار فراواکنشی مستمر مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) محاسبه شده است.

1. Odean

ب. بررسی رابطه فراواکنشی سرمایه‌گذاران با بازده سهام

به‌منظور بررسی رابطه میان فراواکنشی سرمایه‌گذاران با بازده سهام (فرضیه اول) از مدل فاما–مکبث (۱۹۷۳) استفاده شده است:

$$r_{i.t+1.t+6} = a_{0.t} + a_{1.t}CO_{i.t} + a_{2.t}PRET_{i.t} + a_{3.t}POS_ID_{i.t} + a_{4.t}NEG_ID_{i.t} + a_{5.t}POS_RC_{i.t} + a_{6.t}NEG_RC_{i.t} + a_{7.t}NPOS_NEG_{i.t} + a_{8.t}BETA_{i.t} + a_{9.t}SIZE_{i.t} + BM_{i.t} + a_{11.t}REV_{i.t} + a_{12.t}ILLIQ_{i.t} + a_{13.t}IVOL_{i.t} + a_{14.t}TURN_{i.t} + a_{15.t}UCG_{i.t} + \varepsilon_{i.t}$$

رابطه (۱)

که در آن، $r_{i.t+1.t+6}$ بازده شش ماه آتی سهام از ماه t، CO معیار فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران، PRET بازده یک ساله سهام از ماه t، POS_ID و NEG_ID معیار علامت‌دار گسستگی اطلاعات، POS_RC و NEG_RC متغیر مجازی ثبات بازده، NPOS_NEG اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی، BETA بتای سهام، SIZE اندازه شرکت، BM نسبت ارزش دفتری به بازار، REV متغیر بازگشتی، ILLIQ عدم نقدشوندگی، IVOL نوسان‌پذیری خاص شرکت، TURN گردش معاملات و UCG سود سرمایه‌ای شناسایی نشده است.

رابطه ۱ در چارچوب روش فاما–مکبث (۱۹۷۳) برای مقاطع ماهانه ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان شهریورماه سال ۱۳۹۶ (مجموعا ۱۰۲ ماه) برازش شده است. پس از آن‌که رابطه ۱ برای هر ماه تخمین زده شد، میانگین ضرایب هر متغیر برای ۱۰۲ ماه محاسبه شده است. سپس، معناداری ضرایب حاصل با استفاده از آزمون t بررسی گردیده است. آماره t از رابطه ۲ به‌دست آمده است:

$$t = \frac{a}{\sigma\sqrt{T}}$$

رابطه (۲)

که a ضریب متغیر در معادله رابطه ۱، σ انحراف معیار ضریب a و T تعداد ماه‌ها است.

پ. تحلیل پرتفوی

جهت آزمون سودآوری راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران (فرضیه دوم) از رویکرد تحلیل پرتفوی استفاده شده است. برای این منظور، سهام نمونه بر اساس فراواکنشی مستمر دوره تشکیل، مرتب و این معیار براساس اطلاعات ۱۲ ماه گذشته شرکت‌ها محاسبه شده است. بنابراین، دوره تشکیل پرتفوی‌ها ۱۲ ماه است. پس از آن‌که شرکت‌ها در هر ماه براساس فراواکنشی مستمر مرتب و به پنج پرتفوی مساوی تقسیم شدند، سهامی که بالاترین مقادیر معیار فراواکنشی مستمر را داشتند، در پنجک پنجم و سهامی که پایین‌ترین مقادیر فراواکنشی مستمر را داشتند، در پنجک اول قرار گرفتند. پنجک پنجم نمایانگر سهام با فراواکنشی مثبت (پرتفوی برنده‌ها) و پنجک اول نمایانگر سهام با فراواکنشی منفی (پرتفوی بازنده‌ها) است. پس از مرحله تشکیل، بازده پرتفوی‌ها با استفاده از روش پرتفوی‌های هم‌پوشان جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) برای دوره‌های نگهداری ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماه محاسبه شد. به‌عنوان نمونه، بازده‌های پنجگانه آذرماه برای دوره نگهداری ۳ ماهه برابر میانگین ساده

بازده پرتفوی‌های تشکیل شده در سه ماه قبل آن یعنی آبان، مهر و شهریور بود. وزن مورد استفاده برای هر سهم در پرتفوی برابر نسبت ارزش بازار سهم به ارزش بازار کل سهام آن پرتفوی است. بدین ترتیب در هر ماه ۵ بازده برای پنجک‌های سهام محاسبه شده است. سپس، برای آزمون سودآوری راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران، بازده پنجک پنجم (پرتفوی برنده‌ها) از بازده پنجک اول (پرتفوی بازنده‌ها) کسر گردیده است. در گام بعدی، با استفاده از آماره t آزمون شده که آیا بازده حاصل از این راهبرد مخالف صفر و از نظر آماری معنادار است یا خیر؟. درصورتی که فرضیه دوم تأیید شود، این بدان معناست که راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران به بازده غیرعادی منجر شده که می‌تواند ناشی از حذف یک عامل ریسکی از مدل قیمت‌گذاری باشد (فاما و فرنچ[1]، ۱۹۹۳) یا منشاء رفتاری داشته باشد (دنیل و همکاران، ۱۹۹۸ و باربریس و همکاران، ۱۹۹۸). به‌منظور مشخص ساختن منشأ بازده راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی مستمر، این بازده با عوامل ریسکی فراگیر تعدیل شده است. این کار از طریق رگرسیون بازده راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر عوامل ریسک مدل سه عاملی فاما–فرنچ (۱۹۹۳) و چهار عاملی کارهارت[2] (۱۹۹۷) انجام شده است. اگر پس از تعدیل بازده راهبرد معاملاتی مذکور، آلفای مدل‌های سه عاملی و چهارعاملی مخالف صفر و از نظر آماری معنادار باشد، نشان‌دهنده آن است که این بازده به خاطر تحمل ریسک ناشی از عوامل ریسک فراگیر نبوده و می‌تواند ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد.

تعریف عملیاتی متغیرها

متغیرهای پژوهش به‌صورت زیر محاسبه شده‌اند:

فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران (CO[3]): به‌منظور مشخص کردن جهت فراواکنشی سرمایه‌گذاران ابتدا حجم علامت‌دار سهام i در ماه t محاسبه می‌شود:

$$SV_{i.t} = \begin{cases} VOL_{i.t}\ if\ \ r_{i.t} > 0 \\ 0 \quad if \quad r_{i.t} = 0 \\ -VOL_{i.t}\ if\ \ r_{i.t} < 0 \end{cases}$$ رابطه (۳)

که $SV_{i.t}$ حجم علامت‌دار شرکت i در ماه t، $VOL_{i.t}$ و $r_{i.t}$ به‌ترتیب، حجم ریالی معاملات و بازده سهام شرکت i در ماه t است. لازم به ذکر است حجم ریالی معاملات هر سهم از حاصل‌ضرب تعداد سهام معامله شده در قیمت پایانی آن روز محاسبه شده و سپس مجموع حجم ریالی تمام روزهای ماه t به دست آمده است. حجم علامت‌دار شده ماه t، جهت فراواکنشی سرمایه‌گذاران در آن ماه را نشان می‌دهد. سپس، فراواکنشی سرمایه‌گذاران مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) محاسبه شده است:

1. Fama & French
2. Carhart
3. Continuing Overreaction

$$CO_{i.t} = \frac{SUM(w_J SV_{i.t-J}. \dots . w_1 SV_{i.t-1})}{MEAN(VOL_{i.t-J}. \dots . VOL_{i.t-1})}$$ رابطه (۴)

که w وزن ماه t و J طول دوره تشکیل پرتفوی است. در این پژوهش J برابر ۱۲ ماه است. w برای j ماه قبل از ماه t به صورت J-j+1 محاسبه می‌شود. مقدار j برای ماه t برابر با ۱ و برای ماه t-12 برابر ۱۲ خواهد بود. بنابراین، وزن حجم علامت‌دار برای آخرین ماه (ماه t) برابر ۱۲ و برای اولین ماه برابر ۱ خواهد بود. بدین‌ترتیب، به اطلاعات ماه‌های اخیر وزن بالاتری تعلق خواهد گرفت و همچنین، مجموع حجم ریالی علامت‌دار شده با تقسیم بر میانگین حجم ریالی نرمال شده‌است. این متغیر روند فراواکنشی سرمایه‌گذاران را اندازه‌گیری می‌کند. هرچه مقدار آن مثبت‌تر باشد، نشان‌دهنده فراواکنشی سرمایه‌گذاران در جهت مثبت و افزایش قیمت سهام و هرچه مقدار آن منفی‌تر باشد، نشانگر فراواکنشی سرمایه‌گذاران در جهت منفی و کاهش قیمت سهام است.

بازده یک ساله سهام شرکت (PRET): مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) بازده ۱۲ ماه گذشته بر بازده مورد انتظار سهام تاثیرگذار است. بازده سهام شرکت برای ۱۲ ماه منتهی به ماه t به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$PRET_t = \frac{P_{t-12} - P_t}{P_{t-12}}$$ رابطه ۵)

که P_{t-12} و P_t به ترتیب عبارتند از قیمت تعدیل شده سهام شرکت با احتساب سود تقسیمی و افزایش سرمایه در ۱۲ ماه قبل و ابتدای ماه t.

بتا (BETA): بتای سهام شرکت که با استفاده از رگرسیون بازده اضافی روزانه سهم بر بازده اضافی روزانه بازار در طول سه ماه گذشته از پایان ماه t محاسبه می‌شود. مطابق جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) و فاما و فرنچ (۱۹۹۶) یکی از عوامل تعیین کننده بازده سهام، حساسیت آن به عوامل ریسکی فراگیر است، به همین خاطر، تاثیر حساسیت سهام به عوامل ریسک فراگیر کنترل شده است.

اندازه (SIZE): به صورت لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت در پایان ماه t محاسبه می‌شود زیرا زاروین (۱۹۸۹) بیان داشت آنچه به عنوان اثر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام مطرح می‌شود، بیان دیگری از اثر اندازه است.

نسبت ارزش دفتری به بازار (BM): این نسبت از طریق تقسیم ارزش دفتری حقوق مالکانه مطابق صورت مالی ۲۹ اسفند هر سال بر ارزش بازار سهام شرکت در پایان ماه t سال مورد نظر محاسبه می‌شود. مطابق فاما و فرنچ (۱۹۹۳) یکی از عوامل تاثیرگذار بر بازده سهام نسبت ارزش دفتری به بازار است.

پیوستگی اطلاعات (POS_ID و NEG_ID): دا و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند ورود تدریجی اطلاعات منجر به ثبات بازده (ادامه روند مثبت یا منفی سهام) می‌شود. بر این اساس، معیار پیوستگی

اطلاعات نشان می‌دهد جریان اطلاعات در طول دوره تشکیل سبد، پیوسته یا گسسته بوده است. نحوه محاسبه معیار مذکور به شرح ذیل است:

$$POS_ID = \begin{cases} \%POS - \%NEG & if\ r_{t-12.t-1} > 0 \\ 0 & otherwisw \end{cases}$$

رابطه ۶)

$$NEG_ID = \begin{cases} \%NEG - \%POS & if\ r_{t-12.t-1} < 0 \\ 0 & otherwisw \end{cases}$$

رابطه ۷)

که $\%POS$ و $\%NEG$ بیانگر درصد روزها در طول دوره تشکیل سبد (از ماه t-1 الی t-12) به ترتیب، با بازده مثبت و منفی و $\boldsymbol{r_{t-12.t-1}}$ بازده سهام شرکت طی ۱۲ ماه گذشته از ماه t است.

متغیر مجازی ثبات بازده مثبت/منفی (POS_RC و NEG_RC): گرینبلات و موسکویتز[1] (۲۰۰۴) دریافتند تداوم بازده در گذشته بر بازده مورد انتظار آتی اثرگذار است. بنابراین متغیر مجازی ثبات بازده مثبت/منفی به گونه‌ای محاسبه می‌شود که تاثیر ثبات بازده را در رابطه (۱) کنترل نماید. در صورتی که سهم در ۸ ماه از ۱۲ ماه گذشته با شروع از ماه t، بازده مثبت (منفی) را تجربه کرده باشد و بازده کل ۱۲ ماه گذشته مثبت (منفی) بوده باشد، مقدار ۱ و در غیر این صورت، صفر خواهد بود.

اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی (NPOS_NEG): همانند بایون و همکاران (۲۰۱۶) به منظور کنترل اثر مومنتوم بازده (تداوم بازده در جهت مثبت یا منفی) متغیر اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی به رابطه (۱) اضافه شده است. این متغیر نشان می‌دهد تداوم بازده در چه جهتی بوده است. برای محاسبه این متغیر تعداد ماه‌ها با بازده مثبت از تعداد ماه‌ها با بازده منفی در طول ۱۲ ماه گذشته با شروع از ماه t کسر می‌گردد.

عدم نقدشوندگی (ILLIQ): به بیان آمیهود[2] (۲۰۰۲) عدم نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار سهام تاثیر می‌گذارد و سرمایه‌گذاران از این بابت صرف ریسک مطالبه می‌کنند. بر این اساس، میزان عدم نقدشوندگی سهام به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{ILLIQ} = {}^{1}/_{\mathrm{D_t}} \sum_{\mathrm{d=1}}^{\mathrm{D_t}} |\mathrm{R_{t.d}}|/\mathrm{VOLD_{t.d}}$$

رابطه (۸)

که $\mathrm{D_t}$ تعداد روزهای معاملاتی ماه t، $\mathrm{R_{t.d}}$ بازده سهم در روز d ماه t، و $\mathrm{VOLD_{t.d}}$ نیز حجم ریالی معاملات سهم در روز d ماه t است.

1. Grinblatt & Moskowitz
2. Amihud

نوسان‌پذیری خاص شرکت (IVOL): انحراف معیار پسماند حاصل از یک مدل تک‌عاملی (در اینجا CAPM) که نماینده ریسک اختصاصی شرکت است. به اعتقاد انگ و همکاران[1] (۲۰۰۹) بین بازده سهام و ریسک خاص شرکت رابطه منفی وجود دارد.

متغیر بازگشتی (REV): به زعم جگادیش (۱۹۹۰) یکی از عوامل تأثیرگذار بر بازده مورد انتظار سهام، بازده بازگشتی است. این متغیر برای ماه t با استفاده از قیمت تعدیل شده سهم در پایان ماه و قیمت تعدیل شده سهم در ابتدای ماه موردنظر به شرح زیر محاسبه شده است:

$$\mathrm{REV_t} = \frac{\mathrm{P_{t.1}} - \mathrm{P_{t.0}}}{\mathrm{P_{t.0}}}$$ رابطه (۹)

که $\mathrm{P_{t.1}}$ و $\mathrm{P_{t.0}}$ به‌ترتیب، قیمت تعدیلی سهم با درنظر گرفتن سود و افزایش سرمایه در انتها و ابتدای ماه t است.

گردش معاملات (TURN): لی و سامیناتان[2] (۲۰۰۲) نشان دادند قیمت سهام بازنده با حجم معاملات کم با قدرت بیشتری افزایش خواهد یافت و سهام برنده با حجم معاملات زیاد، عملکرد ضعیف‌تری نسبت به سهام بازنده با حجم معاملات کم دارد. بنابراین، حجم معاملات سهام می‌تواند بر بازده آن مؤثر باشد. براین اساس، گردش معاملات سهام به‌عنوان شاخص حجم معاملات از تقسیم تعداد سهام معامله شده ماه t بر تعداد سهام منتشره شرکت در آن ماه محاسبه شده است.

سود سرمایه‌ای تجمعی شناسایی نشده (UCG): مطابق گرینبلات و هان[3] (۲۰۰۵) سود سرمایه‌ای تجمعی شناسایی نشده متغیری تأثیرگذار بر بازده سهام است. به‌طوری که با کنترل اثر این متغیر در رگرسیون مقطعی بازده سهام، بازده گذشته قابلیت پیش‌بینی بازده مورد انتظار را از دست می‌دهد. این متغیر مطابق رابطه ۱۰ محاسبه شده است:

$$\mathrm{UCG} = \frac{\mathrm{P_{-2}} - \mathrm{R_{-1}}}{\mathrm{P_{-2}}}$$ رابطه (۱۰)

که $\mathrm{P_{-2}}$ قیمت سهم در دومین هفته مانده به پایان ماه t است. $\mathrm{R_{-1}}$ نیز به‌شرح زیر محاسبه شده است:

$$R_{-1} = \frac{1}{k}\sum_{n-1}^{260}(V_{-1-n}\prod_{\tau=1}^{n-1}1 - V_{-1-n+\tau})P_{-1-n}$$ رابطه (۱۱)

که $\mathrm{V_{-j}}$ عبارت است از گردش هفتگی در j هفته مانده به انتهای ماه t و k عدد ثابتی است که باعث می‌شود مجموع وزن قیمت‌های گذشته برابر یک گردد.

1. Ang et al
2. Lee & Swaminathan
3. Grinblatt & Han

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرها به شرح جدول ۱ است.

جدول ۱. آمار توصیفی

عنوان	متغیر	واحد اندازه‌گیری	میانگین	انحراف معیار	میانه	کمینه	بیشینه
بازده شش ماه آتی	$Ret_{t+1.t+6}$	درصد	۱۲/۶	۳۰/۳	۵/۵	-۲۵/۱	۷۱/۹
فراواکنشی مستمر	CO	واحد	۱/۵	۲۷/۵	۰/۵۲۲	-۳۹/۶	۴۵/۹
بازده ۱۲ ماه قبل	PRET	درصد	۳۶/۷	۵۹	۲۱	-۳۲/۸	۱۵۳/۵
گسستگی اطلاعات (مثبت)	POS_ID	واحد	۰	۰/۱۰۶	۰	-۰/۵۴	۰/۶۱
گسستگی اطلاعات (منفی)	NEG_ID	واحد	۰/۰۵۳	۰/۱۰۷	۰	-۰/۶۷	۰/۷۲۹
ثبات بازده (مثبت)	POS_RC	واحد	-	-	-	۰	۱
ثبات بازده (منفی)	NEG_RC	واحد	-	-	-	۰	۱
اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی	NPOS_NEG	واحد	۰/۲۶	۳/۹۶	۰	-۱۲	۱۲
بتا	BETA	واحد	۰/۷۶۰	۰/۷۴۰	۰/۶۰۱	-۰/۱۶۱	۲/۰۹۸
اندازه	SIZE	واحد	۲۷/۲	۱/۷۹	۲۷/۰۳	۴۶/۶۲	۳۰/۳۵
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	واحد	۱/۶۴	۱/۶۸	۰/۸۶	۰/۲۸	۵/۵۴
بازگشت بازده	REV	درصد	۲/۲	۹/۹	۰/۳	-۱۱/۵	۲/۶
عدم نقدشوندگی	ILLIQ	واحد	$۱/۵ \times ۱۰^{-۹}$	$۶/۲ \times ۱۰^{-۸}$	$۱/۸ \times ۱۰^{-۱۱}$	۰۰.۰	$۷/۷ \times ۱۰^{-۶}$
ریسک خاص شرکت	IVOL	درصد	۲/۱	۳	۱/۹	۰/۱	۱۸۲/۴
گردش معاملات	TURN	واحد	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۰۳	۰/۰۰۴	۰/۲۷
سود سرمایه‌ای تجمعی شناسایی نشده	UCG	واحد	-۰/۰۱۲	۰/۷۰۳	۰/۱۹	-۱/۴۱	۰/۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش

میانگین فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران برابر ۱/۵ با انحراف معیار ۲۷/۵ است که با توجه به مقدار بیشینه و کمینه آن، نشان از پراکندگی زیاد مقادیر این متغیر دارد. به بیان دیگر، قیمت اغلب سهام بورس اوراق بهادار دارای فراواکنشی مثبت یا منفی است. در میان متغیرهای محاسبه شده، متغیر عدم نقدشوندگی (ILLIQ) به‌علت داشتن مقادیر بسیار کوچک، با استفاده از نماد علمی نمایش داده شده است.

یافته‌ها

نتایج بررسی رابطه میان فراواکنشی سرمایه‌گذاران با بازده سهام در جدول ۲ نمایش داده شده است. ضرایب هر متغیر به همراه آماره t در داخل پرانتز نمایش داده شده است. در تخمین رابطه ۱ ابتدا فقط فراواکنشی مستمر (CO) به‌عنوان متغیر توضیحی درنظر گرفته شده و در هر بار تخمین، یکی از متغیرها به رابطه ۱ اضافه شده است. در مجموع، ۱۳ مدل تخمین زده شده که برای اختصار تنها ۶ مدل ارائه می‌گردد. همانطور که مشاهده می‌شود ضریب متغیر فراواکنشی سرمایه‌گذاران در مدل‌های ۱، ۲، ۳، ۴ و ۶ به ترتیب با آماره t برابر ۲/۷۲، ۳/۸۴، ۳/۰۶، ۲/۸۰ و ۲/۰۳ از نظر آماری در سطح ۱ درصد معنادار و مثبت است که با نتایج بایون و همکاران (۲۰۱۶) همخوانی دارد و به معنای تاثیرگذاری فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام است. در مدل پنجم با اضافه شدن متغیر اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی (NPOS_NEG)، معناداری ضریب فراواکنشی سرمایه‌گذاران از دست می‌رود که نشان می‌دهد متغیر فراواکنشی مستمر می‌تواند بیان دیگری از متغیر اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی باشد. به عبارت دیگر، آنچه به عنوان فراواکنشی سرمایه‌گذاران توسط معیار فراواکنشی مستمر اندازه‌گیری می‌شود، توسط اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی توضیح داده‌می‌شود و به همین جهت با اضافه شدن این متغیر، ضریب متغیر فراواکنشی معناداری خود را از دست می‌دهد. ضریب متغیر فراواکنشی تا زمان اضافه شدن سود سرمایه‌ای شناسایی نشده (UCG) از نظر آماری معنادار نیست. با اضافه شدن سود سرمایه‌ای شناسایی نشده، ضریب متغیر فراواکنشی در آخرین مدل از نظر آماری معنادار می‌شود. متغیر پیوستگی اطلاعات (POS_ID) در آخرین مدل با آماره t برابر ۱/۶۷- در سطح ۱۰٪ معنادار است. دا و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند هرچه پیوستگی ورود اطلاعات به بازار بیشتر باشد، فراواکنشی سرمایه‌گذاران تقویت خواهد شد. اما در اینجا تنها متغیر پیوستگی اطلاعات با بازده مثبت در گذشته توانایی توضیح بازده سهام را دارد. با ثابت فرض کردن سایر متغیرها، رابطه پیوستگی ورود اطلاعات برای سهمی که در گذشته بازده مثبت داشته است با بازده آن سهم معکوس خواهد بود و برای چنین سهمی هرچه پیوستگی ورود اطلاعات بیشتر باشد، بازده مورد انتظار آن کمتر خواهد بود.

جدول ۲. نتایج بررسی رابطه میان فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام

عنوان	متغیر - مدل	واحد اندازه‌گیری	۱	۲	۳	۴	۵	۶
-	عرض از مبداء	واحد	۰/۱۴۳*	۰/۱۴۵*	۰/۱۵۱*	۰/۱۵۲*	۰/۱۵۲*	۰/۶۱۲*
			(۸/۲۷)	(۷/۹۶)	(۸/۱۹)	(۸/۲۱)	(۸/۱۶)	(۶/۴۸)
فراواکنشی مستمر	CO	واحد	۰/۰۰۰۴۱*	۰/۰۰۰۵۵*	۰/۰۰۰۴۶*	۰/۰۰۰۴۷*	۰/۰۰۰۲۶	۰/۰۰۰۴۶*
			(۲/۷۲)	(۳/۸۴)	(۳/۰۶)	(۲/۸۰)	(۱/۰۱)	(۲/۰۳)
بازده ۱۲ ماه قبل	PRET	درصد	-	-۰/۰۱۰۳	-۰/۰۲۰۱***	-۰/۰۲۰۲***	-۰/۲۳۲۰*	-۰/۰۱۲۴
			-	(-۰/۹۹)	(-۱/۸۵)	(-۱/۸۳)	(-۲/۰۵)	(۱/۳۱)
	POS_ID		-	-	-۰/۰۱۴۱	-۰/۰۰۷۵	-۰/۰۰۹۲	-۰/۰۵۳۴***

عنوان	متغیر - مدل	واحد اندازه‌گیری	۱	۲	۳	۴	۵	۶
گسستگی اطلاعات (مثبت)		واحد	-	-	(۰/۴۲-)	(۰/۲۱-)	(۰/۲۴-)	(۱/۶۷-)
گسستگی اطلاعات (منفی)	NEG_ID	واحد	-	-	۰/۰۶۸۲-	۰/۰۶۱۰-	۰/۰۵۴۲-	۰/۰۲۹۳-
			-	-	(۱/۵۳-)	(۱/۰۱-)	(۰/۹۴-)	(۰/۵۹-)
ثبات بازده (مثبت)	POS_RC	واحد	-	-	-	۰/۰۰۱۲-	۰/۰۰۹۴-	۰/۰۱۶۸-
			-	-	-	(۰/۱۰-)	(۰/۸۱-)	(۱/۴۴-)
ثبات بازده (منفی)	NEG_RC	واحد	-	-	-	۰/۰۰۰۸-	۰/۰۰۸۸	۰/۰۲۲۱
			-	-	-	(۰/۰۴-)	(۰/۴۷)	(۱/۲۷)
اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی	NPOS_NEG	واحد	-	-	-	-	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۳۶**
			-	-	-	-	(۱/۴۸)	(۱/۹۸)
بتا	BETA	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۰۹۰-
			-	-	-	-	-	(۱/۵۶-)
اندازه	SIZE	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۱۵۳-*
			-	-	-	-	-	(۴/۶۵-)
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۱۳۷-*
			-	-	-	-	-	(۶/۷۳)
بازگشت بازده	REV	درصد	-	-	-	-	-	۰/۰۴۴۶-
			-	-	-	-	-	(۰/۷۸-)
عدم نقدشوندگی	ILLIQ	واحد	-	-	-	-	-	۱/۰۲− × ۱۰^۸**
			-	-	-	-	-	(۱/۷۵-)
ریسک خاص شرکت	IVLO	درصد	-	-	-	-	-	۱/۰۸۳۳-*
			-	-	-	-	-	(۳/۴۶-)
گردش معاملات	TURN	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۰۴۴-
			-	-	-	-	-	(۰/۰۸-)
سود سرمایه‌ای تجمعی شناسایی شده	UCG	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۷۰۱-*
			-	-	-	-	-	(۱۱/۴۱-)

*معناداری در سطح ۱٪ ** معناداری در سطح ۵٪ *** معناداری در سطح ۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب متغیر اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت ومنفی در مدل ۶ مثبت و با آماره t برابر ۱/۹۸ در سطح ۵٪ معنادار است. این بدان معناست که هرچه تعداد ماه‌ها با بازده مثبت طی ۱۲ ماه گذشته بیشتر باشد، بازده مورد انتظار سهام مورد نظر بالاتر خواهد بود. در مدل ۶ ضریب متغیرهای اندازه (SIZE)، نسبت ارزش دفتری به بازار (BM)، نوسان‌پذیری خاص شرکت (IVOL) و سود سرمایه‌ای شناسایی نشده همگی در سطح ۱٪ از نظر آماری معنادار هستند و این نشان می‌دهد حتی با کنترل اثر این متغیرها، متغیر فراواکنشی

سرمایه‌گذاران همچنان معنادار است. بنابراین، فراواکنشی سرمایه‌گذاران مستقل از اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار، ریسک خاص شرکت و میزان رشد قیمت سهام در گذشته (سود سرمایه‌ای شناسایی نشده) است. ضریب متغیر عدم نقدشوندگی (ILLIQ) در مدل آخر منفی و در سطح ۵٪ معنادار است. این بدان معناست که سهام با نقدشوندگی بالاتر، بازده مورد انتظار پایین‌تری خواهند داشت.

در جدول ۳ نتایج بررسی بازده راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران ارائه شده است. در این جدول بازده پنجک‌های سهام بر حسب درصد که بر اساس معیار فراواکنشی مستمر (CO) مرتب شده‌اند برای دوره‌های نگهداری متفاوت نمایش داده شده است. پنجک اول نمایانگر سهام با بیشترین فراواکنشی منفی (پرتفوی بازنده‌ها) و پنجک پنجم نمایانگر سهام با بیشترین فراواکنشی مثبت (پرتفوی برنده‌ها) است. در هر ردیف بازده هر پرتفوی ارائه شده و بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران در ردیف بازده تفاضلی پنجک پنجم و اول ارائه شده‌است که به معنای خرید پرتفوی برنده و فروش پرتفوی بازنده است. در ذیل هرکدام از اعداد بازده، آماره t داخل پرانتز ارائه شده است.

جدول ۳. بازده پرتفوی‌های مبتنی بر فراواکنشی مستمر

پنجک – دوره نگهداری	۳ ماه	۶ ماه	۹ ماه	۱۲ ماه
۱ (بازنده‌ها)	*۲/۱۹	*۲/۴۲	*۲/۵۱	*۲/۴۵
آماره t	(۳/۴۴)	(۵/۰۲)	(۵/۹۷)	(۶/۹۱)
۲	*۲/۲۷	*۲/۲۸	*۲/۲۸	*۲/۲۸
آماره t	(۴/۰۳)	(۵/۶۹)	(۶/۶۸)	(۷/۴۹)
۳	*۲/۴۹	*۲/۵۷	*۲/۵۸	*۲/۵۷
آماره t	(۵/۴۴)	(۸/۰۵)	(۹/۵۵)	(۱۰/۸۱)
۴	*۲/۷۱	*۲/۸۲	*۲/۸۶	*۲/۸۴
آماره t	(۵/۹۲)	(۸/۲۸)	(۹/۸۳)	(۱۰/۷۷)
۵ (برنده‌ها)	*۲/۲۳	*۳/۳۳	*۳/۳۳	*۳/۲۴
آماره t	(۵/۱۹)	(۸/۱۰)	(۹/۲۲)	(۹/۸۰)
بازده تفاضلی پنجک پنجم و اول	۰/۰۴	*۰/۹۱	*۰/۸۱	*۰/۷۸
آماره t	(۰/۰۷)	(۲/۱۲)	(۲/۲۲)	(۲/۵۲)

*معناداری در سطح ۱٪

منبع: یافته‌های پژوهش

بازده پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس معیار فراواکنشی مستمر برای تمام پنجک‌ها مثبت و معنادار است. بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران (بازده پنجک پنجم منهای بازده پنجک اول) برای دوره‌های نگهداری ۶، ۹ و ۱۲ ماه مثبت و معنادار است که نشان از سودآوری این راهبرد دارد. در جدول ۴ و ۵ به‌ترتیب نتایج تعدیل بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران با مدل سه عاملی فاما–فرنچ (۱۹۹۳) و چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) نمایش داده شده است. آلفای

مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی برای پنجک‌های مختلف سهام به‌همراه آلفای راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران برای دوره‌های نگهداری متفاوت مندرج است.

جدول ۴. آلفای مدل سه عاملی فاما–فرنچ (۱۹۹۳) پرتفوی‌های مبتنی بر فراواکنشی مستمر

پنجک – دوره نگهداری	۳ ماه	۶ ماه	۹ ماه	۱۲ ماه
۱ (بازنده‌ها)	***۰/۸۹	*۱/۰۲	*۱/۱۸	*۱/۲۳
آماره t	(۱/۹۰)	(۲/۸۱)	(۳/۷۲)	(۴/۲۶)
۲	۰/۶۴	*۰/۸۱	*۰/۸۸	*۰/۹۳
آماره t	(۱/۳۶)	(۲/۳۵)	(۳/۰۱)	(۳/۵۸)
۳	۰/۴۷	۰/۵۲	***۰/۶۲	**۰/۶۶
آماره t	(۰/۷۸)	(۱/۲۰)	(۱/۶۶)	(۱/۹۶)
۴	۰/۰۱	۰/۳۳	۰/۵۹	***۰/۷۱
آماره t	(-۰/۰۱)	(۰/۶۹)	(۱/۳۵)	(۱/۸۷)
۵ (برنده‌ها)	۰/۶۱	*۱/۵۷	*۱/۶۱	*۱/۶۴
آماره t	(۱/۳۸)	(۳/۷۰)	(۴/۳۱)	(۴/۷۷)
بازده تفاضلی پنجک پنجم و اول	-۰/۹	-۰/۲۸	-۰/۴۹	***-۰/۵۹
آماره t	(۱/۵۳)	(-۰/۶۷)	(-۱/۳۵)	(۱/۹۱)

*معناداری درسطح ۱٪ ** معناداری در سطح ۵٪ *** معناداری در سطح ۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. آلفای مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) پرتفوی‌های مبتنی بر معیار فراواکنشی مستمر

پنجک – دوره نگهداری	۳ ماه	۶ ماه	۹ ماه	۱۲ ماه
۱ (بازنده‌ها)	***۰/۹۰	*۱/۰۲	*۱/۲۰	*۱/۲۴
آماره t	(۱/۸۶)	(۲/۷۵)	(۳/۷۰)	(۴/۱۷)
۲	۰/۶۲	*۰/۷۹	*۰/۹۱	*۰/۹۱
آماره t	(۱/۲۸)	(۲/۲۴)	(۳/۰۲)	(۳/۴۴)
۳	۰/۴۷	۰/۵۶	***۰/۶۵	***۰/۶۵
آماره t	(۰/۷۶)	(۱/۲۵)	(۱/۷)	(۱/۸۷)
۴	۰/۲۳	۰/۴۹	***۰/۷۴	*۰/۸۲
آماره t	(۰/۳۶)	(۱/۰۰)	(۱/۶۷)	(۲/۱۲)
۵ (برنده‌ها)	۰/۵۹	*۱/۵۹	*۱/۶۸	*۱/۷۱
آماره t	(۱/۳۰)	(۳/۶۵)	(۴/۳۹)	(۴/۸۸)
بازده تفاضلی پنجک پنجم و اول	*-۱/۱۶	-۰/۴۲	-۰/۵۸	*-۰/۶۳
آماره t	(-۱/۹۹)	(-۱/۰۱)	(-۱/۵۶)	(-۲/۰)

*معناداری در سطح ۱٪ **معناداری در سطح ۵٪ ***معناداری در سطح ۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود آلفای مدل سه عاملی و چهار عاملی برای بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر معیار فراواکنشی (پنجک پنجم منهای پنجک اول) برای دوره نگهداری ۱۲ ماهه

منفی و از نظر آماری در مدل سه عاملی در سطح ۱۰٪ و در مدل چهار عاملی در سطح ۱٪ معنادار است. آلفای مدل سه عاملی و چهار عاملی برای سایر دوره‌های نگهداری منفی است و تنها در مدل چهارعاملی برای دوره نگهداری ۳ ماهه در سطح ۱٪ معنادار است. این بدان معناست که بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران برای دوره نگهداری ۱۲ و ۳ ماهه می‌تواند ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد اما برای سایر دوره‌های نگهداری این بازده ناشی از تحمل ریسک است و ارتباطی با فراواکنشی سرمایه‌گذاران ندارد.

نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش، رابطه فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و همچنین بازده راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان داد فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران، بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را تحت تأثیر قرار می‌دهد و رابطه آن با بازده سهام مثبت است. همچنین بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران از نظر آماری معنادار است و به خصوص برای دوره نگهداری ۱۲ ماه، این بازده توسط عوامل ریسکی فراگیر توضیح داده نمی‌شود و می‌تواند ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد.

در پژوهش‌های انجام شده در ایران سابق بر این از بازده گذشته سهام به‌عنوان معیار محاسبه فراواکنشی سرمایه‌گذاران استفاده می‌شد. اما، کانراد و کائول (۱۹۹۳) بیان نمودند بازده تجمعی سهام برای چند دوره کوتاه‌مدت به سمت بالا تورش دارد و همین مسئله می‌تواند نتایج گمراه‌کننده به دنبال داشته باشد. بنابراین در پژوهش حاضر فراواکنشی سرمایه‌گذاران با استفاده از معیار حجم علامت‌دار (فراواکنشی مستمر) بایون و همکاران (۲۰۱۶) اندازه‌گیری شد. نتایج نشان داد فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام موثر است. رابطه فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام مثبت است که با نتایج بایون و همکاران (۲۰۱۶) همخوانی دارد. ضریب متغیر پیوستگی اطلاعات (POS_ID) در مدل نهایی منفی است و از این جهت با نتایج دا و همکاران (۲۰۱۴) مغایرت دارد. این بدین معناست که برخلاف یافته‌های دا و همکاران (۲۰۱۴)، پیوستگی ورود اطلاعات برای سهامی که در گذشته بازده مثبت داشته است، تأثیر منفی بر بازده مورد انتظار آن سهام در بورس اوراق بهادار تهران خواهد داشت. متغیر فراواکنشی مستمر در حضور متغیر اندازه همچنان معنادار است که این با نتایج زاروین (۱۹۸۹) مغایرت دارد که نشان داد فراواکنشی سرمایه‌گذاران بیان دیگری از تأثیر اندازه بر بازده سهام است و با اضافه کردن متغیر اندازه به مدل، متغیر فراواکنشی باید معناداری خود را از دست بدهد. این در صورتی است که در پژوهش حاضر چنین نشده است. رابطه متغیر عدم نقدشوندگی با بازده سهام منفی است که با نتایج آمیهود (۲۰۰۲) مطابقت دارد که نشان داد سهام با نقدشوندگی بالاتر، بازده مورد انتظار کمتری خواهد داشت. اما با نتایج بالی و همکاران[1] (۲۰۱۱) در تضاد است که نشان داد نوسان‌پذیری خاص شرکت (IVOL) با بازده سهام رابطه مثبت دارد. آن‌چه حائز اهمیت

1. Bali et al

است این است که در مدل نهایی با وجود کنترل تأثیر اندازه، نوسان‌پذیری خاص شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار، ریسک سیستماتیک، ریسک خاص شرکت، پیوستگی ورود اطلاعات، اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی، نقدشوندگی و سود سرمایه‌ای شناسایی نشده، ضریب متغیر فراواکنشی همچنان معنادار باقی می‌ماند که این ضمن تأیید وجود فراواکنشی درمیان سرمایه‌گذاران نشان از تأثیر این متغیر بر بازده سهام دارد. بنابراین با توجه به نتایج حاصل از تحلیل رابطه میان فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام، فرضیه اول پژوهش مبنی بر این‌که فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌تواند بازده سهام را توضیح دهد، مورد تأیید قرار گرفت.

به‌منظور بررسی معناداری بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران از روش مطالعه پرتفوی استفاده شده است. بازده تمام پرتفوی‌هایی که بر اساس معیار فراواکنشی مستمر با دوره تشکیل ۱۲ ماه شکل گرفته‌اند برای تمام دوره‌های نگهداری ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماه مثبت و از نظر آماری معنادار است. اما بازده پرتفوی راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران تنها برای دوره‌های نگهداری ۶، ۹ و ۱۲ ماه معنادار است که نشان از سودآوری این راهبرد برای دوره‌های نگهداری مذکور دارد. این نتایج با نتایج بایون و همکاران (۲۰۱۶) تفاوت دارد. چراکه مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) این بازده برای تمام دوره‌های نگهداری مثبت و معنادار است. با حرکت از دوره‌های نگهداری کوتاه‌مدت به بلندمدت بازده این راهبرد کاهش می‌یابد که با یافته‌های جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) و بایون و همکاران (۲۰۱۶) مبنی بر اصلاح فراواکنشی سرمایه‌گذاران در اثر ورود اطلاعات جدید همخوانی دارد. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش مبنی بر معنادار بودن بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران مورد تأیید قرار گرفت. از سوی دیگر، تعدیل این بازده با عوامل ریسکی نشان می‌دهد این بازده برای دوره نگهداری ۱۲ ماهه می‌تواند ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد. هرچند آلفای منفی مدل‌ها برای دوره نگهداری ۱۲ ماه نشان از آن دارد که این راهبرد خرید و فروش نمی‌تواند عملکرد بهتری از بازده پرتفوی‌های تشکیل شده براساس عوامل ریسکی فراگیر حاصل کند. نکته قابل توجه این که در به‌کارگیری راهبرد خرید و فروش در این پژوهش هزینه معاملات منظور نشده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود ارزش اقتصادی راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران با درنظر گرفتن هزینه معاملات بررسی شود. مطابق نتایج پژوهش حاضر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بازده دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد که از مصادیق عدم کارایی بازار است. بر این اساس، مقام‌های ناظر بر بازار سهام می‌توانند با انجام اقداماتی نظیر افزایش کارایی نظام‌های اطلاع‌رسانی و تلاش برای افزایش شفافیت شرکت‌ها، در جهت کاهش فراواکنشی سرمایه‌گذاران و افزایش کارایی بازار سهام حرکت کنند.

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 شده است.

منابع

اســکینی، ســبحان؛ تاجمیر ریاحی، حامد و ایمنی‌فر، محمد. (۱۳۹۲). آزمون فراواکنشـــی و راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس با استفاده از بازده دوره نگهداری. *اندیشه مدیریت راهبردی*، ۷(۱)، ۲۴۵-۲۲۹.

بدری، احمد و اصیل‌زاده، محمد. (۱۳۹۰). فراواکنشی و دامنه نوسان قیمت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۳(۹)، ۷۳-۵۶.

ریاحین، مهدی؛ معدنچی، مهدی و ســـتایش، محمد رضـــا. (۱۳۹۵). ارزیابی واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران بازار سهام ایران نسبت به اخبار مذاکرات هسته‌ای. *مجله اقتصادی*، ۱۶(۷)، ۷۷-۵۳.

ســعیدی، علی؛ رهنمای رودپشــتی، فریدون و بیک‌زاده عباســی، فرزانه. (۱۳۸۹). کاربرد راهبردهای توالی و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۸(۳۱)، ۱۴۱-۱۲۱.

ضــیایی بیدگلی، محمد تقی و بهرامی، کیومرث. (۱۳۹۲). آزمون به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در تشکیل پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶(۱۷)، ۱۱۹-۱۰۳.

مددی، سعید؛ برزگر، نرگس و موسوی، میرحسین. (۱۳۹۳). مدل سازی فراواکنشی سرمایه‌گذاران در بازار سهام با قیمت‌های OHLC روزانه. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴(۲)، ۱۹۶-۱۷۹.

مهرانی، ساسان و نونهال نهر، علی اکبر. (۱۳۸۷). بررسی امکان به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۴(۵۰)، ۴۶-۲۵.

نیکبخت، محمدرضـا و مرادی، مهدی. (۱۳۸۴). ارزیابی واکنش بیش از اندازه ســهامداران عادی در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۳(۹)، ۲۶-۱.

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.

Ang, A., Hodrick, J, R., Xing, Y. & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 1-23.

Badri, A. & Asilzadeh, M. (2011). Frequency and amplitude of price fluctuations: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Accounting Research*, 3(9), 56-73. (In Persian)

Bali, T., Cakici, N. & Whitelaw, R. (2011). Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, 99(2), 427-446.

Barber, B. & Odean, T. (2001). Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment. *Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 261-292.

Barberis, N., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1998). A model of investment sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343.

Byun, S. J., Lim, S. S. & Yun, S. H. (2016). Continuing overreaction and stock return predictability. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(6), 2015-2046.

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

Conrad, J. & Kaul, G. (1993). Long-Term market overreaction or biases in computed return? *The Journal of Finance*, 48(1), 39-63.

Cremers, M. & Pareek, A. (2014). Short-Term trading and stock return anomalies: Momentum, reversal and share issueance. *Review of Finance*, 19(4), 1649-1701.

Da, Z., Gurun, U. & Warachka, M. (2014). Frog in the pan: Continuous information and momentum. *Review of Financial Studies Forthcoming*, 27(7), 2171-2218.

Daniel, K., Hirshleifer, D. & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under-and overreactions. *Journal of Finance*, 53(6), 1839-1885.

De Bondt, W. F. M. & Thaler, R. (1985). Do the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805.

Dyl, E., Yuksel, H. & Zaynutdinova, G. (2019). Price reversals and price continuations following large prices movements. *Journal of Business Research*, 95(C), 1-12.

Eskini, S., Tajmir Riyahi, H. & Imenifar, M. (2013). Testing overreaction and contrarian investment strategy using the holding period return. *Strategic Management Thought*, 7(1), 229-245. (In Persian)

Fakhry, B. & Richter, C. (2015). Is the sovereign debt market efficient? Evidence from the US and German sovereign debt markets. *International Economics and Economic Policy*, 12(3), 339-357.

Fama, E. & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.

Fama, E. & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84.

Fama, E. & MacBeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.

Frank, M. & Sanati, A. (2018). How does the stock market absorb shocks? *Journal of Financial Eonomics*, 129(1), 136-153.

George, T. J. & Hwang C. Y. (2007). Long-term return reversals: Overreaction or taxes? *The Journal of Finance*, 62(6), 2865-2896.

Glaser, M. & Weber, M. (2009). Which past returns affect trading volume? *Journal of Financial Markets*, 12(1), 1-31.

Grinblatt, M. & Han, B. (2005). Prospect theory, mental accounting and momentum. *Journal of Financial Economics*, 78(2), 311-337.

Grinblatt, M. & Moskowitz, T. (2004). Predicting stock price movements from past returns: The role of consistency and tax-loss selling. *Journal of Financial Economics*, 71(3), 541-579.

Grinblatt, M. & Keloharju, M. (2009). Sensation seeking, overconfidence and trading activity. *The Journal of Finance*, 64(2), 549-578.

Heyman, D., Lescrauwaet, M. & Stieperaere, H. (2019). Investor attention and short term return reversals. *Finance Research Letters*, 29, 1-6.

Hong, H. & Stein, J. C. (1999). A unified theory of under reaction, momentum trading and overreaction in asset markets. *The Journal of Finance*, 54(6), 2143-2184.

Jegadeesh, N. (1990). Evidence of predictable behavior of security returns. *The Journal of Finance*, 45(3), 881-898.

Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

Jegadeesh, N. & Titman, S. (1995). Overreaction, delayed reaction and contrarian profits. *The Review of Financial Studies*, 8(4), 973-993.

Lee, C. M. C. & Swaminathan, B. (2002). Price momentum and trading volume. *The Journal of Finance*, 55(5), 2017-2069.

Lo, A. & MacKinlay, A. (1990). When are contrarian profits due to stock market overreaction? *The Review of Financial Studies*, 3(2), 175-205.

Lobe, S. & Rieks, J. (2011). Short-term market overreaction on the Frankfurt Stock Exchange. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(2), 113-123.

Madadi, S., Barzgar, N. & Mousavi, M. (2014). Overreaction modeling of stock market through intraday OHLC prices. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 4(2), 179-196. (In Persian)

Mehrani, S. & Nonahal Nahr, A. A. (2008). An investigation of implementing contrarian trading strategy in Tehran Stock Exchange (TSE). *Accounting and Auditing Review*, 15(1), 25-46. (In Persian)

Nikbakht, M. R. & Moradi, M. (2005). The evaluation investor's overreaction in the Tehran Stock Exchange (TSE). *Empirical Studies in Financial Accounting*, 3(9), 1-26. (In Persian)

Odean, T. (1998). Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average. *The Journal of Finance*, 53(6), 1887-1934.

Riahin, M., Madanchi, M. & Setayesh, M. (2016). Investor's overreaction to Iran nuclear negotiation. *Economic Journal*, 16(7), 53-77. (In Persian)

Saeedi, A., Rahnama Roodposhti, F. & Bikzadeh Abbasi, F. (2010). Application of momentum and contrarian strategies in Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies of Financial Accounting*, 8(31), 121-141. (In Persian)

Spyros, S., Kassimatis, K. & Galariotis, E. (2007). Short-term overreaction, underreaction and efficient reaction: Evidence from the London Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 17(3), 221-235.

Zarowin, P. (1989). Does the stock market overreact to corporate earnings information? *The Journal of Finance*, 44(5), 1385-1399.

Ziaeei Bidgoli, M. T. & Bahrami, K. (2013). Testing contrarian strategy in portfolio formation: Evidences from Tehran securities exchange. *Scientific & Research Journals Management System*, 6(1), 103-119. (In Persian)

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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 دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۷۴-۵۳

مقاله پژوهشی

شناسایی استرس سیستمیک در بازار مالی ایران[۱]

ثمینه قاسمی‌فر[۲]، ابوالفضل شاه‌آبادی[۳]، شمس الله شیرین بخش[۴]، میرحسین موسوی[۵]، اعظم احمدیان[۶]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۰۹

چکیده

استرس سیستمیک، صورت دیگر ریسک سیستمیک است که به‌دنبال پیامدهای بحران‌های مالی اخیر، اندازه-گیری، تجزیه‌وتحلیل و درک ریسک سیستمی سیستم مالی در مطالعات اقتصادی جدید اهمیت بسزایی پیدا کرده است. در این راستا، پژوهش حاضر با هدف کمی‌سازی استرس سیستمیک و استرس مالی با مشخص کردن بازیگر اصلی به‌عنوان منشأ اصلی استرس مالی به‌منصه ظهور رسیده است. به این صورت که شاخص استرس سیستمیک و استرس مالی پویای اقتصاد ایران را به‌صورت ماهانه از دی ماه ۱۳۸۷ تا دی ماه ۱۳۹۸ با رویکرد میانگین متحرک موزون نمایی و روش تحلیل عاملی پویا به دو صورت بازگشتی با در نظرگرفتن زمان واقعی و غیربازگشتی (شاخص استرس سیستمیک معمول) برآورد شده است. از دستاوردهای مهم این پژوهش، انطباق زمانی با یک یا دو وقفه بین بیشترین مقادیر استرس مالی با بحران‌های اقتصاد ایران است. به‌طوری که نوسانات شاخص استرس مالی در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷، بحران‌های مالی در این سال‌ها را به‌خوبی نمایش می‌دهد. از دیگر نتایج پژوهش این است که نوسانات بازار سهام و بخش بانکی و ارزی به‌عنوان مهم‌ترین عامل ایجادکننده استرس در شاخص استرس مالی شناسایی شدند.

واژگان کلیدی: ریسک سیستمیک، استرس سیستمیک، روش تحلیل عاملی پویا، استرس بازگشتی، زمان واقعی.
طبقه‌بندی موضوعی: *G40، G01، C18، G17، C82.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.32215.2394
۲. دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email: aminehghasemifar@yahoo.com
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: a.shahabadi@alzahra.ac.ir
۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email: Sh_shirinbakhsh@yahoo.com
۵. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email: hmousavi@alzahra.ac.ir
۶. استادیار، گروه علوم اقتصادی، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران. Email:Azam_ahmadyan@yahoo.com

مقدمه

بازارهای مالی برای اقتصاد مفید هستند. زیرا، کانال ارتباطی مناسبی برای سرمایه‌گذاران و پس‌اندازکنندگان فراهم می‌سازد. همچنین، در بازارهای مالی کارا، تخصیص سرمایه به سمت بخش‌هایی است که توان استفاده کاراتر از پول و سرمایه را دارند. اما، چنان‌چه، سرمایه در بازار مالی به‌درستی تخصیص پیدا نکند و سرمایه‌گذاری‌های مولد و پربازده انجام نشود، عملکرد صحیح اقتصاد با مشکل مواجه شده و بحران مالی شکل می‌گیرد (هافکت و همکاران[1]، ۲۰۱۱). که مجموعه بحران‌های مالی اخیر به‌علت قدرت سرایت بالا، شدیدترین رویدادهای اقتصادی از زمان رکود بزرگ هستند. از این‌رو، اندازه‌گیری، تجزیه‌وتحلیل و درک دقیق بحران مالی وارد حوزه مطالعاتی اقتصاد شد (پولات و ازکان[2]، ۲۰۱۹) و شاخص‌های هشداردهنده وقوع بحران و استرس مالی طراحی شد تا به کمک آنها بتوان آسیب‌های ناشی از بحران‌های مالی را شناسایی و پیش‌بینی کرد. از جمله، هولو و همکاران[3] (۲۰۱۲) شاخص ترکیبی استرس سیستمیک[4] را برای اندازه‌گیری اثرات بحران در بازارهای مالی معرفی کردند. استرس سیستمیک در واقع همان ریسک سیستمیک[5] تحقق یافته است که بی‌ثباتی مالی را به‌صورت گسترده‌ای ایجاد می‌کند و عملکرد سیستم مالی را مختل می‌سازد. تا جایی که رشد و رفاه اقتصادی آسیب ببینند. ریسک سیستمیک زمانی ایجاد می‌شود که همبستگی بالایی بین ریسک‌های بخش‌های مختلف در سیستم مالی وجود داشته باشد. بنابراین، می‌توان گفت استرس سیستمیک همان استرس مالی است و کاربرد واژه سیستمیک در تعریف استرس مالی لزوماً برای تأکید بیشتر بر ماهیت سیستمیک استرس مالی است. این ماهیت سیستمیک با درنظر گرفتن همبستگی متغیر با زمان[6]، بین بخش‌های مختلف سیستم مالی محاسبه می‌شود (هولو و همکاران، ۲۰۰۳).

در سال‌های اخیر با افزایش ارتباطات بین بخش‌های مختلف بازار مالی نگرانی درخصوص ریسک‌های سیستمیک و ایجاد بحران‌های زنجیره‌ای در بخش‌های مختلف بازار مالی، توجه به مفهوم ریسک سیستمیک اهمیت روزافزونی پیدا کرده است (باباجانی و همکاران، ۱۳۹۷). تاکنون تعاریف متعددی از استرس مالی مطرح شده است. از جمله ایلینگ و لیو[7] (۲۰۰۶)، استرس مالی را نیرویی تأثیرگذار بر عوامل اقتصادی بازارها و نهادهای مالی تعریف می‌کنند که ناشی از نااطمینانی‌ها و تغییرات زیان‌های انتظاری است. به عقیده آنها، استرس مالی یک شاخص پیوسته است، جایی که ارزش‌های نهایی این شاخص، بحران‌های مالی نامیده می‌شود. استرس مالی، ابتدا در اقتصادهای پیشرفته شکل گرفت و به‌سرعت و به‌شدت به اقتصادهای درحال توسعه سرایت کرد. اقتصاد ایران نیز مانند بسیاری از اقتصادهای درحال توسعه از معبر تجارت کالا و خدمات با اقتصاد جهانی تحت‌تأثیر بحران مالی جهانی قرار گرفت. همچنین به رغم فقدان ارتباط بورس ایران با بورس‌های جهانی، تعیین قیمت برخی مواد اولیه از قبیل مس، روی، فولاد و... از طریق قیمت‌های جهانی موجب شد بازدهی آن از تحولات اخیر

1. Haefcket
2. Polat & ozkan
3. Hollo et al
4. Systemic
5. Systemic Risk
6. Time-Varing Correlation
7. Illing & Liu

متأثر شود. از جمله، به‌دلیل ریسک‌های داخلی (رکود تورمی سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲) شاخص بورس از دی ماه ۱۳۹۲ به شدت نزولی شد و در پایان سال ۱۳۹۳ به میزان ۲۰/۹ درصد کاهش یافت. همچنین، در بخش بانکی، علی‌رغم این که هجوم بانکی [1]هرگز در ایران مشاهده نشده است، اما شاخص مختلف بحران بانکی نشان می‌دهد، نظام بانکی ایران در زمان‌های مختلف بحران را تجربه کرده است (مشیری و نادعلی، ۱۳۹۲ و زارعی و کمیجانی، ۱۳۹۴). ضمن این‌که اقتصاد ایران به‌دلیل مسائل سیاسی و اقتصادی از جمله تحریم‌ها و نوسانات قیمت نفت نیز به خودی خود با بحران‌های مالی مواجه است. از جمله در سال ۱۳۹۷ به‌دنبال خروج آمریکا از توافق برجام، بازار ارز شاهد افزایش ۱۶۴ درصدی نرخ ارز برحسب دلار بود.

با عنایت به مطالب پیش‌گفته، اندازه‌گیری دقیق یک شاخص استرس مالی جامع برای اقتصاد ایران بسیار مفید است. زیرا، به‌دلیل این‌که شامل طیف وسیعی از کانال‌های انتقال از بخش مالی به بخش واقعی اقتصاد است، این امکان را فراهم می‌کند تا ارزیابی جامعی از بحران‌های مالی صورت بگیرد (ابورا و ون روی[2]، ۲۰۱۷). بنابراین، سوال اصلی پژوهش حاضر این است که آیا شاخص استرس مالی طراحی شده می‌تواند به‌خوبی بحران‌های مالی ایران را شناسایی کند؟ و این‌که کدام بخش سیستم مالی بیشترین تأثیر را بر بحران‌های مالی دارد؟.

برای این منظور، در ادامه با بهره‌گیری از شش بخش سیستم مالی، سعی شده دو شاخص استرس جامع و کامل برای کشور ایران به‌صورت ماهانه از اواخر سال ۱۳۸۷ تا اواخر سال ۱۳۹۸ برآورد شود. یکی با درنظرگرفتن زمان واقعی و دیگری بدون درنظرگرفتن زمان واقعی که این از نقاط تمایز مطالعه حاضر با پژوهش‌های پیشین است. در نهایت یک شاخص استرس مالی نیز به روش مدل عاملی پویا برآورد شده است تا مناسب‌ترین شاخص برای شناسایی بحران مالی انتخاب شود.

مبانی نظری

استرس مالی از دیدگاه‌های مختلف به‌عنوان ترکیبی از نااطمینانی و درک ریسک درنظر گرفته شده است. نااطمینانی شدید با درک ریسک بالاتر عاملان اقتصادی مرتبط است (گیلیچریست و زاکراجسک[3]، ۲۰۱۲). ریسک در واقع شامل موقعیت‌هایی است که توزیع احتمالات این موقعیت‌ها شناخته شده و ملموس باشد. نااطمینانی تعریفی خلاف ریسک دارد و به موقعیت‌هایی اشاره دارد که احتمالات آنها قابل پیش‌بینی و شناسایی نیست. نااطمینانی زمانی که تکانه‌های پیش‌بینی نشده‌ای رخ دهد، رو به افزایش می‌گذارد. در این مفهوم نااطمینانی با نوسانات متفاوت است. اما، بسیاری از معیارهای نااطمینانی، هیچ تمایزی بین نوسانات و نااطمینانی قائل نشده‌اند (هیبتی و همکاران، ۱۳۹۵). استرس سیستمیک در واقع همان ریسک سیستمیکی است که درحال حاضر به‌وقوع پیوسته است. ریسک سیستمیک، ریسکی است که در آن بی‌ثباتی مالی چنان گسترش می‌یابد که عملکرد سیستم مالی را مختل می‌کند. تا جایی‌که رشد اقتصادی

1. Bank Run
2. Aboura & Van Roye
3. Gilchrist & Zakrajsek

آسیب جدی می‌بیند. در این پژوهش، مطابق تقسیم‌بندی هولو و همکاران (۲۰۱۲) و سایر مطالعات تجربی، شش بخش بازار مالی انتخاب شده‌اند. سیستم مالی را می‌توان به سه بخش اصلی بازارها، واسطه‌ها و زیرساخت‌ها تقسیم کرد که هر یک زیر شاخص خاص خود را دارند. از مجموع این زیرشاخص‌ها، شاخص استرس مالی برآورد می‌شود. بخش بازار شامل بازار سهام، بازار اوراق قرضه، بازار پول، بازار ارز و بازار مشتقات است. بخش واسطه‌ها شامل بخش بانکی و بیمه در بازار مالی است و در نهایت زیرساخت‌ها مربوط به سیستم‌های پرداخت در بازار مالی است. با این‌حال، با توجه به محدودیت داده‌ها ساختار اصلی هیچ یک از شاخص‌های استرس موجود به‌خصوص برای ایران جامع نیست. ابتدا زیرشاخص‌های هر بازار را محاسبه و سپس این زیر شاخص‌ها در یک شاخص استرس کلی تجمیع می‌شود. در این مطالعه از ابزارهای بازار پول و بازار سرمایه و بازارهای واسطه‌ای که به‌صورت مستقیم در بازار مالی فعالیت دارند، بهره برده شده است. این ابزارها و تعیین‌کننده‌های آن به تفکیک بازارها بیان می‌شود: از بازار اوراق خزانه اسلامی متغیر دامنه بازدهی اوراق خزانه اسلامی از بازدهی ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار انتخاب شده است؛ این متغیر در دیگر اقتصادها تحت عنوان دامنه بازدهی اوراق خزانه دولتی از بازدهی شرکت‌های رتبه A فعال در بازار سهام شناخته شده است. هرچه این دامنه بزرگتر و نوسانی‌تر باشد، میزان استرس در بازار مالی افزایش می‌یابد (هولو و همکاران، ۲۰۱۲ و کامبان و استیوز[1]، ۲۰۱۶). تحرکات در بازار اوراق خزانه مربوط به میزان ریسک‌پذیری حاکمیت و نگرانی درمورد شرایط پرداخت و شرایط نقدینگی در بازار اوراق خزانه است. همچنین می‌تواند از افزایش عدم اطمینان یا ریسک سرمایه‌گذاران ناشی شده باشد. از بازار پول سه متغیر انتخاب شده‌اند. نخست؛ تغییرات نرخ سود موزون حقیقی بانکی که نرخی است که بانک‌ها با آن از یکدیگر تسهیلات دریافت می‌کنند. نرخ سود موزون به‌صورت دستوری تعیین می‌شود و هرچه تغییرات این نرخ بیشتر باشد؛ هزینه‌های تأمین نقدینگی بانک‌ها افزایش می‌یابد. مواجه شدن با بحران نقدینگی زمینه-های افزایش استرس مالی را فراهم می‌کند. دوم؛ تغییرات نرخ سود حقیقی بانکی که هرچه با تغییرات بیشتری همراه باشد و وارد فاز بی‌ثباتی شود، هزینه‌های تأمین نقدینگی از بازار پول افزایش می‌یابد. تأمین پول از بازارهای دیگر صورت می‌پذیرد، افزایش تغییرات این متغیر با افزایش هزینه‌های تأمین نقدینگی اثر مثبتی بر استرس مالی دارد. سوم؛ دامنه نرخ سود بانکی حقیقی از بازدهی ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار که افزایش آن درک ریسک حقیقی وام‌دهندگان بانکی را افزایش می‌دهد و اثرگذاری مثبتی بر شاخص استرس مالی دارد (آبورا و ون روی، ۲۰۱۷ و استونا و همکاران[2]، ۲۰۱۸).

تعیین‌کننده‌های استرس در بازار سهام شامل نوسانات قیمت سهام، نقدینگی و تحرکات ناگهانی قیمت دارایی است که در دوره‌های استرس مالی رایج هستند (کامبان و استیوز، ۲۰۱۶).

نوسانات بازدهی شاخص کل سهام (آبورا و ون روی، ۲۰۱۷ و استونا و همکاران، ۲۰۱۸) از مؤلفه‌های مهم استرس مالی ریسک بازار اوراق بهادار است. ریسک بازار اوراق بهادار و نااطمینانی در این بازار به کمک

1. Cambón & Estévez
2. Stona

نوسانات بازدهی شاخص کل سهام سنجیده می‌شود؛ هرچه این نوسانات بیشتر، نااطمینانی بالاتر و استرس مالی شدیدتر است.

در بازار مشتقات درصد تغییرات قیمت قراردادهای آتی، تعیین‌کننده استرس این بازار است. بازار مشتقات نشان‌دهنده یک بخش خاص از سیستم مالی است. به‌طوری که نقش بالقوه آنها در ریسک سیستمیک توسط مقامات مالی در طول بحران اخیر به رسمیت شناخته شده است. نوسان برخی از شاخص-های مربوط به این بازارها می‌تواند به‌عنوان علائمی از افزایش عدم اطمینان، عدم ریسک‌پذیری و استرس مالی تفسیر شود (کامبان و استیوز، ۲۰۱۶).

در بازار ارز، نوسانات ارزی تعیین‌کننده استرس در این بازار است. نوسانات واقعی نرخ ارز-ریال در مقابل دلار آمریکا می‌تواند به‌عنوان جایگزین نااطمینانی درنظر گرفته شود که در آن عاملان از بازده بازار مطمئن نیستند؛ در این مورد آنها یک صرفه بالاتری به‌منظور نگهداری دارایی‌ها تقاضا می‌کنند. بنابراین نوسانات بالاتر نرخ ارز، استرس مالی بالاتر را منعکس می‌کند. تحرکات نرخ ارز به‌ویژه به شرکت‌هایی که به‌شدت به بدهی‌های غیرداخلی وابسته هستند و کسانی که دارایی‌های خارجی دارند، مرتبط می‌شود (ابورا و همکاران، ۲۰۱۷؛ استونا و همکاران، ۲۰۱۸ و کامبان و استیوز، ۲۰۱۶). بخش بانکی زیرمجموعه بازار واسطه‌ها است؛ واسطه‌های مالی نقش عمده‌ای در عملکرد صحیح سیستم مالی ایفا می‌کنند. افزایش نااطمینانی بالا در شرایط استرسی برای این نهادها می‌تواند در کل سیستم مالی گسترش یابد و به‌صورت بالقوه اثر منفی قدرتمندی بر اقتصاد بگذارد (کامبان و ستیوز، ۲۰۱۶). لازم به ذکر است که تعدادی از تعیین‌کننده‌های استرس بانکی منطبق بر شرایط بحران بانکی در اقتصاد ایران طراحی شده‌اند. از آن جمله می‌توان به نوسانات شاخص سهام بانکی اشاره کرد که هرچه نااطمینانی در بخش بانکی افزایش یابد، به‌طور متقابل نوسانات در میانگین وزنی قیمت سهام بانکی افزایش می‌یابد؛ و به نوبه خود باعث ایجاد محدودیت‌های نقدینگی می‌شود. افزایش این شاخص سهم مثبتی در استرس بانکی دارد (آبورا و ون روی، ۲۰۱۷). همچنین، بتای بانکی که حساسیت سهام بانکی به بازدهی بازار اوراق بهادار را می‌سنجد و افزایش آن به‌عنوان سنجه افزایش هزینه‌های سهام بانک‌های خصوصی[1] بر شاخص استرس مالی اثر مثبت دارد (آبورا و ون روی، ۲۰۱۷ و ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶). تغییرات نسبت بدهی‌های بانک‌ها به بانک مرکزی بر سپرده‌های بانکی نیز بخشی از نسبتی است که برای اندازه‌گیری شاخص فشار بازار پول[2] مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به این که در زمان وقوع بحران بانکی اولین نشانه کمبود نقدینگی رویت می‌شود، برای مقابله با این مشکل بانک‌ها، تقاضای وام آنها از بانک مرکزی افزایش پیدا می‌کند (جینگ و همکاران[3]، ۲۰۱۵ و زارعی و کمیجانی، ۱۳۹۴). نسبت تسهیلات اعطایی به سپرده‌های دریافتی یکی از نسبت‌های کارایی است که ریسک نقدینگی را نشان می‌دهد. این نسبت میزان کارایی بانک در تنظیم وجوه دریافتی و استفاده از آن

۱. هزینه سهام بانک‌های خصوصی منظور همان سودی است که به دارنده سهام پرداخت می‌شود.

2. Money Market Pressure

3. Jing et al

جهت اعطای تسهیلات به بهترین وجه ممکن است. کاهش نسبت، ناتوانی بانک‌ها در استفاده بهینه از این وجوه را به‌تصویر می‌کشد. این امر می‌تواند منجر به افزایش استرس بانکی شود. از طرفی، مقدار بالاتر این نسبت افزایش ریسک نقدینگی بانک را نشان می‌دهد که دلالت بر افزایش استرس بانکی دارد. نسبت مطالبات غیرجاری[1] به تسهیلات اعطایی در واقع نشان می‌دهد که چند درصد از تسهیلات اعطایی بانک‌ها وصول نشده است (احمدیان، ۱۳۹۲). هرچه این نسبت مطالبات معوق به وام‌های اعطایی افزایش یابد، بانک‌ها بیشتر در معرض وقوع استرس قرار می‌گیرند. چراکه بخش زیادی از تسهیلات پرداختی آنها بازپرداخت نمی‌شود، توان وام‌دهی مجدد بانک‌ها کاهش می‌یابد و بانک درمعرض ورشکستگی قرار می‌گیرد.

مروری بر پیشینه پژوهش

پس از بحران‌های مالی جهانی در دهه ۸۰ و ۹۰ میلادی، سیاستگذاران شروع به طراحی شاخص‌هایی کردند که قادر به پیش‌بینی وقایع استرس مالی باشند. از نظر تاریخی، متخصصان برای سنجش ناپایداری مالی به سراغ شاخص‌های هشداردهنده اولیه رفتند (دمیرگچ-کانت و دتراگیچ[2]، ۱۹۹۸ و گونزالیز-هرموزیلو[3]، ۱۹۹۹). یک مجموعه دیگر از شاخص‌ها شامل نوسانات ذخایر بین‌المللی و نرخ‌های ارز واقعی برای نشان دادن بحران‌های مالی در مقطعی مورد استفاده قرار گرفت (فرانکل و رز[4]، ۱۹۹۶ و کامینسکی و همکاران[5]، ۱۹۹۸). در مواردی دیگر شاخص‌های تشخیص ریسک اعتباری به‌عنوان استرس مالی مورد استفاده قرار گرفته‌اند؛ از آن جمله به دامنه نرخ بهره بین اوراق بهادار شرکت‌ها و اوراق خزانه‌داری می‌توان اشاره کرد (دوکا[6]، ۱۹۹۹). همچنین، برخی مطالعات، کاهش شدید قیمت سهام را نشانه‌ای از استرس مالی تفسیر کرده‌اند (پاتل و سرکار[7]، ۱۹۹۸). با وجود تنوع بازارها در سیستم مالی، ویژگی مشترک شاخص‌های استرس اولیه این است که وابستگی متقابل بین بخش‌های مختلف سیستم را درنظر نگرفته است. پس از آن محققان شاخص‌هایی را معرفی کردند که از ترکیب متغیرها در بازارهای مختلف حاصل شده‌اند. ارزشمندی این شاخص‌ها در این است که با روش‌های ریاضی و سیستمی هر دو ریسک سیستمیک و غیر سیستمیک را در بازارهای مالی شناسایی می‌کنند (آنجلوپلو و همکاران[8]، ۲۰۱۴؛ بالکیلار و همکاران[9]،

---

۱. مطالبات مشکوک الوصول، مطالبات معوق و سررسیدگذشته.

2. Demirgüç-Kunt & Detragiache
3. Gonz_alez- Hermosillo
4. Frankel & Rose
5. Kaminsky et al
6. Duca
7. Patel & Sarkar
8. Angelopoulou
9. Balcilar

۲۰۱۶؛ گوتیه و همکاران[1]، ۲۰۰۳؛ گیچارد و ترنر[2]، ۲۰۰۸؛ هاتزیوس و همکاران[3]، ۲۰۱۰؛ لیک[4]، ۲۰۰۳؛ مونتاگنولی و نپالتیانو[5]، ۲۰۰۵ و اوسریو و همکاران[6]، ۲۰۱۱). اولین شاخص استرس مالی که توسط ایلینگ و لیو (۲۰۰۳) برای بررسی ریسک سیستمیک در کانادا ایجاد شد، متشکل از متغیرهای بانکی، ارزی، اوراق قرضه و بازارهای سهام بود که با استفاده از روش‌های مختلف وزن‌دهی، یعنی تحلیل عاملی ایستا، وزن‌دهی برابر واریانس و تبدیل متغیرها بر پایه تابع توزیع تجمعی آنها با یکدیگر ترکیب شدند. میگلیاتا و وندیتی[7] (۲۰۱۹)، جوهانسون و بنترون[8] (۲۰۱۳) و هوتاری[9] (۲۰۱۵) دیگر پژوهش‌هایی هستند که به برآورد سیستمیک استرس مالی پرداخته‌اند. اغلب شاخص‌های استرس مالی به‌ویژه برای کشورهای توسعه یافته ایجاد شدند. اما، کشورهای نوظهور نیز شاخص‌هایی برای خود ساخته‌اند که سوک و همکاران[10] (۲۰۱۳) برای ترکیه، داهالان و همکاران[11] (۲۰۱۶) برای مالزی، الشال[12] (۲۰۱۲) برای مصر، اشراکی و همکاران[13] (۲۰۲۰) برای لبنان از آن جمله هستند. در ایران نیز مطالعاتی به‌منظور سنجش استرس مالی صورت گرفته است. نخستین بار این درگاهی و نیک جو (۱۳۹۱) بودند که شاخص استرس مالی برای بازار مالی ایران طراحی کردند. فلاح‌پور و همکاران (۱۳۹۸) نیز برای نخستین بار به محاسبه شاخص استرس سیستمیک اقدام نمودند. نکته قابل توجه مطالعات استرس مالی در ایران این است که بخش‌ها و متغیرهای مورد استفاده برای ساخت شاخص استرس مالی و روش‌های ترکیب تعیین‌کننده‌های استرس مالی از مطالعه‌ای به مطالعه دیگر متفاوت بوده است. در ادامه، نحوه ایجاد شاخص استرس مالی در هر یک از پژوهش‌های داخلی مرور و شاخص استرس مالی و استرس سیستمیک طراحی شده در این پژوهش معرفی می‌شود.

درگاهی و نیک جو (۱۳۹۱) شاخص استرس مالی اقتصاد ایران را برای دوره ۱۳۷۳-۱۳۸۷ به کمک روش‌های وزن‌دهی از جمله روش‌های عناصر اساسی و رگرسیون عناصر دورانی محاسبه کرده‌اند. مهم‌ترین بخش شاخص، بخش بازار پول است؛ در محاسبه این شاخص به‌طور خاص از تعیین‌کننده‌های اصلی بازار پول در ترکیب با بخش بانکی، نوسانات نرخ ارز حقیقی، قیمت متوسط یک متر مکعب واحد مسکونی در

1. Gauthier et al
2. Guichard & Turner
3. Hatzius et al
4. Lack
5. Montagnoli & Napolitano
6. Osorio et al
7. Miglietta & Venditti
8. Johansson & Bonthron
9. Huotari
10. Cevik et al
11. Dahalan et al
12. El Shal
13. Ishrakieh

تهران و نوسانات شاخص قیمت کل بورس در شاخص استرس مالی بهره برده و نتایج نشان داد بیشترین استرس مالی مربوط به (۱)۱۳۷۵-(۳)۱۳۷۴ و (۲)۱۳۸۷-(۴)۱۳۸۶ است.

خزعلی‌پور و رنجبر (۲۰۱۵)، اثر استرس مالی بر تولید ناخالص داخلی ایران در دوره (۱)۲۰۱۱-(۳)۲۰۰۰ را با مدل ARDL[1] برآورد نموده‌اند. شاخص استرس مالی آنها متشکل از ارز خارجی، سهام و بازارهای بانکی بود که اثرات سه بخش یاد شده جداگانه بر تولید ناخالص داخلی ایران مورد سنجش قرار گرفت و نتایج نشان داد استرس بانکی بر رشد اقتصادی اثر مثبت دارد. اثر تجمعی استرس مالی نیز بر اقتصاد مثبت است.

معطوفی (۱۳۹۷) با استفاده از اطلاعات ۹۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۵ ساله از ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ به بررسی مشخصه‌های استرس مالی (بیشتر مرتبط با مفهوم نااطمینانی) در قالب چهار فرضیه پرداخته‌اند. همچنین، با استفاده از آزمون رگرسیون خطی چند متغیره به برآورد اثر متغیرهای مستقل بر شاخص استرس (شاخص بازار سهام) پرداخته‌اند. نتایج نشان داد تعیین‌کننده‌های استرس همان مشخصه‌های اصلی استرس در بازار سرمایه هستند.

کردلویی و طاهری (۱۳۹۵) شاخص‌های استرس بازار بانک، بیمه و ارز ایران را برای سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ را جداگانه محاسبه کرده و به بررسی اثرات شاخص استرس مالی یک بازار بر شاخص استرس مالی بازارهای دیگر توسط مدل خود رگرسیونی برداری پرداخته‌اند. نتایج نشان داد بین شاخص‌های استرس و برخی از بازارهای مالی موجود رابطه معناداری وجود دارد.

حیدریان و همکاران (۱۳۹۸) با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی و به کمک داده‌های فصلی بخش بانکی، بازار سهام و بازار ارز نسبت به برآورد یک شاخص ترکیبی استرس مالی برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۰ اقدام کرده‌اند. درنهایت با سنجش اثر استرس مالی بر رشد اقتصادی به روش خودرگرسیون مارکف سویچینگ نشان دادند اقتصاد ایران ۱۳ سال رکود و استرس منفی و ۹ سال رونق و استرس مالی مثبت را تجربه کرده است.

فلاح‌پور و همکاران (۱۳۹۸) شاخص استرس سیستمیک ماهانه برای ایران را طی دوره ۱۳۸۹- ۱۳۹۶ با رویکرد پرتفو محاسبه کرده‌اند. این شاخص ترکیبی از بازار سهام، بازار اوراق بدهی، بخش بانکی، بازار پول و بازار نرخ ارز بود. برای برآورد همبستگی بین بازارهای مختلف از سه روش میانگین متحرک نمایی[2]، همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)[3] و (BEKK-GARCH) استفاده شده است. با توجه به این سه روش، سه شاخص برآورد شدند. برای بررسی شاخصی که عملکرد بهتری دارد، اثرات هر کدام از شاخص‌ها بر تولید ناخالص داخلی برآورد شد. نتایج نشان داد شاخص استرس ساخته شده به روش BEKK-GARCH برای پیش‌بینی تغییرات تورم مناسب‌تر است.

---

1. Auto Regressive Distributed Lags
2. Exponentially Weighted Moving Average(EWMA)
3. Dynamic Conditional Correlation MGARCH (DCC MGARCH)

ابراهیمی شقاقی و همکاران (۱۳۹۸) اثر استرس مالی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۰ را به کمک دو مدل خطی و غیرخطی (مارکف سوئیچینگ) مورد سنجش قرار داده‌اند. آنها برای به‌دست آوردن استرس مالی از متغیرهایی که ابزار سیاستگذاری دولت هستند، استفاده نموده و شاخص حاصله را شاخص نااطمینانی استرس مالی نامیدند.

در پژوهش درگاهی و نیک جو (۱۳۹۱) بخش قابل ملاحظه‌ای از متغیرها مربوط به نقدینگی در کل بازار پول است که تمام بازارهای از جمله بازار مالی را دربر می‌گیرد. درصورتی که مطالعات تجربی برای محاسبه استرس مالی به‌صورت مشخص بخش‌های مختلف سیستم مالی را مدنظر قرار می‌دهند. در مطالعات تجربی بخشی به‌عنوان بازار پول مطرح است که مربوط به ابزارهای بازار پول در بازار اوراق بهادار است. همچنین، درنظرگرفتن نوسانات قیمت مسکن به‌عنوان بخشی از شاخص استرس مالی در پژوهش آنها جای تأمل دارد. در پژوهش درگاهی و نیک جو (۱۳۹۱) نوآوری در مدنظر قرار دادن بحران بانکی در سیستم بانکی با توجه به اقتصاد ایران مشهود است. در پژوهش خزعلی‌پور و رنجبر (۲۰۱۵)، سه شاخص استرس متمایز از سه بخش بازار مالی ایجاد شده‌اند و اثرات آنها بدون ایجاد یک شاخص واحد استرس مالی، جداگانه بر رشد اقتصاد مورد بررسی قرار گرفته است. معطوفی (۱۳۹۴) در پژوهش خود به بررسی مشخصه‌های استرس در بازار سرمایه پرداخته است. در این پژوهش استرس مالی در بازار سرمایه، کاهش شدید در شاخص کل بازار است. کردلویی و طاهری (۱۳۹۵)، استرس در بازار بانکی، بیمه و ارزی را جداگانه مشخص کرده و اثر آنها بر یکدیگر را مورد سنجش قرار داده‌اند. لذا شاخص استرس واحدی محاسبه نکرده‌اند. حیدریان و همکاران (۱۳۹۸) تنها به کمک سه بخش بازار مالی؛ بخش بانکی، بخش بازار سهام و ارز و روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی شاخص استرس مالی را محاسبه نموده‌اند. فلاح‌پور و همکاران (۱۳۹۸) به کمک ۶ متغیر تلاطم شاخص کل بورس اوراق بهادار (بازار سهام)، تلاطم در شاخص صنعت بانکداری و بتای بانکداری (بخش بانکی)، شکاف اوراق بدهی، شکاف نرخ بهره بین بانکی و نرخ سپرده‌های بانکی (بازار پول)، تلاطم نرخ ارز (بازار ارز) شاخص استرس سیستمیک را به سه روش محاسبه کرده‌اند. پژوهش حاضر ضمن درنظر گرفتن مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با استرس مالی و بهره‌گیری از دانش اقتصادسنجی به برآورد یک شاخص استرس جامع با لحاظ کلیه بخش‌های موجود در سیستم مالی اقدام نمود که از نقاط قوت پژوهش است. به این صورت که شاخص استرس مالی، یک بار به کمک مدل عاملی پویا و بار دیگر به کمک روش‌های آماری ایجاد شده است. مدل عاملی پویا مجوزی برای ورود متغیرهایی با اطلاعات ناقص به شاخص استرس مالی است. برای مثال، متغیرهای بانکی یا مالی جدید و در عین حال مهم که تنها اطلاعات چند سال آنها در دسترس است؛ به راحتی به کمک مدل عاملی پویا برای محاسبه شاخص استرس مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدل عاملی پویا در واقع روابط پویایی بین متغیرهایی که از نظر ابعاد زمانی هم‌پوشانی ندارند را به تصویر می‌کشد. در این پژوهش سعی شده است، برخلاف مطالعات داخلی که تنها از دو یا سه بخش از سیستم مالی برای محاسبه استرس مالی بهره برده‌اند، از تمامی بخش‌های سیستم‌های مالی علی‌رغم محدودیت دسترسی به داده‌ها استفاده شود. از جمله برای نخستین بار بازار مشتقات برای برآورد شاخص استرس مورد استفاده قرار گرفت. از دیگر نقاط قوت پژوهش این است که تعیین‌کننده‌های استرس در بازار

واسطه شامل بخش بانکی با توجه به مبنای تجربی و واقعیات اقتصاد ایران انتخاب شده است که دیگر نوآوری پژوهش در زمینه برآورد استرس مالی محسوب می‌شود. در عین حال، ساخت شاخص استرس سیستمیک با درنظر گرفتن زمان واقعی وقوع بحران از دیگر جنبه‌های نوآورانه این مطالعه است.

فرضیه‌های پژوهش

- ✓ مهم‌ترین عامل ایجادکننده استرس مالی نوسانات بازار سهام و نوسانات نرخ ارز است.
- ✓ تلاطم‌های شاخص استرس مالی با وقایع اقتصادی همخوانی دارد.

روش‌شناسی پژوهش

در این بخش با الهام از مطالعات تجربی و واقعیات اقتصاد ایران، تعیین‌کننده‌های شاخص استرس مالی انتخاب شده است. در مجموع، داده‌های ماهانه متغیرها برای دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ گردآوری شده است و متغیرهای مورد استفاده در شاخص استرس مالی سیستمیک به‌شرح زیر است:

$$ISS_t = f\left(YSP_1.\ DBIR_t.\ DRB.\ YSP_2.\ OIV.\ FC.\ ERV.\ \beta_t.\ BV_t.\ DBD_t.\ FD_t.\ NPL_t\right) \quad \text{رابطه (۱)}$$

ISS_t[1] شاخص استرس سیستمیک در ایران، YSP_1[2] دامنه بازدهی اوراق خزانه اسلامی از بازدهی ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار (در کشور ایران نرخ مؤثر بازده تا سررسید اوراق خزانه اسلامی در بازار فرابورس تعیین می‌شود). BIR[3] تغییرات نرخ سود موزون حقیقی بانکی، RB[4] تغییرات نرخ سود حقیقی بانکی، YSP_2[5] دامنه نرخ سود بانکی حقیقی از بازدهی ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار، OIV[6] نوسانات بازدهی شاخص کل سهام، FC[7] درصد تغییرات قیمت قراردادهای آتی، ERV[8] نوسانات ارزی و BV[9]نوسانات شاخص سهام بانکی، β_t بتای بانکی، DBD[10] تغییرات نسبت بدهی‌های بانک‌ها به بانک مرکزی بر سپرده‌های بانک، FD[11] نسبت تسهیلات اعطایی به سپرده‌های دریافتی، NPL[12] نسبت مطالبات غیرجاری به تسهیلات اعطایی. نوسانات بازدهی شاخص کل سهام به پیروی از روش زیر استخراج شده

1. Iran Systemic Stress
2. Yield Spread Between Islamic Treasury bonds &50 Financially Active Corporations
3. Balanced Interest rate
4. Real bank Interest rate
5. Yield Spread Between Real Bank Interest Rate & 50 Financially Active Corporations
6. Overall Index Volatility
7. Future Contract
8. Exchange Rate Volatility
9. Bank Stock Index Volatility
10. Bank Debts to the Central Bank on Bank Deposits
11. Facilities to Deposits
12. Non Performing Loans

است. ابتدا برای انتخاب مدل نوسانات مناسب، تمام مشخصات خاص مدل با در نظرگرفتن ۵ وقفه بررسی می‌شود.

ابتدا ۲۵ تصریح برای مدل ARMA(p,q) با q,p=1, … ,5 به‌علاوه ۲۵ تصریح با مدل ARMA(P. q) + GARCH(1.1)تعیین و سپس با توجه به سه معیار، لگاریتم درست‌نمایی[1]، معیار آکائیک[2]، خودهمبستگی باقیمانده‌ها و مربعات باقیمانده‌ها[3]، به صرفه‌ترین مدل انتخاب می‌شود (آبورا و همکاران، ۲۰۱۷). در این پژوهش به صرفه‌ترین مدل به‌صورت زیر تصریح شده است:

رابطه(۲) $$ARMA(1.5) + EGARCH(1.1)$$

نوسانات شاخص سهام بانکی BV[4] مشابه با روش‌شناسی نوسانات بازار سهام استخراج می‌شود. بتای بانکی β_t، در محاسبه بتای بانکی از مدل CAPM[5] استاندارد استفاده شده است.

رابطه(۳) $$\beta = \frac{\mathrm{cov(b.\,m)}}{\mathrm{var(m)}}$$

β بتای بانکی، b شاخص سهام بانکی، m شاخص کل بازار سهام.

تغییرات نسبت بدهی‌های بانک‌ها به بانک مرکزی بر سپرده‌های بانک DBD:

رابطه(۴) $$dBD_t = \frac{\Delta\gamma_t}{\sigma_{\Delta\gamma}}$$

γ نسبت بدهی‌های بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان بخش منتخب از نسبت ذخایر بانک مرکزی، $\sigma_{\Delta\gamma}$ انحراف استاندارد از $\Delta\gamma_t$.

نسبت تسهیلات اعطایی به سپرده‌های دریافتی FD برگرفته شده از مطالعه احمدیان (۱۳۹۲) است. دامنه این نسبت بین ۶۰ تا ۸۵ درصد است. در این مطالعه برای درنظر گرفتن شرایط استرس مالی، مقادیر بالاتر از ۸۵ درصد و پایین‌تر از ۶۰ درصد با متغیر مجازی به ارزش یک و مقادیر خارج از این بازه صفر منظور شده‌اند.

استرس مالی سیستمیک بازگشتی

در این پژوهش، گام اول ایجاد شاخص استرس سیستمیک است. برای این منظور، متغیرهایی از شش بخش سیستم مالی درنظر گرفته شده است. برای به‌دست آوردن شاخص استرس سیستمیک از تئوری

1. Log Likelihood Value
2. Akaike Criterion
3. Autocorrelogram of Residuals and Squared Residuals
4. Bank Stock Index volatility
5. Capital Asset Pricing Model

ترکیبی پایه[1] استفاده می‌شود. از دیگر روش‌های مورد استفاده برای ساخت شاخص استرس سیستمیک مدل عاملی پویا است. تئوری ترکیبی پایه شامل مراحل انتخاب اجزای تشکیل‌دهنده سیستم مالی، انتخاب متغیرهای منشأ بروز استرس مالی در هر یک از اجزای سیستم مالی (شاخص خام)، استانداردسازی شاخص‌های منفرد و در نهایت گردآوری شاخص‌های استرس منفرد در یک شاخص ترکیبی است. تبدیل شاخص‌های استرس خام بر پایه تابع توزیع تجمعی تجربی[2] آنها، شامل محاسبه آماره‌های ترتیبی است.

$$x = (x_1 . x_2 \dots . x_n) \qquad \text{رابطه (۵)}$$

x_t شامل یک مجموعه داده‌های شاخص‌های استرس خام است با n شمار کل مشاهدات در نمونه.

$$x = \left(x_{[1]} . x_{[2]} \dots . x_{[n]}\right) \qquad \text{رابطه (۶)}$$

$$x_{[1]} \leq x_{[2]} \leq \cdots \leq x_{[n]} \qquad \text{رابطه (۷)}$$

تمام مقادیر مجموعه داده‌های اصلی به‌ترتیب صعودی مرتب شده‌اند، به‌طوری که مقدار $x_{[n]}$ ماکزیمم مقدار نمونه را نشان می‌دهد. به این معنی که بالاترین سطح شاخص استرس در نمونه داده شده و $x_{[1]}$ حداقل مقدار در نمونه است. شاخص‌های استرس تبدیل شده (عامل‌های استرس) z_t از شاخص‌های استرس خام x_t بر پایه CDF $\mathrm{F_n(x_t)}$ به‌صورت زیر محاسبه شده است:

$$Z_t = F_n(x_t) \coloneqq \frac{r}{n} \; for \; x_{[r]} \leq x_t < x_{[r+1]} . r = 1.2 \dots . n-1 \qquad \text{رابطه (۸)}$$

$$Z_t = F_n(x_t) \coloneqq 1 \; for \; x_t < x_{[n]}$$

CDF $\mathrm{F_n(x^*)}$ برابر با شمارکل مشاهدات x_t که بیش از ارزش خاص x^* نیست (که برابر با شماره رتبه‌بندی مربوطه r^*)، تقسیم بر تعداد کل مشاهدات نمونه است. بنابرین CDF تجربی یک تابع غیرکاهشی و تکه تکه یا جزبه‌جز ثابت با جهش مضرب $\frac{1}{n}$ در نقاط مشاهده شده است. این عملیات شاخص‌های استرس خام را به متغیرهای بدون واحد، با مقیاس ترتیبی در دامنه $[0,1]$ تبدیل می‌کند. با این‌حال معادله قبل هنوز "ویژگی زمان واقعی[3]" را ندارد. برای معرفی این ویژگی مطلوب، تبدیل چندکی به‌صورت بازگشتی روی کل نمونه اعمال خواهد شد و در همه مشاهدات بعدی، تبدیل بازگشتی بر پایه نمونه‌های ترتیبی با مشاهدات جدید، مجدد محاسبه شده‌اند:

$$Z_{n+T} = F_{n+T}(x_t) \coloneqq \frac{r}{n+T} \; for \; x_{[r]} \leq x_{n+T} < x_{[r+1]} .$$

$$r = 1.2 \dots . n-1 \dots . n+T-1 \qquad \text{رابطه (۹)}$$

1. Basic Portfolio Theory
2. Empirical Cumulative Distribution Function (CDF)
3. Real-Time

$$Z_{n+T} = F_{n+T}(x_t) := 1\ for\ x_{n+T} < x_{[n+T]}$$

تبدیل به کمک تابع توزیع تجمعی بازگشتی، به استحکام بیشتر مدل کمک می‌کند. در اغلب موارد تفاوت CDF تجربی در زمان واقعی (بازگشتی) و CDF تجربی غیربازگشتی بسیار ناچیز است. درحالی که در زمان‌هایی تفاوت بین دو شاخص تا حدودی برجسته‌تر می‌شود، در این موارد استفاده از شاخص بازگشتی مناسب‌تر است تا به استحکام شاخص ترکیبی در برابر افزایش طول نمونه کمک کند.

عامل استرس (j=1,2,3,…) از هر بخش سیستم مالی (i=1,2,…,5,6) در نهایت در زیرشاخص‌های مربوط به خود با میانگین حسابی جمعی‌سازی شده است.

$$S_{i.t} = \frac{1}{6}\sum_{j=1}^{\cdots} Z_{i.j.t} \qquad \text{رابطه}(۱۰)$$

$S_{i.t}$ شاخص استرس خام مربوط بر یکی از بخش‌های سیستم مالی، این معادله ساختار ابتدایی ساخت شاخص را نشان می‌دهد که درآن وزن هر بازار یکسان گرفته شده است. برای تعیین وزن هر زیرشاخص از مدل VAR استفاده شده است. وزن‌های پرتفولیو برای زیر شاخص‌ها متناسب با میانگین نسبی تأثیر بر رشد تولید ناخالص داخلی بر پایه تجزیه واریانس مدل استاندارد خطی VAR انتخاب می‌شود. در نهایت شاخص استرس سیستمیک از فرمول زیر محاسبه شده است:

$$CISS_t = (w \cdot s_t)C_t(w \dot{\cdot} s_t) \qquad \text{رابطه}(۱۱)$$

C_t ماتریس همبستگی است که در این پژوهش مطابق مطالعه هولو و همکاران (۲۰۱۲)، ماتریس همبستگی پنج بخش مختلف سیستم مالی به کمک روش EWMA محاسبه شده است.

مدل عاملی پویایی تقریبی[1]

روش برآوردی مدل عاملی پویا روش حدکثر درست‌نمایی است. در این مطالعه از روش‌شناسی بن‌بورا و مدونیو[2] (۲۰۱۴) و ون‌روی[3] (۲۰۱۴) استفاده شده است. برآورد مدل عاملی تقریبی پویا با استفاده از داده‌های ماهانه به تبعیت از الگوی تصادفی داده‌های گمشده صورت می‌گیرد. مدل عاملی با نمایش حرکت همزمان تمامی متغیرها، عامل پنهانی[4] را جدا می‌سازد؛ این عامل پنهانی شاخص استرس مالی است.

ساختار مدل به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

1. Dynamic Approximate Factor Model
2. Banbura & Modugno
3. Van Roye
4. Latent Factor

$$y_t = \Lambda f_t + \epsilon_t \; \epsilon_t \sim iidN(0.C). \qquad \text{رابطه(۱۲)}$$

y_t بردار n بعدی متغیرهای استرس مالی. f_t بردار T*1 عامل پنهان با شمول حرکت همزمان متغیرها است. Λ ماتریکس N*T بارهای عامل[1]. ϵ_t بردار N*1 مولفه‌های ویژه[2]. پویایی‌های عامل پنهان f_t مطابق معادله انتقالی زیر صورت می‌گیرد:

$$f_t = Af_{t-1} + \xi_t \; \xi_t \sim \text{iid N}(0.\text{D}) \qquad \text{رابطه(۱۳)}$$

رویکرد حداکثر درست‌نمایی همراه با کاربرد کالمن فیلتر و دستگاه‌های هموارساز[3] برای برآورد عامل‌های غیرقابل مشاهده استفاده شده است.

در این پژوهش، داده‌های مورد استفاده از پایگاه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، پایگاه بورس کالا، فرابورس و بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است. دوره زمانی شاخص استرس برآوردی از دی ماه ۱۳۸۷ تا دی ماه ۱۳۹۸ است. نرم افزارهای مورد استفاده R. 4، Eviews11 و Stata 16 است.

یافته‌های پژوهش

گام نخست در برآورد شاخص استرس سیستمیک و همچنین استرس مالی با مدل عاملی پویا بررسی ایستایی متغیرها با آزمون KPSS[4] است. فرضیه صفر آزمون KPSS برخلاف آزمون دیکی-فولر[5] تعمیم‌یافته به این صورت است که متغیر مورد بررسی حول روند قطعی مانا است. مطابق جدول ۱ تمامی متغیرها در سطح و با عرض از مبدأ و روند ایستا هستند. سپس متغیرهای ایستا برای شاخص استرس سیستمیک و استرس مالی با مدل عاملی پویا، استانداردسازی شده‌اند. در روش برآورد استرس سیستمیک هر متغیر در زیرشاخه مربوط به خود جمعی‌سازی می‌شود. ضمن این‌که به‌دلیل همبستگی بالای متغیرهای بازار اوراق بهادار و بازار مشتقات این دو بازار در یکدیگر ادغام می‌شوند. برای محاسبه وزن(w) هر بخش بازار مالی در شاخص استرس سیستمیک، مدل VAR طراحی می‌شود که اثر هر کدام از این بازارها بر رشد اقتصادی را مورد سنجش قرار دهد. وزن‌های محاسبه شده به کمک تجزیه واریانس مدل خود رگرسیون برداری برای بازار پول ٪۱۵/۵۷، برای بازار اوراق بهادار و مشتقات ٪۳۰/۰۲، برای بازار واسطه ٪۲۶/۲۸، برای بازار ارز ٪۱۶/۵۷ و برای بازار اوراق خزانه اسلامی ٪۳/۷۱ است. متغیرها در هر زیرشاخص یک بار توسط تابع توزیع تجمعی و یک بار توسط تابع توزیع تجمعی بازگشتی استاندارد شده‌اند. در نهایت دو ماتریس همبستگی و دو شاخص استرس سیستمیک بازگشتی و غیربازگشتی حاصل شده که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود. این دو شاخص استرس سیستمیک در اغلب موارد تفاوت قابل ملاحظه‌ای ندارند. همان‌طور که از تصاویر مشخص

1. Factor Loading
2. Idiosyncratic Component
3. Smoother Apparatus
4. Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin Test
5. ADF-Fisher0

است این دو نمودار در نمایش زمان وقوع استرس مالی کاملاً بر یکدیگر منطبق هستند. اما شدت نمایش استرس سیستمیک در استرس مالی بازگشتی با درنظر گرفتن زمان واقعی کمتر است. در فرایند وزن‌دهی اهمیت نسبی بازارها در ایجاد استرس مالی مشخص می‌شود که مطابق فرضیه پژوهش بازار اوراق بهادار و مشتقات مهم‌ترین وزن در ایجاد استرس مالی را دارد، همچنین، نقش برجسته بخش بانکی در ایجاد استرس مالی هویدا می‌شود.

نتایج مدل عاملی پویا مطابق جدول ۲ حاوی نکات بسیار مهمی است. از ۱۲ متغیر مورد بررسی ۱۰ متغیر با یکدیگر همگرایی داشتند. پس از برآورد مدل عاملی پویا ضرایب هر کدام از متغیرها در شاخص استرس مالی مشخص می‌شود. نتایج نشان داد به ترتیب نوسانات بازار سهام، نوسانات نرخ ارز و نوسانات سهام بانکی بیشترین ضریب را در شاخص استرس مالی دارند که مطابق فرضیه پژوهش است. به این معنا که نوسانات شاخص استرس مالی بیشتر ناشی از نوسانات این سه متغیر است. ضمن این‌که علامت هر یک از این متغیرها در مدل عاملی پویا مثبت است. به این معنا که تغییرات هر یک از این متغیرها اثرات مثبت و افزایشی بر شاخص استرس مالی دارد.

جدول ۲. نتایج بررسی مانایی تعیین‌کننده‌های استرس مالی

متغیر	آزمون KPSS				مانایی
	آماره KPSS	مقادیر بحرانی			
	LM-Stat	در سطح ۱ درصد	در سطح ۵ درصد	در سطح ۱۰درصد	
YSP_1	۰/۱۰۸۸	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
BIR	۰/۱۰۷۸	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
RB	۰/۰۵۱	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
YSP_2	۰/۱۴۵	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در سطح ۹۹ و ۹۵ درصد
OIV	۰/۱۶۸	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در سطح ۹۰ درصد
BD_t	۰/۰۸۸	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
FC	۰/۱۳۱	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در سطح ۹۹ درصد
ERV	۰/۲۰۸	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در سطح ۹۰ درصد
β_t	۰/۱۶۴	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در سطح اطمینان ۹۹ درصد
BV[1]	۰/۰۷۸	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
NPL	۰/۰۹۱	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا
FD	۰/۱۲۲	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در سطح ۹۹ و ۹۵ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. ابتدا مانایی شاخص سهام بانکی بررسی و سپس نوسانات سری زمانی مانا شده شاخص سهام بانکی محاسبه می‌شود.

علامت [prob]، احتمالات مربوط به هرکدام از آماره‌ها را به دست می‌دهد.

جدول ۳. مدل عاملی پویای تقریبی

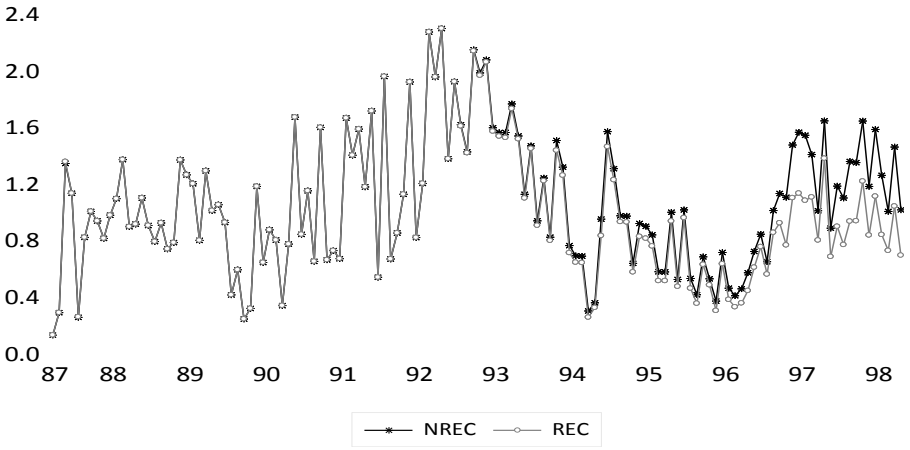
دوره مورد بررسی: ۱۳۹۸:۰۱۰-۱۳۸۷:۱۰ Log likelihood = -۹۷/۸۰ dfactor (D.(sp fu vin vb beta fd npl bd dwr din) =, noconstant)					
متغیر	ضرایب	انحراف استاندارد	متغیر	ضرایب	انحراف استاندارد
YSP_1	۲/۴۷ [۰/۰۰۰۰]	۰/۱۹۵۶	BIR	۰/۳۸۲۱ [۰/۰۰۲۱]	۰/۱۶۵۳
FC	۱/۳۶ [۰/۰۰۰۰]	۰/۰۲۶۷	ERV	۶/۷۰۷۶ [۰/۰۰۰۰]	۰/۱۰۲۶
OIV	۷/۱۳۸ [۰/۰۰۰۰]	۰/۰۲۳۴	FD	۱/۹۳۸ [۰/۰۰۰۰]	۰/۰۰۲۵
BV	۳/۰۰۹۶ [۰/۰۰۰۰]	۰/۸۲۲۲	NPL	۱/۰۷۳۳ [۰/۰۰۰۰]	۰/۰۰۶۲
B	۱/۰۴۰۹ [۰/۰۰۰۰]	۰/۱۶۱۳	BD	۰/۰۴۸۴۸ [۰/۰۰۰۰]	۰/۰۰۶۳

منبع: یافته‌های پژوهش

علامت [prob]، احتمالات مربوط به هرکدام از آماره‌ها را به دست می‌دهد.

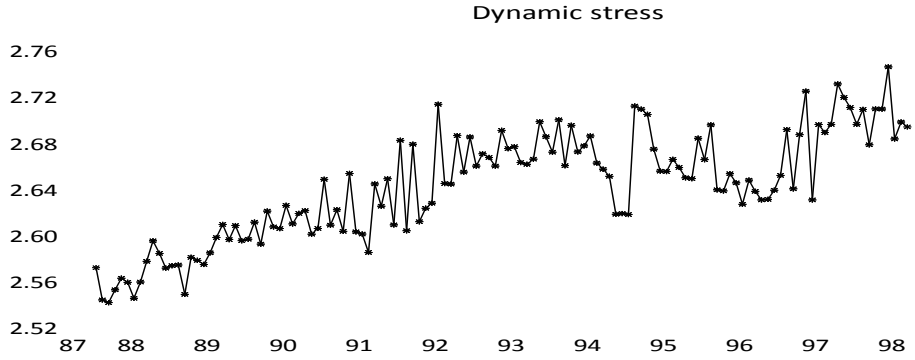
در توضیح تحولات تاریخی شاخص استرس سیستمیک و استرس مالی مدل عاملی پویا با توجه به برآوردهای مطالعه نکات ارزشمندی قابل بیان است: نوسانات استرس مالی بازگشتی و غیربازگشتی تا حدود زیادی بر یکدیگر منطبق هستند. از خرداد ماه سال ۱۳۹۳ استرس مالی غیربازگشتی نسبت به استرس مالی بازگشتی شروع به افزایش می‌کند، هرچند تفاوت قابل ملاحظه نیست. اما به‌تدریج این اختلاف بیشتر می‌شود تا جایی که در شهریور ماه ۱۳۹۶ این اختلاف به بالاترین حد خود می‌رسد. استرس مالی سیستمیک بازگشتی نوسانات را دقیقاً همزمان با استرس مالی سیستمیک غیربازگشتی، با شدت کمتر نشان می‌دهد. این تفاوت اندک و لحاظ کردن زمان در محاسبه شاخص استرس سیستمیک برای بررسی پیامدهای استرس سیستمیک در اقتصاد کلان بسیار حائز اهمیت است. در نگاه کلی با بررسی تلاطم‌های استرس سیستمیک در بازار مالی مشاهده می‌شود که در اواخر سال ۱۳۹۰ شدت نوسانات استرس افزایش یافته است؛ این سال توأم با اجرای برنامه پنجم توسعه اقتصادی بود که بر تقویت بخش تولید و مسکن مهر تمرکز داشت. ضمن این که تحریم‌های غرب ثبات بازارهای مالی و بخش تولید را به خصوص در نیمه دوم سال ۱۳۹۰ به شدت

تحت تأثیر قرار داد. جهش قابل توجه دیگر شاخص استرس سیستمیک در سال ۱۳۹۲ و همزمان با کاهش ۳۰ درصدی شاخص بورس اتفاق افتاده است. همچنین، این جهش در مرداد ماه سال ۱۳۹۲ به‌علت اثرات با وقفه تحریم‌ها و اثرات هدفمند سازی یارانه‌ها نمود پیدا کرده است. همان‌طور که از نمودارها مشخص است، استرس مالی به‌صورت سیستمیک در بازار مالی گسترش یافته و اثرات آن هر چند به‌صورت ناچیز در سال‌هایی که بازار از آرامش نسبی برخوردار است، مشهود است. بعد از کاهش نسبی استرس سیستمیک تا اواخر سال ۱۳۹۴ جهش ناگهانی استرس به سمت بالا رخ داده است. در ماه‌های پایانی سال ۱۳۹۴ توافق برجام اجرایی شد، اما اثرات آن در عملکرد اقتصادی آن سال بسیار محدود بود، مسئله مهم در این سال کاهش رشد اقتصادی جهانی که مسلماً بر شرایط اقتصاد داخلی بی‌تأثیر نبود. پس از یک کاهش ملایم در شاخص استرس مالی درست از ماه‌های اول سال ۱۳۹۷ جهش ناگهانی در شاخص استرس سیستمیک غیربازگشتی مشاهده می‌شود که در شاخص استرس سیستمیک بازگشتی با شدت کمتر مشاهده می‌شود. این جهش با اعلام آمریکا برای خروج از توافق برجام همراه است. در تحلیل شاخص استرس پویا در مقایسه با شاخص استرس سیستمیک، می‌توان گفت شاخص استرس مالی پویا یک روند ملایم صعودی را نشان می‌دهد، با این تفاوت که استرس‌های مالی بالاتر با وضوح بیشتری قابل مشاهده هستند. استرس‌های بالاتر در شهریور ماه سال ۱۳۹۲، اسفند ۱۳۹۴ و مرداد ماه ۱۳۹۷ قابل مشاهده است. لازم به ذکر است، با مقایسه نتایج این پژوهش با دیگر مطالعات داخلی می‌توان گفت، این مطالعه با واکاوی بحران‌های مالی و اقتصادی و تطبیق آن با شاخص استرس مالی به کمک سه شاخص استرس مالی برآوردی، گام ارزشمندی در زمینه شناسایی بحران‌های شدید مالی و همچنین امکان پیش‌بینی استرس مالی برداشته است.



نمودار ۱. سری زمانی استرس سیستمیک بازگشتی و غیر بازگشتی

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲. سری زمانی استرس مالی با مدل عاملی پویا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

شاخص استرس مالی ایران، ماهانه طی دوره زمانی دی ماه ۱۳۸۷ تا دی ماه ۱۳۹۸ به کمک شش بخش بازار مالی شامل بازار اوراق خزانه اسلامی، بازار پول، بازار سهام، بازار ارز، بازار واسطه مالی، بازار مشتقات ایجاد شده است. مقایسه نتایج این پژوهش با دیگر پژوهش‌های انجام شده نشان می‌دهد شاخص‌های استرس مالی مطالعات گذشته همسو با نتایج این پژوهش، بحران‌های مالی را به تصویر می‌کشند؛ اما در توضیح اهمیت هر کدام از بخش‌های بازار مالی تفاوت‌هایی وجود دارد. برای مثال در مطالعه درگاهی و نیک جو (۱۳۹۱) تمرکز بر بخش بانکی بوده و اغلب تعیین‌کننده‌های استرس مالی مربوط به بخش بانکی است. در عین‌حال در مطالعه معطوفی (۱۳۹۷) استرس در بازار سرمایه به‌عنوان استرس مالی معرفی شده است. این در صورتی است که پژوهش حاضر تعیین‌کننده‌هایی از تمامی بخش‌های بازار مالی را درنظر گرفته است. نوآوری پژوهش نسبت به مطالعات خارجی، محاسبه همزمان استرس سیستمیک و پویا و مقایسه تحلیلی آنها است. ضمن این‌که به‌دلیل تفاوت بازار مالی ایران با بازارهای مالی جهان سعی شده از تعیین‌کننده‌هایی متناسب با شرایط داخلی کشور برای نمایش تلاطم‌های مالی استفاده شود. مقادیر بحرانی شاخص استرس سیستمیک و شاخص استرس مالی پویا مطالعه منطبق با وقایع اقتصاد ایران است که با هدف دقیق‌تر مطالعه یعنی درک ارتباط بین شاخص استرس‌های مالی و وقایع اقتصادی همخوانی دارد و تحت عنوان فرضیه دوم مطرح شده است. رجحان شاخص استرس مالی این پژوهش نسبت به دیگر شاخص‌های ایجاد شده داخلی و خارجی در روش‌های برآورد متنوع شاخص استرس و جامعیت گزینش تعیین‌کننده‌های استرس مالی است. شاخص استرس سیستمیک درهم تنیدگی بخش‌های مختلف بازار مالی را در دل خود دارد؛ ضمن این که به‌علت برخورداری از ویژگی بازگشتی، زمان واقعی را نیز درنظر می‌گیرد. در نهایت شاخص استرس مالی مدل عاملی پویا، دربردارنده وزن هر کدام از نقش‌پردازان استرس مالی است که با یکدیگر همگرایی دارند؛ ضمن این‌که این وزن‌ها اهمیت نسبی اجزای تشکیل‌دهنده شاخص استرس مالی را نیز مشخص می‌سازد. نقطه قوت دیگر شاخص‌های استرس این پژوهش نسبت به مطالعات

داخلی، بسط تعیین‌کننده‌های استرس در بازارهای واسطه شامل بخش بانکی مطابق ادبیات نظری و واقعیت نظام بانکی ایران است، به‌گونه‌ای که تعیین‌کننده‌های استرس در بخش بانکی بیشترین تطابق را با واقعیت اقتصاد ایران دارند. گستردگی تعیین‌کننده‌های استرس مالی تاکنون در هیچ کدام از پژوهش‌های داخلی مشاهده نشده است. در این مطالعه برای نخستین بار نوسانات بازار مشتقات و تغییرات قیمت قراردادهای آتی به تعیین‌کننده‌های استرس اضافه شد. چراکه تا حد زیادی نااطمینانی نسبت به تحولات اقتصاد را با انعکاس رفتار افراد نشان می‌دهد. شاخص‌های استرس برآوردی مطالعه به خوبی با واقعیت تطابق داشته و توانسته بزرگترین بحران‌های مالی خصوصاً در سال ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ را شناسایی کند. این نتیجه فرضیه دوم پژوهش را مورد تأیید قرار می‌دهد. مهم‌ترین عامل ایجاد استرس مالی نوسانات بازار اوراق بهادار، نرخ ارز و بخش بانکی معرفی شدند، خود دال بر تأیید فرضیه اول پژوهش است که می‌تواند در بحث نظارت برای کارگزاران اقتصادی بسیار مفید باشد. توجه به این نکته نیز ضروریست که شدت نوسانات و پیوستگی آنها در سال‌های بعد از وقوع بحران، می‌تواند به مانند آژیر خطری برای سیاستگذاران و برنامه‌ریزان عمل کند. البته، به‌طور کلی بررسی و تحلیل شاخص‌های استرس مالی و تعیین‌کننده‌های آن می‌تواند حاوی اطلاعات ارزشمندی راجع به ارزیابی روند زمانی ثبات بازار مالی و طراحی سیاست‌های مالی و احتیاطی هوشمندانه در اختیار سیاستگذاران قرار دهد. نکته مهم دیگر این‌که شاخص استرس برآوردی می‌تواند جهت‌دهی سیاست پولی و احتیاطی را تحت تأثیر قرار دهد. سیاستگذار با مشاهده این شاخص استرس و زمان‌های وقوع بحران و فاصله تا وقوع بحران بعدی و شناسایی عوامل شکل‌دهنده وقوع بحران بعدی، سیاست‌های پولی و مالی مناسبی برای مقابله با بحران را در پیش بگیرد.

بنابراین، با توجه نتایج پژوهش و به‌دلیل به‌کارگیری سیاست پولی و احتیاطی نادرست بدون توجه به شناسایی استرس مالی به‌خصوص استرس مالی سیستمیک که در کل بازار در جریان است، توصیه می‌شود نظارت متوازن بر کلیه بخش‌های بازار مالی به‌خصوص بازار اوراق بهادار و بازار ارزی به‌عنوان مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های استرس مالی افزایش یابد. چراکه با شناسایی دقیق بحران‌های مالی، زمان وقوع آنها، پیش‌بینی بحران‌های بزرگ و ارتباط تنگاتنگ کلیه بخش‌های سیستم مالی، سیاستگذار توانمندی بیشتری در کنترل بحران‌های رخ داده دارد. همچنین، توصیه می‌شود در بخش بانکی، بانک‌های دولتی ابزارهای مالی بازارمحور خود را گسترش دهند. چراکه با گسترش این ابزار، مدیریت نقدینگی بانک‌ها تسهیل شده و گام مهمی در زمینه جلوگیری از گسترش بحران مالی برداشته می‌شود.

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 شده است.

منابع

ابراهیمی شقاقی، مرضیه.، رهنمای رودپشتی، فریدون.، مداحی، محمد ابراهیم.، نیکومرام، هاشم و ترابی، تقی. (۱۳۹۸). مطالعه اثر شاخص استرس مالی بر رشد اقتصادی در ایران (رویکرد مقایسه‌ای مدل خطی و غیر خطی). دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۲(۴۲)، ۱۰۶-۸۵.

احمدیان، اعظم. (۱۳۹۲). ارزیابی شاخص‌های سلامت بانکی در بانک‌های ایران. پژوهشکده پولی بانکی، کد گزارش MBRI-9222.

احمدیان، اعظم. (۱۳۹۴). تحلیل شاخص استرس بانکی در شبکه بانکی کشور. تازه‌های اقتصاد، (۱)۱۴۴، ۳۶-۳۳.

باباجانی، جعفر.، بولو، قاسم و غزالی، امین. (۱۳۹۷). ارائه چارچوبی جهت سنجش و پیش‌بینی ریسک سیستمی با رویکرد ریزش مورد انتظار نهایی (MES) در بازار سرمایه ایران. *راهبرد مدیریت مالی*، ۶(۳)، ۲۹-۱.

حیدریان، مریم، فلاحتی، علی و کریمی، محمد شریف. (۱۳۹۸). محاسبه شاخص استرس مالی و تحلیل تأثیرهای آن بر رشد اقتصادی ایران؛ کاربردی از مدل خودرگرسیون مارکف سوئیچینگ. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۳)، ۴۴۷-۴۱۷.

درگاهی، حسن و نیک جو، فائزه. (۱۳۹۱). ساخت شاخص تنش مالی برای اقتصاد ایران و بررسی اثرات آن بر رشد اقتصادی. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۷(۴)، ۳۹-۱۹.

زارعی، ژاله و کمیجانی، اکبر. (۱۳۹۴). شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران. *مدلسازی اقتصادی*، ۹(۲۹)، ۲۳-۱.

فلاح‌پور، سعید.، شیرکوند، سعید و قنبری، اکبر. (۱۳۹۸). طراحی شاخص استرس مالی در نظام مالی ایران با رویکرد نظریه پرتفوی. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۲)، ۱۳۴-۱۰۱.

کردلویی، حمیدرضا و آسیایی طاهری، فاطمه. (۱۳۹۴). تعیین شاخص استرس مالی در بازارهای بانکداری، ارز، بیمه. *مدیریت کسب‌وکار*، ۸(۳۰)، ۱۸-۱.

مشیری، سعید و نادعلی، محمد. (۱۳۹۲). شناسایی عوامل مؤثر در بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی در رویکرد اسلامی- ایرانی، ۱۳(۴۸)، ۲۷-۱.

معطوفی، علیرضا. (۱۳۹۷). تبیین مشخصه‌های استرس مالی در بازار سرمایه ایران. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۷(۲۶)، ۲۵۸-۲۳۷.

هیبتی، رضا.، شجری، هوشنگ و صمدی، سعید. (۱۳۹۵). اندازه‌گیری نااطمینانی در اقتصاد کلان. *پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۹(۲۸)، ۲۵۰-۲۲۳.

Aboura, S. & Van Roye, B. (2017). Financial stress and economic dynamics: The case of France. *International Economics*, 149(1), 57–73.

Ahmadian, A. (2013). Evaluation of banking health indicators in Iranian banks. *Monetary Research Institute, Working Paper 9222*. (In Persian)

Ahmadian, A. (2015). Analysis of banking stress index in the country's banking network. *Economic News*, 144(1), 36-33. (In Persian)

Angelopoulou, E., Balfoussia, H. & Gibson, H. D. (2014). Building a financial conditions index for the euro area and selected euro area countries: What does it tell us about the crisis? *Economic Modelling*, 38(3), 392-403.

Baba Jani, J., & Bolo, G. & Ghazali, A. (2018). A framework for measuring and predicting systemic risk with the marginal expected shortfall approach (MES) in Iran capital market. *Journal of Financial Management Strategy*, 6(3), 1-29. (In Persian)

Balcilar, M., Thompson, K., Gupta, R. & Van Eyden, R. (2016). Testing the asymmetric effects of financial conditions in South Africa: A nonlinear vector autoregression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 43(4), 30-43.

Cambón, M. I. & Estévez, L. (2016). A Spanish financial market stress index (FMSI). *Spanish Review of Financia & Economics*, 14(1), 23–41.

Cevik, E. I., & Dibooglu, S. & Kutan, A. M. (2013). Measuring financial stress in transition economies. *Journal of Financial Stability*, 9(4), 597–611.

Dahalan, J., Abdullah, H. B. & Umar, M. (2016). Measuring financial stress index for Malaysian economy. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(3), 942-947.

Dargahi, H. & Nikjoo, F. (2012). A financial stress index for the economy of Iran and its impacts on economic growth. *Economic Research*, 47(4), 19-40. (In Persian)

Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *Staff Papers*, 45(1), 81-109.

Duca, M. L. & Peltonen, T. A. (2013). Assessing systemic risks and predicting systemic events. *Journal of Banking & Finance*, 37(7), 2183-2195.

Ebrahimi Shaghaghi. M., Rahnamay Roodposhti, F., Madahi, M. E., Nikomram, H. & Torabi, T. (2019). The effects of financial stress index on economic growth using linear and nonlinear models (Markov Switching). *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 12(42), 85-106. (In Persian)

El-Shal, A. (2012). The spillover effects of the global financial crisis on economic activity in emerging economies–investigating the Egyptian case using the financial stress index. *Economic Research Forum Working Papers (No. 737)*.

Fallahpour, S., Shirkand, S. & Ghanbari, A. (2019). Financial stress index for Iran's financial system with portfolio theory approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 6(2), 101-134. (In Persian)

Frankel, J. A. & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: an empirical treatment. *International Finance Discussion Papers 534, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)*.

Gauthier, C., Graham, C. & Liu, Y. (2003). Financial conditions indexes for Canada (No. 2004-22). Bank of Canada.

Gilchrist, S. & Zakrajsek, E. (2012). Credit spreads and business cycle fluctuations. *American Economic Review*, 102(4), 1692–1720.

González-Hermosillo, B. (1999). Determinants of ex-ante banking system distress: A macro-micro empirical exploration of some recent episodes. *International Monetary Fund*. https://www.elibrary.imf.org/view/journals /001/1999/033/001.1999.issue-033-en.xml

Guichard, S. & Turner, D. (2008). Quantifying the effect of financial conditions on US activity (No. 635). OECD Publishing.

Haefcke, S. & Skarholt, A. (2011). A Swedish financial stress index. *Stockholm School of Economic, Department of Finance, Thesis in Finance*.

Hatzius, J., Hooper, P., Mishkin, F. S., Schoenholtz, K. L. & Watson, M. W. (2010). Financial conditions indexes: A fresh look after the financial crisis (No. w16150). *National Bureau of Economic Research*.

Heibati, R., Shajari, H. & Samadi, S. (2016). Measuring uncertainty in macroeconomics. *Journal of Monetary-Banking Research*, 9(28), 233-250. (In Persian)

Heydarian, M., Falahati, A. & Karimi, M. S. (2019). Calculation of the financial stress index and its impact analysis on Iran's economic growth; application of the Markov-Switching autoregressive model. *Financial Research Journal*, 21(3), 417-447. (In Persian)

Hollo, D., Kremer, M. & Duca, L. M. (2012). CISS - a composite indicator of systemic stress in the financial system. *Working Paper 1426, European Central Bank*.

Huotari, J. (2015). Measuring financial stress–A country specific stress index for Finland. *Bank of Finland Research Discussion Paper, No. 7/2015*.

Illing, M. & Liu, Y. (2003). An index of financial stress for Canada. Ottawa: Bank of Canada.

Illing, M. & Liu, Y. (2006). Measuring financial stress in a developed country: An application to Canada. *Journal of Financial Stability*, 2(3), 243–265.

Ishrakieh, L. M., Dagher, L. & El Hariri, S. (2020). A financial stress index for a highly dollarized developing country: the case of Lebanon. *Central Bank Review, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey, 20(2), 43-52.*

Jing, Z., De Haan, J., Jacobs, J. & Yang, H. (2015). Identifying banking crises using money market pressure: New evidence for a large set of countries. *Journal of Macroeconomics*, 43(C), 1–20.

Johansson, T. & Bonthron, F. R. E. D. R. I. K. (2013). Further development of the index for financial stress for Sweden. *Sveriges Riksbank Economic Review*, 1(3), 1-20.

Kaminsky, G., Lizondo, S. & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. *Staff Papers*, 45(1), 1-48.

Khazalipoor, N. & Ranjbar, H. (2014). The impact of financial stress on Iran per capita GDP over the period 2000(3)-2011(1). *Journal of Money and Economy*, 9(2), 117-137.

Kordloui, H. & Asaei, T. F. (2015). Determining the financial stress index in the banking, currency, insurance markets. *Journal of Business Management*, 8(30), 1-18. (In Persian)

Lack, C. P. (2003). A financial conditions index for Switzerland. *Monetary Policy in a Changing Environment*, 19, 398-413.

Matoufi, A. (2018). The features of financial stress in Iran's capital market. *Journal of Investment Knowledge*, 7(26), 237-258. (In Persian)

Miglietta, A. & Venditti, F. (2019). An indicator of macro-financial stress for Italy. Bank of Italy Occasional Paper, (497).

Montagnoli, A. & Napolitano, O. (2005). Financial condition index and interest rate settings: A comparative analysis. *Istituto di Studi Economici Working Paper, N.8*.

Moshiri, S. & Nadali, M. (2013). The determinants of banking crises in Iranian. *Economic Reserch*, 13(48), 1-27. (In Persian)

Osorio, M. C., Unsal, D. F. & Pongsaparn, M. R. (2011). A quantitative assessment of financial conditions in Asia (No. 11-170). International Monetary Fund.

Patel, S. A. & Sarkar, A. (1998). Crises in developed and emerging stock markets. *Financial Analysts Journal*, 54(6), 50-61.

Polat, O. & Ozkan, I. (2019).Transmission mechanisms of financial stress into economic activity in Turkey. *Journal of Policy Modeling*, 41(2), 395-415.

Stona, F., Morais, I. A. & Triches, D. (2018). Economic dynamics during periods of financial stress: Evidences from Brazil. *International Review of Economics & Finance*, 55(3), 130-144.

Zarei, J. & Komijani, A. (2015). Identifying and predicting banking crises in Iran. *Journal of Economic Modeling*, 9(29), 1-23. (In Persian)

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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 دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۹۰-۷۵

مقاله پژوهشی

تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام با توجه به نقش تعدیل‌گر مشکلات نمایندگی و محافظه‌کاری حسابداری[۱]

ابوالفضل شفیعی[۲]، محسن دستگیر[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۰۱

چکیده

هدف این پژوهش بررسی رابطه بین رشد دارایی‌ها و ریسک سقوط آتی قیمت سهام با توجه به اثرات تعدیل‌گر مشکلات نمایندگی و محافظه‌کاری حسابداری است. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، تعداد ۱۰۲ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۹۸-۱۳۸۹ مورد بررسی قرار گرفتند. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوی رگرسیون چند متغیره مبتنی بر داده‌های ترکیبی استفاده‌شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش حاکی از آن است که رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین یافته‌های پژوهش نشان داد مشکلات نمایندگی تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌یابد. علاوه بر این محافظه‌کاری حسابداری بر رابطه رشد دارایی‌ها و ریسک سقوط آتی قیمت تأثیر معناداری ندارد.

واژگان کلیدی: رشد دارایی‌ها، ریسک سقوط قیمت سهام، مشکلات نمایندگی، محافظه‌کاری حسابداری.
طبقه‌بندی موضوعی: *G12, G30, M41*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2022.35602.2529
۲. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
Email:Abolfazlshafei0@gmail.com
۳. استاد، گروه حسابداری، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول).
Email:dastmw@yahoo.com

مقدمه

تغییرات ناگهانی قیمت سهام که به دو صورت سقوط و جهش در قیمت سهام رخ می‌دهد یکی از موضوعاتی است که در ارتباط با رفتار قیمت سهام به‌طور گسترده مورد توجه پژوهشگران مالی و قانون‌گذاران است. زیرا، سقوط ناگهانی ارزش بازار می‌تواند بخش زیادی از ثروت سرمایه‌گذاران را از بین ببرد (چوی و همکاران[1]، ۲۰۱۹). البته، به‌علت اهمیتی که سرمایه‌گذاران برای بازده سهام خود قائل هستند، پدیده سقوط قیمت سهام که منجر به کاهش شدید بازده سهام می‌شود، در مقایسه با جهش، بیشتر مورد توجه است. ریسک سقوط قیمت سهام پدیده‌ای است که در آن قیمت سهام دچار تعدیل شدید منفی و ناگهانی می‌شود. بسیاری از پژوهشگران بر این باورند که سقوط قیمت سهام از مدیریت اطلاعات داخلی ناشی می‌شود. زیرا، مدیران واحدهای اقتصادی به همان اندازه که به انتشار اخبار خوب درخصوص شرکت تمایل دارند، سعی در پنهان نمودن اخبار بد دارند (فروغی و قاسم زاد، ۱۳۹۴).

اما، مدیران واحدهای تجاری تنها حجم محدود و معینی از اخبار بد را می‌توانند پنهان و روی هم انباشته کنند. زیرا، عواملی نظیر پرهزینه بودن این سیاست و یا به‌طور کلی عدم توانایی مدیریت برای ادامه این اقدام (نظیر تغییر مدیریت واحد تجاری) در نهایت سبب انتشار این اخبار به بازار خواهد شد و سرمایه‌گذاران ناشی از اطلاعات جدید به‌دست آمده، در باورهای پیشین خود که مبنای قیمت جاری سهام شرکت بوده تجدیدنظر کرده و انتظار خود را بر اساس اطلاعات جدید بنیان می‌گذارند که این امر موجب تعدیل یک‌باره و منفی قیمت سهام شرکت خواهد شد، که در ادبیات مالی با عنوان سقوط قیمت سهام از آن یاد می‌شود (فروغی و همکاران، ۱۳۹۰). به‌منظور تبیین دلایل این پدیده، پژوهش‌های زیادی انجام شده و دریافتند که ویژگی‌های مختلف گزارشگری و شرکتی همچون توانایی مدیران، اطمینان بیش‌ازحد مدیران، اجتناب مالیاتی و غیره می‌توانند منجر به ریسک سقوط قیمت سهام شوند. یکی دیگر از این ویژگی‌ها رشد دارایی‌های شرکت است که منجر به ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود (چوی و همکاران، ۲۰۱۹).

در رابطه با رشد دارایی‌ها، ادبیات اخیر در مورد نتایج ترازنامه‌های متورم شده (ترازنامه که ارزش دارایی‌ها افزایش‌یافته است) به‌طور مداوم نشان می‌دهد که شرکت‌های دارای چنین ترازنامه‌ای بازده سهام کمتری در آینده دارند (کوپر و همکاران[2]، ۲۰۰۸). اما، این ادبیات توضیحی دقیقی برای این‌که آیا قیمت‌گذاری نادرست یا رفتار منطقی در الگوی بازده سهام نقش دارد، ارائه نمی‌دهد. بااین‌حال هیرشیفر و همکاران[3] (۲۰۰۴) بیان کردند که سرمایه‌گذاران نسبت به سودهای آتی ناشی از رشد دارایی‌ها، خوش‌بین هستند و تیتمن و همکاران[4] (۲۰۰۴) عنوان کردند که سرمایه‌گذاران نسبت به کاربرد ایجاد امپراتوری از طریق مخارج سرمایه‌ای، واکنش کمتری نشان می‌دهند. در این راستا، جنسن[5] (۱۹۸۶) بیان نمود که

1. Choy et al
2. Cooper et al
3. Hirshleifer et al
4. Titman et al
5. Jensen

گسترش و رشد شرکت فراتر از حد خود سطح مطلوبی از افزایش منابع را به‌طور مستقیم در اختیار مدیران قرار می‌دهد. این گسترش شرکت و افزایش منابع، حقوق، اعتبار و قدرت بیشتر برای مدیران به ارمغان می‌آورد که به این رویداد اصطلاحاً پدیده ایجاد امپراتوری گفته می‌شود. از طرفی، سیاست بهینه سرمایه‌گذاری حاکی از رابطه منفی بین سرمایه‌گذاری و بازده مورد انتظار است و فاما و فرنچ[1] (۲۰۱۵) بیان کردند که رشد مورد انتظار بالاتر ارزش دفتری سرمایه با نرخ تنزیل پایین‌تر همراه است. علی‌رغم تمرکز گسترده بر رشد دارایی و بازدهی آینده، بررسی تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام در ایران موضوع مطالعه نبوده است. این درصورتی است که چوی و همکاران (۲۰۱۹) بیان کردند که اثر ترکیبی رشد دارایی ناشی ایجاد امپراتوری توسط مدیران و تمایل به پنهان کردن اخبار بد منجر به سقوط قیمت سهام می‌شود. استدلال آنها این بود که مدیران می‌توانند با کنترل منابع بیشتر از طریق افزایش سرمایه، انجام مخارج سرمایه‌ای و به تعویق انداختن قرارداد به‌دلیل عملکرد نامناسب برای بلندمدت، منافع شخصی بیشتری برای خود جذب نمایند (ایجاد امپراتوری). همراه با انگیزه مدیران برای نگهداشت اخبار بد شخصی، اخبار بد به اوج خود می‌رسد، زمانی که این اخبار به یک‌باره برای سرمایه‌گذاران منتشر می‌شود منجر به ریسک سقوط قیمت سهام می‌گردد.

همچنین، مشکلات نمایندگی بین مدیران و سهامداران می‌تواند به ریسک سقوط قیمت سهام منجر شود. یکی از مواردی که مشکلات نمایندگی را تشدید می‌کند، جریان نقد آزاد است. زیرا، جریان نقد آزاد، منابع لازم برای ایجاد امپراتوری توسط مدیران را فراهم و سبب می‌شود تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام تشدید شود (چوی و همکاران، ۲۰۱۹). به اعتقاد جنسن (۱۹۸۶) وجود جریان نقد آزاد باعث خواهد شد که مدیران در پروژه‌های غیرسودآور سرمایه‌گذاری کنند. به‌عبارت دیگر، هر اندازه جریان نقد آزاد شرکت بیشتر باشد، مدیران به جهت دست‌یابی به مزایا و منافع مرتبط با اندازه بزرگ‌تر شرکت اقدام به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی نموده و تا سررسید به منفی نمودن اخبار بد این پروژه‌ها اقدام می‌نمایند. در چنین حالتی، جریان نقد آزاد بر ثروت سهامداران تأثیر منفی خواهد داشت. انتظار می‌رود جریان نقد آزاد شرکت بر انباشت اخبار بد تأثیر داشته باشد و سبب ریسک سقوط قیمت سهام شود. همچنین یکی از موارد دیگری که سبب می‌شود ریسک سقوط قیمت سهام کاهش یابد، به‌کارگیری رویه‌های حسابداری محافظه‌کارانه است. زیرا این‌گونه رویه‌ها از نگهداشت اخبار بد جلوگیری نموده یا نگهداشت اخبار بد را کاهش می‌دهد (کوتاری و همکاران[2]، ۲۰۰۹). بنابراین، انتظار می‌رود هرقدر که رویه‌های حسابداری یک شرکت محافظه‌کارانه‌تر باشد، به همان میزان احتمال جمع‌آوری و مخفی نگه‌داشتن اخبار بد مربوط به آن شرکت پایین بیاید. بدین ترتیب، شرکت‌هایی که فعالیت‌های حسابداری آنها محافظه‌کارانه است، در مقایسه با شرکت‌هایی که فعالیت‌های حسابداری آنها پویا است، احتمال کمتری دارد که دچار بحران انتشار یک‌باره اخبار بد شوند. بنابراین، محافظه‌کاری رابطه بین ریسک سقوط قیمت سهام و رشد دارایی‌ها را کاهش می‌دهد (چوی و همکاران، ۲۰۱۹).

1. Fama & French
2. Kothari et al

با عنایت به مطالب بیان شده، پژوهش حاضر به بررسی رابطه بین ریسک سقوط قیمت سهام و رشد دارایی‌ها با در نظر گرفتن نقش مشکلات نمایندگی و محافظه‌کاری حسابداری پرداخته است. برای دست‌یابی به این هدف، ابتدا مبانی نظری پژوهش بیان و پیشینه مرتبط با آن مرور شده است. سپس، روش‌شناسی پژوهش تشریح و فرضیه‌ها مورد آزمون قرار گرفته است. در پایان، نتایج مورد بحث و بررسی قرار گرفته و براساس جمع‌بندی به‌عمل آمده چند توصیه سیاستی پیشنهاد شده است.

مبانی نظری

بر اساس ادبیات مالی، بین مدیران و سهامداران مشکلات نمایندگی وجود دارد. طبق نظریه جنسن و مکلینگ[1] (۱۹۷۶)، مدیران تمایل به ایجاد امپراتوری از طریق کنترل منابع بیشتر و لذت بردن از منافع شخصی دارند. اگرچه توسعه رانت‌های مدیریتی به شرکت آسیب می‌زند. ولی درنهایت به رفاه مدیران نیز آسیب می‌رساند؛ و این آسیب به رفاه مدیران بیش از آن است که با منافع شخصی جبران شود. زیرا، مدیران به‌طور کامل مالک شرکت نیستند (مرفی[2]، ۱۹۸۵). علاوه‌بر این، پاداش مدیران در شرکت‌های بزرگ بسیار زیاد است که این خود باعث ایجاد امپراتوری می‌شود (جنسن و مرفی[3]، ۱۹۹۰). جین و میرز[4] (۲۰۰۶) چارچوبی برای ریسک بین مدیران و سهامداران ارائه کرده‌اند. آنها نشان دادند که در صورت عدم شفافیت اطلاعات، رفاه مدیران به میزان منافع شخصی حاصل از جریان وجه نقد شرکت ارتباط دارد. بنابراین، آنها بخشی از ریسک گردش وجوه را با سهامداران تقسیم می‌کنند. مدیران به‌منظور حفظ منافع شخصی خود، اطلاعات مربوط به تکانه‌های منفی ناشی جریان‌های نقدی مورد انتظار انباشت می‌کنند. وقتی تکانه‌های منفی بالاتر از یک سطحی انباشت می‌شوند، مدیران اخبار ناخوشایند را برای سهامداران هم‌زمان منتشر می‌کنند. انتشار ناگهانی اخبار بد انباشته‌شده منجر به ارزیابی بسیار کمتر سهامداران و سقوط قیمت‌ها می‌شود.

پژوهش‌های متعددی از چارچوب ارائه شده توسط جین و میرز (۲۰۰۶) حمایت کردند. به‌طور مثال، هاتن و همکاران[5] (۲۰۰۹) بیان کردند که عدم شفافیت سود منجر به ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود. رفتار ایجاد امپراتوری ارائه‌شده توسط جنسن و مکلینگ (۱۹۷۶) به چند دلیل آشکار می‌شود. اول مدیران در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی سرمایه‌گذاری می‌کنند. به‌طوری که ریچاردسون و اسلون[6] (۲۰۰۶) نشان دادند شرکت‌های با مقدار زیاد تأمین مالی خارجی تمایل بیشتری به ایجاد پروژه‌های امپراتوری دارند. آنها می‌توانند سرمایه‌گذاری‌های زیان‌ده فعلی را برای مدت طولانی حفظ کنند و کوچک‌سازی یا کاهش هزینه را به تأخیر بیندازند. در پایان، مدیران اگر بتوانند اندازه شرکت را افزایش دهند یا سرمایه‌گذاری

1. Jensen & Meckling
2. Murphy
3. Jensen & Murphy
4. Jin & Myers
5. Hutton et al
6. Richardson & Sloan

نمایند، از مزایای بیشتری بهره‌مند می‌شوند (مرفی، ۱۹۸۵). حسابداری بهای تاریخی به مدیران کمک می‌کند تا اخبار بد مربوط به پروژه‌های موجود را پنهان کنند و مشکلات نمایندگی را بیش از پیش تشدید کنند. تا آنجا که ساخت امپراتوری منجر به کنترل منابع بیشتر توسط مدیران شود، در نهایت منجر به متورم شده ترازنامه و رشد بیشتر دارایی خواهد شد. از دیدگاه اقتصادی با فرض منطقی بودن رفتار افراد، فرض بر این است که همه در وهله اول به‌دنبال حداکثر کردن منافع خویش هستند. مدیران نیز این قاعده مستثنا نیستند و علاقه‌مندند در راستای حداکثرسازی منافع شخصی، رفاه اجتماعی و تثبیت موقعیت شغلی خود، تصویر مطلوبی از وضعیت مالی واحد تجاری به سهامداران و سایر افراد ذی‌نفع ارائه نمایند. لکن در برخی موارد، الزاماً افزایش ثروت مدیران در راستای افزایش ثروت سایر گروه‌ها از جمله سهامداران نیست. با درنظر گرفتن نظریه تضاد منافع میان مدیران و مالکان، مدیران واحدهای تجاری از انگیزه‌های لازم برای استفاده از دارایی‌های شرکت در جهت منافع خود برخوردارند. به‌عبارت دیگر، مدیران شرکت اگر وجه نقد بیشتری در دسترس آنها باشد از این فرصت در راستای منافع شخصی بهره‌مند می‌برند. با تمایل مدیریتی برای پنهان کردن اخبار بد و پیامدهای مشکلات ناشی رشد دارایی، رشد دارایی‌ها منجر به ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود (چوی و همکاران، ۲۰۱۹). بنابراین، فرضیه اول پژوهش به‌شرح زیر است:

- ✓ رشد دارایی بر ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر مثبت دارد.

درحالی که تضاد نمایندگی بین مدیران و سهامداران زمینه‌ساز توضیح خطر سقوط است، برخی از شرکت‌ها بیشتر از بقیه در معرض تضاد نمایندگی قرار دارند. به‌طور مثال جنسن (۱۹۷۶) فرض کرد که جریان نقد آزاد منجر به تشدید مشکلات نمایندگی بین مدیران و سهامداران می‌شود. زیرا، مدیران دارای اختیار برای سرمایه‌گذاری یا توزیع وجه نقد آزاد به سهامداران هستند. کیم و همکاران[1] (۲۰۱۶) نشان دادند که پرداخت سود سهام منجر به کاهش ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود زیرا، پرداخت سود سهام جریان نقد آزاد در دسترس مدیران را با محدودیت مواجه می‌کند. به‌طور کلی، جریان نقد منجر به تشدید مشکلات نمایندگی می‌شود و این مشکل در شرکت‌های با رشد دارایی که مقدار زیادی از دارایی در دسترس مدیران است، بیشتر است. بنابراین، انتظار می‌رود تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت‌های دارای مشکل نمایندگی بیشتر باشد (چوی و همکاران، ۲۰۱۹)؛ در نتیجه فرضیه دوم پژوهش به‌شرح زیر است:

- ✓ مشکلات نمایندگی تأثیر رشد دارایی بر ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد.

در حالی که مدیران تمایل به پنهان کردن اخبار دارند، رفتار نامتقارن حسابداری به اخبار بد نسبت به اخبار خوب این تمایل را جبران می‌کند (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹). بر اساس محافظه‌کاری شرطی، شرکت‌ها به درجه بالایی از تأییدپذیری برای شناسایی اخبار خوب نسبت به اخبار بد نیاز دارند. شرکت‌ها با رویه حسابداری محافظه‌کارانه‌تر، شناسایی اخبار بد را نسبت به اخبار خوب سریع‌تر شناسایی می‌کند. از آن‌جا که اخبار بد به‌صورت به‌موقع برای سرمایه‌گذاران منتشر می‌شود، میزان اخبار بد ذخیره شده را کاهش

1. Kim et al

می‌دهد. علاوه‌بر این، شرکت‌های محافظه‌کار، پروژه‌های بد را سریع‌تر متوقف می‌کنند و اخبار بد انباشته‌شده را بیشتر کاهش می‌دهند (فرانسیس و مارتین[1]، ۲۰۱۰). با کاهش نگه‌داشت اخبار بد، شرکت‌های محافظه‌کار، به احتمال کمتری دچار ریسک سقوط قیمت سهام می‌شوند (کیم و همکاران، ۲۰۱۶). درنتیجه، انتظار می‌رود محافظه‌کاری شرطی اثر منفی ایجاد امپراتوری بر ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش دهد. بنابراین، فرضیه سوم پژوهش به‌شرح زیر است:

- ✓ محافظه‌کاری شرطی تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

با توجه به مطالب بیان شده، هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام با درنظر گرفتن نقش مشکلات نمایندگی و محافظه‌کاری حسابداری است.

مروری بر پیشینه پژوهش

آندریو و همکاران[2] (۲۰۲۱) در پژوهشی نشان دادند که آشفتگی مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر مثبت دارد و زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی زیاد است، تأثیر آشفتگی مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام افزایش می‌یابد. چوی و همکاران (۲۰۱۹) نشان دادند رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر مثبت دارد. از طرفی، محافظه‌کاری تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد. اما، هزینه نمایندگی تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد. چن و همکاران[3] (۲۰۱۷) به این نتیجه رسیدند که در شرکتی که هموارسازی سود بیشتر است، احتمال ریسک سقوط نیز بیشتر است و این نتیجه برای شرکت‌های با اقلام تعهدی اختیاری بیشتر، برجسته‌تر است. حبیب و حسن[4] (۲۰۱۷) نشان دادند شرکت‌های با راهبردهای کسب‌وکار تهاجمی بیشتر از شرکت‌های با راهبردهای تدافعی در معرض بیش‌ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام و ریسک سقوط قیمت سهام قرار دارند. کیم و همکاران (۲۰۱۶) به این نتیجه رسیدند که ریسک سقوط سبب کاهش قابلیت مقایسه صورت‌های مالی می‌شود. این رابطه منفی در محیطی که مدیران بیشتر در معرض عدم افشای اخبار بد هستند، بارزتر است.

در مطالعات داخلی، افروزی و همکاران (۱۳۹۹) نشان دادند که هرچه میزان محافظه‌کاری گزارشگری مالی شرکت‌ها بیشتر باشد، ریسک سقوط قیمت سهام آنها کاهش می‌یابد. نتایج پژوهش فخاری و نصیری (۱۳۹۹) نیز نشان داد بین شاخص‌های عملکرد (نرخ بازده دارایی‌ها، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و سود هر سهم) با ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه منفی وجود دارد. معطوفی و طبرست (۱۳۹۷) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند بین قدرت مدیریت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. فروغی و ساکیانی (۱۳۹۵) به این نتیجه رسیدند که سررسید بدهی باعث خواهد شد اعتباردهندگان به‌منظور تجدید قرارداد بدهی، خواستار اطلاعات بیشتری پیرامون وضعیت شرکت باشند که این وضعیت مانع از انباشت اخبار بد توسط مدیران می‌گردد و در نهایت مانع از کاهش شدید قیمت

1. Francis & Martin
2. Andreou et al
3. Chen et al
4. Habib & Hasan

سهام می‌گردد. به بیان دیگر، با کوتاه‌تر شدن سررسید بدهی احتمال ریسک سقوط قیمت سهام کاهش می‌یابد. موسوی و همکاران (۱۳۹۵) مدلی ارائه دادند که هدف آن شناسایی عوامل مؤثر بر ریسک سقوط قیمت سهام و تبیین الگوی گزارشگری مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و تأثیر ایفای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام است. یافته‌های آنها نشان داد بین ایفای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و ریسک سقوط قیمت سهام رابطه معناداری وجود ندارد. خدارحمی و همکاران (۱۳۹۵) بیان کردند که در وضعیت وجود عدم تقارن اطلاعاتی، مدیران از توانایی‌ها و فرصت‌های بیشتری برای افشا نکردن اخبار بد و تسریع در افشای اخبار خوب برخوردارند. از این‌رو، می‌توان گفت عدم تقارن اطلاعاتی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌دهد. مرادی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی نشان دادند محافظه‌کاری حسابداری توانایی مدیران در نگهداشت اخبار بد را کاهش و بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر منفی دارد. نتایج پژوهش فروغی و همکاران (۱۳۹۰) نیز از آن حکایت داشت که مدیریت سود به‌عنوان معیاری از عدم شفافیت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر مثبت دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع توصیفی-همبستگی و پساورویدادی مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. با توجه به این‌که ممکن است افراد از نتایج آن در تصمیم‌گیری استفاده کنند، در دسته پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۸ است که از این بین، تعداد ۱۰۲ شرکت‌های به‌شرح جدول ۱ به‌عنوان نمونه مورد مطالعه انتخاب شدند:

جدول ۱. چگونگی انتخاب نمونه

تعداد کل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران	۴۵۳
شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه نبوده است یا تغییر سال مالی داشته‌اند	۶۱
شرکت‌های صنایع واسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری	۹۷
شرکت‌هایی که وقفه معاملاتی سهام بیشتر از شش ماه داشته‌اند	۱۲۰
شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها به طور کامل در دسترس نبوده است	۷۳
تعداد شرکت‌های نمونه	۱۰۲

مدل پژوهش

در این پژوهش به پیروی از چوی و همکاران (۲۰۱۹) از مدل رگرسیونی چندمتغیره و داده‌های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. روابط ۱ تا ۳ نیز به ترتیب مدل‌های مربوط به فرضیه اول تا سوم است:

$$CrashR_{i,t+2} = \beta_0 + \beta_1 AssetG_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 MtB_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 Ret_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۱)

$$CrashR_{i,t+2} = \beta_0 + \beta_1 AssetG_{i,t} + \beta_2 FCF_{i,t} + \beta_3 AssetG_{i,t} * FCF_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 MtB_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t,} + \beta_8 Ret_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۲)

$$CrashR_{i,t+2} = \beta_0 + \beta_1 AssetG_{i,t} + \beta_2 Con_{i,t} + \beta_3 AssetG_{i,t} * Con_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 MtB_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t,} + \beta_8 Ret_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۳)

متغیر وابسته

ریسک سقوط آتی قیمت سهام متغیر وابستهٔ پژوهش است. بر اساس مطالعهٔ هاتن و همکاران (۲۰۰۹) و کیم و همکاران (۲۰۱۱) اگر قیمت سهام شرکتی در دوره تحت بررسی دچار کاهش شدید شده باشد، قیمت سهام آن شرکت در آن دوره سقوط کرده است. از آن‌جا که ممکن است کاهش‌های شدید قیمت سهام در نتیجه کاهش عمومی قیمت‌ها در بازار باشد، باید به وضعیت عمومی بازار نیز توجه داشت و کاهش شدید بازده سهام را باید در مقایسه با بازدهی بازار معنی کرد. به همین منظور، برای محاسبه بازده خاص شرکت از مدل رگرسیون سری زمانی رابطه ۴ استفاده می‌شود:

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{m,t-2} + \alpha_2 R_{m,t-1} + \alpha_3 R_{m,t} + \alpha_4 R_{m,t+1} + \alpha_5 R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۴)

در این رابطه: R_i معرف بازدهی ماهانه شرکت، R_m معرف بازدهی ماهانه بازار و t معرف ماه‌های سال است. باقیمانده‌های مدل ۴ بازده خاص شرکت نسبت به بازار را نشان می‌دهند که برای نزدیک کردن توزیع آن‌ها به توزیع نرمال از رابطه ۵ استفاده می‌شود:

$$Wi,t = Ln(1 + \varepsilon i,t)$$ رابطه (۵)

در این رابطه، $W_{i,t}$ معرف بازده خاص شرکت است که طبق این تعریف، با فرض نرمال بودن توزیع بازده‌های خاص، دوره سقوط، دوره‌ای است که طی آن بازده خاص شرکت، ۳/۰۹ انحراف معیار کمتر از میانگین بازده خاص آن باشد. برای اندازه‌گیری ریسک سقوط قیمت سهام برای افق زمانی دو سال آتی از رابطه ۶ استفاده شده است.

$$CrashR_{i,t} = -[n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum_1^n W_{i,t}^3] / [(n-1)(n-2)\left(\sum_1^n W_{i,t}^2\right)^{\frac{3}{2}}]$$ رابطه (۶)

در این رابطه n تعداد ماه‌هایی است که بازده آن‌ها محاسبه‌شده است.

متغیر مستقل

تمرکز رشد دارایی‌ها متغیر مستقل پژوهش است که برابر با درصد تغییر در کل دارایی‌ها است. بر اساس پژوهش کوپر و همکاران (۲۰۰۸) از آنجایی که رشد دارایی‌ها می‌تواند ناشی از رشد اجزای مختلف دارایی باشد، برای اندازه‌گیری رشد دارایی‌ها از رابطه ۷ استفاده شده است:

$$AssetG= \Delta Cash + \Delta CurAsset + \Delta PPE + \Delta OthAsset$$ رابطه (۷)

در رابطه بالا: AssetG: رشد دارایی‌ها؛ ΔCash: تغییر در وجه نقد نسبت به سال قبل؛ ΔCurAsset: تغییر در سایر دارایی‌های جاری غیر از وجه نقد نسبت سال قبل؛ ΔPPE: تغییر در ارزش دفتری دارایی‌های ثابت؛ΔOthAsset: تغییر در سایر دارایی‌های غیر جاری. جهت همگن‌سازی حاصل رابطه ۷ بر ارزش دفتری دارایی‌ها تقسیم‌شده است.

متغیرهای تعدیل‌گر

مشکلات نمایندگی و محافظه‌کاری حسابداری متغیرهای تعدیل‌گر پژوهش است که نحوه اندازه‌گیری هر یک در ادامه توضیح داده شده است.

الف- مشکلات نمایندگی

جنسن (۱۹۸۶) معتقد است جریان نقد آزاد می‌تواند مشکلات نمایندگی را تشدید نماید. زیرا، مدیران مختارند جریان نقد آزاد را سرمایه‌گذاری و یا بین سهامداران توزیع نمایند. به‌همین دلیل از جریان نقد آزاد برای اندازه‌گیری هزینه‌های نمایندگی استفاده شده که مطابق رابطه ۸ اندازه‌گیری می‌شود:

$$FCF=(OP-TaxP-Cip-DPP)/AT$$ رابطه (۸)

FCF: جریان نقد آزاد؛ OP: سود عملیاتی؛ TaxP: ذخیره مالیات پرداختنی؛ Cip: هزینه مالی؛ DPP: سود سهام پرداختنی؛ AT: ارزش دفتری کل دارایی‌ها در ابتدای دوره.

ب- محافظه‌کاری حسابداری

در این پژوهش به‌منظور محاسبه محافظه‌کاری از معیار گیولی و هین[1] (۲۰۰۰) استفاده شده که به شرح رابطه ۹ است:

$$CON=(-1)(AC/AT)$$ رابطه (۹)

در این رابطه، CON : محافظه‌کاری؛ AC: اقلام تعهدی است که بر اساس رابطه ۱۰ محاسبه می‌شود؛ AT: ارزش دفتری کل دارایی‌ها در ابتدای دوره.

$$AC= (\Delta Ca - \Delta Cash) –(\Delta DCL - \Delta STD) – Dep$$ رابطه (۱۰)

AC: اقلام تعهدی؛ ΔCa: تغییر دارایی‌های جاری نسبت به سال قبل؛ ΔCash: تغییر وجه نقد نسبت به سال قبل؛ ΔDCL: تغییر بدهی‌های جاری نسبت به سال قبل؛ ΔSTD: تغییر تسهیلات مالی دریافتنی کوتاه‌مدت نسبت به سال قبل؛ Dep: هزینه استهلاک سال جاری.

متغیرهای کنترلی

به پیروی از چوی و همکاران (۲۰۱۹) از متغیرهای کنترلی زیر استفاده شده است:

اندازه شرکت (Size): لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت

1. Givoly & Hayn

اهرم مالی (Lev): نسبت کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت

فرصت رشد (MTB): نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

بازده دارایی‌ها (ROA): نسبت سود خالص به ارزش دفتری کل دارایی‌ها

بازده سهام (Ret): بازده سهام که عبارت است: تغییرات قیمت سهام نسبت به اول دوره به اضافه سود سهام پرداختی تقسیم بر قیمت سهام در ابتدای دوره.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش به‌شرح جدول ۲ است. تعداد مشاهدات هر متغیر برابر ۷۲۰ است. طبق نتایج به‌دست‌آمده، میانگین و میانه ریسک سقوط شرکت‌های نمونه به ترتیب ۰/۰۱۴ و ۰/۰۴۶ و بیشترین میزان آن ۳/۲۷۲ و کمتر مقدار آن ۳/۱۳۰ است. میانگین و میانه رشد دارایی‌ها به ترتیب ۰/۱۶۹۱ و ۰/۱۲۸۳ است. میانگین و میانه جریان نقد آزاد به ترتیب ۰/۰۵۹۱ و ۰/۰۱۰ است. انحراف معیار جریان نقد آزاد ۳/۴۹۰ و سودآوری ۰/۱۵۰۷ است که نشان می‌دهد جریان نقد آزاد دارای بیشترین و سودآوری دارای کمترین پراکندگی هستند. مقدار میانگین اهرم مالی بیانگر این موضوع است که حدود ۶۴ درصد از دارایی‌های شرکت‌های مورد بررسی از طریق استقراض، تأمین مالی شده است. میانگین ۰/۰۹۴ بازده دارایی‌ها، نشان‌دهنده این است که شرکت‌های عضو نمونه بازده تقریباً ۹ درصدی کسب نموده‌اند. همچنین، میانگین فرصت رشد شرکت‌های مورد بررسی معادل ۲/۳۶۸ است و نشان می‌دهد ارزش بازار شرکت‌ها تقریباً دو برابر ارزش دفتری است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
ریسک سقوط قیمت سهام	CrashR	۰/۰۱۴	۰/۰۴۶	۳/۲۷۲	-۳/۱۳۰	۰/۹۸۳۳
رشد دارایی‌ها	AssetG	۰/۱۶۹۱	۰/۱۲۸۳	۱/۶۵۳	-۰/۹۱۷	۰/۲۵۷۵
جریان نقد آزاد	FCF	۰/۰۵۹۱	۰/۰۱۰	۰/۳۱۴۹	-۴/۷۱۶	۳/۴۹۰
محافظه‌کاری حسابداری	Con	-۰/۰۶۴	۰/۰۳۶	۰/۱۰۱	-۰/۵۴۳	۰/۳۲۱۹
اندازه شرکت	SIZE	۱۴/۲۰۲	۱۴/۰۶۶	۱۹/۲۶۰	۱۰/۸۱۵	۱/۴۵۰
اهرم مالی	LEV	۰/۶۴۱۳	۰/۶۳۲۰	۴/۹۰۷	۰/۰۲۶۲	۰/۳۲۸۶
فرصت رشد	MtB	۲/۳۶۸	۲/۰۶۹	۱۸/۰۶۴	-۱۷/۱۹۱	۲/۴۱۷
بازده دارایی‌ها	Roa	۰/۰۹۴	۰/۰۷۸	۰/۶۲۰۳	-۰/۷۱۵	۰/۱۵۰۷
بازده سهام	Ret	۰/۳۹۲۳	۰/۱۴۳۳	۷/۳۴۱	-۰/۷۴۳	۰/۸۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار استنباطی

الف) نتایج آزمون فرضیه اول

نتیجه آزمون فرضیه اول به‌شرح جدول ۳ است. برای انتخاب نوع مدل برازش از بین دو مدل تلفیقی و مدل اثرات ثابت، از آزمون چاو استفاده شد. نتایج آزمون چاو بیانگر استفاده از داده‌های تلفیقی است. بر اساس نتایج مندرج در این جدول، سطح احتمال به‌دست‌آمده برای متغیر رشد دارایی‌ها کمتر از سطح خطای ۵ درصد است. بر این اساس، می‌توان گفت که رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر معناداری دارد. از سوی دیگر، ضریب برآوردی برای متغیر رشد دارایی‌ها در سطح خطای ۵ درصد مثبت است؛ یعنی رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر مثبت دارد. به‌عبارت دیگر، به ازای یک واحد افزایش رشد دارایی‌ها، ریسک سقوط آتی قیمت سهام ۰/۲۵ واحد افزایش می‌یابد. این موضوع بیانگر این است که رشد دارایی‌ها، منابع تحت کنترل مدیریت شرکت را افزایش داده و سبب می‌شود نیاز به تأمین مالی خارجی وجود نداشته باشد. عدم تأمین مالی خارجی ممکن است منجر به کاهش نظارت و کیفیت اطلاعات حسابداری شود که خود موجب افزایش احتمال سقوط قیمت سهام می‌گردد.

مقادیر آماره تورم واریانس نشان می‌دهد بین متغیرهای مستقل مدل (۱) مشکل هم‌خطی وجود ندارد. معناداری آماره والد نشان‌دهنده معناداری کل مدل (۱) است. معناداری آماره وولدریج نشان می‌دهد باقیمانده‌های مدل (۱) خود همبستگی سریالی ندارند. همچنین، معناداری آماره والد تعدیل نشان‌دهنده وجود مشکل ناهمسانی واریانس بین اجرای اخلال مدل (۱) است. در این پژوهش، برای رفع ناهمسانی واریانس، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده است. بر اساس اطلاعات ارائه‌شده در جدول ۳، فرضیه اول این پژوهش مورد تأیید است. درمورد تأثیرگذاری متغیرهای کنترلی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام می‌توان گفت تنها بازده دارایی دارای تأثیر منفی و معنادار بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام است و مابقی متغیرهای کنترلی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر معناداری ندارند.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

$$CrashR_{i,t+2} = \beta_0 + \beta_1 AssetG_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 MtB_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 Ret_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	VIF
ضریب ثابت	-۰/۰۸۶	۰/۳۱۲۳	-۰/۲۸	۰/۷۸۱	-
AssetG	۰/۲۵۴۱	۰/۱۱۹۳	۲/۱۳	۰/۰۳۳	۱/۰۷
Size	۰/۰۱۴۴	۰/۲۱۱۳	۰/۶۸	۰/۴۹۴	۱/۰۱
Lev	-۰/۷۶۱۵	۰/۱۳۷۹	-۰/۵۵	۰/۵۸۱	۱/۷۴
MtB	-۰/۰۰۳۵	۰/۰۱۲۹	-۰/۲۷	۰/۷۸۵	۱/۰۵
Roa	-۰/۵۹۱۴	۰/۲۶۳۱	-۲/۲۵	۰/۰۲۵	۱/۸۷
Ret	۰/۰۶۱۶	۰/۰۳۳۰	۱/۸۶	۰/۰۶۲	۱/۰۱
آماره والد			۱۲/۴۳	۰/۰۴۳۰	
آزمون چاو			۰/۸۳	۰/۸۷۶۱	
آزمون والد تعدیل شده			۵۱۲/۱۸	۰/۰۰۰۰	
آزمون ولدریج			۰/۶۲۲	۰/۴۳۲۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

ب) نتایج آزمون فرضیه دوم

نتیجه آزمون فرضیه دوم به شرح جدول ۴ است. برای انتخاب نوع مدل برازش از بین دو مدل تلفیقی و مدل اثرات ثابت، از آزمون چاو استفاده شد و نتایج بیانگر استفاده از داده‌های تلفیقی است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

$$CrashR_{i,t+2} = \beta_0 + \beta_1 AssetG_{i,t} + \beta_2 FCF_{i,t} + \beta_3 AssetG_{i,t}*FCF_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 MtB_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 Ret_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	VIF
ضریب ثابت	-۰/۰۹۲۷	۰/۳۱۲۹	-۰/۳۰	۰/۷۶۷	-
AssetG	۰/۲۵۵۲	۰/۰۱۳۴	۱/۰۹	۰/۲۷۶	۱/۰۷
FCF	۰/۰۱۴۶	۰/۰۱۳۴	۱/۰۹	۰/۲۷۶	۲/۰۲
Asset*FCF	۰/۰۶۳۷	۰/۰۳۰۰	۲./۱۲	۰/۰۲۲	۲/۰۲
Size	۰/۰۱۵۰	۰/۰۲۱۱	۰/۰۷۱	۰/۴۷۷	۱/۰۳
Lev	-۰/۰۷۶۰	۰/۱۳۷۸	-۰/۵۵	۰/۵۸۱	۱/۷۴
MtB	-۰/۰۰۳۹	۰/۰۱۲۹	-۰/۳۱	۰/۷۵۹	۱/۰۵
Roa	-۰/۶۱۸۳	۰/۲۶۴	-۲/۳۴	-۱/۱۳۵	۱/۸۹
Ret	۰/۰۶۱۹	۰/۰۳۳۰	۱/۸۷	۰/۰۶۱	۱/۰۱
آماره والد			۱۳/۸۷	۰/۰۲۵۱	
آزمون چاو			۰/۸۲	۰/۸۹۰۲	
آزمون والد تعدیل شده			۴۱۳/۵۲	۰/۰۰۰۰	
آزمون ولدریج			۰/۶۳۴	۰/۴۲۷۷	

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج مندرج در جدول ۴، سطح احتمال به‌دست آمده برای متغیر حاصل‌ضرب رشد دارایی‌ها و جریان نقد آزاد کمتر از سطح خطای ۵ درصد است. ازاین‌رو، می‌توان گفت جریان نقد آزاد، بر رابطه رشد دارایی‌ها و ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر معناداری دارد. از طرف دیگر، ضریب برآوردی برای متغیر حاصل‌ضرب رشد دارایی‌ها و جریان نقد آزاد در سطح خطای ۵ درصد مثبت است؛ یعنی جریان نقد آزاد تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد. این یافته‌ها مؤید این مطلب است که جریان نقد آزاد سبب می‌شود مدیران به‌منظور منافع شخصی اقدام به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی نمایند. مدیران اخبار منفی این رویداد تا زمان سررسید پنهان می‌کنند. در سررسید با افشای اخبار بد این پروژه‌ها قیمت سهام به شدت کاهش پیدا خواهد نمود.

مقادیر آماره تورم واریانس نشان می‌دهد بین متغیرهای مستقل مدل (۲) مشکل هم‌خطی وجود ندارد. معناداری آماره والد نشان‌دهنده معناداری کل مدل (۲) است. معناداری آماره وولدریج نشان می‌دهد باقیمانده‌های مدل (۲) خود همبستگی سریالی ندارند. همچنین، معناداری آماره والد تعدیل نشان‌دهنده وجود مشکل ناهمسانی واریانس بین اجرای اخلال مدل (۲) است. برای رفع ناهمسانی واریانس، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شده که بر اساس نتایج به‌دست آمده به‌شرح جدول (۴)، فرضیه دوم پژوهش مورد تأیید قرار گرفت.

ج) نتایج آزمون فرضیه سوم

نتیجه آزمون فرضیه سوم به شرح جدول ۵ است. برای انتخاب نوع مدل برازش از بین دو مدل تلفیقی و مدل اثرات ثابت، از آزمون چاو استفاده شد که نتایج بیانگر استفاده از داده‌های تلفیقی است.

بر اساس نتایج مندرج در جدول ۵، سطح احتمال به‌دست آمده برای متغیر حاصل‌ضرب رشد دارایی‌ها و محافظه‌کاری بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است. ازاین‌رو، می‌توان گفت محافظه‌کاری بر رابطه رشد دارایی‌ها و ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر معناداری ندارد. بدین مفهوم که محافظه‌کاری تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش نمی‌دهد.

مقادیر آماره تورم واریانس نشان می‌دهد در بین متغیرهای مستقل مدل (۳) مشکل هم‌خطی وجود ندارد. معناداری آماره والد نشان‌دهنده معناداری کل مدل (۳) است. معناداری آماره وولدریج نشان می‌دهد باقیمانده‌های مدل (۳) خود همبستگی سریالی ندارند. همچنین معناداری آماره والد تعدیل نشان‌دهنده وجود مشکل ناهمسانی واریانس بین اجرای اخلال مدل (۳) است. در این پژوهش برای رفع ناهمسانی واریانس، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شد که طبق نتایج ارائه‌شده در جدول ۵، فرضیه سوم پژوهش مورد تأیید نیست.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

$$CrashR_{i,t+2} = \beta_0 + \beta_1 AssetG_{i,t} + \beta_2 Con_{i,t} + \beta_3 AssetG_{i,t}*Con_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 MtB_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t,} + \beta_8 Ret_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	VIF
ضریب ثابت	-۰/۰۸۹۷	۰/۳۱۱۱	-۰/۲۹	۰/۷۷۳	-
AssetG	۰/۲۵۷۶	۰/۱۲۶۷	۲/۰۳	۰/۰۴۲	۱/۱۷
Con	-۰/۱۴۸۶	۰/۱۲۵۷	-۱/۱۸	۰/۲۳۷	۲/۲۵
Asset*Con	۰/۲۸۱۲	۰/۲۴۹۳	۱/۱۳	۰/۲۵۹	۲/۲۲
Size	۰/۰۱۳۰	۰/۰۲۱۰	۰/۶۲	۰/۵۳۶	۱/۰۱
Lev	-۰/۰۴۶۳	۰/۱۳۹۴	-۰/۳۳	۰/۷۴۰	۱/۸۲
MtB	-۰/۰۰۳۲	۰/۱۲۸۷	-۰/۲۵	۰/۸۰۰	۱/۰۵
Roa	-۰/۵۶۲۶	۰/۲۶۲۳	-۲/۱۴	۰/۰۳۲	۱/۸۸
Ret	۰/۰۶۵۴	۰/۰۳۳۳	۱/۹۶	۰/۰۵۰	۱/۰۲
آماره والد			۱۳/۹۶	۰/۰۴۲۹	
آزمون چاو			۰/۸۳	۰/۸۸۱۸	
آزمون والد تعدیل شده			۴۷۵/۱۲	۰/۰۰۰۰	
آزمون ولدریج			۰/۷۷۷	۰/۳۸۰۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش به بررسی اثر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام با درنظر گرفتن اثر جریان‌های نقد آزاد و محافظه‌کاری حسابداری پرداخته است. نتایج آزمون فرضیه اول نشان داد رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر مثبت دارد. بر این اساس، رشد دارایی با عملکرد ضعیف آینده شرکت همراه است و بیانگر سرمایه‌گذاری بیش از حد است. مدیران اخبار بد ناشی از رشد دارایی‌ها را از سرمایه‌گذاران پنهان می‌کنند. درحالی که از نظر سرمایه‌گذاران رشد دارایی‌ها ممکن است به‌منزله بهبود عملکرد شرکت باشد، انتشار ناگهانی اخبار بد مربوط به رشد دارایی‌ها که در پروژه‌های زیان‌ده سرمایه‌گذاری شده‌اند، منجر به افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود. این یافته با یافته‌های چوی و همکاران (۲۰۱۹) مطابقت دارد.

نتایج آزمون فرضیه دوم نیز نشان داد جریان‌های نقد آزاد تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌دهد. بدین مفهوم که جریان نقد آزاد به‌عنوان منبع ایجاد تعارض نمایندگی بین مدیران و سهامداران، مدیران را به بیش‌سرمایه‌گذاری در پروژه‌های غیرسودآور قادر ساخته و مدیران این سرمایه‌گذاری‌ها را در جهت قدرتمند کردن امپراتوری خود انجام می‌دهند. درنتیجه، مدیران تمایل به پنهان کردن اخبار بد و عملکرد بد خود دارند که سبب افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام می‌شود. این نتایج مشابه یافته‌های چوی و همکاران (۲۰۱۹) و کیم و همکاران (۲۰۱۴) است.

نتایج تخمین مدل سوم نشان داد محافظه‌کاری حسابداری تأثیر رشد دارایی‌ها بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش نمی‌دهد. این در صورتی است که طبق مبانی نظری، محافظه‌کاری سبب می‌شود اخبار بد سریع‌تر شناسایی شود و در اختیار سرمایه‌گذاران قرار گیرد. درنتیجه، ریسک سقوط قیمت آتی قیمت سهام کاهش می‌یابد. لذا این نتایج با مبانی نظری و یافته‌های چوی و همکاران (۲۰۱۹)، کوتاری و همکاران (۲۰۰۹) و فروغی و همکاران (۱۳۹۰) در تباین است.

با توجه به یافته‌های پژوهش و نظربه این‌که رشد دارایی‌ها، وجه نقد در دسترس مدیران و جریان نقد آزاد فرصت لازم برای مدیران به‌منظور استفاده از دارایی‌ها در راستای منافع شخصی را فراهم می‌کند و در نهایت ثروت سهامداران به‌خطر می‌افتد، به سهامداران پیشنهاد می‌شود به سازوکارهای حاکمیت شرکتی از جمله انتخاب حسابرس مستقل، کمیته حسابرسی، حضور اعضای غیرمؤظف در ترکیب هیئت مدیره، حضور سهامداران نهادی در ترکیب سهامداران و... با هدف جلوگیری از سواستفاده مدیران توجه ویژه‌ای نمایند. علاوه‌بر این، با توجه به پیامدهای جریان نقد آزاد توصیه می‌گردد نظارت کافی بر مصرف وجه نقد، سطح نگهداری وجه نقد و میزان سود تقسیمی اعمال گردد. همچنین به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود با توجه به این‌که سود تقسیمی جریان نقد آزاد را کاهش می‌دهد، در پژوهش‌های آتی تأثیر سود تقسیمی بر رابطه رشد دارایی‌ها و ریسک سقوط آتی قیمت سهام را بررسی 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 شده است.

منابع

افروزی، مصطفی.، شمس قارنه، ناصر و وفایی قائینی، وحید. (۱۳۹۹). ارتباط ریسک سقوط قیمت سهام و ساختار گزارش‌های مالی شرکت‌ها. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۹(۲۸)، ۶۳-۳۹.

خدارحمی، بهروز.، فروغ‌نژاد، حیدر.، شریفی، محمدجواد و طالبی، علیرضا. (۱۳۹۵). تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۴(۳)، ۵۸-۳۹.

فخاری، حسین و نصیری، مهراب. (۱۳۹۹). تأثیر عملکرد شرکت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام. *راهبرد مدیریت مالی*، ۸(۳)، ۶۲-۴۳.

فروغی، داریوش.، امیری، هادی و میرزائی، منوچهر. (۱۳۹۰). تأثیر شفاف نبودن اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳(۴)، ۴۰-۱۵.

فروغی، داریوش و ساکیانی، امین. (۱۳۹۵). تأثیر سررسید بدهی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام. *حسابداری و منافع اجتماعی*، ۶(۱)، ۱۱۶-۹۹.

فروغی، داریوش و قاسم زاد، پیمان. (۱۳۹۴). تأثیر اطمینان بیش از حد بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام. *دانش حسابداری مالی*، ۲(۲)، ۷۲-۵۵.

مرادی، جواد.، ولی‌پور، هاشم و قلمی، مرجان. (۱۳۹۰). تأثیرمحافظه‌کاری حسابداری بر کاهش ریسک سقوط قیمت سهام. *حسابداری مدیریت*، ۴(۴)، ۱۰۶-۹۳.

موسوی، سید احمد.، رضایی، فرزین و شاهویسی، فرهاد. (۱۳۹۵). تبیین ایفای مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و تأثیر آن بر ریسک سقوط قیمت سهام. *دانش حسابداری مالی*، ۳(۳)، ۷۴-۴۷.

Afroozi, M., Shams Gharneh, N. & Vafaei Ghaein, V. (2019). Relationship between stock price crash risk and structure of financial statements. *Journal of Financial Management Perspective*, 9(28), 36-63. (In Persian)

Andreou, C. K., Andreou, P. C. & Lambertides, N. (2021). Financial distress risk and stock price crash. *Journal of Corporate Finance*, 67(C), 2-29.

Chen, C., Kim, J. & Yao, L. (2017). Earnings smoothing: Does it exacerbate or constrain stock price crash risk? *Journal of Corporate Finance*, 42(C), 36-54.

Chen, J., Hong, H. & Stein, J. (2001). Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial Economics*, 61, 345–381.

Choy, S. K, Lobo, G. J. & Zheng, Y. (2019). Against the Gravity as a Jenga Tower? Asset Growth and Stock Price Crash Risk. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3481709

Cooper, M., Gulen, H. & M. Schill. (2008). Asset growth and the cross section of stock returns. *Journal of Finance*, 63(4), 1609-1652.

Fakhari. H. & Nasiri, M. (2020). Effect of corporate performance on the future stock price crash risk. *Journal of Financial Management Strategy*, 8(3), 43-62. (In Persian)

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

Foroghi, D. & Ghsemzad, P. (2015). The effect of management overconfidence on future stock price crash risk. *Financial Accounting Knowledge*, 2(2), 55-72. (In Persian)

Foroghi, D. & Sakiani, A. (2016). The effect of debt maturity on future stock price. *Journal of Accounting Research*, 5(20), 99-116. (In Persian)

Foroghi, D., Amiri, H. & Mirzae, M. (2011). The impact of opacity in financial reporting on the future stock price crash risk of listed companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Social Interests*, 3(4), 15-40. (In Persian)

Francis, J. R. & Martin, X. (2010). Acquisition profitability and timely loss recognition. *Journal of Accounting and Economics,* 49(1–2), 161–178.

Givoly, D. & Hayn, C. (2000) .The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial accounting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 287–320.

Habib, A. & Hasan, M. M. (2017). Business strategy, overvalued equities, and stock price crash risk. *Research in International Business and Finance*, 39(A), 389-405.

Hirshleifer, D., Hou, K., Teoh, S. H. & Zhang, Y. (2004). Do investors overvalue firms with bloated balance sheets? *Journal of Accounting and Economics*, 38(1), 297- 331.

Hutton A. P., Marcus, A. J. & Tehranian, H. (2009). Opaque financial reports, R2, and crash risk. *Journal of Financial Economics*, 94(1), 67-86.

Jensen, M. C. & Murphy, K. J. (1990). Performance pay and top management incentives. *Journal of Political Economy,* 98(2), 225–64.

Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76(2), 323-329.

Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.

Jin, L. & Myers, S. C. (2006). R^2 around the world: New theory and new tests. *Journal of Financial Economics,* 79(2), 257-292.

Khodarahmi, B., Foroughnejad, H., Sharifi, M. J. & Talebi, A. (2016). The impact of information asymmetry on the future stock price crash risk of listed companies in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing*, 4(3), 39-58. (In Persian)

Kim, J. B., Li, Y. & Zhang, L. (2011). Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis. *Journal of Financial Economics,* 100(3), 639-662.

Kim, J. B., Wang, Z. & Zhang, L. (2016). CEO overconfidence and stock price crash risk. *Contemporary Accounting Research,* 33(4), 1720-1749.

Kothari, S., Shu, V. & Wysocki, P. D. (2009). Do managers withhold bad news? *Journal of Accounting Research*, 47 (1), 241-276.

Moradi, J., Valipor, H. & Ghalami, M. (2011). The effect of accounting conservatism on reducing stock price crash risk. *Management Accounting*, 4(4), 93-106. (In Persian)

Mousavi, A., Rezae, F. & Shahviesi, F. (2016). Developing the corporate social responsibility and its impact on stock price crash risk. *Journal of Financial Accounting Knowledge,* 3(3), 47-74. (In Persian)

Murphy, K. J. (1985). Corporate performance and managerial remuneration: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics,* 7(1-3), 11–42.

Richardson, S. A. & Sloan, R. G. (2003). External financing and future stock returns. Rodney L. White Center for Financial Research *Working Paper*, (03-03).

Titman, S., Wei, K. J. & Xie, F. (2004). Capital investments and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(4), 677-700.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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 دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۱۱۲-۹۱

مقاله پژوهشی

تجزیه‌وتحلیل میزان ریسک سیستمی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد سیستم‌های پیچیده[۱]

علی نمکی[۲]، عزت‌اله عباسیان[۳]، الهه شفیعی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۱۱

چکیده

امروزه با درهم تنیدگی بازارهای مالی، استفاده از ایده سیستم‌های پیچیده جهت تحلیل بازار بسیار مورد توجه قرار گرفته است. از طرفی، با گسترش تعاملات بین بازارها، شرکت‌ها و نهادهای مالی، مفهوم ریسک سیستمی و تأثیر ساختار شبکه مالی بر میزان ریسک سیستمی اجزای آن، از حیث کنترل و مدیریت ریسک به یکی از موارد مهم و حائز اهمیت نزد سیاست‌گذاران، قانون‌گذاران، سرمایه‌گذاران و ... تبدیل شده است. بنابراین، پژوهش حاضر با به‌کارگیری سنجه ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی (ΔCoVaR) به تجزیه‌وتحلیل تأثیر ساختار توپولوژی محلی مؤسسات مالی در شبکه مالی بر میزان ریسک سیستمی ۲۰ شرکت فعال‌تر بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۹۳ تا پایان سال ۱۳۹۷ پرداخته است. برای این منظور، ابتدا از مدل GARCH چندمتغیره همبستگی شرطی پویا (DCC-MVGARCH) برای محاسبه ماتریس همبستگی شرطی و ایجاد درخت مینیمم پوشا (MST) استفاده نموده است. سپس، خصوصیات توپولوژی شبکه مؤسسات مالی در شبکه مالی مورد نظر محاسبع و روابط میان خصوصیات و ریسک سیستمی بررسی شده است. با این توضیح که با کمی‌سازی رابطه بین ساختار توپولوژی محلی و میزان ریسک سیستمی با تحلیل رگرسیون داده‌های پانلی می‌توان دریافت که میان مرکزیت نزدیکی گره، قدرت گره و درجه گره با ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی و بنابراین میزان ریسک سیستمی رابطه معناداری وجود دارد. در این پژوهش، نتایج نشان داد مؤسسات مالی با مرکزیت نزدیکی بیشتر، قدرت گره کمتر و درجه گره کوچکتر، میزان ریسک سیستمی بیشتری دارند. اما، میان مرکزیت بینابینی گره و میزان ریسک سیستمی مؤسسات رابطه معناداری یافت نشد.

واژگان کلیدی: میزان ریسک سیستمی، همبستگی شرطی پویا، شبکه‌های پیچیده، درخت مینیمم پوشا.
طبقه‌بندی موضوعی: *G01, G11, G32*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.30910.2360
۲. استادیار، گروه مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email:alinamaki@ut.ac.ir
۳. دانشیار، گروه مدیریت دولتی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. Email:e.abbasian@ut.ac.ir
۴. کارشناسی ارشد، گروه مدیریت مالی، پردیس البرز، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email:elaheshafiei@ut.ac.ir

مقدمه

امروزه به‌علت افزایش پیوستگی و ارتباط میان بازارها، شرکت‌ها و نهادهای مالی ناشی از گسترش بازارها و پیچیده‌تر شدن تعاملات و ابزارهای مبادله در سطح جهانی و ملی، مسئله بحران‌های مالی[1] بسیار مورد توجه قرار گرفته است و یافتن پاسخ این پرسش که آیا مقررات مالی کفایت لازم برای برقراری ثبات در سیستم مالی را دارند یا خیر؟، به یکی از دغدغه‌های پژوهشگران حوزه اقتصاد و مالی تبدیل شده است (کراوس و گیانست[2]، ۲۰۱۵). زیرا، نتایج حاصل از بحران‌ها باعث ایجاد مفهوم ریسک سیستمی[3] میان فعالان بازارها و پژوهشگران شده و بسیاری از آنها بر اندازه‌گیری میزان اثرگذاری و اثرپذیری نهادهای مالی از ریسک سیستمی، عوامل مؤثر بر میزان ریسک سیستمی و نحوه سرایت ریسک میان مؤسسات در شبکه مالی تمرکز کرده‌اند (مرادمندجلالی و حسنلو، ۱۳۹۵).

از مفهوم ریسک سیستمی نیز تعاریف متعددی ارائه شده که تعریف گروه ۲۰ صندوق بین‌المللی پول و بانک تسویهٔ بین‌الملل[4] از مهم‌ترین آنها است. طبق این تعریف، ریسک سیستمی عبارت است از خطر ناشی از نکول یک مؤسسه در برابر دیگر مؤسسات و مشارکت‌کنندگان که به شکل زنجیره‌ای به نکول دیگر مشارکت‌کنندگان در عمل به تعهدات خود منجر می‌شود. در واقع، این ریسک به ارتباط و بهم پیوستگی اعضای یک سیستم مالی اشاره دارد، به‌گونه‌ای که اگر یک شرکت با شکست مواجه شود و دچار ورشکستگی گردد، این بحران به دیگر شرکت‌ها سرایت نموده و اثر منفی آن به‌صورت موج‌وار به دیگران انتقال می‌یابد.

پژوهشگران بر این باورند با اندازه‌گیری ریسک سیستمی مؤسسات می‌توان شرکت‌های با سهم بیشتر در این ریسک را شناسایی و با وضع قوانین و مقررات مرتبط با نتایج حاصله، ریسک کل در بازار مالی را کاهش داد و ریسک سیستمی را مدیریت و کنترل نمود. طبق رکن ۱ توافقنامه بازل ۱ و ۲[5]، سنجه ارزش در معرض خطر (VaR[6]) به‌عنوان رایج‌ترین روش اندازه‌گیری ریسک توسط مؤسسات مالی شناخته شده و آن بیانگر حداکثر زیان مؤسسه است. اما این سنجه توانایی اندازه‌گیری ریسک سیستمی را ندارد. زیرا، فقط ریسک پیش روی مؤسسه مالی را به‌طور منحصربه‌فرد اندازه‌گیری می‌کند و توانایی برآورد اهمیت این ریسک که ناشی از درجه اهرم، اندازه و همبستگی و ارتباط شرکت با سایر شرکت‌ها در سیستم مالی است را ندارد (آدرین و برانرمیر[7]، ۲۰۱۴). از این‌رو، در توافقنامه بازل ۳، مسئله ریسک سیستمی بیشتر مورد توجه قرار گرفت و چارچوب مناسبی برای نظارت بر بازارهای مالی تنظیم و تدوین شد. در این راستا، آدرین

1. Financial Crisis
2. Krause & Giansante
3. Systemic Risk
4. Bank for International Settlements (BIS)
5. Basel I and II Agreements
6. Value at Risk
7. Adrian & Brunnermeier

و برونرمیر[1] (۲۰۱۶) معیار ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی[2](ΔCoVaR) را برای محاسبه ریسک سیستمی شرکت پیشنهاد داده‌اند و پژوهش حاضر نیز از همین معیار استفاده نموده است.

از سوی دیگر، از بازارهای مالی به‌دلیل ساختار بسیار پیچیده می‌توان به‌عنوان شبکه‌های پیچیده یاد کرد و با استفاده از این شبکه‌ها به تجزیه‌وتحلیل آنها پرداخت. کما این‌که پژوهش‌های بسیاری از جمله راعی و همکاران[3] (۲۰۱۹) و نمکی و همکاران[4] (۲۰۱۹) با استفاده از شبکه‌های پیچیده به بررسی بازارهای مالی پرداخته‌اند. در این بین، شبکه سهام یکی از انواع شبکه‌های مالی است که آن را می‌توان در قالب‌های مختلف از جمله بر مبنای همبستگی میان سهام شرکت‌های مختلف نمایش داد که در واقع در این شبکه‌ها، گره‌ها بیانگر مؤسسات و یال‌ها بیانگر همان همبستگی و ارتباط میان آنها است که ریسک از طریق همبستگی میان گره‌ها به یکدیگر انتقال می‌یابد. بنابراین، ویژگی‌های ساختار شبکه می‌تواند بر ریسک سیستمی و سهم مؤسسات از این ریسک تأثیرگذار باشد و اخیراً پژوهش‌هایی بر پایه خصوصیات توپولوژی و ساختار سلسله مراتبی شبکه همبستگی سهام انجام گرفته است. اما به‌ندرت، شبکه همبستگی قیمت سهام با ساختار توپولوژی محلی آنها و ارتباط آن با ریسک سیستمی مورد بررسی قرار گرفته است.

از این‌رو، پژوهش حاضر به تجزیه‌وتحلیل ساختار توپولوژی محلی مؤسسات و نهادهای مالی در شبکه مالی و سهم آنها از ریسک سیستمی پرداخته است. برای این منظور، در ادامه، ابتدا همبستگی شرطی پویا[5] در مدل گارچ چندمتغیره[6] برآورد شده و با استفاده از آن، ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی که نماینده میزان ریسک سیستمی است، تخمین زده شده است. سپس، با استفاده از همبستگی‌های شرطی پویا درخت مینیمم پوشا[7] ایجاد شده و ویژگی‌ها و رفتار ساختار شبکه مالی بررسی شده است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

منتگنا[8] (۱۹۹۸) به ایجاد شبکه سهام بر پایه تغییرات قیمت دارایی در دوره زمانی ۱۹۸۹ الی ۱۹۹۵ پرداخته است. وی، شاخص صنعتی داوجونز و اس‌اند پی ۵۰۰ را با ایده درخت مینیمم پوشا و درخت سلسله مراتبی ایجاد نموده است. انلا و همکاران[9] (۲۰۰۴) با روش گراف دارایی و ضریب خوشگی، اندازه و تعداد عناصر مستقل (خواص ساختاری شبکه) به بررسی شبکه سهام بازار نیویورک پرداخته‌اند. سیتونگیر

1. Adrian & Brunnermeier
2. Delta Conditional Value at Risk (ΔCoVaR)
3. Raei et al
4. Namaki et al
5. Dynamic Conditional Correlation (DCC)
6. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MV-GARCH)
7. Minimum Spanning Tree (MST)
8. Mantegna
9. Onnela et al

و سوریا[1] (۲۰۰۵) با ماتریس بازده اقلیدسی به ایجاد درخت مینیمم پوشا و دندروگرام[2] در بورس جاکارتا پرداخته‌اند و نشان دادند هرچه سهام‌ها از یکدیگر دورتر شوند، ضرائب همبستگی میان آنها کمتر و تأثیرگذاری آنها بر یکدیگر کاهش می‌یابد. بگینسکی و همکاران[3] (۲۰۰۶) خواص شبکه حاصل از ۶۵۲۶ سهم از بازار سهام آمریکا از جمله عناصر مستقل و خوشگی را بررسی کرده‌اند. بیشتر پژوهش‌های انجام شده در زمینه ریسک سیستمی بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸ صورت گرفته است. آدرین و برونرمیر (۲۰۰۸) ریسک سیستمی را برای شرکت‌ها و نهادهای مالی کشورهای مختلف با استفاده از معیار ارزش در معرض خطر در حالتی که یک شرکت یا نهاد در شرایط بحران باشد، کمی کرده‌اند. آنها از رویکرد رگرسیون مبنی بر کوانتایل برای محاسبه ارزش در معرض خطر و ارزش در معرض خطر شرطی بهره برده‌اند. تاراشو و همکاران[4] (۲۰۰۹) معتقدند ریسک سیستمی زمانی به‌وجود می‌آید که انجام خدمات مالی با مشکلاتی مواجه شود و این اختلال در سایر یا همه قسمت‌های دیگر سیستم مالی منتشر شده و موجب بروز پیامدهای منفی و مخرب در کل اقتصاد شود. مطالعات تکمیلی روش ارزش در معرض خطر توسط آدرین و برونرمیر (۲۰۱۱) انجام شد. آنها برای محاسبه میزان ریسک سیستمی، معیار ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی را پیشنهاد داده‌اند. بدین صورت که این معیار در واقع تفاضل ارزش در معرض خطر شرطی مؤسسه در حالتی که در شرایط بحران باشد و ارزش در معرض خطر شرطی همان مؤسسه به شرطی که در حالت معمولی باشد، است. آنها دریافتند که رابطه ارزش در معرض خطر یک نهاد یا شرکت و میزان ریسک سیستمی، رابطه پایداری نیست و برای مدیریت ریسک، نباید فقط بر معیار VaR اکتفا کرد. لوپز اسپینوزا و همکاران[5] (۲۰۱۱) عوامل تأثیرگذار بر ریسک سیستمی را در بانک‌های بین‌المللی شناسایی کرده و با به‌کارگیری ابزار ارزش در معرض خطر شرطی ریسک سیستمی را محاسبه کردند. جراردی و ارگان[6] (۲۰۱۳) با استفاده از توسعه شاخص CoVaR، ریسک سیستمی را برآورد کرده‌اند. بدین صورت که زمانی بحران مالی اتفاق می‌افتد که بازده شرکت، حداکثر در سطح VaR (در مقابل دقیقا برابر با VaR) باشد. آنها با به‌کارگیری مدل DCC-MVGARCH به محاسبه ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی در چهار بخش مالی پرداخته و دریافتند که مؤسسه‌های سپرده‌پذیر قبل و بعد از بحران ۲۰۰۸ برای بیشترین میزان ریسک سیستمی را به خود اختصاص داده‌اند. برنال و همکاران[7] (۲۰۱۴) بخش‌های صنایع بانکداری، بیمه و سایر مؤسسه‌های خدمات مالی از نظر میزان ریسک سیستمی را با معیار $\Delta CoVaR$ رتبه‌بندی نموده‌اند. نتایج نشان داد ریسک سیستمی سهام این سه گروه اصلی مالی نسبت به سایر بخش‌ها بیشتر است. هوانگ و

1. Situngkir & Surya
2. Dendrogram
3. Boginski et al
4. Tarashev et al
5. López-Espinosa et al
6. Girardi & Ergün
7. Bernal et al

همکاران[1] (۲۰۱۶) اثر تغییرات رفتاری مؤسسه‌های در شبکه مالی بر ریسک سیستمی را در داده‌های اوراق بهادار چین بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد با افزایش خواص توپولوژیکی از جمله قدرت گره، مرکزیت بینابینی گره، مرکزیت نزدیکی گره و ضریب خوشگی گره، میزان ریسک سیستمی مؤسسه‌ها افزایش می‌یابد. دربالی و هالارا[2] (۲۰۱۶) ریسک سیستمی اروپا را با شاخص کسری نهایی مورد انتظار[3] محاسبه کرده‌اند. آنها برای این کار از روش گارچ چند متغیره استفاده کرده و مؤسسه‌های مختلف را به‌لحاظ ریسک سیستمی رتبه‌بندی نموده‌اند. لانگ و همکاران[4] (۲۰۱۷) نیز همین مسئله را با استفاده از شاخص ارزش در معرض خطر شرطی صنعت بر پایه همبستگی شرطی پویا و به‌کارگیری روش درخت مینیمم پوشا مطالعه کرده‌اند. نتایج بیانگر بیشتر بودن میزان ریسک سیستمی صنایع کوچک نسبت به صنایع بزرگ بود.

نمکی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از شبکه‌های پیچیده و روش حد آستانه به تجزیه‌وتحلیل بازار سرمایه پرداخته‌اند. نتایج نشان داد در اطراف میانگین همبستگی‌ها در شبکه، یال‌ها و در نتیجه اتصالات بیشتری متمرکز بوده و هرچه شرکت‌ها از این میانگین دور شوند، همبستگی‌ها و درنتیجه ریسک سیستمی کل کاهش می‌یابد. نظری (۱۳۹۰)، درخت مینیمم پوشا و سلسه مراتبی را برای بازه ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۹ روی قیمت‌های روزانه، ارزش معاملات و ارزش بازار ۳۵۳ شرکت فعال در بورس، بررسی و خوشه‌بندی کرده و دریافت با افزایش طول درخت، توانایی متنوع‌سازی پرتفوی افزایش می‌یابد. همچنین سهام با وزن بیشتر، فاصله دورتری نسبت به گره مرکزی دارند. به‌علاوه، با بررسی توزیع درجه مؤسسه‌های در شبکه می‌توان گفت شرکت‌هایی که تعداد و اندازه محدودی دارند، به‌طور قابل توجهی می‌توانند بر سایر شرکت‌های بازار اثرگذار باشند. احمدی و همکاران (۱۳۹۳) با تمرکز بر الگوهای اندازه‌گیری ریسک سیستمی بیان کردند که دو رویکرد کلی در اندازه‌گیری ریسک سیستمی وجود دارد. یکی، اندازه‌هایی که ریسک کل سیستم را در صورت بروز بحران در یک شرکت یا نهاد کلیدی می‌سنجد و دیگری ریسک مؤسسه را زمانی که کل سیستم در حالت بحران است اندازه‌گیری می‌کند. مرادمند جلالی و حسنلو (۱۳۹۵) توانایی انتشار ریسک سیستمی از گروه‌های مالی بانکداری، بیمه و شرکت‌های سرمایه‌گذاری را در کل اقتصاد بررسی و دریافتند که بخش بانکداری و بیمه، بیشترین سهم از این ریسک را دارند. نورعلیدخت (۱۳۹۵) میزان سرایت در شبکه بازار سرمایه را مورد مطالعه قرار داده و بیان کردند که هرچه ارتباط میان شرکت‌ها بیشتر شود، تأثیر بر شبکه مالی افزایش می‌یابد. در نتیجه هنگام بروز بحران، این خطر به میزان بیشتری انتقال پیدا می‌کند. حکمتی فرید و همکاران (۱۳۹۷) با به‌کارگیری روش $\Delta CoVaR$، ریسک سیستمی سه بخش بانک، بورس و بیمه را مورد مطالعه قرار داده و دریافتند که صنعت بیمه بیشترین و بخش بانکی کمترین میزان ریسک سیستمی در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۴ را دارا بوده‌اند. چندی دیگر از پژوهشگران داخلی از جمله جعفر باباجانی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی ریسک سیستمی در بازار سرمایه پرداخته و دریافتند که با استفاده از اهرم مالی، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نوسانات بازده تا حد زیادی می‌توان ریسک

1. Huang et al
2. Derbali & Hallara
3. Marginal Expected Shortfall (MES)
4. Long et al

سیستمی را پیش‌بینی نمود. نمکی و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از مفهوم شبکه به رتبه‌بندی بانک‌ها و بررسی ویژگی‌های توپولوژی شبکه پرداخته‌اند. رادفر و همکاران (۱۳۹۹) نشان دادند که بین ریسک سیستمی و اندازه بانک رابطه معناداری وجود دارد.

پرسش‌های پژوهش

بین میزان ریسک سیستمی مؤسسات مالی و ساختار توپولوژی محلی آنها در شبکه مالی ارتباط معناداری وجود دارد یا خیر؟

روش‌شناسی پژوهش

سنجه ارزش در معرض خطر شرطی

این معیار مبتنی بر مفهوم ارزش در معرض خطر با به‌کارگیری مفهوم تأثیر سرایت بنگاه اقتصادی و کل سیستم به‌دنبال کمی‌سازی ریسک سیستمی است. VaR بیانگر حداکثر زیان مورد انتظار در یک دوره زمانی معین و سطح اطمینان مشخص (q%) است (کمپبل و همکاران[1]، ۲۰۰۱). بدین صورت که:

$$\Pr(\mathrm{Ri} \leq \mathrm{VaRiq}) = q\% \qquad \text{رابطه (۱)}$$

در رابطه بالا، R_i عبارتست از زیان شرکت i که VaR_{iq} برای آن شرکت تعریف شده است. ارزش در معرض خطر شرطی، VaR بازار را درحالی اندازه‌گیری می‌کند که یک بنگاه خاص (i) در یک حالت خاص (خواه بحران و خواه عادی) باشد.

$$\Pr(\mathrm{Ri} \leq \mathrm{CoVaRqm} \mid \mathrm{C(Ri)}) = q\% \qquad \text{رابطه (۲)}$$

در رابطه بالا، معیار $\Delta CoVaR_m \mid i_{q,t}$ نمایانگر میزان ریسک سیستمی است، به‌طوری که تفاضل ارزش در معرض خطر شرطی بازار را در زمانی که یک بنگاه در حالت بحران باشد و ارزش در معرض خطر شرطی بازار را در صورتی که همان بنگاه در حالت عادی باشد را اندازه‌گیری می‌کند. بیان این معیار به‌شرح رابطه زیر است:

$$\Delta\mathrm{CoVaRm} \mid \mathrm{iq,t} = \mathrm{CoVaRqm} \mid \mathrm{Ri} = \mathrm{VaRiq} - \mathrm{CoVaRqm} \mid \mathrm{Ri} = \mathrm{Mediani} \qquad \text{رابطه (۳)}$$

درواقع، چگونگی افزایش VaR بازار را در شرایطی که شرکت i از حالت میانه به حالت بحران (در سطح VaR) می‌رود، کمی‌سازی می‌کند و سهم یک بنگاه خاص از ریسک کل سیستم است.

نحوه محاسبه ΔCoVaR

روش‌های محاسبه ارزش در معرض خطر به‌طور کلی به دو گروه پارامتریک و ناپارامتریک تقسیم می‌شوند. روش پارامتریک شامل روش واریانس کوواریانس و دیگر روش‌های تحلیل است. روش ناپارامتریک

1. Campbell et al

نیز شامل شبیه‌سازی مونت کارلو و شبیه‌سازی تاریخی است. در این بین، الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره را می‌توان در سه دسته کلی الگوهای ماتریس کوواریانس شرطی (تعمیم مستقیم الگوهای GARCH تک متغیره بولرسلف[1] (۱۹۸۶))، الگوهای واریانس شرطی و همبستگی شرطی (ترکیب غیرخطی الگوهای GARCH تک متغیره شامل الگوهای همبستگی شرطی ثابت (CCC) و همبستگی شرطی پویا (DCC)) و ترکیب خطی الگوهای GARCH تک متغیره طبقه‌بندی کرد. در این مقاله از الگوی همبستگی شرطی گارچ چندمتغیره جهت محاسبه معیار ریسک سیستمی، یعنی ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی ارائه شده توسط انگل[2] (۲۰۰۲) استفاده شده است. ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی (H_t) را می‌توان تجزیه نمود و به‌صورت زیر بیان کرد:

$$Ht = Dt\,Rt\,Dt \qquad \text{رابطه(۴)}$$

$$Dt = \operatorname{diag}\left(h_{11t}^{\frac{1}{2}} \ \dots \ h_{NNt}^{\frac{1}{2}}\right) \qquad \text{رابطه(۵)}$$

ماتریس D_t، یک ماتریس قطری است که i امین مؤلفه بر روی قطر آن متناظر با انحراف معیار شرطی iامین دارایی ($h_{iit}^{\frac{1}{2}}$) است. h_{iit} به‌صورت هر الگوی GARCH تک متغیره‌ای می‌تواند تعریف شود و R_t نیز ماتریس همبستگی متغیر طی زمان است که تنها تفاوت میان DCC و CCC، متغیر با زمان بودن ماتریس همبستگی شرطی پسماندها (R_t) است.

$$Rt = \operatorname{diag}\left(q_{11,t}^{\frac{1}{2}} \ \dots \ q_{NN,t}^{\frac{1}{2}}\right) Qt \operatorname{diag}\left(q_{11,t}^{\frac{1}{2}} \ \dots \ q_{NN,t}^{\frac{1}{2}}\right) \qquad \text{رابطه(۶)}$$

Q_t ماتریس معین مثبت متقارن N×N است به‌صورتی که:

$$Qt = (1-\alpha-\beta)\bar{Q} + \alpha ut-1u't-1 + \beta Qt-1 \qquad \text{رابطه(۷)}$$

که در این رابطه، $u_{ti} = \eta_{it} / h_{it}$ و نیز ماتریس همبستگی غیرشرطی u_t از پسماند استاندارد است که دارای ابعاد N×N است.

$$\bar{Q}t = \operatorname{cov}(utu't) = E[utu't] \qquad \text{رابطه(۸)}$$

$\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$,

$\alpha + \beta < 1$,

همچنین، α و β پارمترهای اسکالر غیرمنفی بوده که با استفاده از تخمین حداکثر درست‌نمایی محاسبه می‌شوند. محدودیت‌هایی که برای پارامترهای α و β برآورد شده است، برای تضمین معین مثبت

1. Bollerslev
2. Engle

بودن ماتریس Q_t بوده که این شرط لازم و کافی برای معین مثبت بودن ماتریس R_t نیز هست (انگل و شپارد[1]، ۲۰۰۱). تخمین ضریب ρ_{ij} به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\rho_{ij}^2 = \frac{q_{ij}^t}{\sqrt{q_{ii}^t\, q_{jj}^t}} \rho ij2 \; = \; \frac{q_{ij}^t}{\sqrt{q_{ii}^t\, q_{jj}^t}}$$ رابطه(۹)

همان‌طور که بیان شد $\Delta CoVaR_m \mid i_{q,t}$ نماینده میزان ریسک سیستمی است که به‌صورت تفاوت بین ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) بازار در شرایطی که یک شرکت در وضعیت نامناسبی قرار دارد و ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) بازار در شرایط عادی همان شرکت، تعریف می‌شود.

$$\Delta CoVaR_m \mid i_{q,t}=CoVaR_{qm} \mid R_i=VaR_{iq}-CoVaR_{qm} \mid R_i=Mediani$$ رابطه(۱۰)

با استفاده از روابط زیر می‌توان ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی را تخمین زد:

$$VaR_i^t\ (p1)= -\Phi^{-1}(p1)\ \sigma_i^t$$ رابطه(۱۱)

$$CoVaR_{s|i}^t\ (p2)= \Phi\text{-}1(p2)\ \sigma_s^t \sqrt{1-(\rho_{i,s}^t)^2}\ \text{-}\Phi\text{-}1(p1)\ \rho_{i,s}^t\ \sigma_s^t$$ رابطه(۱۲)

از طرفی، به‌دلیل آن‌که مقدار $\Phi^{-1}(50\%)=0$ است و با توجه به رابطه (۱۰)، می‌توان رابطه زیر را برای ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی برآورد کرد:

$$\Delta CoVaR_{s|i}^t\ (p2) = \Phi\text{-}1(p1)\ \rho_{i,s}^t\ \sigma_s^t$$ رابطه(۱۳)

ساختار شبکه

یک شبکه در برگیرنده مجموعه‌ای از نودها (V) بوده که ارتباط میان آنها به‌وسیله یال (E_t) می‌باشد. در شبکه مالی شرکت‌ها همان مجموعه نقاط شبکه بوده و به‌وسیله همبستگی بازده سهام به‌یکدیگر متصل می‌شوند. در این مقاله، همبستگی شرطی پویا (ρ_{ij}) به‌عنوان اوزان یال‌های شبکه مالی درنظر گرفته شده که می‌تواند مقادیر صفر و یک و منفی یک و بازه منفی یک تا یک را اتخاذ کند و بیانگر همبستگی میان شرکت i و j در روز t است. ماتریس ضریب همبستگی ρ_{ij} یک ماتریس $N\times N$ متقارن بوده و با استفاده از آن یک شبکه مالی به‌نام $G_t(V,E_t)$ در روز t تشکیل می‌شود، به‌گونه‌ای که نودها $V=\{1,2,\ldots,N\}$ و یال‌ها به‌صورت $E_t=\{e_{ij}^t | e_{ij}^t = \rho_{ij}\}$ باشد که برای $\rho_{ij}=1, i=j$ خواهد بود. ضریب همبستگی نمی‌تواند بیان‌کننده فاصله بین دو شرکت باشد. زیرا شروط اقلیدسی را برآورده نمی‌کند. به‌همین دلیل از رابطه زیر ارائه شده توسط گوور[2] (۱۹۷۱) جهت نمایش فاصله شرکت‌ها استفاده شده است.

$$d_{i,j} = \sqrt{2(1-\rho_{ij})}$$ رابطه(۱۴)

1. Engle & Sheppard
2. Gower

به‌گونه‌ای که $0 \leq d_{i,j} \leq 2$ و مقدار همبستگی بیشینه (ρ) باشد، این مقدار کمینه (یعنی مقدار صفر) خواهد بود. در این صورت، مجموعه‌های نقاط و یال‌های شبکه مالی به‌شکل $G_t(V,E_t)$ به $E_t=\{e_{ij}^t | e_{ij}^t = d_{i,j}\}$ بازنویسی شده است. حاصل ماتریس مربع و متقارن N×N است که درایه‌های قطر اصلی آن صفر است. این شبکه به خودی خود جذابیتی ندارد. بنابراین، با ساخت درخت مینیمم پوشا با استفاده از الگوریتم کروسکال می‌توان به گرافی متشکل از N مؤسسه مالی و شامل N-1 یال دست یافت. درخت مینیمم پوشا، کوچکترین درخت پوشاننده (درخت هم‌بندی که دور ندارد و دارای وزن است) بین درخت‌های پوشای آن گراف است که مجموع وزن یال‌های آن، کمترین مقدار بین سایرین بوده است. الگوریتم کروسکال بدین صورت است که ابتدا کوچکترین یال در گراف انتخاب شده، سپس این کار تکرار می‌گردد. ممکن است یال انتخابی بعدی که دارای کوچکترین مقدار در بین سایر یال‌های باقی مانده است، به یال اول متصل باشد یا در بخش دیگری از گراف قرار داشته باشد. این مراحل تا زمانی ادامه می‌یابد که تمامی رئوس بدون این‌که دور ایجاد کنند به‌یکدیگر متصل شوند.

ساختار توپولوژی شبکه

مرکزیت؛ معیار شناسایی نقاط دارای اهمیت و ارتباط آنها در یک شبکه است و با روش‌های مختلفی محاسبه می‌شود. در این پژوهش به چهار نوع مرکزیت با کاربرد بیشتر پرداخته شده است.

مرکزیت بینابینی گره[1]: تعداد نقاطی که به گره موردنظر وصل بوده اما خودشان به یکدیگر وصل نیستند.

$$Bit = \sum_{j<k} \frac{g_{j,k}^i}{g_{j,k}} \quad \text{رابطه(۱۵)}$$

هرچه میزان این مرکزیت بیشتر باشد، آن گره دارای تأثیر بیشتری بر سایر مؤسسات خواهد بود.

مرکزیت نزدیکی گره[2]: این نوع مرکزیت فقط برای شبکه‌های هم‌بند تعریف شده و بیانگر میزان نفوذ یک‌گره در کل شبکه بوده و با ظرفیت یک مؤسسه برای سرایت بحران در ارتباط است که طول کوتاه‌ترین مسیر بین موسسه i و j است.

$$C_i^t = \sum_{j \in V, j \neq i} l_{i,j} \quad \text{رابطه(۱۶)}$$

قدرت گره[3]: برابر است با مجموع ضرایب همبستگی یک گره با دیگر نودهایی که به آن متصل هستند.

$$S_i^t = \sum_{j \in \Omega_i} \rho_{i,j}^t \quad \text{رابطه(۱۷)}$$

درجه گره[4]: مجموع تعداد نودهایی است که به گره i متصل هستند.

1. Node Betweenness Centrality
2. Node Closeness Centrality
3. Node Strength
4. Node Degree

یافته‌های پژوهش

پژوهش حاضر از داده‌های ۲۰ شرکت فعال‌تر بورس (معرفی شده در دوره سه ماهه اول سال ۱۳۹۸) در روزهای فعال بورس در دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۹۳ تا پایان سال ۱۳۹۷ استفاده نموده است. درواقع داده‌ها برای ۱۲۰۹ روز موجود بود و قیمت‌های تعدیل شده سهام و برخی اطلاعات صورت‌های مالی به‌ترتیب از نرم‌افزار tseclient و سایت کدال استخراج شده‌اند. اسامی مؤسسات مورد بررسی به‌شرح زیر است.

جدول ۱. شرکت‌های فعال‌تر بورس اوراق بهادار-نیمسال اول ۹۸

ردیف	نام شرکت	نماد	stock
۱	فولاد مبارکه اصفهان	فولاد	**foolad**
۲	صنایع پتروشیمی خلیج فارس	فارس	**fars**
۳	ملی صنایع مس ایران	فملی	**famli**
۴	معدنی و صنعتی گل گهر	کگل	**kgol**
۵	معدنی وصنعتی چادرملو	کچاد	**kachad**
۶	س. نفت و گاز و پتروشیمی تأمین	تاپیکو	**topico**
۷	شرکت ارتباطات سیار ایران	همراه	**hamrah**
۸	گسترش نفت و گاز پارسیان	پارسان	**parsan**
۹	توسعه معادن و فلزات	ومعادن	**vmaaden**
۱۰	فولاد خوزستان	فخوز	**fkhooz**
۱۱	مخابرات ایران	اخابر	**akhaber**
۱۲	ساپیا	خساپا	**khsaipa**
۱۳	ایران خودرو	خودرو	**khodro**
۱۴	گروه مدیریت سرمایه گذاری امید	وامید	**vomid**
۱۵	سرمایه گذاری غدیر(هلدینگ)	وغدیر	**vghadir**
۱۶	کشتیرانی جمهوری اسلامی ایران	حکشتی	**hkeshti**
۱۷	خدمات انفورماتیک	رانفور	**ranfor**
۱۸	پتروشیمی خارک	شخارک	**shkhark**
۱۹	بانک انصار	وانصار	**vansar**
۲۰	پارس خودرو	خپارس	**khpars**
	شاخص قیمت		**market**

منبع: یافته‌های پژوهش

همبستگی‌های پویای میان سری‌های بازده با استفاده از نرم افزار R و کتابخانه rugarch و rmgarch محاسبه گردیده است. ابتدا، همبستگی میان هریک از مؤسسات به‌صورت دو به دو و همبستگی میان مؤسسات و شاخص بازار برآورد شده که تعداد ۲۱۰ ($C_N^2 + N$, N=20) سری بازده دوتایی وجود دارد. به‌منظور تخمین گارچ تک‌متغیره در مرحله اول تخمین DCC، ابتدا مانایی، خودهمبستگی و وجود اثر ARCH در سری‌های زمانی بررسی و نتایج در جدول زیر به اختصار بیان شده که مانا بودن سری‌های زمانی، وجود خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس تأیید شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون دیکی فولر، Ljung-Box و LM

نماد	آماره ADF	Q(۵)	Q(۱۰)	F-statistic
فولاد	-۱۵/۴۷۲۴۹	۱۲۵/۲۱	۱۷۹/۱۳	۵۹/۵۳۶۴۶
prob	(۰.۰۰۰۰)	۰/۰۴۶	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)
شاخص بازار	-۱۳/۹۳۴۴۰	۲۷۷/۱۹	۲۸۵/۷۵	۱۰۷/۲۱۰۴
Prob	(۰.۰۰۰۰)	۰/۰۳۶	(۰.۰۰۰۰)	(۰.۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

حال می‌توان الگوی گارچ تک‌متغیره را برای هر سری بازده تخمین زد. به‌عنوان نمونه الگوی GARCH(1,2) که با مقایسه مقدار AIC برای شرکت فولاد مبارکه اصفهان (فولاد) تخمین زده شده است، به‌صورت زیر است:

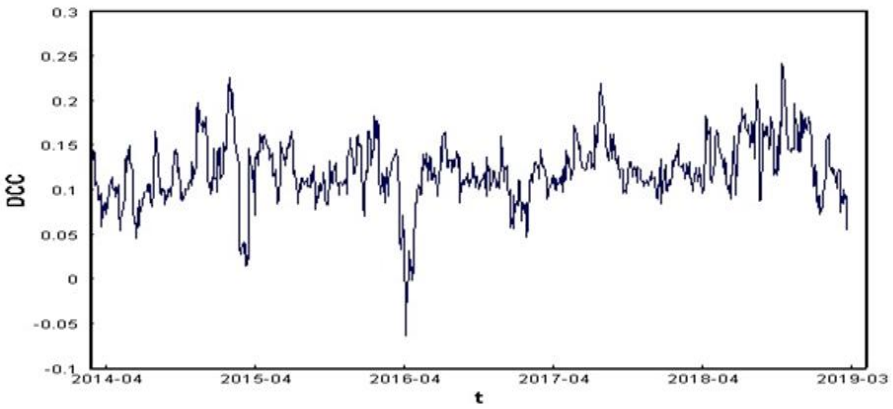
$$r_i^t = 0.106081922297 + 0.227420265332 r_i^{t-1} + u_i^t \ ,$$

$$(\sigma_i^t)^2 = 0.212911423123 + 0.181774945863\ (u_i^{t-1})^2 + 0.0982184347061\ (\sigma_i^{t-1})^2 + 0.606857063372\ (\sigma_i^{t-2})^2$$

اکنون، عدم وجود اثر ARCH و همچنین عدم وجود خود همبستگی در باقیمانده‌های استاندارد مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به مقادیر F=۰/۵۵۶۳۵۱ و prob=۰/۴۵۵۹، نشان داده می‌شود که اثر ARCH وجود نداشته و سپس به بررسی خود همبستگی باقیمانده‌ها پرداخته و نتایج برای همه الگوها از عدم وجود خود همبستگی حکایت دارد.

خروجی‌های الگوی GARCH تک متغیره درواقع ورودی‌های الگوی DCC در GARCH چند متغیره است. نتایج تخمین الگوی DCC، نشان داده که مقادیر α و β برای فولاد به‌ترتیب برابر با ۰/۱۳۴۸۷۱ و ۰/۷۷۱۷۴ است و همان‌گونه که مشخص است، مقدار $\alpha+\beta$ محدودیت‌های موجود در الگوی DCC را داشته و مقدار کوچکتر از یک دارد. نمودار (۱) و جدول (۳)، همبستگی‌های شرطی پویا بین سری بازده‌های فولاد مبارکه اصفهان (فولاد) و صنایع پتروشیمی خلیج فارس (فارس) را در دوره موردنظر نشان می‌دهد.

نمودارها نیز نشان‌دهنده وجود همبستگی‌های پویا طی زمان هستند که تحت تأثیر عوامل مختلف بوده و لازم است پویایی آنها در الگو درنظر گرفته شود.



نمودار ۱. همبستگی شرطی پویا بین سری بازده‌های فولاد و فارس از ابتدای سال ۱۳۹۳ تا انتهای سال ۱۳۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. آماره‌های توصیفی همبستگی شرطی پویا بین سری بازده‌های فولاد و فارس در بازه زمانی موردنظر

کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	میانه	میانگین	نماد
۵/۵۸۵۲۸۸	-۰/۳۷۴۸۰۹	۰/۰۳۵۵۳۹	-۰/۰۶۴۱۲۲	۰/۲۴۱۶۵۷	۰/۱۱۸۸۶۳	۰/۱۲۱۱۷۳	فولاد و فارس

منبع: یافته‌های پژوهش

مجدداً مانایی و خودهمبستگی سری‌های همبستگی بررسی و نتایج در جدول ۴ ارائه شده است.

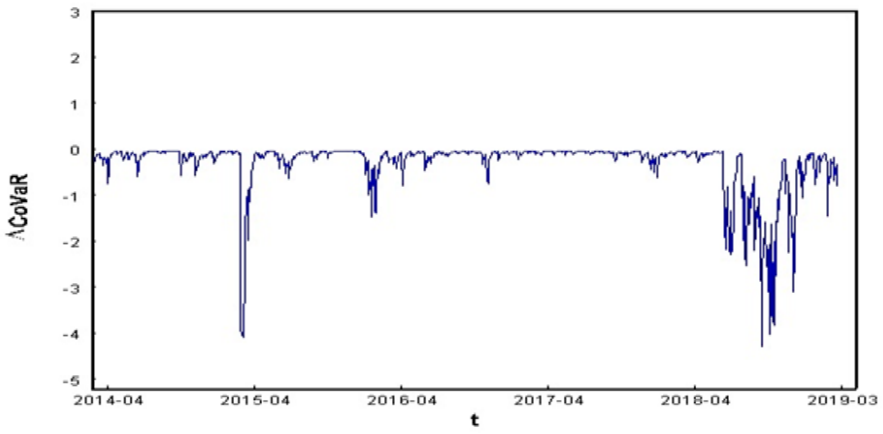
جدول ۴. نتایج آزمون مانایی و خودهمبستگی سری همبستگی شرطی بین فولاد و فارس در بازه زمانی مورد نظر

Q(۱۰) Prob	Q(۵) Prob	آماره ADF Prob	نماد
۵۳۵۹/۱ (۰.۰۰۰۰)	۳۷۴۴/۲ (۰.۰۰۰۰)	-۷/۱۹۲۹۴۳ (۰.۰۰۰۰)	فولاد و فارس

منبع: یافته‌های پژوهش

هم اکنون با تخمین ماتریس واریانس و کواریانس الگوی DCC با به‌کارگیری رابطه (۱۴)، می‌توان ریسک سیستمی و معیار ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی را با درنظر گرفتن سطح بحران به میزان

پنج درصد، اندازه‌گیری نمود. نمودار زیر تغییرات ΔCoVaR را برای فولاد مبارکه اصفهان در طی زمان نشان می‌دهد.



نمودار ۲. ΔCoVaR فولاد از ابتدای سال ۱۳۹۳ تا انتهای سال ۱۳۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشخص است این شاخص در تاریخ‌های ۱۳۹۷/۰۶/۲۴ و ۱۳۹۴/۰۱/۰۵ به‌ترتیب برابر ۴/۲۹- و۴/۰۸۶- است که کمترین میزان در بازه مورد بررسی و اصطلاحاً نقاط مینیمم محلی هستند. همچنین، دارای میانه و میانگین به‌ترتیب ۰/۰۹۶۶- و ۰/۳۰۱۱- هستند. با بررسی مانایی و خودهمبستگی ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی مؤسسات نشان داده شد که سهم‌های ریسک سیستمی تمایل دارند سهم‌های ریسک سیستمی را دنبال کرده و درواقع سهم‌های ریسک سیستمی بزرگ، سهم‌های ریسک سیستمی بزرگتر را دنبال می‌کنند. نتایج آزمون‌ها برای نماد فولاد به‌شرح جدول ۵ است.

جدول ۵. آزمون مانایی و خودهمبستگی سری CoVaR

نماد	آماره ADF Prob	Q(۵) Prob	Q(۱۰) Prob
فولاد	-۶/۷۵۸۳۶۴ (۰.۰۰۰۰)	۳۷۴۵/۳ (۰.۰۰۰۰)	۶۰۹۵/۲ (۰.۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

حال، میانگین حسابی ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی ($\overline{\Delta CoVaR}$) محاسبه شده که با این معیار به رتبه‌بندی مؤسسات از لحاظ میزان ریسک سیستمی به شرح جدول زیر پرداخته شده است.

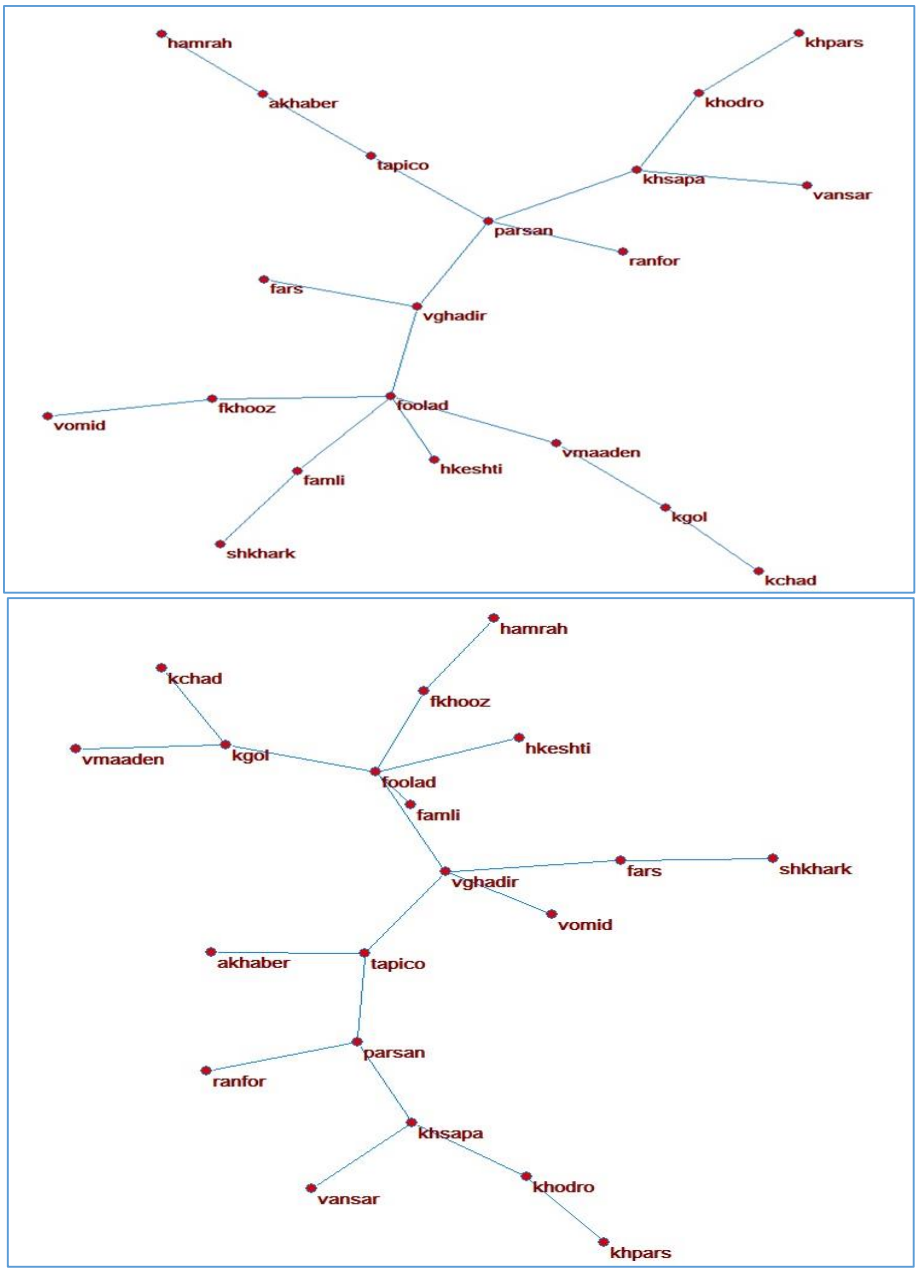
جدول ۶. رتبه‌بندی مؤسسات بر اساس $\overline{\Delta CoVaR}$

نماد	$\overline{\Delta CoVaR}$
تاپیکو	-۰/۳۲۴۸۳۰۳۳
فولاد	-۰/۳۰۱۰۸۲۱۷۵
پارسان	-۰/۲۷۷۶۹۴۶۳۳
خساپا	-۰/۲۵۶۱۶۷۲۳
خپارس	-۰/۲۴۵۴۳۸۹۵۹
خودرو	-۰/۲۳۴۵۳۲۰۴۲
ومعادن	-۰/۲۲۲۹۷۳۲۵۴
وغدیر	-۰/۲۲۱۲۸۶۲۴۲
فملی	-۰/۱۸۱۲۸۳۶۰۱
کگل	-۰/۱۴۱۹۵۱۹۰۱
شخارک	-۰/۱۰۰۵۹۳۸۳
فارس	-۰/۰۹۶۴۱۰۳۴۲
فخوز	-۰/۰۹۴۷۸۸۵۴۵
کچاد	-۰/۰۸۱۱۲۰۲۹
همراه	-۰/۰۶۹۳۱۹۲۵۸
حکشتی	-۰/۰۶۲۷۳۴۶۲۵
وانصار	-۰/۰۳۵۱۴۲۶۳۸
رانفور	-۰/۰۱۰۲۸۵۹۴۴
اخابر	-۰/۰۰۹۱۳۳۸۸۶
وامید	-۰/۰۰۲۶۳۹۸۷۶

منبع: یافته‌های پژوهش

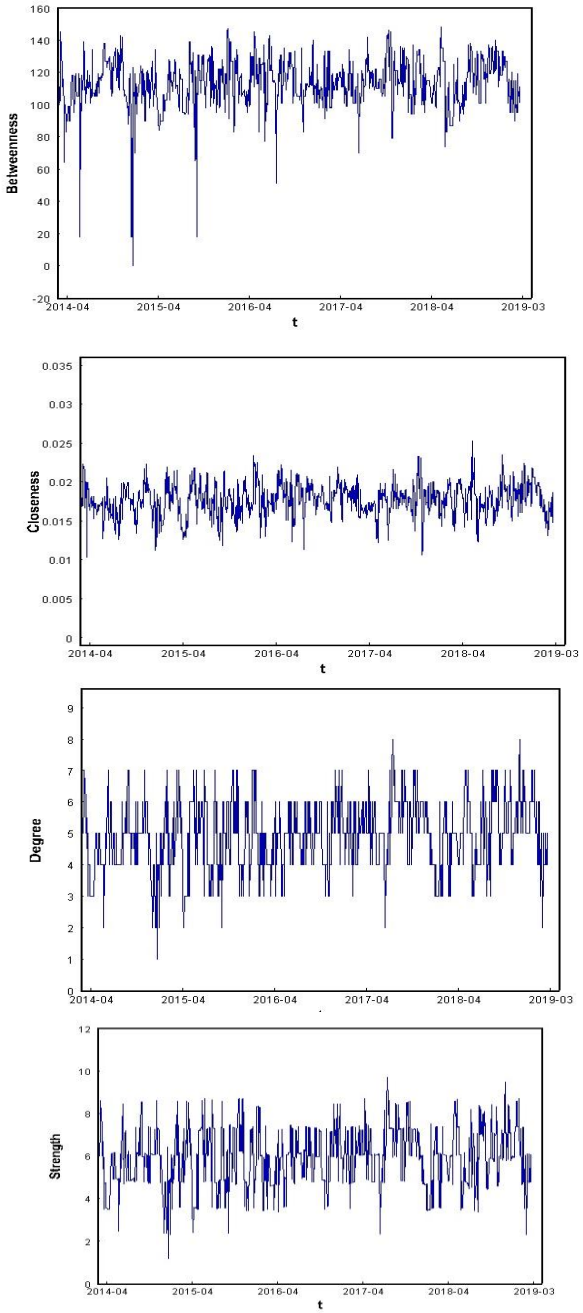
پنج شرکت با بیشترین میزان ریسک سیستمی عبارتند از س. نفت و گاز و پتروشیمی تأمین، فولاد مبارکه اصفهان، گسترش نفت و گاز پارسیان، ساپیا و پارس خودرو، که شرکت‌های بزرگ (به لحاظ ارزش بازاری) هستند. پنج شرکت با کمترین میزان ریسک سیستمی نیز عبارتند از گروه مدیریت سرمایه‌گذاری امید، مخابرات ایران، خدمات انفورماتیک، بانک انصار و کشتیرانی جمهوری اسلامی ایران. معیار $\Delta CoVaR$ برای نماد تاپیکو بین بازه (۰/۰۳۶۲۴-، ۷/۱۹۳۹۹-) نوسان دارد و میانگینی برابر با ۰/۳۲۴۸۳۰۳۳ دارد و دارای کمترین میزان میانگین ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی است، که بنابر تعریف دارای بیشترین میزان ریسک سیستمی بین سایر شرکت‌ها است. در نمودار $\Delta CoVaR$ برای این شرکت، سه نقطه مینیمم محلی در تاریخ‌های ۱۳۹۳/۰۱/۰۳، ۱۳۹۴/۱۱/۲۴ و ۱۳۹۷/۱۲/۲۸ وجود دارد که مقدار $\Delta CoVaR$ در این نقاط به ترتیب برابر با ۷/۲-، ۱/۰۹- و ۴/۴-است که این نقاط مربوط به زمان‌هایی است که شرکت بیشترین میزان ریسک سیستمی را در بازه زمانی موردنظر دارد و در طول زمان این نقاط درحال افزایش یا کاهش هستند. $\Delta CoVaR$ بیان‌کننده میزان تأثیرپذیری معیار ارزش در معرض خطر سیستم مالی (حداکثر زیان سیستم مالی)، در زمانی که شرکتی از شرایط عادی وارد شرایط بحرانی (یعنی از سطح VaR پنجاه درصد وارد سطح پنج درصد) می‌شود، است.

در این بخش، به کمک DCC تخمین زده در مرحله قبل، درخت مینیمم پوشا برای هر روز و مؤسسه‌ای ایجاد و گراف موردنظر برای آنها رسم شده است. سپس، به محاسبه ویژگی‌های ساختار و رفتار شبکه مالی $G_t(V,E_t)$ پرداخته شده است. درخت پوشا، درختی است که دور و جهت نداشته و همه رئوس این گراف را دربر داشته باشد. اما، فقط برخی از یال‌های آن را دربر بگیرد. درواقع، گراف هم‌بندی است که دور ندارد. حال کوچکترین درخت پوشاننده (برای گراف هم‌بند وزن‌دار) درختی بین درخت‌های پوشای آن گراف است که مجموع وزن یال‌های آن، مقدار کمترین بین سایرین را داشته باشد. در ادامه، برای نمونه گراف اولین و آخرین روز در دوره مورد بررسی و همچنین نمودار نوسانات شاخص‌های مرکزیت ارائه شده است.



شکل ۱. درخت مینیمم پوشا به ترتیب در تاریخ‌های ۱۳۹۳/۰۱/۰۳ و ۱۳۹۷/۱۲/۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۲. مرکزیت نزدیکی گره فولاد مبارکه اصفهان، مرکزین بینابینی، درجه گره و قدرت گره

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بررسی شبکه‌ها نشان داد شکل و ساختار شبکه در زمان‌های مختلف تغییر می‌یابد و بالطبع، خصوصیات هر گره در یک روز با روز دیگر متفاوت است. برای مثال، در روز اول سه شرکت فولاد، پارسان، خساپا و وغدیر (مشترکا) بالاترین درجه را دارند که درجه آنها به‌ترتیب برابر با ۵، ۴، ۳ و ۳ است. اما، در آخرین روز بازه مورد بررسی، دو شرکت فولاد و وغدیر بالاترین درجه را دارند که برابر با ۵ و ۴ است. همچنین، با طی زمان و تغییر جایگاه شرکت‌ها و میزان به هم‌پیوستگی و ارتباط آنان در شبکه مالی، سایر خصوصیات آنها نیز در شبکه دستخوش تغییر خواهد شد.

اکنون، ارتباط میان ارزش در معرض خطر شرطی و ساختار توپولوژی شبکه را با استفاده از داده‌های پانل می‌توان بررسی نمود. با توجه به این‌که نتایج مطالعات گذشته نشان داده سایز (اندازه) شرکت، نرخ اهرم و نرخ بازده دارایی‌ها از عوامل مهم و اثرگذار بر میزان ریسک سیستمی مؤسسات هستند، در پژوهش حاضر نیز از این متغیرها به‌عنوان متغیرهای مستقل در الگو استفاده شده است. لذا، نخست، آزمون مانایی متغیرهای مستقل بررسی شده که نتایج به شرح جدول ۷ از مانایی کلیه متغیرها حکایت دارد.

جدول ۷. نتایج آزمون مانایی

متغیر	آماره ADF Prob
S	۱۳۹۲,۸۴ (۰.۰۰۰۰)
D	۱۱۷۱,۸۵ (۰.۰۰۰۰)
B	۱۴۲۱,۷۷ (۰.۰۰۰۰)
C	۱۴۴۸,۹۰ (۰.۰۰۰۰)
lnAsset	۲۳۳,۴۲۷ (۰.۰۰۰۰)
Leverage	۷۳,۹۹۸۳ (۰.۰۰۰۹)
ROA	۹۰,۰۸۱۵ (۰.۰۰۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی پانل یا تجمیعی (pooled) بودن داده‌ها، از آزمون اف لیمر (آزمون چاو (limier-chow)) استفاده شده است که فرضیه H_0 آن یکسان بودن عرض از مبداءها و فرضیه H_1 آن ناهمسانی عرض از مبداءها است. نتایج با مقادیر Cross-section F=162.11 و مقدار P-value=0.0000 نشان داد استفاده از الگوی رگرسیون ترکیب شده مورد تأیید است. حال می‌توان الگوی زیر را درنظر گرفت:

$$\Delta \mathrm{CoVaR}_{s|i}^{t} = \alpha + X_i^{t'} \beta + u_i^{t} \qquad \text{رابطه(۱۸)}$$

که در آن α : عرض از مبدا ، i= 1,2,…,N ، t= 1,2,…,T ، β : بردار ضرایب k×1 (k تعداد متغیرها، k=8)، : بردار باقیمانده T×1 و ماتریس متغیرهای مستقل T×K است. به‌گونه‌ای که:

$$X_i^{t'} = (S_i^t, B_i^t, C_i^t, Assets_i^t, leverag_i^t, ROA_i^t)' \quad \text{رابطه(۱۹)}$$

سپس، به بررسی اثرات ثابت و تصادفی با استفاده از آزمون هاسمن پرداخته شده که در آن، فرضیه H_0 بیان دال بر عدم وجود اثرات ثابت و عرض از مبدأ ثابت است و الگوی اثرات تصادفی باید به‌صورت زیر دنبال شود:

$$\Delta \text{CoVaR}_{s|i}^t = \alpha + X_i^{t'} \beta + v^i + u_i^t \quad \text{رابطه(۲۰)}$$

که بخش تصادفی الگو و نشان‌دهنده اثر تصادفی فردی است. مقدار Cross-section random=33.835525 و P-value=0.0000 نشان می‌دهد که الگوی اثرات ثابت ترجیح داده می‌شود. اکنون الگوی داده‌های پانل با اثرات ثابت برآورد و نتایج مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل

متغیر	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0/230358	0/031115	-7/403480	0/0000
BETWEENNES	-1/60E-05	2/31E-05	-0/690864	0/4897
CLOSENESS	-1/314378	0/237698	-5/529616	0/0000
LEVERAGE	0/000483	0/001976	0/244457	0/8069
LNASSET	0/319997	0/102250	3/129567	0/0018
ROA	-0/013469	0/005909	-2/279464	0/0226
STRENGTH	0/000993	0/000461	2/155866	0/0311

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون نشان می‌دهد که ویژگی مرکزیت نزدیکی گره و همچنین قدرت گره و درجه گره در داده‌های مورد بررسی بر ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی در سطح ۵ درصد معنادار هستند. بنابراین، خصوصیات ساختار توپولوژی محلی شرکت‌ها در شبکه مالی مربوط بر ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی و همچنین بر میزان ریسک سیستمی مؤسسات تأثیرگذار است. به‌طوری که به هر میزان مرکزیت نزدیکی برای هر مؤسسه‌ای بیشتر (کمتر) خواهد بود، ارزش در معرض خطر شرطی برای آن مؤسسه کمتر (بیشتر) و درنتیجه میزان ریسک سیستمی بیشتر (کمتر) می‌شود. از طرف دیگر، مؤسسات با خاصیت قدرت و درجه گره کمتر (بیشتر)، دارای ارزش در معرض خطر شرطی بیشتر (کمتر) و درنتیجه دربردارنده میزان ریسک سیستمی کمتر (بیشتر) هستند.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش به بررسی ارتباط بین میزان ریسک سیستمی مؤسسات در بازار بورس اوراق بهادار تهران و ساختار توپولوژی محلی در شبکه مالی پرداخته است. با بررسی مقادیر پارامترهای الگوی گارچ چندمتغیره، می‌توان نتیجه گرفت همبستگی میان سهام‌های مورد مطالعه در بورس اوراق بهادار با یکدیگر در شبکه مالی دارای نوسان بوده و در طی زمان تغییر می‌کنند. بنابراین، تخمین الگوی همبستگی ثابت برای این داده‌ها مناسب نبود و از الگوی همبستگی شرطی پویا جهت ایجاد ماتریس واریانس_کوواریانس استفاده شد. با محاسبه میانگین ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی برای مؤسسات مورد مطالعه، مشاهده شد که شرکت‌های س. نفت و گاز و پتروشیمی تأمین (تاپیکو) و گروه مدیریت سرمایه‌گذاری امید (وامید) به ترتیب بیشترین و کمترین قدر مطلق ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی را در بین سایر شرکت‌های مورد مطالعه دارند و به ترتیب بیشترین و کمترین میزان ریسک سیستمی را دارند. لذا، این مؤسسات در بازه مورد بررسی به ترتیب بیشترین و کمترین نیاز به سرمایه جبرانی جهت مقابله با کمبود سرمایه در زمان وقوع بحران دارند.

همچنین، نتایج حاصل از الگو بیانگر این بود که ساختار توپولوژی محلی مؤسسات مالی در شبکه پیچیده مالی بر ریسک سیستمی مؤسسات اثرگذار است. به‌طوری که وجود ارتباط معنادار میان میزان ریسک سیستمی مؤسسات و مرکزیت نزدیکی مؤسسه مربوط در شبکه مالی، تأیید شد. اثر مستقیم مرکزیت نزدیکی مؤسسات در شبکه مالی با میزان از ریسک سیستمی، همانند نتایج پژوهش‌های قبلی، مورد تأیید واقع شد. همچنین بین قدرت و درجه گره در شبکه مالی مربوطه و میزان ریسک سیستمی ارتباط معناداری وجود دارد. اما این ارتباط با اثری که در پژوهش‌های پیشین مورد انتظار بود، یکسان نیست و درواقع قدرت و درجه گره بر میزان ریسک سیستمی اثر معکوس دارند. در صورتی که این اثر در برخی پژوهش‌ها مستقیم ارزیابی شده است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاران و قانون‌گذاران باید توجه ویژه‌ای به متغیرهای الگوی مورد بررسی داشته باشند. همچنین، مؤسسات فعال در بورس اوراق بهادار تهران به بخش‌های مجزا مانند شبکه بانکی، بیمه، سرمایه‌گذاری و ... دسته‌بندی و میزان ارتباط میزان ریسک سیستمی هر بخش با ساختار توپولوژی محلی در شبکه مالی محاسبه شود تا بخش‌هایی که میزان ریسک سیستمی آنها بیشتر تحت تأثیر ساختار توپولوژی محلی‌شان قرار دارند، شناسایی شوند. مضافاً، توجه به نحوه ارتباط و تأثیرگذاری مؤسسات و نهادهای مالی و شناسایی شرکت‌های با میزان ریسک سیستمی بیشتر توسط قانون‌گذاران می‌تواند به کاهش ریسک کل اقتصاد ناشی از بحران در بخش‌ها، شرکت‌ها و نهادهای مختلف کمک شایان توجهی نماید.

شایان ذکر است که انجام این پژوهش با محدودیت در دسترس نبودن اطلاعات مؤسسات و شرکت‌های غیرفعال در بورس مواجه بود. لذا از اطلاعات مؤسسات مالی فعال در بورس تهران استفاده شد. همچنین، برخی از مؤسسات در دوره مورد بررسی فعال نبودند و بسته یا متوقف بودند.

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 شده است.

منابع

مرادمند جلالی، میلاد و حسنلو، خدیجه. (۱۳۹۵). ارزیابی سهم بانک‌ها، بیمه و شرکت‌های سرمایه‌گذاری در ریسک سیستمیک. *مطالعات مالی و بانکداری اسلامی*، ۲(۴)، ۹۲-۶۷.

احمدی، زانیار و فراهانیان، سید محمدجواد. (۱۳۹۳). اندازه‌گیری ریسک فراگیر با رویکرد CoVaR و MES در بورس اوراق بهادار تهران. *بورس اوراق بهادار تهران*، ۷(۲۶)، ۲۲-۳.

باباجانی، جعفر، بولو، قاسم و غزالی، امین. (۱۳۹۷). ارائه چارچوبی جهت سنجش و پیش‌بینی ریسک سیستمی با رویکرد ریزش مورد انتظار نهایی (MES) در بازار سرمایه ایران. *راهبرد مدیریت مالی*، ۶(۲۲)، ۲۹-۱.

حکمتی فرید، صمد، رضازاده، علی و مالک، علی. (۱۳۹۷). برآورد ریسک سیستمی در بخش‌های مالی اقتصاد ایران (رهیافت ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی). *مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۲(۳)، ۱۲۲-۹۹.

رادفر، ممحمدرضا، کریمخانی، مسعود و علیقلی، منصوره. (۱۳۹۹). بررسی رابطه اندازه بانک و سرمایه با ریسک سیستمی در بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. راهبرد مدیریت مالی، ۷(۲۸)، ۱۲۶-۱۰۷.

نظری، نگار. (۱۳۹۰). تحلیل خوشه‌ای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از درخت حداقل پیما و درخت زنجیره. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا.

نورعلیدخت، سمیرا. (۱۳۹۵). مقاومت به سرایت نکول در شبکه‌های مالی. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ ریاضیات و کامپیوتر، دانشگاه تحصیلات تکمیلی علوم پایهٔ زنجان

Acemoglu, D., Ozdaglar, A. & Tahbaz-Salehi, A. (2015). Systemic risk and stability in financial networks. *American Economic Review*, 105(2), 564-608.

Adrian, T. & Shin, H. S. (2008). Liquidity, monetary policy, and financial cycles. *Economics and Finance*, 14(1), 1-7.

Adrian, T. & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *The American Economic Review*, 106(7), 1705-1741.

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

Ahmadi, A., Farahanian, S. M. J. (2014). Systemic risk measuring in Tehran Stock Exchange with CoVaR and MES approaches. *Journal of Securities Exchange*, 7(26), 3-22. (In Persian)

Babajani, J., Bolo, G. & Ghazali, A. (2018). A framework for measuring and predicting systemic risk with the marginal expected shortfall approach (MES) in Iran capital market. *Journal of Financial Management Strategy*, 6(22), 1-29. (In Persian)

Bernal, O., Gnabo, J. Y. & Guilmin, G. (2014). Assessing the contribution of banks, insurance and other financial services to systemic risk. *Journal of Banking & Finance*, 47(C), 270-287.

Boginski, V., Butenko, S. & Pardalos, P. M. (2006). Mining market data: a network approach. *Computers & Operations Research*, 33(11), 3171-3184.

Bollerslev, T. (1986). Glossary to arch (garch. In in volatility and time series econometrics essays in honor of Robert Engle. MarkWatson, Tim Bollerslev and Jerey.

Campbell, R., Huisman, R. & Koedijk, K. (2001). Optimal portfolio selection in a Value-at-Risk framework. *Journal of Banking & Finance*, 25(9), 1789-1804.

Derbali, A. & Hallara, S. (2016). Systemic risk of European financial institutions: Estimation and ranking by the Marginal Expected Shortfall. *Research in International Business and Finance*, 37, 113-134.

Engle, R. F. & Sheppard, K. (2001). Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH. *No 8554, NBER Working Papers from National Bureau of Economic Research, Inc*.

Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.

Girardi, G. & Ergün, A. T. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 3169-3180.

Gower, J. C. (1971). A general coefficient of similarity and some of its properties. *Biometrics*, 27(4), 857-871.

Hekmati Farid, S., Rezazadeh, A. & Malek, A. (2019). The estimation of systematic risk in Iranian financial sectors (ΔCoVaR Approach). *Economic Modeling*, 12(43), 9-122. (In Persian)

Huang, W. Q., Zhuang, X. T., Yao, S. & Uryasev, S. (2016). A financial network perspective of financial institutions' systemic risk contributions. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 456(C), 183-196.

Krause, A. & Giansante, S. (2012). Interbank lending and the spread of bank failures: A network model of systemic risk. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3), 583-608.

Long, H., Zhang, J. & Tang, N. (2017). Does network topology influence systemic risk contribution? A perspective from the industry indices in Chinese stock market. PloS one, 12(7), e0180382.

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.

Mantegna, R. N. (1999). Hierarchical structure in financial markets. *The European Physical Journal B-Condensed Matter and Complex Systems*, 11(1), 193-197.

Moradmand Jalali, M. & Hasanlou, K. (2017). The assessment of share of banks, insurance and investment companies in systemic risk. *Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies*, 2(4), 67-92. (In Persian)

Namaki, A., Raei, R., Asadi, N. & Hajihasani, A. (2019). Analysis of Iran banking sector by multi-layer approach. *Iranian Journal of Finance*, 3(1), 73-89.

Nazari, N. (2011). Analysis of clusters of companies listed on the Tehran Stock Exchange using the minimum Pima tree and the chain tree. Master Thesis in Financial Management, Faculty of Social Sciences and Economics, Al-Zahra University. (In Persian)

Noor Alidokht, S. (2016). Resistance to default in financial networks. Master Thesis, Faculty of Mathematics and Computer, Zanjan University of Graduate Studies. (In Persian)

Onnela, J. P., Kaski, K. & Kertész, J. (2004). Clustering and information in correlation based financial networks. The European Physical Journal B, 38(2), 353-362.

Radfar, M. R., Karimkhani, M. & Aligholi, M. (2020). Survey the relationship between bank size and capital with systemic risk in banks accepted in the stock exchange. *Journal of Financial Management Strategy*, 8(28), 163-176. (In Persian)

Raei, R., Namaki, A. & Vahabi, H. (2019). Analysis of collective behavior of Iran banking sector by random matrix theory. *Iranian Journal of Finance*, 3(4), 60-75.

Situngkir, H. & Surya, Y. (2005). On stock market dynamics through ultrametricity of minimum spanning tree. *Macroeconomics 0505010, University Library of Munich, Germany*.

Tarashev, N. A., Borio, C. E. & Tsatsaronis, K. (2009). The systemic importance of financial institutions. *BIS Quarterly Review*, 75-87.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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 دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۱۳۲-۱۱۳

مقاله پژوهشی

بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه بین محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی[۱]

سید کاظم ابراهیمی[۲]، علی بهرامی نسب[۳]، نرگس محرابی هشتچین[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۱۱

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی و همچنین اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه میان محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام گرفته است. نمونه آماری مورد مطالعه شامل ۱۶۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۱ است و از الگوی رگرسیون خطی چندمتغیره برای بررسی رابطه بین متغیرها استفاده شده است. نتایج برآوردی نشان داد ارتباطات سیاسی اثر منفی و معناداری بر محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی دارد؛ همچنین، ارتباطات سیاسی شدت رابطه منفی میان محدودیت مالی با بازده غیرعادی را تقویت می‌کند. درواقع، شرکت‌های دچار محدودیت مالی و همزمان بهره‌مند از ارتباطات سیاسی، نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی که از محدودیت مالی رنج می‌برند، بازده غیرعادی کمتری دارند. به‌علاوه، ارتباطات سیاسی، جهت رابطه منفی میان ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی را به مثبت تغییر می‌دهد. به‌عبارت دیگر، شرکت‌هایی که دچار درماندگی مالی‌اند و در عین حال ارتباطات سیاسی دارند، بازده غیرعادی بیشتری نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی دچار درماندگی مالی دارند.

واژگان کلیدی: ارتباطات سیاسی، محدودیت مالی، ریسک درماندگی مالی، بازده غیرعادی.
طبقه‌بندی موضوعی: *G18, M41*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.26722.2116
۲. دانشیار، گروه حسابداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. Email:kebrahimi@semnan.ac.ir
۳. مربی، گروه حسابداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. Email:abahraminasab@ semnan.ac.ir
۴. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (نویسنده مسئول). Email:n_mehrabi@ semnan.ac.ir

مقدمه

واحدهای تجاری تمایل زیادی به برقراری ارتباط نزدیک با دولت دارند. زیرا، از این طریق تحت حمایت‌های دولت قرار می‌گیرند و منافع زیادی نظیر تخفیف‌های مالیاتی و دسترسی آسان‌تر به اعتبارات را برای آنها در پی دارد. لذا، می‌توان بیان کرد در نظام‌های اقتصادی مبتنی بر روابط، ارتباطات سیاسی یک منبع مهم ارزش برای شرکت‌های دارای این روابط محسوب می‌شود و چنین شرکت‌هایی راحت‌تر به منابع سرمایه و مزایای دیگر دست می‌یابند. به همین دلیل، برخی از مدیران شرکت‌ها درصدد برقراری و حفظ ارتباط بین شرکت و دولت با هدف رفع محدودیت‌های مالی با کمترین هزینه هستند (بوبکری و همکاران[1]، ۲۰۱۲). در عوض، شرکت‌های دارای روابط سیاسی ممکن است منافع به‌دست آمده ناشی از این روابط را با سیاست‌مداران تسهیم نمایند. این نوع بافت اقتصادی در سطح یک جامعه، اقتصاد مبتنی بر رابطه نامیده می‌شود (لی و وانگ[2]، ۲۰۱۷).

از سویی، نفوذ در واحدهای اقتصادی یکی از راهکارهای پیش روی دولت جهت کنترل اقتصاد کشور است که این نفوذ از طریق روابط سیاست‌مداران و یا مالکیت دولتی ایجاد می‌شود (نلی ساری و آنوگراه[3]، ۲۰۱۱). نفوذ و حمایت سیاسی دولت را می‌توان از دو جنبه مزایا و معایب مورد بررسی قرار داد. حمایت سیاسی دولت، ممکن است منجر به ایجاد ارزش برای شرکت شود. برای مثال، شرکت‌هایی که از ارتباط خوبی با دولت برخوردارند، مالیات کمتری می‌پردازند، سهم بازار بیشتری دارند، وام‌های بانکی با سهولت بیشتری برای آنان فراهم می‌شود، دولت در عرضه عمومی سهام، به آنها کمک می‌کند و نسبت به سایر شرکت‌ها، آسان‌تر و با پرداخت هزینه کمتری از امتیازهای مهم بهره‌مند می‌شوند (لئوز و ابرهالزر-گی[4]، ۲۰۰۶). موضوع دیگری که می‌تواند در تقویت تأثیر ارتباطات سیاسی و پیامدهای آن مورد توجه قرار گیرد، پایین‌تر بودن ریسک شرکت‌های دارای ارتباط سیاسی نسبت به سایر شرکت‌ها است. به‌گونه‌ای که از منظر سرمایه‌گذاران، چنین شرکت‌هایی گزینه‌های مطمئن‌تری برای سرمایه‌گذاری محسوب می‌شوند (رهنمای رودپشتی و محسنی، ۱۳۹۷). همچنین، شرکت‌های دارای حمایت‌های سیاسی نسبت به فشارهای بازار و رقابت‌های معمول حساس نیستند و از ریسک کمتری نسبت به سایر شرکت‌ها برخوردار بوده و انتظارات سرمایه‌گذاران نسبت به نرخ بازده سرمایه‌گذاری آنها نیز کمتر است. مسلماً این شرکت‌ها هنگام مواجهه با بحران‌های مالی از حمایت‌های مالی دولت برخوردار می‌شوند، از این رو احتمال ورشکستگی آنها کمتر است (بوبکری و همکاران، ۲۰۱۲). درمجموع، ارتباطات سیاسی از طریق دولت، چه به واسطه حضور افراد سیاسی در بدنه شرکت‌ها، و چه از طریق مالکیت دولت و نهادهای دولتی به‌عنوان سهامدار این شرکت‌ها، می‌تواند شرایط را برای تسهیل سیاست‌های تقسیم سود و افزایش جذابیت‌های سرمایه‌گذاری فراهم نماید (رهنمای رودپشتی و محسنی، ۱۳۹۷). البته، حمایت دولت می‌تواند مزیت‌های پیش گفته را برای یک شرکت خاص به ارمغان می‌آورد. اما، ممکن است منجر به ناکارایی عملکرد شرکت نیز شود (نلی ساری و آنوگراه، ۲۰۱۱).

1. Boubakri et al
2. Lee & Wang
3. Nelly Sari & Anugerah
4. Leuz & Oberholzer-Gee

بنابراین، رابطه بالقوه ارتباطات سیاسی و محدودیت مالی، ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی، موضوع بسیار بااهمیتی است که تاکنون درباره آن در داخل کشور مطالعه‌ای صورت نگرفته است. لذا، این پژوهش تلاش نمود تا اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه میان محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی شرکت‌ها مورد بررسی قرار دهد. بنابراین، پرسش اصلی این پژوهش این است که آیا ارتباطات سیاسی بر رابطه میان محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی تأثیر دارد؟

در ادامه برای پاسخگویی به این پرسش، ابتدا مبانی نظری پژوهش بیان و پژوهش‌های مرتبط با آن مرور شده است. سپس، فرضیه‌های پژوهش مطرح گردیده است. همچنین، الگوی پژوهش و روش مورد استفاده برای برآورد آن معرفی شده است. بعد از آن، نتایج پژوهش ارائه و مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. بخش پایانی نیز به ارائه پیشنهادهای پژوهش اختصاص یافته است.

مبانی نظری

ارتباطات سیاسی

نظریه اقتصاد سیاسی، از نیمه دوم قرن بیستم با گسترش و نفوذ مکتب لیبرالیسم، وارد متون اقتصادی جهان شد. بر اساس این نظریه سیاستمداران و دیوان سالاران، همانند هر فرد دیگری، انگیزه‌هایی برای انتقال ثروت از طریق فرآیند سیاسی دارند. آن‌ها صرفاً کارگزاران بین گروه‌های ذی‌نفع رقیب نیستند، بلکه خود نیز گروه ذی‌نفع هستند، به علاوه دسترسی آن‌ها به منابع بیشتر و سهل‌الوصول‌تر، آن‌ها را در موقعیت متمایزی، نسبت به سایر بازیگران در عرصه اقتصادی قرار داده است (مهدی‌فرد و رویایی، ۱۳۹۴). نشانه‌های مدیریت سیاسی شرکت‌ها عبارتند از وجود اعضای هیئت مدیره وابسته به دولت، مجلس و مانند این نوع نهادهای سیاسی، و یا وجود سهامدار عمده دولتی و شبه دولتی (لی و وانگ، ۲۰۱۷). یکی دیگر از معیارهایی که در پژوهش‌هایی مانند فان و همکاران[1] (۲۰۰۸) برای اندازه‌گیری ارتباط سیاسی مورد استفاده قرار گرفته است، معیار بدهی بلندمدت است که نتایج نشان داده ارتباطات سیاسی بیشتر در شرکت‌ها منجر به فراهم آمدن منابع بلندمدت و کم‌هزینه‌تر می‌شود. در نتیجه، در شرکت‌های با ارتباطات سیاسی بالاتر، نسبت بدهی‌های بلندمدت بیشتر می‌گردد (لین و همکاران[2]، ۲۰۱۵).

تأثیر ارتباطات سیاسی بر محدودیت مالی

منظور از محدودیت‌های مالی، محدودیت‌هایی است که مانع تأمین همه وجوه مورد نیاز سرمایه‌گذاری‌های مطلوب برای شرکت‌ها می‌شود (برادران حسن‌زاده و همکاران، ۱۳۹۳). در ادبیات موجود، مستند شده که ارتباطات سیاسی از طریق دسترسی آسان به منابع خارجی و قراردادهای مبتنی بر روابط، منابع ارزشمندی برای شرکت فراهم می‌کند و بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد (کلایسنس و

1. Fan et al
2. Lin et al

همکاران[1]، ۲۰۰۸؛ هوستن و همکاران[2]، ۲۰۱۴ و پیوتروسکی و ژانگ[3]، ۲۰۱۴). ارتباطات سیاسی می‌تواند مشکلات ناشی از محدودیت‌های مالی را کاهش دهد و سرمایه لازم را برای فعالیت‌های سرمایه‌گذاری شرکت فراهم کند (پن و تیان[4]، ۲۰۱۷).

تأثیر ارتباطات سیاسی بر روابط بین محدودیت مالی و بازده غیرعادی

نتایج مطالعات مربوط به رابطه بین ارتباطات سیاسی و عملکرد یا ارزش شرکت نشان می‌دهد شرکت‌های وابسته ممکن است مستقیماً از سیاست‌مداران در جهت انعقاد قراردادهای دولتی بیشتر یا تحت نظارت کمتر بهره‌مند شوند. همچنین، از مزایای غیرمستقیم مانند دسترسی ترجیحی به تأمین مالی خارجی برخوردار شوند. زیرا، وام‌دهندگان به تضمین دولت پاسخ داده و این به شرکت‌های با ارتباطات سیاسی دچار مشکلات مالی را قادر می‌سازد از این مشکلات رهایی یابند (فاسیو و همکاران[5]، ۲۰۰۶). دنگ و همکاران[6] (۲۰۱۷) نشان دادند که شرکت‌های دارای روابط سیاسی به‌ویژه با رژیم حسنی مبارک، قبل از فروپاشی رژیم و افزایش ریسک ناشی از بدهی در اوج بحران مالی ۲۰۰۸، محدویت مالی کمتری تجربه کردند. اتصال به رژیم مبارک باعث کمک به ارزش شرکت در حدود ۲۲/۴ درصد شده، و در ۱۵ روز کاری پس از فروپاشی رژیم مبارک، بازده غیرعادی شرکت‌های وابسته به رژیم مبارک در حدود ۲۶/۵ درصد کمتر از شرکت‌های غیر وابسته به رژیم بود.

تأثیر ارتباطات سیاسی بر ریسک درماندگی مالی

شرایط اقتصادی بازارهای جهانی، رقابت شدید و نااطمینانی محیط تجاری در مواقعی منجر به درماندگی‌های مالی شرکت‌ها خواهد شد. درماندگی مالی که گاهی به ورشکستگی نیز می‌انجامد، به شرایطی اطلاق می‌شود که شرکت نتواند به تعهدات خود در قبال اعتباردهندگان عمل کند؛ یا در عمل به این تعهدات دچار مشکل باشد (منصورفر و همکاران، ۱۳۹۴). برخورداری شرکت‌ها از ارتباطات سیاسی می‌تواند منافعی از قبیل شرایط مناسب استقراض، کاهش هزینه‌های مالی، بهبود فرصت‌های رشد و کاهش احتمال وقوع ورشکستگی را به همراه داشته باشد (هوستن و همکاران، ۲۰۱۴ و فاسیو و همکاران، ۲۰۰۶).

تأثیر ارتباطات سیاسی بر روابط بین ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی

شرکت‌های با رابطه سیاسی، اگر دارای اهرم بالایی باشند، تمایل پیدا می‌کنند تا سطح ورشکستگی را پایین نگه دارند؛ این پدیده می‌تواند به‌دلیل سودمندی روابط سیاسی رخ دهد (هریماوان و همکاران[7]، ۲۰۱۹). برای مثال، اگر شرکت بخواهد کسب‌وکار خود را گسترش دهد، برای رسیدن به این هدف نیازمند

1. Claessens et al
2. Houston et al
3. Piotroski & Zhang
4. Pan & Tian
5. Faccio et al
6. Dang et al
7. Harymawan et al

پول بیشتر است. ذا آنها برای داشتن ارتباطات سیاسی، یک سیاست‌مدار را در هیئت مدیره خود استخدام می‌کنند تا طرح گسترش را به پیش ببرد. اولین مزیت این کار استفاده از ارتباطات سیاسی برای دسترسی آسان‌تر به تأمین مالی از منابع خارجی است (فاسیو، ۲۰۰۶ و کول و زو[1]، ۲۰۰۵). پس از این‌که شرکت منابع مالی کافی به‌دست آورد، از ارتباطات سیاسی برای برنده شدن در قراردادهای مناقصه دولتی استفاده می‌کند (گلدمن و همکاران[2]، ۲۰۱۳). اگرچه این طرح باعث افزایش اهرم‌های شرکت می‌شود، اما به‌دلیل ارتباطات سیاسی، اعتبار پوشش هزینه قرارداد را نیز به‌راحتی به‌دست می‌آورد و انتظار می‌رود قراردادهای دولتی سودآور باشد. بنابراین، می‌تواند تجارت خود را بدون نگرانی درباره وضعیت مالی گسترش دهد، و این می‌تواند مانع از ورشکستگی شرکت‌ها شود (هریماوان و همکاران، ۲۰۱۹).

مروری بر پیشینه پژوهش

هریماوان و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر ریسک ورشکستگی پرداخته‌اند که نتایج نشان داد شرکت‌های با ارتباط سیاسی، ریسک ورشکستگی بالاتری نسبت به شرکت-های غیروابسته دارند. همچنین، نتایج نشان داد شرکت‌های با ارتباطات سیاسی و دارای اهرم بالا نسبت به شرکت‌های وابسته سیاسی با اهرم پایین و شرکت‌های غیروابسته، ریسک ورشکستگی کمتری دارند و این می‌تواند به علت تفاوت در انگیزه شرکت‌ها برای داشتن ارتباطات سیاسی باشد.

دنگ و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان "ارزش ارتباطات سیاسی: شواهدی از انقلاب ۲۰۱۱ مصر"، ارزش ارتباطات سیاسی با رژیم مبارک را با درنظر گرفتن فروپاشی ۳۰ ساله رژیم به‌عنوان آزمایش طبیعی محاسبه کرده‌اند. نتایج نشان داد اتصال به رژیم مبارک در حدود ۲۲/۴ درصد به افزایش ارزش شرکت کمک کرده است. اما، شرکت‌های بدون ارتباط با رژیم مبارک و مالکیت دولتی با محدودیت مالی مواجه بوده‌اند. درحالی‌که شرکت‌های وابسته به رژیم مبارک قبل از فروپاشی رژیم و در اوج بحران جهانی سال ۲۰۰۸ محدودیت مالی کمتری را تجربه کرده‌اند. با این حال، مزیت یاد شده پس از سقوط رژیم مبارک از بین رفت.

هو و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی، سیاست دولتی و یا هر دو بر بازده سهام و رفتار سهامداران قبل و بعد از انتخابات ریاست جمهوری تایوان در سال ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد شرکت‌هایی که تنها با حزب برنده ارتباط داشتند دارای بازده غیرعادی انباشته مثبت بودند.

رهنمای رودپشتی و محسنی (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان "ارتباطات سیاسی، سود نقدی و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" نشان دادند بین ارتباطات سیاسی و سود نقدی سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. به‌عبارتی، با افزایش ارتباطات سیاسی، سود نقدی تقسیمی افزایش می‌یابد. همچنین، رابطه مثبت و معنادار بین ارتباطات سیاسی و بازده سهام مشاهده شد.

بادآورنهندی و تقی‌زاده خانقاه (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان "تأثیر ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری بیشتر از حد و عملکرد شرکت" نشان دادند ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری بیشتر از حد تأثیر مثبت و

1. Cull & Xu
2. Goldman et al

بر عملکرد شرکت تأثیر منفی دارد. ارتباطات سیاسی می‌تواند به شرکت‌ها کمک کند تا منابع مالی بیشتری به‌دست آورند. اما دسترسی به وام‌های تجاری ناشی از ارتباطات سیاسی اعتبار منفی ایجاد کرده و هزینه‌های مالی را افزایش می‌دهد. علاوه‌بر این، دخالت سیاست‌مداران ممکن است موجب تحریف در تخصیص منابع اجتماعی شده و به سرمایه‌گذاری بیش از حد و تضعیف عملکرد شرکت منجر شود.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان "واکاوی کیفیت گزارشگری مالی و اجتناب مالیاتی در پرتو مالکیت دولتی و ارتباطات سیاسی" نشان دادند مالکیت دولتی و ارتباطات سیاسی بر کیفیت گزارشگری مالی اثر منفی و معناداری دارد و با افزایش درصد مالکیت دولت یا ارتباطات سیاسی در شرکت‌ها، کیفیت گزارشگری آنها کاهش می‌یابد. همچنین، ارتباطات سیاسی بر اجتناب مالیاتی اثر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری پژوهش و پیشینه آن، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده‌است:

- ✓ فرضیه اول: ارتباطات سیاسی بر محدودیت مالی اثر دارد.
- ✓ فرضیه دوم: ارتباطات سیاسی تاثیر محدودیت مالی بر بازده غیرعادی را تعدیل می‌کند.
- ✓ فرضیه سوم: ارتباطات سیاسی بر ریسک درماندگی مالی اثر دارد.
- ✓ فرضیه چهارم: ارتباطات سیاسی تاثیر ریسک درماندگی مالی بر بازده غیرعادی را تعدیل می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، از دسته کاربردی و از نظر روش، توصیفی مبتنی بر تحلیل رگرسیون خطی به‌شمار می‌رود که از تحلیل داده‌های ترکیبی استفاده شده است. اطلاعات مورد نیاز جهت پی ریزی مبانی نظری پژوهش با استفاده از روش کتابخانه‌ای گردآوری شده است. داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها از صورت‌های مالی سالانه شرکت‌ها، گزارش هیئت مدیره به مجمع عمومی صاحبان سهام و پایگاه سازمان بورس اوراق بهادار و کدال استخراج شده است. پس از گردآوری داده‌های متغیرها، با کمک نرم‌افزار اکسل[1]، داده‌ها مرتب‌سازی و آماده‌سازی شده‌اند. بعد از آن با استفاده از نرم‌افزار ایویوز[2] نسبت به آزمون فرضیه‌ها اقدام شده است.

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۷ است که از این بین، تعداد ۱۶۲ شرکت که از شرایط زیر برخوردار بودند به روش حذفی سیستماتیک به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شده‌اند و در مجموع، تعداد ۱۱۳۴ سال-شرکت مشاهده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است:

- ✓ سال مالی تمامی آنها منتهی به ۲۹ اسفند هر سال باشد.
- ✓ طی بازه زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداده باشند.

1. Excel
2. Eviews

- ✓ اطلاعات صورت‌های مالی آنها از سال ۹۱ به‌طور کامل و پیوسته در دسترس باشد و وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشند.
- ✓ از شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و واسطه‌گری مالی نباشند.

الگوها و متغیرهای پژوهش

الگوهای رگرسیونی فرضیه‌های پژوهش به پیروی از هو و همکاران (۲۰۱۵) به شرح زیر هستند:

الگوی ۱ جهت آزمون فرضیه اول:

$$FC_{i,t} = a_0 + a_1 PC_{i,t} + a_2 SIZE_{i,t} + a_3 CFO_{i,t} + a_4 BM_{i,t} + a_5 DIV_{i,t} + a_6 SG_{i,t} + a_7 ROA_{i,t} + e_{it}$$

الگوی ۲ جهت آزمون فرضیه دوم:

$$AR_{i,t} = a_0 + a_1 PC_{i,t} + a_2 FC_{i,t} + a_3 PC_{i,t} \times FC_{i,t} + a_4 SIZE_{i,t} + a_5 CFO_{i,t} + a_6 BM_{i,t} + a_7 DIV_{i,t} + a_8 SG_{i,t} + a_9 ROA_{i,t} + e_{it}$$

الگوی ۳ جهت آزمون فرضیه سوم:

$$FD_{i,t} = a_0 + a_1 PC_{i,t} + a_2 SIZE_{i,t} + a_3 CFO_{i,t} + a_4 BM_{i,t} + a_5 DIV_{i,t} + a_6 SG_{i,t} + a_7 ROA_{i,t} + e_{it}$$

الگوی ۴ جهت آزمون فرضیه چهارم:

$$AR_{i,t} = a_0 + a_1 PC_{i,t} + a_2 FD_{i,t} + a_3 PC_{i,t} \times FD_{i,t} + a_4 SIZE_{i,t} + a_5 CFO_{i,t} + a_6 BM_{i,t} + a_7 DIV_{i,t} + a_8 SG_{i,t} + a_9 ROA_{i,t} + e_{it}$$

در رابطه‌های بالا: PC ارتباطات سیاسی، FC محدودیت مالی، FD ریسک درماندگی مالی، AR بازده غیرعادی، SIZE اندازه شرکت، CFO نسبت وجه نقد عملیاتی، BM نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، DIV نسبت سود تقسیمی به سود خالص، SG نرخ رشد فروش، ROA نرخ بازده دارایی‌ها و e_{it} جزء باقیمانده الگو است.

متغیرهای وابسته

الف) محدودیت مالی (FC): محدودیت در تأمین مالی از ویژگی‌های بارز شرکت‌هایی است که در تنگنا قرار دارند. زیرا محدودیت در تأمین مالی، شرکت را از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت بازمی‌دارد. برای اندازه‌گیری محدودیت مالی از الگوی کاپلان و زینگالس[1] به شرح زیر استفاده شد که با مختصات ایران تطابق بیشتری دارد.

1. Kaplan & Zingales

$$Kz_{IR} = 17.33 - 37.486\left(\frac{Cash\ Holding_{i,t}}{Total\ Assets_{i,t}}\right) - 15.216\left(\frac{Div_{i,t}}{Total\ Assets_{i,t}}\right)$$
$$+ 3.394\left(\frac{Debt_{i,t}}{Total\ Assets_{i,t}}\right) - 1.402\left(\frac{M_{i,t}}{B_{i.t}}\right)$$

که در رابطه بالا: Kz معیار محدودیت در تامین مالی، Cash Holding وجه نقد به‌علاوه سرمایه-گذاری‌های کوتاه‌مدت، Total Assets جمع کل دارایی‌های شرکت، M ارزش بازار شرکت، B ارزش دفتری شرکت، Div سود تقسیمی شرکت و Debt کل بدهی‌های شرکت است.

ب) ریسک درماندگی مالی(FD): آلتمن[1] مدل زیر را در سال ۱۹۸۳ به نام Z/ شرح داد:

$$Z' = 0.717X_1 + 0.847X_2 + 3.107X_3 + 0.420X_4 + 0.998X_5$$

Z/ امتیاز کل، X1 نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها، X2 نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها؛ X3: نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی‌ها، X4 نسبت ارزش دفتری سهام شرکت به ارزش دفتری کل بدهی‌ها؛ X5 نسبت فروش به کل دارایی‌ها. در این مدل هرچه Z/ پایین‌تر باشد، درجه ریسک درماندگی شرکت بیشتر است.

بازده غیرعادی (AR): تفاضل بازده واقعی شرکت موردنظر و بازده بازار، نشان‌گر بازده غیرعادی سهام است. در این پژوهش بازده بازار بر اساس شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته می‌شود.

متغیر مستقل

ارتباطات سیاسی (PC): یک متغیر مجازی با ارزش ۰ و ۱ است که در شرکت دارای ارتباطات سیاسی عدد ۱ و در غیر این صورت ۰ می‌پذیرد. در این پژوهش جهت اندازه‌گیری ارتباطات سیاسی به پیروی از مطالعات فان و همکاران (۲۰۰۸)، لین و همکاران (۲۰۱۵)، خان[2] و همکاران (۲۰۱۶)، ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۶) و ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) از یک معیار بدهی بلندمدت به شرح زیر استفاده شده است:

- ✓ نسبت بدهی‌های بلندمدت به کل بدهی‌ها در هر سال برای هر شرکت محاسبه شده است.
- ✓ شرکت‌هایی که نسبت بدهی‌های بلندمدت به کل بدهی‌های آنها بیشتر از میانه سایر شرکت‌ها است به‌عنوان شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی و به آنها عدد ۱ و به مابقی عدد ۰ اختصاص یافته است (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۷).

متغیرهای کنترلی

- ✓ اندازه شرکت (SIZE): برابر لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت است.
- ✓ نسبت وجه نقد عملیاتی (CFO): برابر تقسیم وجه نقد عملیاتی بر جمع دارایی‌ها است.

1. Altman
2. Khan et al

- ✓ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM): برابر تقسیم ارزش دفتری سهام بر ارزش بازار سهام است.
- ✓ نسبت سود تقسیمی به سود خالص (DIV): برابر تقسیم سود نقدی پرداخت شده بر سود خالص است.
- ✓ نرخ رشد فروش (SG): برابر نرخ رشد سالانه فروش شرکت است.
- ✓ نرخ بازده دارایی‌ها (ROA): برابر تقسیم سود خالص به جمع دارایی‌ها است.

تجزیه تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی

برخی شاخص‌های آمار توصیفی شامل میانگین، میانه، کمینه، بیشینه، انحراف معیار، چولگی و ضریب کشیدگی در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی

نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	ضریب کشیدگی
FC	۱۳/۲۹	۱۴/۵۷	۱۹/۲۲	-۱۵/۵۷	۴/۷۴	-۲/۰۹	۸/۵۶
PC	۰/۴۸	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۵۰	۰/۰۶	۱/۰۰
FD	-۱/۴۲	-۱/۷۲	۶/۵۵	-۷/۵۹	۱/۸۶	۰/۹۷	۴/۷۲
AR	۰/۱۲	-۰/۰۴	۳/۹۵	-۱/۲۲	۰/۷۳	۱/۷۴	۷/۳۷
SIZE	۱۴/۲۶	۱۴/۰۶	۱۹/۷۸	۱۰/۴۹	۱/۵۵	۰/۹۰	۴.۳۱
CFO	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۶۴	-۰/۴۶	۰/۱۳	۰/۶۱	۴/۶۰
BM	۰/۶۷	۰/۶۷	۱/۷۱	۰/۱۵	۰/۲۲	۰/۳۲	۳/۳۷
DIV	۰/۵۳	۰/۵۳	۵/۳۸	۰/۰۰	۰/۴۶	۱/۶۰	۱۴/۱۹
SG	۰/۲۳	۰/۱۷	۶/۵۶	-۰/۹۷	۰/۴۰	۰/۴۶	۳۹/۹۹
ROA	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۶۳	-۰/۴۰	۰/۱۴	۰/۵۷	۴/۶۸

منبع: یافته‌های پژوهش

تفسیر برخی ارقام مندرج در جدول بالا به‌طور نمونه برای متغیر محدودیت مالی به این صورت است: مقدار میانگین متغیر محدودیت مالی برابر با ۱۳/۲۸ است. همچنین، مقدار انحراف معیار متغیر محدودیت مالی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی برابر با ۴/۷۴ به‌دست آمد که نشان می‌دهد متوسط نوسان از میانگین داده‌ها برای این متغیر برابر با ۴/۷۴ است. میانه این متغیر برابر ۱۴/۵۶ است که نشان می‌دهد ۵۰ درصد داده‌ها پایین‌تر از این مقدار و ۵۰ درصد بالاتر از آن قرار دارند.

آزمون‌های تشخیصی مقدماتی

برای جلوگیری از مشکل رگرسیون کاذب، ابتدا آزمون‌های هم‌جمعی و پایایی (مانایی) با نرم افزار ایویوز انجام شد که نتایج از وجود رابطه بلندمدت متغیرها حکایت داشت. همچنین، بررسی پایایی متغیرها

با آزمون لوین، لین و چو[1] نشان داد تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد پایا هستند؛ به این معنی که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت است. در نتیجه می‌توان گفت استفاده از این متغیرها در الگو، باعث تشکیل رگرسیون کاذب نمی‌شود. برای ارزیابی نرمال بودن متغیرها نیز از آزمون جارکوبرا استفاده گردید، زمانی که اندازه نمونه به میزان کافی بزرگ باشد، انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً بی‌اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است. با توجه به قضیه حد مرکزی می‌توان دریافت که حتی در غیاب نرمال بودن، آماره‌های آزمون به‌طور مجانبی از توزیع‌های مناسب پیروی خواهند کرد (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

آزمون همبستگی

در یک الگوی رگرسیونی چنانچه همبستگی بین متغیرهای مستقل زیاد باشد، ممکن است نتایج مخدوش شود. منظور از همبستگی بالا نیز همبستگی بیش از ۰/۷۰ است. همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، همبستگی بیشتر از ۰/۷۰ وجود ندارد.

جدول ۲. نتایج آزمون ضریب همبستگی

نماد متغیر	PC	SIZE	CFO	BM	DIV	SG	ROA
PC	۱/۰۰	-۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۲	-۰/۱۲	۰/۰۱	-۰/۰۶
SIZE	-۰/۰۴	۱/۰۰	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۱۰	-۰/۰۱	۰/۱۱
CFO	۰/۰۲	۰/۱۱	۱/۰۰	-۰/۲۶	۰/۲۹	۰/۰۹	۰/۴۹
BM	۰/۰۲	۰/۱۷	-۰/۲۶	۱/۰۰	-۰/۱۶	-۰/۱۷	-۰/۴۲
DIV	-۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۲۹	-۰/۱۶	۱/۰۰	-۰/۰۱	۰/۴۰
SG	۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۰۹	-۰/۱۷	-۰/۰۱	۱/۰۰	۰/۲۶
ROA	-۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۴۹	-۰/۴۲	۰/۴۰	۰/۲۶	۱/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس

ناهمسانی واریانس با استفاده آزمون بروش پاگان[2] بررسی شد که نتایج به‌شرح جدول ۳ نشان داد بین اجزای اخلال مدل در هر چهار فرضیه ناهمسانی واریانس وجود دارد. در نتیجه، برای رفع ناهمسانی واریانس در در برازش نهایی مدل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[3] استفاده شده است.

1. Levin, Lin, Chu
2. Breush-Pagan
3. GLS

جدول ۳. آزمون بروش پاگان برای تشخیص ناهمسانی واریانس

مدل پژوهش	آمارهF	سطح معناداری	نتیجه آزمون
مدل(۱)برای فرضیه اول	18/77	0/00	ناهمسانی واریانس وجود دارد.
مدل(۲)برای فرضیه دوم	6/70	0/00	ناهمسانی واریانس وجود دارد.
مدل(۳)برای فرضیه سوم	26/16	0/00	ناهمسانی واریانس وجود دارد.
مدل(۴)برای فرضیه چهارم	6/62	0/00	ناهمسانی واریانس وجود دارد.

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار استنباطی

از آنجا که داده‌های مورد استفاده به‌صورت ترکیبی (پنل) هستند، در گام اول، با انجام آزمون F لیمر نسبت به بررسی تشخیص استفاده از داده‌های تابلویی یا داده‌های تلفیقی اقدام شد. نتایج این آزمون به‌شرح جدول ۴ نشان داد سطح معناداری آماره F برای تمام فرضیه‌ها کمتر از ۵ درصد است. بنابراین، مقاطع مورد بررسی برای تمام فرضیه‌ها ناهمگن و دارای تفاوت‌های فردی بوده و استفاده از روش داده‌های پنل (تابلویی) مناسب‌تر است.

جدول ۴. نتایج آزمون اف. لیمر

مدل پژوهش	آمارهF	سطح معناداری	نتیجه
مدل(۱)برای فرضیه اول	۲/۹۸	۰/۰۰	تابلویی
مدل(۲)برای فرضیه دوم	۱/۲۶	۰/۰۲	تابلویی
مدل(۳)برای فرضیه سوم	۲/۷۹	۰/۰۰	تابلویی
مدل(۴)برای فرضیه چهارم	۱/۳۲	۰/۰۱	تابلویی

منبع: یافته‌های پژوهش

با انتخاب روش داده‌های تابلویی، نتایج آزمون هاسمن جهت انتخاب بین الگوی با اثرات ثابت یا تصادفی به شرح جدول ۵ نشان داد معناداری آماره آزمون در هر چهار الگو کمتر از ۵ درصد است و این دال بر استفاده از الگوی با اثرات ثابت است. با این توضیح که در الگوی اثر ثابت، شیب رگرسیون در هر مقطع ثابت و جمله ثابت از مقطعی به مقطع دیگر متفاوت است. هرچند اثر زمانی معنی‌دار نیست، اما اختلاف معنی‌داری میان مقطع‌ها وجود دارد و ضرایب مقطع‌ها با زمان تغییر نمی‌کند.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن

مدل پژوهش	آماره آزمون هاسمن	سطح معناداری	نتیجه
مدل(۱)برای فرضیه اول	۱۱۹/۴۶	۰/۰۰	اثرات ثابت
مدل(۲)برای فرضیه دوم	۱۱۴/۳۲	۰/۰۰	اثرات ثابت
مدل(۳)برای فرضیه سوم	۳۵۸/۸۰	۰/۰۰	اثرات ثابت
مدل(۴)برای فرضیه چهارم	۱۲۲/۶۴	۰/۰۰	اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه اول

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش با استفاده از الگوی ۱ به‌شرح جدول ۶ نشان داد آماره F به‌دست آمده ۳۲/۶۷ و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد الگوی پژوهش در سطح اطمینان بالایی (۹۵ درصد) معنادار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده به‌دست آمده که تقریباً برابر ۸۲ درصد است، می‌توان ادعا کرد که مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش حدود ۸۲ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. ضمناً با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر ۱/۷۶ و در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، می‌توان ادعا کرد خودهمبستگی مرتبه اول بین باقیمانده‌های الگو وجود ندارد.

جدول۶. نتایج آزمون فرضیه اول

نام متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	a_0	۹/۷۶	۱/۴۳	۶/۸۵	۰/۰۰
ارتباطات سیاسی	PC	−۰/۲۳	۰/۱۱	−۲/۱۰	۰/۰۴
اندازه شرکت	SIZE	۰/۲۲	۰/۱۰	۲/۲۶	۰/۰۲
نسبت وجه نقد عملیاتی	CFO	−۳/۵۱	۰/۳۷	−۹/۵۶	۰/۰۰
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	۳/۷۵	۰/۲۳	۱۶/۵۷	۰/۰۰
نسبت سود تقسیمی به سود خالص	DIV	−۰/۷۰	۰/۱۰	−۷/۱۴	۰/۰۰
نرخ رشد فروش	SG	−۰/۴۰	۰/۱۰	−۳/۸۲	۰/۰۰
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	−۱۱/۵۸	۰/۵۲	−۲۲/۰۵	۰/۰۰
آماره F	F-statistic	۳۲/۶۸			۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	Adjusted R-squared	۰/۸۲			
آماره دوربین واتسون	Durbin-Watson stat	۱/۷۷			

منبع: یافته‌های پژوهش

در فرضیه اول به بررسی رابطه میان ارتباطات سیاسی و محدودیت مالی پرداخته شد که با توجه به ضریب ارتباطات سیاسی (۰/۲۲-) و سطح معناداری آن (۰/۰۳) به‌شرح جدول بالا می‌توان ادعا کرد ارتباطات سیاسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر محدودیت مالی اثر منفی و معناداری دارد. به‌عبارت دیگر، وجود ارتباطات سیاسی منجر به کاهش محدودیت مالی شرکت‌ها نسبت به شرکت‌های فاقد این ارتباطات می‌شود. بنابراین فرضیه اول پژوهش تأیید شد.

نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج آزمون فرضیه دوم با استفاده از الگوی ۲ به‌شرح جدول ۷ نشان داد آماره F به‌دست آمده ۳/۸۰ و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد الگوی پژوهش در سطح اطمینان بالایی (۹۵ درصد) معنادار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده به‌دست آمده الگو که تقریباً برابر ۳۰ درصد است، می‌توان ادعا کرد مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش حدود ۳۰ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. ضمناً با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر ۲/۱۸ و در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول بین باقیمانده‌های الگو وجود ندارد.

جدول ۷. نتایج آزمون فرضیه دوم

نام متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	a_0	۲/۵۱	۰/۵۹	۴/۲۹	۰/۰۰
ارتباطات سیاسی	PC	۰/۰۷	۰/۰۸	۲/۸۳	۰/۰۱
محدودیت مالی	FC	-۰/۵۲	۰/۱۵	-۳/۳۸	۰/۰۰
ارتباطات سیاسی* محدودیت مالی	PC*FC	-۱/۹۴	۰/۱۱	-۱۷/۵۳	۰/۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۱۰	۰/۴۰	-۲/۴۱	۰/۰۲
نسبت وجه نقد عملیاتی	CFO	-۰/۰۱	۰/۰۱	-۱/۱۹	۰/۲۳
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	-۰/۰۷	۰/۰۸	-۰/۸۳	۰/۴۱
نسبت سود تقسیمی به سود خالص	DIV	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۱۵	۰/۸۸
نرخ رشد فروش	SG	۰/۲۹	۰/۰۴	۷/۵۹	۰/۰۰
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۶۹	۰/۲۱	۳/۳۲	۰/۰۰
آماره F	F-statistic	۳/۸۰			۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	Adjusted R-squared	۰/۳۰			
آماره دوربین واتسون	Durbin-Watson stat	۲/۱۹			

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه بین محدودیت مالی و بازده غیرعادی در فرضیه دوم به‌شرح جدول ۷ نشان داد ضریب ارتباطات سیاسی * محدودیت مالی (۱/۹۳-) و سطح معناداری (۰/۰۰) است و با مقایسه آن با ضریب محدودیت مالی (۰/۵۲-) می‌توان ادعا کرد ارتباطات سیاسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر رابطه میان محدودیت مالی و بازده غیرعادی اثر منفی و معناداری دارد. درواقع، ارتباطات سیاسی شدت رابطه منفی میان محدودیت سیاسی و بازده غیرعادی را تقویت می‌کند. به‌عبارت

دیگر، شرکت‌های دچار محدودیت مالی و همزمان بهره‌مند از ارتباطات سیاسی بهره‌مند نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی و دارای محدودیت، بازده غیرعادی کمتری دارند.

نتایج آزمون فرضیه سوم

نتایج آزمون فرضیه سوم با استفاده از الگوی ۳ به‌شرح جدول ۸ نشان داد آماره F به‌دست آمده ۶/۲۴ و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد الگوی پژوهش در سطح اطمینان بالایی (۹۵ درصد) معنادار است. همچنین، ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست آمده الگو تقریباً برابر ۴۴ درصد است. لذا، می‌توان ادعا کرد مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش تقریباً ۴۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. ضمناً مقدار آماره دوربین واتسون برابر ۱/۶۵ و در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد. درنتیجه می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول بین باقیمانده‌های الگو وجود ندارد.

جدول ۸. نتایج آزمون فرضیه سوم

نام متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	a_0	-۳۳/۷۷	۱/۴۲	-۲۳/۸۰	۰/۰۰
ارتباطات سیاسی	PC	-۰/۱۷	۰/۱۰	-۲/۸۱	۰/۰۱
اندازه شرکت	SIZE	۲/۳۲	۰/۱۰	۲۳/۹۴	۰.۰۰
نسبت وجه نقد عملیاتی	CFO	۱/۱۰	۰/۳۶	۳/۰۲	۰/۰۰
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	-۰/۶۵	۰/۲۲	-۲/۹۷	۰/۰۰
نسبت سود تقسیمی به سود خالص	DIV	۰/۰۲	۰/۰۹	۰/۲۳	۰/۸۲
نرخ رشد فروش	SG	۰/۳۸	۰/۰۸	۴/۵۰	۰/۰۰
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	-۳/۶۰	۰/۴۲	-۸/۵۳	۰/۰۰
آماره F	F-statistic	۶/۲۴			۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	Adjusted R-squared	۰/۴۴			
آماره دوربین واتسون	Durbin-Watson stat	۱/۶۶			

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر ریسک درماندگی مالی در فرضیه سوم به‌شرح جدول بالا نشان داد ضریب ارتباطات سیاسی (-۰/۱۷) و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. لذا می‌توان ادعا کرد ارتباطات سیاسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر ریسک درماندگی مالی اثر منفی و معناداری دارد، به‌عبارتی، ریسک درماندگی مالی در شرکت‌های با ارتباطات سیاسی نسبت به شرکت‌های فاقد این ارتباطات کاهش می‌یابد. بنابراین، فرضیه سوم پژوهش تأیید شد.

نتایج آزمون فرضیه چهارم

نتایج آزمون فرضیه چهارم با استفاده از الگوی ۴ به‌شرح جدول ۹ نشان داد آماره F به‌دست آمده ۴/۴۸ و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد الگوی پژوهش در سطح اطمینان بالایی (۹۵ درصد) معنادار است. همچنین، ضریب تعیین تعدیل‌شده به‌دست آمده الگو تقریباً برابر ۳۴ درصد است. لذا، می‌توان ادعا کرد مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش تقریباً ۳۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. ضمناً مقدار آماره دوربین واتسون برابر ۲/۲۵ و در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد. درنتیجه، می‌توان ادعا کرد بین باقیمانده‌های الگو خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد.

جدول ۹. نتایج آزمون فرضیه چهارم

نام متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	a_0	-۰/۴۴	۰/۶۵	-۰/۶۷	۰/۵۰
ارتباطات سیاسی	PC	۰/۰۱	۰/۰۴	۲/۹۳	۰/۰۰
ریسک درماندگی مالی	FD	-۰/۰۹	۰/۰۱	-۷/۷۸	۰/۰۰
ارتباطات سیاسی*ریسک درماندگی مالی	PC*FD	۰/۰۳	۰/۰۲	۲/۸۰	۰/۰۱
اندازه شرکت	SIZE	۰/۱۲	۰/۰۴	۲/۶۷	۰/۰۱
نسبت وجه نقد عملیاتی	CFO	-۰/۴۳	۰/۱۵	-۲/۹۴	۰/۰۰
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	-۱/۹۶	۰/۱۰	-۱۸/۸۰	۰/۰۰
نسبت سود تقسیمی به سود خالص	DIV	۰/۰۰	۰/۰۴	-۰/۰۶	۰/۹۶
نرخ رشد فروش	SG	۰/۳۱	۰/۰۴	۸/۲۷	۰/۰۰
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۴۱	۰/۲۰	۲/۰۴	۰/۰۴
آماره F	F-statistic	۴/۴۹			۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	Adjusted R-squared	۰/۳۴			
آماره دوربین واتسون	Durbin-Watson stat	۲.۲۵			

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه بین ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی در فرضیه چهارم به‌شرح جدول بالا نشان داد ضریب ارتباطات سیاسی * ریسک درماندگی مالی (۰/۰۲) و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است که با مقایسه آن با ضریب ریسک درماندگی مالی (-۰/۹۰) می‌توان ادعا کرد ارتباطات سیاسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، جهت رابطه منفی میان ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی را به مثبت تغییر می‌دهد. به‌عبارتی، شرکت‌های دچار درماندگی و در عین حال دارای رتباطات سیاسی، نسبت به شرکت‌های دچار درماندگی اما فاقد این ارتباطات، بازده غیرعادی بیشتری دارند. بنابراین، فرضیه چهارم پژوهش تأیید شد.

بحث و نتیجه‌گیری

یکی از مزایای ارتباطات سیاسی، محدودیت مالی کمتر است. درواقع شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی به دلیل دسترسی آسان‌تر به منابع مالی خارجی، سرمایه لازم را برای فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به‌دست آورده و کمتر با مشکلات تأمین مالی روبرو می‌شوند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نیز مؤید این مطلب است و این با با یافته‌های چو و همکاران[1] (۲۰۱۲)، هوستن و همکاران (۲۰۱۴)، لی و همکاران[2] (۲۰۰۸) و سو و فانگ[3] (۲۰۱۳) مطابقت دارد که دریافتند شرکت‌های دارای ارتباط سیاسی با دسترسی ترجیحی به منابع مالی خارجی از طریق ضمانت دولتی یا اعتبار مستقیم از بانک‌های وابسته یا بانک‌های دولتی، محدودیت مالی کمتری دارند. همچنین، یافته ما با یافته مودیلیانی و میلر[4] (۱۹۵۸) در تضاد است که معتقدند در بازار سرمایه کامل، گزینه‌های تأمین مالی مهم نیست و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به دسترسی به منابع داخلی وابسته نیست و در عمل، نقص‌های بازار به‌عنوان اطلاعات نامتقارن و مسائل بنگاه، هزینه‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها را افزایش می‌دهد.

نتایج حاصل از فرضیه دوم گویای این مطلب است که، ارتباطات سیاسی بر رابطه میان محدودیت مالی و بازده غیرعادی اثر منفی و معناداری دارد. درواقع، شرکت‌هایی که دچار محدودیت مالی‌اند و همزمان از ارتباطات سیاسی بهره‌مند هستند، نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی و دارای محدودیت مالی، بازده غیرعادی کمتری دارند. نتایج ما با یافته‌های بوباکری و همکاران (۲۰۰۸) مطابقت دارد که نشان دادند شرکت‌های وابسته به سیاست عملکرد حسابداری ضعیف را به نمایش می‌گذارند. همچنین با یافته‌های گلدمن و همکاران (۲۰۰۹) و هو و همکاران (۲۰۱۵) در تضاد است که معتقدند ارتباطات سیاسی منجر به افزایش ارزش سهام شرکت‌های وابسته و مثبت شدن بازده غیرعادی سهام آنها می‌شود. هرمالین و ویزباچ[5] (۱۹۸۸ و ۲۰۰۳) یک دلیل اصلی برای تبیین این شواهد متضاد ارائه کرده‌اند، و آن این است که برقراری ارتباط سیاسی می‌تواند یک تصمیم داخلی باشد. به‌عنوان مثال، از یک طرف سیاست‌مداران ممکن است تصمیم بگیرند که خود را با شرکت‌هایی که پتانسیل کسب‌وکار امیدوارکننده دارند، مرتبط سازند. از سوی دیگر، بنگاه‌های کم‌تر رقابتی ممکن است بیشتر به روابط با دولت برای تداوم فعالیت پایبند باشند، به همین دلیل دشوار است رابطه علی بین رابطه سیاسی و عملکرد شرکت را به‌صورت تجربی شناسایی کرد.

یافته های حاصل از آزمون فرضیه سوم نشان داد شرکت‌ها با ایجاد ارتباطات سیاسی، منافعی از قبیل شرایط مناسب استقراض، کاهش هزینه‌های تأمین مالی، بهبود فرصت‌های رشد؛ ریسک درماندگی خود را کاهش داده و از ورشکستگی مالی اجتناب می‌کنند. یافته‌های ما مبنی بر اثر منفی و معنادار ارتباطات سیاسی بر ریسک درماندگی مالی با یافته‌های هوستن و همکاران (۲۰۱۴) و فاسیو و همکاران (۲۰۰۶) مطابقت دارد که نشان دادند شرکت‌ها، ارتباطات سیاسی را برای دسترسی ترجیحی آسان‌تر به اعتبارات از منابع خارجی به‌کار خواهند برد. همچنین با یافته‌های فاسیو (۲۰۱۰) و بلیس و گول[6] (۲۰۱۲) همخوانی دارد که نشان دادند ارتباطات سیاسی رابطه مثبت با اهرم دارد و شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی دارای اهرم بالاتری نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی هستند. اما با یافته‌های هریماوان

1. Chow et al
2. Li et al
3. Su et al
4. Modigliani & Miller
5. Hermalin & Weisbac
6. Bliss & Gul

و همکاران (۲۰۱۹) در تضاد است که نشان دادند ریسک ورشکستگی در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی به‌علت داشتن اهرم بالا، از شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی بزرگتر است.

نتایج حاصل از فرضیه چهارم بیان‌گر این مسئله است که ارتباطات سیاسی بر رابطه میان ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی اثر مثبت و معناداری دارد. درواقع، ارتباطات سیاسی، جهت رابطه منفی میان ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی را به مثبت تغییر می‌دهد. به عبارتی، شرکت‌های دچار درماندگی مالی و درعین حال دارای ارتباطات سیاسی، نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی دچار درماندگی مالی، بازده غیرعادی بیشتری دارند. این نتایج با یافته‌های سیویلایز و همکاران[1] (۲۰۱۵) مطابقت دارد که نشان دادند ارتباطات‌سیاسی از طریق فراهم آوردن رانت‌های اقتصادی، برای شرکت‌ها ارزش افزوده ایجاد می‌کنند.

با توجه به نتایج آزمون فرضیه اول و این‌که شرکت‌های وابسته به سیاست معمولاً نسبت به فشارهای بازار حساس نیستند و ریسک کمتر و بازده موردانتظار کمتری نسبت به سایر شرکت‌ها دارند، به سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز پیشنهاد می‌شود در سهام این نوع شرکت‌ها سرمایه‌گذاری نمایند. با توجه به نتایج آزمون فرضیه دوم به پژوهشگران، فعالان بازار بورس، اعضای هیئت مدیره شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود با مطالعه بیشتر محدودیت مالی شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی، جهت کاهش محدودیت مالی و در نتیجه افزایش ارزش این شرکت‌ها، راهکار ارائه نمایند. با توجه به نتایج آزمون فرضیه سوم به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود اطلاعات و ارزیابی خود درباره وضعیت مالی شرکت‌ها از نظر درماندگی مالی را افزایش دهند تا بتوانند تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بهتری بگیرند. با توجه به نتایج آزمون فرضیه چهارم پیشنهاد می‌شود مدیریت به افشای اطلاعات بیشتری درباره وضعیت مالی شرکت پرداخته تا سرمایه‌گذاران ارزیابی بهتری در تشخیص وضعیت درماندگی شرکت داشته باشند و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بهتری اتخاذ کنند. همچنین مدیریت شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی و دارای ریسک درماندگی مالی نسبت به ارائه راهکار برای خروج از وضعیت درماندگی مالی و بهبود افزایش ارزش شرکت اقدام کنند.

به پژوهش‌های آتی نیز پیشنهاد می‌شود، از سایر معیارها مانند الگوی تصمیم‌گیری چند معیاره به روش تاپسیس و وزن‌دهی به روش آنتروپی به جای نسبت بدهی بلندمدت به کل بدهی‌ها، به‌عنوان شاخص ارتباطات سیاسی استفاده کنند و نتایج حاصله را با نتایج این پژوهش مقایسه نمایند. همچنین، در این پژوهش برای اندازه‌گیری محدودیت تأمین مالی از الگوی تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) و برای اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی از الگوی Z آلتمن (۱۹۸۳) استفاده شده است. اما پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از الگوهای دیگری مانند شاخص وایتد و وو[2] (۲۰۰۶) برای اندازه‌گیری محدودیت تأمین مالی و از الگوی بهارات و شام وی[3] (۲۰۰۸) برای اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی استفاده نمایند و نتایج را با نتایج این پژوهش مقایسه کنند.

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 شده است.

1. Civilize et al
2. Whited & Wu
3. Bharath & Shumway

منابع

ابراهیمی، سیدکاظم.، بهرامی‌نسب، علی و حسن‌زاده، مهدی. (۱۳۹۶). واکاوی کیفیت گزار شگری مالی و اجتناب مالیاتی در پرتو مالکیت دولتی و ارتباطات سیاسی. *مدیریت سازمان‌های دولتی*، ۵(۲)، ۱۶۶-۱۵۱.

ابراهیمی، سیدکاظم.، بهرامی‌نسب، علی و کریمی، اسحاق. (۱۳۹۷). ارتباطات سیاسی، کیفیت حسابرسی، بحران مالی، هزینه‌های نمایندگی. *دانش حسابرسی*، ۱۸(۷۳)، ۱۰۲-۷۹.

افلاطونی، عباس و نیکبخت، لیلی. (۱۳۸۹). *کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی وعلوم اقتصادی*، تهران، انتشارات ترمه.

بادآور نهندی، یونس و تقی‌زاده خانقاه، وحید. (۱۳۹۷). تأثیر ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری بیشتر از حد و عملکرد شرکت. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۵(۲)، ۱۹۸-۱۸۱.

برادران حسن‌زاده، رسول.، بادآورنهندی، یونس و نگهبان، لیلا. (۱۳۹۳). تأثیر محدودیت‌های مالی و هزینه‌های نمایندگی بر کارایی سرمایه‌گذاری. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۶(۱)، ۱۰۶-۸۹.

رهنمای رودپشتی، فریدون و محسنی، عبدالر ضا. (۱۳۹۷). ارتباطات سیاسی، سود نقدی و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۱(۳۸)، ۱۴۴-۱۲۹.

منصورفر، غلامرضا.، غیور، فرزاد و لطفی، بهناز. (۱۳۹۴). توانایی ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی درماندگی مالی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۵(۱)، ۱۹۵-۱۷۷.

مهدی‌فرد، محمدر ضا و رویایی، رمضانعلی. (۱۳۹۴). مدیریت سیاسی و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار: آزمون نظریه اقتصاد سیاسی. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۸(۲۵)، ۲۸-۱۹.

Badavar Nahandi, Y. & Taghizadeh Khanqah, V. (2018). The impact of political connections on overinvestment and firm performance. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 25(2), 181-198. (In Persian)

Baradaran Hassanzadeh, R., Badavar Nahandi, Y. & Negahban, L. (2014). The impact of financial constraints and agency costs of investment efficiency. *Journal of Financial Accounting Researches*, 6(1), 89-106. (In Persian)

Bliss, M. A. & Gul, F. A. (2012). Political connection and leverage: Some Malaysian evidence. *Journal of Bank and Finance*, 36(8), 23-44.

Boubakri, N., Cosset, J. C. & Saffar, W. (2008). Political connections of newly privatized firms. *Journal of Corporate Finance*. 14(5), 654-673.

Boubakri, N., Guedhami, O., Mishra, D. & Saffar, W. (2012). Political connections and the cost of equity capital. *Journal of Corporate Finance*, 18(3). 541–559.

Chow, C. K. W., Fung, M. K. Y., Lam, K. C. & Sami, H. (2012). Investment opportunity set, political connection. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 38(3), 367-389.

Civilize, S., Wongchoti, U. & Young, M. (2015). Political connection and stock returns: A longitudinal study. *The Financial Review*, 50(1), 89–119.

Claessens, S., Feijen, E. & Laeven, L. (2008). Political connections and preferential access to finance: The role of campaign contributions. *Journal of Financial Economics*, 88(3), 554-580.

Cull, R. & Xu, L. C. (2005). Institutions, ownership, and finance: The determinants of profit reinvestment among Chinese firms. *Journal of Financial Economics*, 77(1), 117-146.

Dang, V. Q. T., So, E. P. K. & Yan, I. K. M. (2017). The value of political connection: Evidence from the 2011 Egyptian revolution. *International Review of Economics and Finance*. 56(C), 238-257.

Ebrahimi, K., Bahraminasab, A. & Karimi, E. (2019). Political connections, Audit quality, financial crisis, agency costs. *Journal of Audit Science*, 18(73), 79-102. (In Persian)

Ebrahimi, S. K., Bahraminasab, A. & Hasanzadeh, M. (2017). The analysis of financial reporting quality and tax avoidance according quarterly. *Journal of Public Organzations Management*, 5(2), 61-76. (In Persian)

Faccio, M. (2006). Politically connected firms. *American Economic Review*, 96(1), 369-386.

Faccio, M. (2010). Differences between politically-connected and nonconnected firms: A cross-country analysis. *Financial Management*, 39(3), 905-927.

Faccio, M., Masulis, R. W. & McConnell, J. J. (2006). Political connections and corporate bailouts. *The Journal of Finance*, 61(6), 2597-2635.

Fan, J. P. H., Rui, O. M. & Zhao, M. (2008). Public governance and corporate finance: Evidence from corruption cases. *Journal of Comparative Economics*, 36(3), 343-364.

Goldman, E., Rocholl, J. & So, J. (2009). Do politically connected boards affect firm value? *The Review of Financial Studies*, 22(6), 2331-2360.

Goldman, E., Rocholl, J. & So, J. (2013). Politically connected boards of directors and the allocation of procurement contracts. *Review of Finance*, 17(5), 1617-1648.

Harymawan, I., Lam. B., Nasih, M. & Rumayya, R. (2019). Political connections and stock price crash risk: Empirical evidence from the fall of suharto. *International Journal of Financial Studies*, 7(3), 49.

Hermalin, B. E. & Weisbach, W. S. (1988). The determinants of board composition. *RAND Journal of Economics*, 19(4), 589-606.

Hermalin, B. E. & Weisbach, W. S. (2003). Endogenously chosen directors and their monitoring of the CEO. *American Economic Review*, 88(1), 96-118.

Ho, P. H., Lin, C. Y., Shen, C. H. & Wang, Y. C. (2015). Political connection, government policy, and investor trading: Evidence from an emerging market. *International Review of Economics and Finance*, 42, 153-166.

Houston, J. F., Jiang, L., Lin, C. & Ma, Y. (2014). Political connections and the cost of bank loans. *Journal of Accounting Research*, 52(1), 193-243.

Khan, A., Mihret, D. G. & Muttakin, M. B. (2016). Corporate political connections, agency costs and audit quality. *International Journal of Accounting & Information Management*, 24(4), 357-374.

Lee, W. & Wang, L. (2017). Do political connections affect stock price crash risk? Frim-level evidence from China. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 48(3), 643-676.

Leuz, C. & Oberholzer-Gee, F. (2006). Political relationships, glofal financing and corporate transparen". *Journal of Financial Economics*, 81(2), 411-439.

Li, H., Meng, L., Wang, Q. & Zhou, L. A. (2008). Political connections, financing and firm performance: Evidence from Chinese private firms. *Journal of Development Economics*, 87(2), 283-299.

Lin, K. J., Karim, E. K. & Carter, C. (2015). Why does Chinas stock price crash risk? Firm-level evidence from China. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 48(3), 646-676.

Mahdifard, M. & Royayee, R. (2015). Political management and share price of the companies listed on Tehran Stock Exchange: Test of political economy theory. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 8(25), 19-28. (In Persian)

Mansourfar, G., Ghayour, F, & Lotfi, B. (2015). The ability of support vector machine (SVM) in financial distress prediction. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 5(3), 177-195. (In Persian)

Modigliani, F. & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporate finance, and the theory of investment. *American Economic Review*, 48(3), 261-297.

Nelly Sari, R. & R. Anugerah (2011). The effect of corporate transparency on firm performance: Emperical evidence from Indonesian listed companies. *Modern Accounting and Auditing*, 7(8), 773-783.

Pan, X. & Tian, G. G. (2017). Political connections and corporate investments: Evidence from the recent anti-corruption campaign in China. *Journal of Banking and Finance*, *Online First*, 1-15.

Piotroski, J. & Zhang, T. (2014). Politicians and the IPO decision: The impact of impending political promotions on IPO activity in China. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 111-136.

Rahnamay Roodposhti, F. & Mohseni, A. (2018). Political connections, dividend and stock return in listed firms on Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 11(38), 129-144. (In Persian)

Su, Z. Q. & Fung, H. G. (2013). Political connections and firm performance in Chinese companies. *Pacific Economic Review*, 18(3), 283-317.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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 دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۱۵۶-۱۳۳

مقاله پژوهشی

شناسایی و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر بحران‌های مالی ایران با استفاده از تکنیک‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره[۱]

رامین صادقیان[۲]، لیلا قائمی‌فر[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۱۱

چکیده

با وقوع بحران مالی از سال ۱۳۹۶، افراد عام وارد بازارهای مالی شدند و به‌عنوان چهارمین بازیگر در کنار بازیگران سه‌گانه (دولت، بانک مرکزی و دلالان) این بازارها قرار گرفتند و در ایجاد التهاب و گسترش محیطی آن بیشترین نقش را ایفا نمودند. در این راستا، مقاله حاضر با نظرخواهی از ۸۵ نفر از خبرگان اقتصادی و پیاده‌سازی تحلیل عاملی اکتشافی به شناسایی و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر ورود بازیگران نوظهور به بازارهای مالی ایران پرداخته است. نتایج نشان داد عوامل موثر ورود بازیگران نوظهور در چهار مورد قوانین و مقررات، عوامل روانی، عملکرد و واکنش بازار و آگاهی‌های مالی قابل دسته‌بندی است. همچنین، بهره‌مندی از مقایسات زوجی تعداد ۱۵نفر از خبرگان اقتصادی شاغل در نهادهای سیاست‌گذاری پولی و مالی و پیاده‌سازی فرایندهای DANP و VIKOR نشان داد معیارهای عوامل روانی، عملکرد و واکنش بازار، قوانین و مقررات و آگاهی‌های مالی به ترتیب بیشترین تأثیر را بر ورود بازیگران نوظهور به بازارهای مالی داشته‌اند. به‌عبارت دیگر، عوامل روانی ناشی از اطلاعات غیرواقعی برای رشد تقاضای کاذب و همچنین تکانه‌های انقباضی و انبساطی بازار، بیش از هر عاملی در ورود لجام‌گسیخته بازیگران چهارم به بازارهای مالی، اثرگذار بوده است.

واژگان کلیدی: بازیگران نوظهور، قوانین و مقررات مالی، عوامل روانی، عملکرد و واکنش بازار، دانش و آگاهی مالی.
طبقه‌بندی موضوعی: *A14، B23، C44، E44*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2022.33720.2448
۲. دانشیار، گروه مهندسی صنایع، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email:sadeghian@pnu.ac.ir
۳. کارشناس‌ارشد، گروه مدیریت مهندسی، دانشگاه پیام نور، تهران. ایران. Email:ghaemifar.l@yahoo.com

مقدمه

رفتار همزمان بازیگران در بازارهای مالی منجر به واکنش‌های مختلفی در سطح بازار می‌شود. زیرا، درمواقعی که چندین فرد تصمیم‌گیرنده در یک عرصه رقابت حضور دارند و تصمیم‌گیری آنها بر اساس وابستگی متقابل شکل می‌گیرد، هر کدام از عوامل در می‌یابند که عملکرد آنها، نه تنها به رفتار خودشان، بلکه به رفتار دیگر افراد نیز بستگی دارد. عدم توازن در تصمیمات بازیگران، ممکن است بازارهای مالی را به سمت نقدینگی[1] هدایت نماید. نقدینگی بیش از حد در سیستم مالی، انگیزه لازم سرمایه‌گذاران برای ریسک غیرضروری را فراهم می‌کند و باعث ایجاد حباب قیمت دارایی[2] می‌شود. حباب قیمت دارایی زمانی اتفاق می‌افتد که مردم به تصور افزایش مداوم قیمت‌ها در یک بازار (سهام، کالاها، بازار مسکن و ...) سرمایه‌گذاری می‌کنند. این افزایش قیمت، ناشی ازگمانه‌زنی‌ها است و از هیچ تغییر اساسی در عرضه و تقاضا، پشتیبانی نمی‌شود (آلن و همکاران[3]، ۲۰۰۹). آمارهای رسمی بانک مرکزی[4] نشان می‌دهد چندین مرحله در بازارهای مالی ایران نقدینگی و ایجاد حباب قیمت دارایی ایجاد شده است. اما این دو شاخص از سال ۱۳۹۶ به‌صورت غیرمنتظره، رشد فزاینده‌ای داشته‌اند.

در سال ۱۳۹۷ به‌آرامی متغیرهای انحراف نرخ ارز رسمی از نرخ غیررسمی، نرخ تورم و ضریب فزاینده پول (نقدینگی/ پایه پول) در شاخص‌های اقتصادی ایران نمایان گردید و همراهی این متغیرهای غیرشکننده با تحریم‌های اقتصادی، نسبت مخارج دولت به کسری بودجه را با کاهش محسوسی مواجه کرد و عملاً بازارهای مالی‌ایران وارد بحران مالی شد (بیانی و محمدی، ۱۳۹۸). بحران مالی و جهش قیمتی ایجاد شده در این سال، باعث معرفی بازیگران نوظهوری با عنوان «بازیگران عام» گردید که در تقابل با سایر بازیگران بازارهای مالی (دولت، بانک مرکزی و دلالان) به حوزه اقتصاد وارد شده و سرمایه خود را بدون واسطه و به‌صورت مستقیم، به بازارهای مالی وارد نمودند. تحلیل واکنش‌های التهابی بازار، نشان می‌دهد که بازیگران عام، نقشی به مراتب مخرب‌تر از دلالان و سفته بازان (تحت عنوان بازیگران سوم) ایفاء نموده‌اند و علی‌رغم فقدان تجربه و آگاهی‌های مالی، با رفتارهای گله‌ای و لجام گسیخته و همچنین تصمیمات جزیره‌ای، به التهاب بازارهای مالی دامن زده‌اند. با ورود بازیگران عام، دلالان و سفته بازان با هدف سودآوری بیشتر، راهبرد خود را تغییر داده و با ایجاد حباب‌هایی، بازیگران چهارم را به نقش‌پذیری بیشتر در بازار ترغیب نمودند. آغاز گسترش این ناآرامی‌های مالی را می‌توان در عدم مدیریت به‌موقع بحران‌ها و اتخاذ سیاست‌های مالی نادرست بازیگر اول (دولت) جستجو نمود. ذکر این نکته ضروری است که بازیگران عام، بدون تفکیک شاخص‌های مالی و همچنین عدم آگاهی از میزان اثرگذاری هریک از آنها، تنها با مشاهده تغییرات گسترده در شاخص‌ها، به بازارهای مالی ورود کرده‌اند تا به ظاهر از کاهش سرمایه خود جلوگیری نمایند. به همین دلیل، در این پژوهش میزان اثرگذاری هریک از بازارهای مالی در ظهور بازیگران چهارم مورد نظر نمی‌باشد

---

۱. نقدینگی؛ به توانایی تبدیل دارایی به پول نقد با قیمت و زمان انتخاب، اشاره می‌کند.

2. Asset Price Bubble

3. Allen et al

۴. آمارهای رسمی بانک مرکزی در سال ۱۳۹۸

و وزن آنها یکسان فرض شده است. جدول ۱ نشان می‌دهد که تداوم حضور مستقیم بازیگران چهارم در بازارهای مالی، رشد منفی شاخص‌های اقتصادی را به همراه داشته است. به‌عبارت دیگر، عدم تصمیم‌گیری به‌هنگام سیاست‌گذاران پولی و مالی، تکانه‌های ایجاد شده از حضور غیرمنطقی بازیگران چهارم را به سایر بازارهای مالی انتقال داده است.

دولت با دخالت در بازار ارز در بهمن ماه ۱۳۹۶ و ارائه دلار و یورو با نرخ‌هایی پایین‌تر از نرخ برابری سایر ارزها [پایین‌تر از سطح آرامش بازار]، منجر به برهم خوردن قیمت‌های نسبی در این حوزه و ایجاد صف‌های طولانی در صرافی‌ها برای دریافت دلار و یورو گردید که این عمل، نقطه آغاز بی‌ثباتی‌های بعدی شد (رضایی، ۱۳۹۶). به‌عبارت دیگر، اتخاذ این تصمیم بدون پشتوانه، سبب نقش‌آفرینی بیشتر بازیگران سوم در بازار دلالی گردید تا به‌جای بازیگر اول، اقدام به نرخ‌گذاری دلار و یورو نمایند. درواقع، رهبری بازارهای مالی ایران در سال ۱۳۹۶، از بازیگر اول به بازیگران سوم منتقل گردید و این مقدمه‌ای برای ایجاد بحران‌های مالی کشور شد. مسئله خرید و فروش ارز در فضای مجازی و غیرواقعی و همچنین مدیریت بازارهای مالی توسط دلالان و سوداگران در بازار آزاد، تأثیرات جبران‌ناپذیری بر سایر بازارها گذاشت و بسیاری از فعالیت‌های مولد را متوقف نمود.

جدول ۱. شاخص افزایش نرخ ارز بر سایر شاخص ها و بازارهای مالی

شاخص (میانگین قیمت)	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۶ماه ۱۳۹۹	متوسط رشد (درصد)
نرخ دلار (تومان)	۳۸۹۴	۱۱۴۰۰	۱۳۰۰۰	۲۶۰۰۰	۶۷۶
متوسط رشد مسکن در تهران (هزارتومان)	۴۳۷۰	۷۵۲۴	۱۳۳۰۰	۲۳۱۰۰	۵۲۸
خودرو (ملیون تومان)	۳۵	۴۴	۸۶	۱۹۰	۵۴۲
شاخص تورم ۹۵=۱۰۰	۱۰۹	۳۲۱	۴۲۱	۳۴۴	۳۱۵
نقدینگی (ملیون تومان)	۱۵۳۰	۱۸۸۳	۲۴۰۰	۲۹۰۰	۱۸۹
طلا (هزارتومان)	۱۲۵	۳۵۸	۴۱۳	۱۱۰۹	۸۸۷
سکه امامی	۱۲۶۶	۴۱۵۱	۴۱۲۰	۱۱۴۳۰	۹۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

شناسایی عوامل مؤثر بر حضور مستقیم بازیگران چهارم در بازارهای مالی، یک موضوع با اهمیت می‌باشد. زیرا مطالعه بازارهای مالی ایران به‌ویژه از سال ۱۳۹۶ به بعد، نشان می‌دهد که تصمیم‌گیری در ساختار بازارهای مالی ایران، از حالت اطمینان کامل به تصمیم‌گیری در حالت ریسک کنترل نشده و تحت شرایط عدم اطمینان تبدیل شده است. درنتیجه، آحاد مردم به رفتار اقتصادی بازیگران مالی خوشبین نبوده و برای جلوگیری از کاهش سرمایه خود، تحت عنوان بازیگر چهارم وارد بازارهای متعددی از جمله مسکن، خودرو، ارز، طلا و ... شدند و علی‌رغم دانش اقتصادی پایین، ناخواسته به رقابت شدید با بازیگران اصلی به‌ویژه دلالان و سفته بازان پرداختند. به همین دلیل، شناسایی و نظام‌مند نمودن فرایندهایی که بازیگران عام را وادار به حضور در بازارهای مالی نموده، می‌تواند یک تعادل نسبی بین عرضه و تقاضا (از بین بردن تقاضای کاذب و احساسی) ایجاد نماید تا دولت بتواند سرمایه انباشته شده بازیگران عام را به‌جای بازارگردانی

متعدد، در مسیر درست تولید جذب نماید. بنابراین، واکاوی عوامل مؤثر بر حضور مستقیم بازیگران چهارم، می‌تواند در تدوین راهبردهای اثرگذار دولت در مدیریت بحران‌های مالی با اهمیت باشد. تفاوت این پژوهش با سایر پژوهش‌های مشابه نیز توجه به بازیگران عام به‌عنوان چهارمین بازیگر بازارهای مالی و رفتارشناسی اقتصادی آنها است که تاکنون موضوع مستقل هیچ مطالعه‌ای نبوده است.

در ادامه، مقاله حاضر چنین ساماندهی شده که ابتدا، مبانی نظری عوامل موثر بر حضور بازیگران عام در بازارهای مالی بیان و پیشینه تجربی مرتبط با آن مرور شده است. بعد از آن، روش‌شناسی پژوهش تشریح، جامعه آماری آن معرفی و داده‌ها مورد تحلیل قرار گرفته است. در نهایت، یافته‌های پژوهش ارائه و مورد بحث قرار گرفته و برابر نتیجه‌گیری به‌عمل آمده چند توصیه کاربردی پیشنهاد شده است.

مبانی نظری پژوهش

مهم‌ترین عوامل ایجاد بحران‌های مالی

اقتصاددانان همواره بر اهمیت سیاست‌های پولی[1] و مالی[2] تأکید کرده‌اند. زیرا تسهیل‌کننده رشد و توسعه کشورها هستند. سیاست‌های مالی که از سوی دولت تدوین می‌شود و دارای دو ابزار مهم هزینه‌های دولت و مالیات است. درمقابل، بانک مرکزی مسئول تدوین و اجرای سیاست‌های پولی (تورم و بیکاری) است. بررسی بازارهای مالی نشان می‌دهد که بی‌انظباطی مالی و فقدان مدیریت مناسب در استفاده از سیاست‌های پولی و مالی بهینه، از مهم‌ترین عوامل بحران‌زا در بازارهای مالی ایران بوده است (علوی و همکاران، ۲۰۱۶). بانک مرکزی از سیاست پولی انقباضی، برای کاهش تورم و از سیاست پولی انبساطی، برای کاهش بیکاری و جلوگیری از رکود استفاده می‌کند (بومن[3]، ۲۰۱۵). پس همگرایی سیاست‌های پولی و مالی می‌تواند بر کاهش بحران‌های مالی و نوسانات اقتصادی تأثیر بگذارد (دوبرسکیا و همکاران[4]، ۲۰۱۵). سیاست‌های پولی هنگامی که بدون آینده‌نگری و صرفاً در جهت تثبیت کوتاه‌مدت عوامل التهابی بازارهای مالی اتخاذ شود، ناسازگاری زمانی را به‌وجود می‌آورد. ناسازگاری زمانی[5] یا ناهماهنگی پویا[6] وضعیتی است که در آن سیاست‌گذار با ارزیابی مجدد هزینه‌ها و مزایای تصمیمات قبلی، ترجیحات خود را در زمان حال تغییر می‌دهد. ناسازگاری زمانی ممکن است به یکی از دلایل کوتاهی و اهمال سیاستگذاران، تمایل به ایجاد شرایط بهتر و یا تحلیل انتظارات جامعه در جهت سودآوری بیشتر انجام شود (لائورا و مارتین[7]، ۲۰۲۰). چنان‌چه ناسازگاری زمانی و تصمیم‌گیری‌های مکرر با ضعف نظارتی و کم توجهی به انتظارات حقوقی سایر بازیگران حاضر در بازارهای مالی همراه شود، ممکن است به بازارهای مالی، تکانه‌های اقتصادی منفی وارد

1. Fiscal Policy
2. Monetary Policy
3. Bowman
4. Dąbrowskia et al
5. Time Inconsistency
6. Dynamic Inconsistency
7. Laura and Martin

نماید. تکانه‌های اقتصادی[1]، به هرگونه تغییر در روابط بنیادی اقتصاد اطلاق می‌شود که تأثیر قابل توجهی بر عملکردهای اقتصادی مانند بیکاری و تورم دارد. تکانه‌ها معمولاً قابل پیش‌بینی نیستند و تأثیرات گسترده و پایداری بر اقتصاد دارند و علت اصلی رکود اقتصادی هستند (یوشی‌هیرو و همکاران[2]، ۲۰۱۷). تکانه تورمی[3] هنگامی اتفاق می‌افتد که قیمت کالاها به‌طور ناگهانی افزایش یابد و یا هزینه‌های تولید بالا رود که این منجر به از دست رفتن موقت قدرت خرید بسیاری از مصرف‌کنندگان می‌شود. تکانه تقاضا[4] یک تغییر ناگهانی در الگوی هزینه‌های خصوصی به‌ویژه هزینه‌های مصرفی مصرف‌کنندگان یا هزینه‌های سرمایه‌گذاری مشاغل است. تکانه تقاضا می‌تواند ناشی از تغییر در مواردی مانند نرخ مالیات، عرضه پول و هزینه‌های دولت باشد و قیمت کالاها و خدمات تحت تأثیر قرار می‌گیرد (روسن و ساتاری[5]، ۲۰۱۶). تکانه‌های انقباضی[6] اثرات معناداری بر رشد اقتصادی دارند. تولید ناخالص داخلی به تکانه‌های انقباضی پاسخ می‌دهد و در دوره رکود که عمدتاً از اشتباهات بازیگران اول نشأت می‌گیرد، دامنه و عمق رکود را به شدت افزایش می‌دهد (دل انگیزان و خزیر، ۱۳۹۱). استمرار تکانه تورمی و تکانه عرضه، تقاضاهای کاذبی ایجاد می‌نماید که در نتیجه آن، یک کالا ممکن است به قیمتی بیش از ارزش واقعی، معامله شود و حباب مالی[7] ایجاد گردد. درواقع، سرمایه‌گذاران یک دارایی را به‌خاطر ارزش واقعی آن خریداری نمی‌کنند، بلکه قصد دارند با قیمت بالاتری به سرمایه‌گذار بعدی به فروش برسانند و برای آن حباب مالی (ارزش اسمی‌کاذب) ایجاد نمایند (کودیج[8]، ۲۰۱۶) و با یک شور و نشاط غیرمنطقی، در بازار حضور دارند. به همین دلیل حباب‌های مالی در حوزه ریسک‌های کنترل نشده قرار می‌گیرد (چانگ و همکاران[9]، ۲۰۱۵). نگرانی از ایجاد حباب‌های مالی، زمانی نمایان می‌شود که افراد سرمایه‌گذار، سابقه حضور در بازارهای مالی را نداشته و از سواد اقتصادی و دانش مالی بسیار کمی در مواجهه با تلاطم‌های احتمالی برخوردارند. در بازارهای مالی ایران، بعد روانی تحریم‌های اقتصادی نیز می‌تواند محرکی بسیار اثرگذاری در تشدید تکانه‌های اقتصادی باشد که با ایجاد یک دومینو، بحران را در سطح بازارهای مالی گسترش می‌دهد. تشدید بحران مالی و عدم واکنش بموقع بازار به تکانه‌های اقتصادی، می‌تواند سبب بی اعتمادی بازیگران بازارهای مالی و درنتیجه واگرایی آنها شود. در هنگامی که بازیگران مالی در یک فضای بی‌اعتمادی قرار داشته باشند، راهبردهای خود را بر مبنای جلوگیری از ریزش سرمایه پیاده‌سازی می‌کنند و سود فردی را به ضرر جمعی ترجیح می‌دهند. هرچند دانش و سواد اقتصادی بازیگران نوظهور بازارهای مالی می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های لحظه‌ای آنها اثرگذار باشد؛ اما ترس از کاهش سرمایه، ایجاد فضای التهابی ناشی از تحریم‌های اقتصادی از سوی بازیگران خارجی

1. Economic Shock
2. Yoshihiro et al
3. Inflation Shock
4. Demand Shock
5. Roson and Sartori
6. Contractile Shocks
7. Financial Bubble
8. Koudijs
9. Elliott

و همچنین نقدینگی‌های غیرضروری که عمدتاً در بازارهای غیرسرمایه‌ای انباشته شده است، بازیگران نوظهور را وادار به عکس‌العمل‌های احساسی و همسو با بازیگران سوم (دلالان) می‌نماید.

بحران مالی سه مرحله مجزا دارد. مرحله اول با آزادسازی مالی یا اجماع تصمیم‌گیران بانک مرکزی برای افزایش وام‌دهی شروع می‌شود. پیامد گسترش اعتبارات، افزایش قیمت دارایی‌ها است. افزایش قیمت‌های مزبور مدت زمانی ادامه می‌یابد، به‌طوری که حباب تورمی شکل می‌گیرد. در مرحله دوم، حباب ایجاد شده ترکیده و قیمت دارایی‌ها سقوط می‌کند. ویژگی مرحله سوم، قصور تعداد زیادی از بنگاه‌ها و سایر کارگزارانی است که برای خرید دارایی‌ها با قیمت‌های متورم شده پول قرض گرفته‌اند. بحران‌های بانکی و ارزی اغلب مشکلاتی در بخش حقیقی اقتصاد ایجاد می‌کند که می‌تواند چندین سال تداوم داشته باشد (بیانی و محمودی، ۱۳۹۸).

عوامل پنجگانه‌ای شامل افزایش نرخ بهره، افول بازار سهام، هراس بانکی، افزایش در نااطمینانی و سقوط پیش‌بینی نشده و نوسانات پیدرپی سطح قیمت‌ها می‌تواند سبب وخامت مسئله انتخاب معکوس و مخاطره اخلاقی در بازارهای مالی شود و موجبات وقوع بحران‌های مالی را فراهم کند. اما با توجه به مطالعات گسترده می‌توان گفت ایجاد و گسترش فضای نااطمینانی در بین بازارهای مالی به‌عنوان مهم‌ترین شاخص برای ظهور بحران‌های مالی قلمداد می‌شود (بیانی و محمودی، ۱۳۹۸). دیگر وضعیت‌هایی که بحران مالی نامیده می‌شوند، شاملِ سقوط بازار سهام، ترکیدن حباب‌های اقتصادی و بحران واحد پولی هستند (رضازاده و فلاح، ۱۳۹۹). بحران مالی عبارت است از شرایط متنوعی که در آن برخی دارایی‌های مالی ناگهان قسمت عمده‌ای از ارزش اسمی خود را از دست می‌دهند. در قرن نوزدهم و اوایل قرن ۲۰، بسیاری از بحران‌های مالی با هراس بانکی همراه بود و بسیاری از رکودها با این وحشت‌ها همزمان بود. شرایط دیگری که اغلب بحران‌های مالی نامیده می‌شوند شامل سقوط در بورس سهام و ترکیدن حباب‌های مالی دیگر، بحران ارزی و پیش فرض‌های حاکمیت است. بحران‌های مالی به‌طور مستقیم منجر به از دست دادن ثروت کاغذی می‌شود. اما لزوماً منجر به تغییرات قابل توجهی در اقتصاد واقعی نمی‌شود (کری وپاتریک[1]، ۲۰۰۴).

عوامل موثر بر حضور بازیگران عام در بازارهای مالی

در این پژوهش، دو پرسش مطرح است. نخست این‌که، عوامل مؤثر بر حضور بازیگران چهارم از دیدگاه ۸۵ نفر از کارشناسان و مدیران اجرایی کدام است؟ دوم، این‌که اولویت این عوامل بر اساس تحلیل‌های زوجی تعداد ۱۵ نفر از خبرگان، چگونه است. متغیرهای مؤثر بر حضور بازیگران عام در بازارهای مالی، به‌صورت پراکنده در پژوهش‌های محققین مورد بررسی قرار گرفته است و آگاهی از نتایج به‌دست آمده، میزان اهمیت مطالعه روی این طیف از بازیگران را نمایان می‌سازد:

مصطفی‌پور و همکاران (۱۳۹۴) بروز بحران‌های مالی را به‌نوع عملکرد نهادهای نظارتی و نوع الگوهای پیمایشی آنها بر بازارهای مالی نسبت داده‌اند. از نظر این پژوهشگران، روزآمدسازی قوانین نظارتی باید

1. Chari & Patrick

متناسب با بحران‌های نوپدید انجام شود. اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران به‌صورت جداگانه توسط فرجزاده و نقبی (۱۳۹۷)، عمادی و همکاران (۱۳۹۸) و حسینی و همکاران (۱۴۰۰) مورد بررسی قرار گرفته است. نادعلی (۱۳۹۴) نشان داد به‌کارگیری مجموعه‌ای از سیاست‌های نظارتی- مالی مانند نظارت احتیاطی، حسابرسی و افشاسازی، نظام قانونی و قضایی، انضباط بازارمحور، سیاست توالی در آزادسازی مالی، سیاست پولی و ثبات قیمت‌ها می‌تواند احتمال وقوع بحران‌های مالی در کشورهایی با بازارهای نوظهور را کاهش دهد. فرهانیان (۱۳۹۴) به‌بررسی اثر نظام‌های نظارتی بر بازارهای مالی پرداخته است. این پژوهشگر اتخاذ سیاست‌های احتیاطی کلان، وضع مقررات کنترل‌کننده ریسک (قبل از وقوع بحران)، تعیین نقش برای هریک از بازارهای مالی در راستای اهداف ثبات مالی و هدف‌گذاری برای کسب حداکثر بهره‌وری هر بازار مالی را با توجه به قدرت جذب پول، به‌عنوان پشنهادهای سازنده برای هیئت ثبات مالی مطرح نموده است. مزینی و قربانی (۱۳۹۳) نشان دادند مدیریت بهینه سیاست پولی، مستلزم مجموعه‌ای منسجم از سیاست‌ها و راهکارهای عملیاتی در بستر زمان است. این دو پژوهشگر پیش‌بینی، هدف‌گذاری و کاهش آستانه حساسیت بانک مرکزی به تورم را به‌عنوان راهبردهای کوتاه‌مدت و نقش‌آفرینی مؤثر بانک مرکزی در کنترل تورم و ثبات مالی را به‌عنوان راهبردهای بلندمدت پیشنهاد نموده‌اند. بیانی و محمدی (۱۳۹۸) بحران مالی در اقتصاد ایران را یک معضل چندبعدی برشمرده‌اند. زیرا، متغیرهای مرتبط با سیاست پولی، سیاست ارزی و سیاست مالی روی بحران مالی تأثیر معناداری دارد. درنتیجه جهت کاهش بحران، لازم است از بسته‌های سیاستی که ناهماهنگی‌های زمانی و اجرائی در آن لحاظ شده است، استفاده شود تا کاهش نااطمینانی تورم را ایجاد نماید. این مطالعه حاوی یک نتیجه مهم دیگر نیز بود و آن فقدان همگرایی در تصمیم‌گیری‌های دولت و بانک مرکزی برای رفع بحرانی‌های مالی است. لذا چنین نتیجه گرفتند که به‌جای طرح استقلال بانک مرکزی، بهتر است به همسویی تصمیمات این دو بازیگر مهم بازارهای مالی توجه شود. باهادیر و والو[1] (۲۰۱۳)، همگرایی نهادهای مالی را قبل از توسعه و فرهنگ‌سازی ضروری می‌دانند. بازیگران و نهادهای مرتبط مالی، می‌توانند قبل از نقش‌آفرینی و در زمان ثبات نسبی بازارهای مالی، درهمگرایی ساختاری با یکدیگر قرار بگیرند. به‌طوری که با اتخاذ تصمیمات مشترک در جهت توسعه پارامترهای اقتصادی تلاش نمایند. دیلک و همکاران[2] (۲۰۱۷)؛ توانایی شناسایی مشکلات، هزینه‌ها و منافع اقتصادی، به‌منظور تجزیه‌وتحلیل موقعیت‌های مالی را به دانش و سواد اقتصادی تعبیر می‌کنند. سواد اقتصادی می‌تواند تسهیل‌کننده تصمیم‌گیری‌های منطقی باشد به گونه‌ای که بهبود سواد اقتصادی منجر به افزایش بهره‌وری مالی برای فرد و جامعه خواهد بود. دانش و سواد اقتصادی، سودآوری جمعی را به منافع فردی ترجیح می‌دهد و ضرورت آن انکارناپذیر است. استاپلر و والتر (۲۰۱۷)، در پژوهش خود به‌دنبال پاسخگویی به این پرسش بوده‌اند که «آیا می‌توان، مداخله متخصصین را به‌عنوان جایگزینی برای دانش و سواد اقتصادی درنظر گرفت؟» نتایج نشان می‌دهد که اگر یک فضای نااطمینانی در سطح جامعه ایجاد شده

1. Bahadir & Valev
2. Dilek et al

باشد، کسانی که بیشترین بهره را از مشاوره می‌برند، کمتر به‌دنبال پیاده‌سازی آن هستند. البته افراد با سواد اقتصادی کمتر در معرض آسیب‌پذیری سودجویان خواهند بود. چنانچه این‌گونه مشاوره‌ها (به‌ویژه شبکه‌های مجازی و تبلیغی) از سوی نهادهای نظارتی کنترل نشود، ممکن است توسط دلالان جهت بهره‌برداری منفی و گسترش بحران مورد استفاده قرار گیرد. از نظر بی‌شک و همکاران (۱۳۹۴) شناخت عوامل تأثیرگذار بر رفتار بازارهای مولد کشورهایی مانند ایران که از یک سو با حجم عظیم سرمایه‌های سرگردان و از سوی دیگر با کمبود منابع سرمایه‌گذاری مواجه‌اند، می‌تواند گام موثری در جهت‌دهی سرمایه‌های سرگردان و نقدینگی انباشته شده محسوب شود. آقایی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی و تجاری در ایجاد بحران‌های مالی پرداخته و نشان داد کاهش میزان عرضه ارز (با توجه به محدودیت‌های صادراتی) یک عامل غیرقابل انکار در افزایش نرخ ارز و بی‌ثباتی بازارهای مالی است. عباسی و همکاران (۱۳۹۹) و رحمانی‌زاده و زمانی (۱۳۹۸) نشان دادند تحریم‌های اقتصادی بر تورم در ایران اثر مثبت و معناداری دارند. نوروزی‌فر و همکاران (۱۳۹۸) به این نتیجه رسیدند که تحریم‌های اقتصادی باعث افزایش همبستگی بین نوسانات بازدهی (تلاطم همزمان) بازارهای طلا، ارز و سکه شده است. بدین ترتیب تغییر همزمان بین بازارها بعد از وقوع یک رویداد، یکی از نشانه‌های سرایت‌پذیری بین بازارهاست. این نتایج با پژوهش دهباشی و همکاران (۱۳۹۹) همخوانی دارد. فلاحی و رحمانی (۱۳۹۸) بر این نکته تأکید نمودند که تکانه‌های عرضه، سرمایه‌گذاری و مالی (تکانه بازار سهام، تکانه اعتبارات ارزی و تکانه قیمت مسکن) سهم بسزایی از نوسانات و بحران‌های بازارهای داخلی را توضیح می‌دهند. شواهد از آن حکایت دارد که بدون لحاظ نمودن بخش مالی، نمی‌توان نوسانات و بحران‌های بخش حقیقی اقتصاد ایران را به‌صورت کامل توضیح داد. بیانی و همکاران (۱۳۹۷) نشان دادند که نقش متغیر تورم در ایجاد بحران در دوره‌های اخیر شدیداً افزایش یافته است. تورم‌های افسارگسیخته و تعدد منشأ ایجاد آن (تورم‌های سمت تقاضا، سمت عرضه، ساختاری، روانی، وارداتی و...) موجب شده این متغیر همواره عامل مهمی در ایجاد بحران در اقتصاد ایران باشد. افزایش اثرگذاری این متغیر، امکان ایجاد بحران‌های حاد که موجبات خروج سرمایه از بازارهای مولد و به تبع آن حرکت سیل‌آسای این نقدینگی به بازارهای غیرمولد و ایجاد یک بحران همه‌جانبه اقتصادی است را فراهم می‌آورد. سرزعیم (۱۳۹۶) به این نکته مهم اشاره نموده که سیاست‌های اقتصادی کلان نامناسب، می‌تواند به‌سرعت به‌همزمانی و توالی بحران‌ها منجر شود و یا یک بحران را به نوع دیگری از بحران تبدیل نماید. این پژوهش درواقع نتیجه‌ای از مطالعات صورت گرفته توسط بیلجینسوی[1] (۲۰۱۴) درخصوص بحران‌های مالی و شکل‌گیری نابخردی دلالان و سفته‌بازان است که برای سوددهی و افزایش سرمایه خود، پیوستگی، همپوشانی و دمینوی بحران‌های مالی را با توجه به عملکرد بدون پشتوانه سرمایه‌گذاران عام برمی‌گزینند. بیلجینسوی، در بخشی از تألیف خود به مقطعی از بحران‌های مالی اشاره می‌کند که حباب‌های مالی تورم‌ساز، توازن عرضه و تقاضا را با ایجاد تکانه‌های منفی در سطح بازارهای مالی از بین می‌برد. سیرو[2] (۲۰۱۶) چگونگی عملکرد و واکنش بازار در پاسخگویی به بحران‌های مالی را به‌طور مستقل بررسی کرده و

1. Bilginsoy
2. Ciro

به این نتیجه رسید که مقاومت بازار در مقابل لرزش‌های حاصل از تکانه‌های اقتصادی و حباب‌های مالی می‌تواند از ایجاد همزمانی و توالی بحران‌ها جلوگیری نماید. به‌عبارت دیگر عدم پاسخ مناسب از سوی بازار در توزان‌بخشی به تقاضای (کاذب) ایجاد شده، نتیجه‌ای جز به هم‌پیوستگی بحران‌ها نخواهد داشت. کاپور[1] (۲۰۱۷) روابط درونی حاکم بر بازار را در ایجاد بحران‌ها، بسیار قوی‌تر از اهرم‌های بیرونی نشان می‌دهد. به‌گونه‌ای که بازیگران بازارهای مالی در رسیدن به منافع شخصی، به سمت یک ضرر جمعی حرکت می‌کنند و صرفاً سرمایه‌های خود را با توجه به ارزش داخلی همان بازار، افزایش می‌دهند. حال آن‌که ممکن است این سرمایه در بیرون از بازار، به‌مراتب ارزش واقعی پایین‌تری نسبت به گذشته قبل از بحران داشته باشد!.

روش‌شناسی پژوهش

ارائه الگوریتم پیشنهادی

این پژوهش به‌دنبال شناسایی، دسته‌بندی و رتبه‌بندی عوامل اثرگذار بر ورود بازیگران چهارم به بازاهای مالی است. برای این منظور، ابتدا با روش کتابخانه‌ای و بررسی و تحلیل پژوهش‌های صورت گرفته در بحران‌های مالی، معیارها و شاخص‌های مهمی که می‌تواند بازیگران چهارم را به سمت بازارهای مالی گردآوری شده است. سپس، به‌منظور تحلیل عوامل موثرتر، پرسشنامه‌ای با سطوح ارزش‌گذاری طیف لیکرت در اختیار کارشناسان و قضاوت‌کننده‌ها (به تعداد ۸۵ نفر) قرار گرفت و با تحلیل عاملی اکتشافی، ساختار نهایی این الگو با حذف عوامل کم اهمیت، مشخص و با جمع‌آوری نظرات این کارشناسان، نوع ارتباط زیرمعیارها مورد بررسی قرار گرفت. پس از شناسایی این ارتباط، با استفاده از نظرات تعداد ۱۵ نفر از خبرگان اقتصادی تحت مقایسات زوجی، به تحلیل اثرگذاری و اثرپذیری زیرمؤلفه‌ها و همچنین تعیین اوزان نسبی این عوامل، پرداخته شد تا رتبه‌بندی نهایی معیارها مشخص گردد.

فرایند DANP

روش دیماتل[2] توسط موسسه موریل[3] (۱۹۷۶) ارائه گردید. این روش روابط علی-معلولی مابین شاخص‌ها را در مسائل تصمیم‌گیری به یک مدل ساختاری ملموس بر پایه مقایسات زوجی تبدیل می‌کند (تی زنگ و همکاران[4]، ۲۰۰۷). قضاوت خبرگان در مقایسه زوجی این روش بسیار ساده است و نیازمند آگاهی ایشان از چگونگی فرایند دیماتل نیست.؛ اما کیفیت نظر و گستره بینش آنها از جوانب گوناگون مسئله حاصل از روش دیماتل بسیار تأثیرگذار است و باید آگاهی کافی از مسئله داشته باشند (عشورنژاد و همکاران، ۱۳۹۰). ساعتی[5] (۱۹۹۶) روش گسترش یافته‌ای را تحت عنوان فرآیند تحلیل شبکه‌ای ANP[6]

1. Kapoor
2. Decision Making Trial And Evaluation
3. Muriel
4. Tzeng et al
5. Saaty
6. Analysis Network Process

ارائه نمود. در روش ANP، وزن معیارها و مطلوبیت گزینه‌ها، به‌طور مستقیم از طریق دریافت قضاوت‌های افراد خبره و با استفاده از مقایسه‌های زوجی به‌دست می‌آید. روش دیماتل تنها برای محاسبه سطح تأثیرگذاری میان گروهای متفاوت از عوامل مورد استفاده قرار می‌گیرد. از آنجا که دیماتل روابط علت‌ومعلول بین عوامل را مشخص می‌کند، لذا می‌توان این روش را با روش ANP ترکیب و از آن به‌عنوان یک زیر فرایند جهت ساخت الگوی شبکه مورد نیاز با عنوان DANP استفاده کرد (لی و همکاران[1]، ۲۰۱۱).

پیاده سازی فرایند DANP

گام اول: تشکیل ماتریس مربعی ارتباط مستقیم[2]

الف) با توجه به این‌که نتایج باید درجه ارتباط مستقیم بین معیارها و تأثیرگذاری آنها را مشخص کند، همانند جدول ۲، قضاوت نسبت به هر دو معیار دلخواه، با مقایسات زوجی انجام می‌شود.

جدول ۲. سنجش مقایسات زوجی

بدون تأثیر	تأثیر خیلی کم	تأثیرکم	تأثیر زیاد	تأثیر خیلی زیاد
۰	۱	۲	۳	۴

پس از جمع‌آوری نظرات خبرگان، میانگین حسابی ارزیابی دو به دوی معیارها به‌دست آمده و در ماتریس ارتباط مستقیم که یک ماتریس مربعی است (تعداد سطر و ستون با تعداد زیرمعیارهای خوشه‌ها برابر است) به‌عنوان یک درایه ثبت می‌شود. هر معیار بر روی خودش تأثیرگذار نیست. به همین دلیل، عناصر روی قطر اصلی ماتریس ارتباط مستقیم صفر هستند. پایایی ماتریس M مانند روش دیمتل از رابطه ۱ به‌دست می‌آید.

$$\mathrm{Re}=\left(\frac{1}{n(n-1)}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{g_c^{ij\rho}-g_c^{ij(\rho-1)}}{g_c^{ij\rho}}\times 100\%\right)\le 0.05 \qquad \text{رابطه ۱}$$

عبارت $\left\{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{g_c^{ij\rho}-g_c^{ij(\rho-1)}}{g_c^{ij\rho}}\right\}$، بدین معناست که یک بار میانگین کل داده‌های ماتریس با n معیار و بار دیگر میانگین کل داده‌های همان ماتریس با $n-1$ معیار (حذف معیار آخر) محاسبه شده و تفاضل آن دو را به‌دست می‌آید.

گام دوم: ماتریس نرمالیزه شده N

برای به دست‌آوردن ماتریس نرمال N، ماکزیمم مجموع هر سطر و ستون، به‌صورت عددی در ماتریس ارتباط مستقیم ضرب می‌شود.

1. Lee et al
2. Direct Communication Matrix

گام سوم: محاسبه ماتریس ارتباط کامل[1] (T)

این ماتریس حاصل‌ضرب ماتریس نرمالیزه شده N در معکوس تفاضل ماتریس N با ماتریس همانی است:

$$T = \mathrm{N} \times (I - N)^{-1}$$ رابطه ۲

گام‌های اول تا سوم در فرایند DANP، همانند فرایند DEMATEL می‌باشد با این تفاوت که می‌توان تأثیرات ناچیز را در ماتریس T نادیده گرفت و بر مبنای آن نقشه روابط شبکه‌ای[2] (NRM) را ترسیم نمود.

گام چهارم: تعیین نمودار علّی

برای تعیین نمودار علّی، تأثیرگذاری زیرمعیارهای هر معیار اصلی، در ارتباط با سایر زیرمعیارها به‌صورت یک ماتریس جداگانه درنظر گرفته می‌شود. جمع سطری و ستونی هریک از این ماتریس‌ها، به ترتیب با R و C نمایش داده می‌شود. نمودار علّی با ترسیم زوج های مرتب $(\mathrm{C_k} + \mathrm{R_k}, \mathrm{C_k} - \mathrm{R_k})$ حاصل می‌شود که در آن محور افقی $(C + R)$ میزان اهمیت معیار را نشان می‌دهد و محور عمودی $(\mathrm{C} - \mathrm{R})$ رابطه تأثیرپذیر بودن را مشخص می‌کند. هرگاه $\mathrm{C_k} - \mathrm{R_k} > 0$ معیار موردنظر اثرگذار است و هرگاه $C_k - R_k < 0$ معیار اثرپذیر خواهد بود.

گام پنجم: تشکیل ماتریس ناموزون $\mathbf{W}$[3]

در ابتدا باید ماتریس T به‌دست آمده نرمال شود. همانند گام چهارم زیرمعیارهای مرتبط با هر معیار اصلی به‌عنوان یک ماتریس جداگانه درنظر گرفته می‌شود. در هریک از این ماتریس‌ها با تقسیم عنصر هر سطر بر مجموع عناصر همان سطر، ماتریس نرمال می‌گردد. با نرمال‌شدن تمامی ماتریس‌ها، ماتریس تأثیرگذاری کلی نرمال شده $\mathrm{T_c^a}$ حاصل می‌شود. ترانهاده ماتریس نرمال شده، ماتریس ناموزون W نامیده می‌شود $(\mathrm{W} = [\mathrm{T_c^a}]^{\mathrm{T}})$.

گام ششم: سوپر ماتریس موزون $\mathbf{Ww}$[4]

برای ساخت سوپر ماتریس موزون، ابتدا ماتریس تأثیرگذاری گروهی کلی $\mathrm{T_D}$ که هر عنصر آن از میانگین تمامی عناصر هر یک از ماتریس‌های جزء متناظر با خودش به‌دست می‌آید، تشکیل می‌شود. سپس، عنصر هر سطر را بر مجموع عناصر همان سطر تقسیم می‌شود تا ماتریس نرمال T_D^a، حاصل شود و با استفاده از رابطه $\mathrm{W_w} = \mathrm{T_D^a} \times \mathrm{W}$ سوپر ماتریس موزون $\mathrm{W_W}$ ایجاد می‌شود.

گام هفتم: محاسبه سوپر ماتریس محدود $\mathbf{LW_w}$[5]

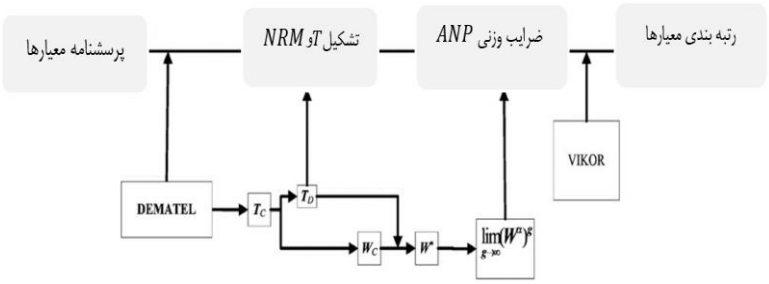
بردارهای سوپر ماتریس محدود شده، بیانگر وزن نسبی معیارها است. برای محاسبه سوپر ماتریس محدود $\mathrm{LW_w}$، سوپر ماتریس موزون $\mathrm{W_w}$، آن قدر در خودش ضرب می‌شود تا مقادیر بردارهای ماتریس محدود به مقدار ثابتی برسد. به عبارت دیگر:

1. Complete Communication Matrix
2. Network Relation Map
3. Unweighted Supermatrix
4. Weighted Supermatrix
5. Limited Supermatrix

$$LW_w = \lim_{z\to\infty}(W_w)^z = W_w \times W_w \times W_w \times \ldots$$ رابطه ۳

فرایند رتبه‌بندی ویکور[1]

مدل ویکور مبتنی بر برنامه‌ریزی توافقی مسائل تصمیم‌گیری چندمعیاره است. تأکید این روش بر رتبه‌بندی و انتخاب از مجموعه‌ای از گزینه‌ها و تعیین راه‌حل‌های توافقی برای مسئله با معیارهای متضاد است. در شرایطی که فرد تصمیم‌گیرنده قادر به شناسایی و بیان برتری‌های یک مسئله در زمان شروع و طراحی آن نباشد، این روش می‌تواند به‌عنوان ابزاری مؤثر برای تصمیم‌گیری مطرح شود، نحوه همگرایی فرایندهای DANP و VIKOR به‌صورت شکل ۱ است.



شکل ۱. رتبه‌بندی معیارها با استفاده روش ویکور بر پایه فرایندDANP

منبع: ریکوویچ و تی زنگ[2] (۲۰۰۴)

رتبه‌بندی توافقی و سازشی توسط ریکوویچ و تی زنگ[3] (۲۰۰۴) معرفی گردید. روش VIKOR به‌عنوان یک روش قابل اجراء برای پیاده‌سازی درون MCDM است. فرض کنیم که مجموعه‌ای از راه‌های توافقی، به‌صورت $(V_1, V_2, V_3, \ldots, V_k, \ldots, V_m)$ تعریف شود. گزینه‌های امتیاز کارایی V_k ، j اُمین معیار توسط f_{kj} و وزن تأثیرگذار (اهمیت نسبی) از j اُمین معیار با نماد w_j ، نمایش داده می‌شود.

مراحل الگوریتم پیاده‌سازی به‌منظور انتخاب بهترین گزینه با روش ویکور به‌شرح زیر است:

۱) تشکیل ماتریس تصمیم و بردار وزن معیارها

۲) نرمال‌سازی ماتریس تصمیم

۳) تعیین نقطه ایده‌آل مثبت f^* و ایده آل منفی f^- برای هر معیار (معیار مثبت) در میان گزینه‌های موجود به صورت:

$$f_j^* = max_k f_{kj} \quad و \quad f_j^- = min_k f_{kj}$$ رابطه ۴

1. Vikor
2. Opricovic & Tzeng
3. Opricovic & Tzeng

۴) تعیین مرحله سودمندی S_k به‌عنوان فاصله نسبی گزینه k ام از نقطه ایده‌آل و تعیین مرحله تأسف Q_k برای دوری از نقطه ایده‌آل

$$Q_k = L_k^{p=\infty} = \max_j \left\{ \frac{(|f_j^* - f_{kj}|)}{(|f_j^* - f_j^-|)} j = 1, 2, \ldots, n \right\}$$

رابطه ۵

$$S_k = L_k^{p=1} = \sum_{j=1}^{n} \left[\frac{w_j(|f_j^* - f_{kj}|)}{(|f_j^* - f_j^-|)} \right]$$

رابطه ۶

جایی که در آن $1 \leq p \leq \infty$ و این‌که:

$$L_k^p = \left\{ \sum_{j=1}^{n} \left[\frac{w_j(|f_j^* - f_{kj}|)}{(|f_j^* - f_j^-|)} \right] \right\}^{1/p}$$

رابطه ۷

راه حل تواقی $\min_k L_k^p$ شکاف ترکیب شده را می‌نیمم می‌کند و به‌گونه‌ای انتخاب می‌شود که مقدار آن به سطح مورد نظر نزدیکترین باشد. علاوه‌بر این، سودمندی گروهی هنگامی مورد تأکید است که p کوچک باشد. در گام پایانی از تکنیک ویکور، گزینه‌ها بر اساس مقادیر R، Q و S در سه گروه از کوچک به بزرگ مرتب می‌شوند، بدین ترتیب که: اگر گزینه A_1 و A_2 در میان m گزینه رتبه اول و دوم را داشته باشند باید رابطه $S(A_2) - S(A_1) \geq \frac{1}{m-1}$ برقرار باشد و گزینه A_1 حداقل باید در یکی از گروه‌های R و S به‌عنوان رتبه برتر شناخته شود. اگر شرط اول برقرار نباشد هر دو گزینه به‌عنوان رتبه برتر شناخته می‌شوند. بهترین گزینه دارای مقدار R کمتری است. در این فرایند گروه R از رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$R_k = v\left[\frac{S_k - S^*}{S^- - S^*}\right] + (1 - v)\left[\frac{Q_k - Q^*}{Q^- - Q^*}\right]$$

رابطه ۸

که درآن v یک وزن برای راهبرد بیشینه مطلوبیت تصمیم‌گیری گروهی است که با توجه به میزان همگرایی نظرات، برابر ۰/۵ درنظر گرفته می‌شود.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

پس از استخراج شاخص‌های کلی (به تعداد ۱۸ شاخص) از پژوهش‌های صورت گرفته در بحران‌های مالی، تعداد ۱۲ شاخص به‌عنوان عوامل اثرگذار بر حضور بازیگران چهارم تعیین گردید و به‌منظور تعیین ارتباط ساختاری بین آنها، با استفاده از نظرات تعداد ۸۵ نفر از کارشناسان حوزه اقتصاد (به شرح جدول ۳) از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شده است. روایی پرسشنامه طراحی شده به‌منظور دسته‌بندی زیرمعیارها، با ضریب آلفای کرونباخ مورد آزمون قرار گرفت و کسب ضریب ۰/۶۶۸ نشان‌دهنده روایی پرسش‌ها در حد متوسط است. با بهترین آزمون برای نرمال بودن داده‌ها در طیف لیکرت، آزمون چولگی و کشیدگی است

که با توجه به این‌که چولگی و کشیدگی تمامی داده‌ها در بازه (۲. ۲-) قرار گرفته است، نرمال بودن همه عوامل تأیید و از آزمون تک نمونه‌ای t، برای تعیین میزان اهمیت مؤلفه‌ها از سوی خبرگان استفاده شده است. خروجی آزمون، فرضیه مهم بودن مؤلفه را تأیید می‌نماید.

جدول ۳. توصیف جمعیت‌شناختی کارشناسان و پرسش‌شوندگان

تحصیلات	تعداد	جایگاه شغلی	تعداد	سابقه شغلی	تعداد	نوع شغل	تعداد
کارشناسی	۳۶	مدیر راهبردی	۲۹	۱۴-۷سال	۲۵	بازرگانی	۲۰
کارشناسی ارشد	۳۸	مدیر عملیاتی	۱۵	۱۴-۱۴سال	۴۹	سیاستگذار پولی	۳۵
دکترا	۱۱	کارشناس و تحلیلگر	۴۱	۲۸-۲۱سال	۱۱	سیاستگذار مالی	۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش

خروجی آزمون بارتلت با سطح معناداری (۰/۰۰۰) نشان می‌دهد که ارتباط معناداری میان متغیرهای مورد نظر وجود داشته و داده‌های آماری برای تحلیل عاملی مناسب هستند. با توجه به خروجی آزمون KMO (۰/۶۳۶) حجم آماری پرسش‌شوندگان به تعداد ۸۵ نفر قابل پذیرش است. مقادیر ویژه اولیه عامل‌ها در جدول ۵ نشان می‌دهد ۱۲ متغیر تعیین‌شده می‌تواند ۴ عامل کلی را اندازه‌گیری نمایند که این چهار عامل اصلی، ۶۱/۲۷۷ درصد از مجموع واریانس عوامل را ارزیابی می‌کنند.

جدول ۵. کل واریانس توصیف شده

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
۱	۳.۱۴۴	۲۶.۲۰۴	۲۶.۲۰۴	۳.۱۴۴	۲۶.۲۰۴	۲۶.۲۰۴
۲	۱.۸۱۴	۱۵.۱۱۴	۴۱.۳۱۷	۱.۸۱۴	۱۵.۱۱۴	۴۱.۳۱۷
۳	۱.۲۵۲	۱۰.۴۳۴	۵۱.۷۵۱	۱.۲۵۲	۱۰.۴۳۴	۵۱.۷۵۱
۴	۱.۱۴۳	۹.۵۲۶	۶۱.۲۷۷	۱.۱۴۳	۹.۵۲۶	۶۱.۲۷۷
۵	۰.۹۲۲	۷.۶۸۶	۶۸.۹۶۳			
۶	۰.۷۸۹	۶.۵۷۹	۷۵.۵۴۲			
۷	۰.۷۴۷	۶.۲۲۳	۸۱.۷۶۵			
۸	۰.۶۷۴	۵.۶۱۵	۸۷.۳۷۹			
۹	۰.۶۳۹	۵.۳۲۶	۹۲.۷۰۵			
۱۰	۰.۵۰۷	۴.۲۲۷	۹۶.۹۳۲			
۱۱	۰.۳۲۳	۲.۶۹۲	۹۹.۶۲۴			
۱۲	۰.۰۴۵	.۳۷۶	۱۰۰.۰۰۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

درایه‌های به دست آمده روی قطر اصلی ماتریس همبستگی ضد تصویر[1]، نشان می‌دهد که همبستگی مناسبی میان عامل‌های تعیین‌شده برقرار است. باتوجه به مناسب بودن شاخص‌های مورد نظر جهت تحلیل عاملی، به‌منظور پاسخ به این پرسش که "کدام متغیرها، کدام عوامل را اندازه‌گیری می‌کنند؟"ساختار نهایی عامل‌های اصلی پژوهش، با استفاده از ماتریس مؤلفه‌های چرخش‌یافته[2] در جدول ۶ تعیین گردید.

جدول ۶. ماتریس مؤلفه‌های چرخش‌یافته

عامل‌های اثرگذار	مولفه			
	۱	۲	۳	۴
توالی و همزمانی بحران‌ها شوک‌های انقباضی و انبساطی ناسازگاری زمانی شایعات مجازی	۰/۶۷۸ ۰/۶۷۰ ۰/۶۶۸ ۰/۶۴۳			۰/۳۹۶
دانش و سواد اقتصادی نقدینگی فریز شده		۰/۹۷۷ ۰/۹۶۹		
سیاست پولی و مالی انتظارات حقوقی ضعف نهادهای نظارتی	۰/۵۰۱		۰/۷۸۸ ۰/۷۲۵ ۰/۵۱۳	
حباب مالی تحریم اقتصادی واگرایی بازیگران مالی	۰/۳۹۵		۰/۴۵۷	۰/۷۵۶ ۰/۵۵۸ ۰/۵۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

با استفاده از نتایج تحلیل عاملی اکتشافی، عوامل موثر بر حضور بازیگران چهارم در بازارهای مالی شناسایی و در قالب ۴ خوشه اصلی (معیار) و ۱۲ زیر معیار به‌شرح جدول ۷ دسته‌بندی گردید.

جدول ۷. استخراج معیار و زیرمعیارهای پژوهش

نماد	معیار	نماد	زیرمعیار	عوامل موثر بر کاهش اثرات مخرب (پیشنهادات)
A	قوانین و مقررات (سیروفی، ۲۰۱۸)	A_1	عدم توجه به انتظارات حقوقی (بلاژک، ۲۰۱۵)	ممانعت ازبنگاه‌داری، بازمهندسی ساختارها و رهایی از اقتصاد سنتی
		A_2	ضعف نهادهای نظارتی (رضایی،۱۳۹۶)	حسابرسی و افشاسازی، سلب امتیازات و کاهش ترازنامه نهادهای متخلف، هم‌افزایی وتقویت بخش‌های بانکی
		A_3	سیاست‌های پولی و مالی ناپیوسته (دوبرسکیا و همکاران، ۲۰۱۹)	رشد ارزش پول ملّی، تصمیم‌گیری اصلاحی، بانکداری همسو با بازارهای نو پدید موفق، شناخت واسطه‌گران
B	عوامل روانی (مورادوق لو و هاروی،۲۰۱۷)	B_1	اطلاعات غیرواقعی (شایعات) (آبرلچنر و هاچکینگ، ۲۰۱۲)	انتشار واقعیت‌های موجود، پاسخگویی به هنگام به شایعات، کاهش وابستگی بازیگران چهارم و دلالان

1. Anti Image Correlation Martrix
2. Rotated Component Martrix

نماد	معیار	نماد	زیرمعیار	عوامل موثر بر کاهش اثرات مخرب (پیشنهادات)
		B_2	ناسازگاری زمانی (لائورا، ۲۰۲۰)	عدم تصمیم‌گیری مکرر و بدون پشتوانه، مدیریت ریسک‌های اعتباری و عملکردی، تحلیل انتظارات حقیقی
		B_3	شوک‌های انقباضی و انبساطی (دل انگیزان و خزیر، ۱۳۹۱)	کنترل و انظباط بازار، مدیریت اعتباری، کاهش نااطمینانی
		B_4	توالی و همزمانی بحران‌ها (سرزعیم، ۱۳۹۶)	بازنگری در سیاست‌های اقتصادی کلان، لحاظ نمودن اهمیت تصمیم‌سازی بازیگران، کاهش وابستگی‌های مالی
C	عملکرد و واکنش بازار (تالاسینوس، ۲۰۱۵)	C_1	تحریم‌های اقتصادی (هادی‌زنوز، ۱۳۹۸)	رهایی از اقتصاد نفتی، توجه به بعد درونی اقتصاد، ایجاد شبکه هم‌افزایی و هم‌ترازی خبرگان
		C_2	واگرایی و بی اعتمادی بازیگران (کامینز و ویس، ۲۰۰۹)	پایبندی بازیگران به سود جمعی در مقابل سود فردی
		C_3	حباب‌های مالی و تورمی (کودیجس، ۲۰۱۶)	ثبات بازار از سوی بازیگران اصلی، رهایی از اقتصاد سیاسی و حزبی، افزایش تعهدات
D	آگاهی‌های مالی (میتچل‌ولوساردی، ۲۰۱۴)	D_1	دانش و سواد اقتصادی پایین (استاپلر و والتر، ۲۰۱۷)	گسترش و ارتقاء آگاهی‌های مالی با بهره‌مندی از رسانه‌های دیداری و مجازی
		D_2	نقدینگی انباشته شده (فریز شده) (بی شک و همکاران، ۱۳۹۴)	هدایت سرمایه سرگردان به سمت تولید واقعی

منبع: یافته‌های پژوهش

پیاده‌سازی فرایند DANP

با توجه به معیارهای استخراجی، پرسشنامه‌ای بر پایه مقایسات زوجی تدوین و به‌منظور تشکیل ماتریس تصمیم‌گیری، میانگین نظرات تعداد ۱۵ نفر از خبرگان حوزه اقتصادی به‌شرح جدول ۸ جمع‌آوری گردید.

جدول ۸. توصیف جمعیت‌شناختی خبرگان

تحصیلات	جایگاه شغلی	تعداد	سنوات خدمتی	تعداد
دکترا	سیاست‌گذار پولی	۹	۱۵-۲۰	۵
	سیاست‌گذار مالی	۶	۲۰ سال به بالا	۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتیجه به‌دست آمده ($Re=0.0432 \leq 0.05$)، پایایی و قابل اعتماد بودن نظرات تأیید می‌گردد. پس از نرمالیزه کردن ماتریس ارتباط مستقیم، ماتریس ارتباط کامل عوامل دوازده‌گانه پژوهش، در جدول ۹ قابل مشاهده است.

جدول ۹. ماتریس ارتباط کامل T

	A1	A2	A3	B1	B2	B3	B4	C1	C2	C3	D1	D2
A1	۰/۳۶۴	۰/۴۲۰	۰/۴۴۳	۰/۴۷۱	۰/۴۹۶	۰/۴۸۷	۰/۴۵۸	۰/۴۹۵	۰/۴۷۶	۰/۴۹۷	۰/۳۶۸	۰/۴۴۰
A2	۰/۴۳۳	۰/۳۴۷	۰/۴۴۶	۰/۴۷۲	۰/۴۹۳	۰/۴۷۹	۰/۴۴۶	۰/۴۸۱	۰/۴۸۱	۰/۴۸۶	۰/۳۷۶	۰/۴۳۷
A3	۰/۴۱۷	۰/۴۱۸	۰/۳۶۶	۰/۴۵۴	۰/۴۷۸	۰/۴۸۰	۰/۴۳۲	۰/۴۷۳	۰/۴۷۴	۰/۴۸۰	۰/۳۶۱	۰/۴۳۱
B1	۰/۴۹۴	۰/۴۷۷	۰/۵۱۰	۰/۴۴۴	۰/۵۵۷	۰/۵۵۱	۰/۵۲۳	۰/۵۴۵	۰/۵۴۸	۰/۵۵۴	۰/۴۴۴	۰/۵۰۲
B2	۰/۴۹۰	۰/۴۷۹	۰/۵۱۸	۰/۵۳۷	۰/۴۸۳	۰/۵۵۴	۰/۵۲۷	۰/۵۵۲	۰/۵۴۲	۰/۵۶۵	۰/۴۵۴	۰/۵۲۴
B3	۰/۵۰۰	۰/۴۷۹	۰/۵۲۱	۰/۵۴۳	۰/۵۸۶	۰/۴۸۷	۰/۵۴۸	۰/۵۶۶	۰/۵۶۸	۰/۵۷۴	۰/۴۵۶	۰/۵۴۱
B4	۰/۴۴۱	۰/۴۲۱	۰/۴۶۳	۰/۴۸۴	۰/۵۱۷	۰/۵۱۰	۰/۴۰۰	۰/۵۰۸	۰/۴۹۲	۰/۵۰۴	۰/۴۰۵	۰/۴۷۷
C1	۰/۴۲۲	۰/۳۹۴	۰/۴۲۳	۰/۴۳۷	۰/۴۸۳	۰/۴۷۵	۰/۴۲۵	۰/۳۹۰	۰/۴۴۱	۰/۴۵۶	۰/۳۶۸	۰/۴۳۴
C2	۰/۴۲۰	۰/۳۹۴	۰/۴۳۱	۰/۴۵۰	۰/۴۷۸	۰/۴۶۷	۰/۴۲۶	۰/۴۴۸	۰/۳۸۸	۰/۴۵۷	۰/۳۸۷	۰/۴۴۷
C3	۰/۳۸۳	۰/۳۷۲	۰/۳۹۵	۰/۴۰۷	۰/۴۳۰	۰/۴۳۹	۰/۴۰۰	۰/۴۲۲	۰/۴۱۵	۰/۳۶۷	۰/۳۴۶	۰/۴۲۵
D1	۰/۳۶۱	۰/۳۴۵	۰/۳۷۴	۰/۳۹۲	۰/۴۵۹	۰/۴۴۷	۰/۴۰۶	۰/۴۳۲	۰/۴۲۵	۰/۴۳۴	۰/۲۹۱	۰/۴۱۹
D2	۰/۳۹۱	۰/۳۷۵	۰/۴۱۱	۰/۴۱۹	۰/۴۷۱	۰/۴۷۱	۰/۴۴۲	۰/۴۶۵	۰/۴۵۷	۰/۴۶۸	۰/۳۷۲	۰/۴۶۵

منبع: یافته‌های پژوهش

برای تعیین نوع واکنش، اگر $R_i - C_j < 0$ زیرمعیار اثرپذیر و اگر $R_i - C_j > 0$ زیرمعیار اثرگذار محسوب می‌گردد. با توجه به جدول ۱۰ زیرمعیار B_1، بیشترین اثرگذاری را بر سایر معیارها دارد. پس از آن زیرمعیارهای B_3، C_2 و D_1 دارای این ویژگی هستند. زیرمعیار انتظارات حقوقی کم‌ترین اثرگذاری را به خود اختصاص داده است. تحریم اقتصادی اثرگذار بوده، اما در بین هفت شاخص اثرگذار، در اولویت ششم قرار گرفته است. درمقابل، زیرمعیارهای B_4 و C_3 اثرپذیری بیشتری دارند. با توجه به نتایج، مقدار $R_i + C_j$ برای هر معیار بیانگر شدت تعامل آن معیار با معیارهای دیگر است. به‌عبارت دیگر، معیارهای تأثیرگذار و تأثیرپذیر هر معیار که مقدار $R_i + C_j$ آن بیشتر باشد از اهمیت بیشتری برخوردار است که با بررسی مقادیر به‌دست آمده، مشخص شد زیرمؤلفه‌های «عوامل‌روانی» از اهمیت بیشتری برخوردارند.

جدول ۱۰. تأثیرگذاری و تأثیرپذیری معیارها

	R_i	C_j	$R_i + C_j$	$R_i - C_j$	نوع واکنش
A_1	۱/۲۲۷	۱/۲۱۴	۲/۴۴۱	۰/۰۱۳	اثرگذار
A_2	۱/۲۲۶	۱/۱۸۵	۲/۴۱۱	۰/۰۴۰	اثرگذار
A_3	۱/۲۰۱	۱/۲۵۶	۲/۴۵۶	-۰/۰۵۴	اثرپذیر
B_1	۲/۰۷۴	۲/۰۰۹	۴/۰۸۱	۰/۰۶۷	اثرگذار
B_2	۲/۱۰۰	۲/۱۴۱	۴/۲۴۱	-۰/۰۴۰	اثرپذیر
B_3	۲/۱۶۲	۲/۱۰۱	۴/۲۶۳	۰/۰۶۱	اثرگذار
B_4	۱/۹۰۹	۱/۹۹۷	۳/۹۰۶	-۰/۰۸۷	اثرپذیر
C_1	۱/۲۸۵	۱/۲۵۹	۲/۵۴۴	۰/۰۲۵	اثرگذار
C_2	۱/۲۹۲	۱/۲۴۳	۲/۵۳۵	۰/۰۴۸	اثرگذار
C_3	۱/۲۰۳	۱/۲۷۸	۲/۴۸۱	-۰/۰۷۵	اثرپذیر
D_1	۰/۷۱۰	۰/۶۶۲	۱/۳۷۲	۰/۰۴۷	اثرگذار
D_2	۰/۷۳۶	۰/۷۸۳	۱/۵۱۹	-۰/۰۴۶	اثرپذیر

منبع: یافته‌های پژوهش

برای تشکیل ماتریس تأثیرگذاری گروهی کلی (T_D)، مجموع مقادیر زیرمعیارهای هر معیار در ارتباط با دیگر معیارها در ماتریس تأثیرگذاری کلی به‌دست می‌آید و نتایج به‌شرح جدول ۱۰ نشان داد معیارهای عوامل روانی و قوانین‌ومقررات، اثرگذار و مؤلفه‌های آگاهی‌های مالی و واکنش و عملکرد بازار، اثرپذیر هستند.

جدول ۱۱. ماتریس تأثیرگذاری گروهی کلی

	A	B	C	D	R	C	R+C	R-C
A	۰/۴۰۶	۰/۴۷۰	۰/۴۸۲	۰/۴۰۲	۱/۷۶۱	۱/۶۷۰	۳/۴۳۲	۰/۰۹۰
B	۰/۴۸۳	۰/۵۱۵	۰/۵۴۳	۰/۴۷۵	۲/۰۱۷	۱/۸۶۷	۳/۸۸۵	۰/۱۴۹
C	۰/۴۰۴	۰/۴۴۳	۰/۴۲۰	۰/۴۰۱	۱/۶۶۸	۱/۸۹۲	۳/۵۶۱	-۰/۲۲۳
D	۰/۳۷۶	۰/۴۳۸	۰/۴۴۶	۰/۳۶۱	۱/۶۲۳	۱/۶۴۰	۳/۲۶۳	-۰/۰۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

برای تعیین سوپر ماتریس موزون W_w، ماتریس اوزان نسبی W را به روش گفته شده تشکیل داده و حاصل‌ضرب نظیر به نظیر آن را در ماتریس نرمال شده تأثیرگذاری گروهی کلی (T_D^a) به‌دست می‌آوریم. به‌عبارت دیگر درایه‌های ماتریس T_D^a ، نظیر به نظیر در هر یک از ماتریس‌های تفکیک شده ماتریس موزون W ضرب اسکالر می‌شود. سوپر ماتریس موزون (اوزان نهائی) زیرمعیارها برای رتبه‌بندی قطعی متغیرها در جدول ۱۲ نشان داده شده است.

جدول ۱۲. اوزان نهایی

زیرمعیار ها	A_1	A_2	A_3	B_1	B_2	B_3	B_4	C_1	C_2	C_3	D_1	D_2
وزن نهایی	۰/۶۷۲	۰/۷۰۱	۰/۶۲۳	۰/۹۸۶	۰/۶۳۹	۰/۹۱۴	۰/۴۱۰	۰/۶۸۰	۰/۴۶۹	۰/۴۴۰	۰/۷۲۶	۰/۶۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور رتبه‌بندی معیارها با استفاده از فرایند ویکور، مجدداً از نظر همان خبرگان جهت تشکیل ماتریس تصمیم‌گیری معیارهای اصلی پژوهش بهره برده و به‌وسیله آن ماتریس نرمال شده و ماتریس نرمال شده وزنی با توجه به اوزان نهائی مشخص شده در فرایند DANP تعیین گردیده است. بعد از تشکیل ماتریس نرمالی وزنی شده به‌شرح جدول ۱۳، پارامترهای ایده‌آل مثبت و ایده‌آل منفی زیرمعیارها به‌شرح جدول ۱۴ حاصل شده است.

جدول ۱۳. ماتریس وزنی ویکور

زیرمعیار ها	A_1	A_2	A_3	B_1	B_2	B_3	B_4	C_1	C_2	C_3	D_1	D_2
f^*	۰/۴۹۰	۰/۴۱۳	۰/۲۹۲	۰/۶۳۳	۰/۴۷۳	۰/۵۳۰	۰/۳۵۲	۰/۴۳۵	۰/۳۱۴	۰/۳۲۵	۰/۴۵۷	۰/۳۶۷
f^-	۰/۲۰۸	۰/۲۷۳	۰/۰۴۹	۰/۲۷۱	۰/۲۴۹	۰/۲۰۱	۰/۰۹۸	۰/۱۸۳	۰/۱۵۹	۰/۰۷۰	۰/۱۵۲	۰/۱۳۲
$f^* - f^-$	۰/۲۸۲	۰/۱۴۰	۰/۲۴۳	۰/۳۶۲	۰/۲۲۴	۰/۳۲۹	۰/۲۵۴	۰/۲۵۲	۰/۱۵۵	۰/۲۵۵	۰/۳۰۵	۰/۲۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۴. تفاضل پارامتر ایده‌آل مثبت از ایده‌آل منفی

	A_1	A_2	A_3	B_1	B_2	B_3	B_4	C_1	C_2	C_3	D_1	D_2	Q_k	S_k
W_j	۰/۶۷۲	۰/۷۰۱	۰/۶۲۳	۰/۹۸۶	۰/۶۳۹	۰/۹۱۴	۰/۴۱۰	۰/۶۸۰	۰/۴۶۹	۰/۴۴۰	۰/۷۲۶	۰/۶۰۳		
معیار A	۰/۰۰	۰/۳۵۰	۰/۱۰۹	۰/۹۸۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۳۳۰	۰/۳۴۷	۰/۲۴۲	۰/۲۴۹	۰/۷۲۶	۰/۶۰۳	۰/۹۸۶	۳/۹۴۲
معیار B	۰/۶۷۲	۰/۷۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۶۷۲	۱/۷۶۴
معیار C	۰/۵۷۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۲۲	۰/۴۹۳	۰/۱۷۷	۰/۴۱۰	۰/۱۶۴	۰/۳۵۶	۰/۱۸۹	۰/۱۹۰	۰/۱۲۳	۰/۵۷۳	۲/۸۹۷
معیار D	۰/۴۹۵	۰/۳۵۰	۰/۶۲۳	۰/۴۸۷	۰/۶۳۹	۰/۹۱۴	۰/۴۱۰	۰/۶۸۰	۰/۱۵۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۲۳	۰/۹۱۴	۵/۳۱۶

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه، تفاضل ماتریس وزنی از پارامتر ایده‌آل مثبت و همچنین پارامترهای Q_k و S_k به‌شرح جدول ۱۵ تشکیل شده تا رتبه‌بندی نهائی معیارها حاصل شود.

جدول ۱۵. تعیین Q_k و S_k و رتبه‌بندی نهایی

	Q_k	S_k	S^*	S^-	Q^*	Q^-	R_k	رتبه بندی
معیار A	۰/۹۸۶	۳/۹۴۲	۱/۷۶۴	۵/۳۱۶	۰/۵۷۳	۰/۹۸۶	R_k	رتبه بندی
معیار B	۰/۶۷۲	۱/۷۶۴					۰/۸۰۶	سوم
معیار C	۰/۵۷۳	۲/۸۹۷					۰/۱۱۶	اول
معیار D	۰/۹۱۴	۵/۳۱۶					۰/۱۵۶	دوم

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

هر پژوهش میدانی، محدودیت‌هایی در رسیدن به‌نتایج کاربردی دارد که از محدوده تصمیم‌گیری پژوهشگران خارج است. با توجه به این‌که تاکنون تعریف مشخصی از بازیگران عام در ادبیات مالی ایران ارائه نشده است، ممکن است هنگام پاسخ‌گویی کارشناسان به پرسش‌های مطرح ابهاماتی ایجاد شده باشد. این پژوهش، شناخت بازیگران عام را به متغیرهای دوازده‌گانه پیش‌گفته محدود کرده است. مشخصاً ممکن است متغیرهای پنهان دیگری روی این طیف از جامعه اثرگذار باشد. علی‌رغم این‌که در چندین مرحله سعی گردید تا از خبرگان و کارشناسان رسمی بازیگران سوم نیز در جامعه نمونه‌ای پرسش‌شوندگان حضور داشته باشند، اما این مهم حاصل نگردید. همچنین ممکن است بازارهای مالی و ابزار اقتصادی، با سیاست‌های حزبی گره خورده باشد و نتایج در هنگام نقش‌آفرینی سایر احزاب سیاسی، اندکی متفاوت باشد. از سال ۱۳۹۶ بازارهای مالی ایران با ناکارآمدی سیاست‌های اقتصادی مواجه بوده است. نبود شفافیت مالی و همچنین نوسانات غیرقابل کنترل در تمامی حوزه‌های اقتصادی، باعث ظهور چهارمین بازیگر بازارهای مالی با نام "بازیگران عام" گردید. از دیدگاه خبرگان اقتصادی، «عوامل روانی» به‌عنوان مهم‌ترین مؤلفه در ورود بدون برنامه و لجام گسیخته بازیگران چهارم شناخته شد. مؤلفه‌های «قوانین و مقررات»، «ریسک‌پذیری»

و «عملکرد و واکنش بازار» در رتبه‌های بعدی قرار گرفتند. آن‌چه در این بین حائز اهمیت است، این‌که بازیگران چهارم بازارهای مالی بدون توجه به پارامترهای حاکم در بازارهای مالی ایران و صرفاً با درنظر گرفتن رفتار بازیگران سوم، راهبرد و تصمیمات خود را عملی نموده‌اند و در تلاطم حباب‌های مالی گرفتار شده‌اند. بی‌توجهی به انتظارات حقوقی و ضعف نهادهای نظارتی در حوزه قوانین و مقررات، اطلاعات غیرواقعی و رشد تقاضای کاذب به همراه تکانه‌های انقباضی و انبساطی متعدد بازار، تحریم‌های اقتصادی و بی‌اعتمادی بازیگران بازارهای مالی به‌یکدیگر و همچنین دانش اقتصادی پایین، باعث ورود لجام گسیخته و بدون برنامه بازیگران عام به عرصه سراسر ریسک بازارهای مالی گردید. با ادامه‌دار بودن حضور بازیگران در این عرصه، چالش‌های متعددی در بازارهای مالی به‌وجود آمده است. توالی و همزمانی بحران‌ها که با دنباله‌روی بازیگران عام از دلالان و سفته‌بازان (برای رشد تقاضای کاذب) نشأت گرفته، بیشترین تأثیرپذیری را از حضور بازیگران عام داشته است. از دیگر اثرات حضور بازیگران عام می‌توان به واگرایی و بی‌اعتمادی بازیگران به یکدیگر، ناپیوستگی و اخلال در انجام سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی؛ نقدینگی حاصل از حضور این بازیگران (هر چند به صورت محدود) و همچنین ناسازگاری‌های زمانی ایجاد شده از سوی بازیگر اول و عدم استقلال بازیگر دوم (بانک مرکزی) و ایجاد فضای نااطمینانی در سطح جامعه اشاره کرد. به‌عبارت دقیق‌تر، عدم تحقق وعده‌های اقتصادی دولت که ممکن است ناشی از تصمیم‌گیری حزبی و اقتصاد سیاست‌زده باشد به‌عنوان تأثیرگذارترین شاخص تأثیرپذیر دانست. تأثیرگذاری کمتر تحریم‌های اقتصادی (عملکرد بازیگران خارجی) نسبت به سایر عوامل اثرگذار از نتایج مهمی است که در این مطالعه مشخص گردید. در واقع، بازیگران اصلی بازارهای مالی ایران بیش از تحریم‌های اقتصادی، مسبب اصلی بحران‌های اقتصادی شده است. از نتایج حاصله می‌توان برای سیاست‌گذاری در جهت کاهش حضور بدون پشتوانه بازیگران عام، در بازارهای مالی استفاده نمود.

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 شده است.

منابع

آقایی، مجید؛ رضاقلی زاده، مهدیه و محمدرضایی، مجید. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی و تجاری بر روابط تجاری ایران. *مطالعات راهبردی سیاست‌گذاری عمومی*، ۸(۲۸)، ۶۸-۴۹.

بیانی، عذرا؛ محمدی، تیمور؛ بهرامی، جاوید و توکلیان، ح سین. (۱۳۹۷). اثر شوک عوامل موثر بر بحران مالی در اقتصاد ایران. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳(۴۶)، ۷۲-۴۵.

بیانی، عذرا و محمدی، تیمور. (۱۳۹۸). عوامل مؤثر بر بحران‌های مالی: رویکرد میانگین‌گیری بیزی. اقتصاد مقداری، ۱۶(۲)، ۱۸۰-۱۴۵.

جلالی، سیده مرضیه و احمدی نورالدین وند، محسن. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر تحریم اقتصادی بر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دومین کنفرانس بین‌المللی اقتصاد در شرایط تحریم، بابلسر، ۳۱ شهریورماه.

حسینی، الهام؛ نادمی، یونس؛ آسایش، حمید و سجادی‌فر، سیدحسین. (۱۴۰۰). اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با رهیافت MSVAR. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۳۷)، ۱۹۹-۱۶۹.

دل‌انگیزان، سهراب و خزیر، اسماعیل. (۱۳۹۱). مطالعه اثرات شوک‌های سیاست مالی بر رشد اقتصاد ایران دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۳۸. *راهبرد اقتصادی*، ۱(۳)، ۶۷-۳۷.

دهباشی، وحید؛ محمدی، تیمور؛ شاکری، عباس و بهرامی، جاوید. (۱۳۹۹). واکنش بازارهای ارز، سهام و طلا نسبت به تکانه‌های مالی در ایران: با تاکید بر اثرات سرریز تلاطم. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵(۸۳) ، ۲۷-۱.

رحمانی‌زاده، حسین و زمانی، محدثه. (۱۳۹۸). بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی بر تورم. سومین کنفرانس بین‌المللی تحولات نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، تهران.

رضازاده، روح الله و فلاح، میرفیض. (۱۳۹۹). بررسی سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر تورم، نرخ بهره، نقدینگی و شاخص صنعت. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۱۱(۴۲)، ۳۰۱-۲۷۲.

رضایی، محسن. (۱۳۹۶). ارزیابی علل و پیامدهای عمده بحران اقتصادی در ایران. *اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۲)، ۲۲۷-۲۰۱.

سرزعیم، علی. (۱۳۹۶). گونه‌شناسی بحران‌های مالی. *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۵(۱۸)، ۲۰۸-۱۷۸.

سلمانی بی شک، محمدر ضا.، برقی ا سکویی، محمدمهدی و لک، سودا. (۱۳۹۴). تأثیر شوک‌های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران. *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، (۲۲)۲، ۱۳۱-۹۳.

سهیلی، کیومرث؛ الما سی، مجتبی و سقایی، مریم. (۱۳۹۱). ارزیابی اثر تورم انتظاری، ر شد نقدینگی، تورم وارداتی، شکاف تولید و نرخ ارز بر نرخ تورم ایران. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۷(۱۳)، ۶۰-۳۹.

عباسی، مریم؛ موسوی، سیدنعمت‌اله و امینی فرد، عباس. (۱۳۹۹). بررسی اثرات همزمان شوک‌های تحریم‌های اقتصادی بر بخش‌های مولد اقتصاد ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی* ایران، ۹(۳۴)، ۲۷۵-۲۵۱.

عشورنژاد، غدیر؛ فرجی سبکبار، حسنعلی؛ علوی‌پناه، سیدکاظم و نامی، محمدحسن. (۱۳۹۰). مکان‌یابی شعب جدید بانک‌ها و مؤسسات مالی با استفاده از فرآیند تحلیل شبکه‌ای فازی. *پژوهش و برنامه‌ریزی شهری*، ۲(۷)، ۲۰-۱.

عمادی، سیدجواد؛ الهی، ناصر؛ کمیجانی، اکبر و کیاالحسینی، سید ضیاءالدین. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر سیاست‌های همزمان پولی و مالی بر رشد اقتصادی در ایران. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۶(۲)، ۲۸-۳.

فرج‌زاده اولقی، زهرا و نقیبی، محمد. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر اقتصاد ایران در بستری از رکود اقتصادی. *اقتصاد کاربردی*، ۸(۲۴)، ۴۸-۳۹.

فرهانیان، محمدرضا. (۱۳۹۴). بررسی نظام‌های نظارتی در بازارهای مالی. *مجله اقتصادی*، ۱۵(۱۰-۹)، ۱۳۶-۱۱۹.

فلاحی، سامان و رحمانی، تیمور. (۱۳۹۸). شناسایی نقش شوک‌های مالی در نوسانات اقتصاد ایران. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۳(۴) ، ۳۵-۳.

مزینی، امیرحسین و قربانی، سعید. (۱۳۹۳). نقشه راه مدیریت بهینه سیاست پولی در اقتصاد ایران. *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۲(۵)، ۶۰-۴۱.

مصطفی‌پور، منوچهر؛ یاوری، مجید و برزگری، مجید. (۱۳۹۴). نظام نظارت بر بازارهای مالی مدل یکپارچه. *مجله اقتصادی*، ۱۵(۸-۷)، ۴۲-۲۳.

نادعلی، محمد. (۱۳۹۴). سیاست‌های مالی و پیشگیری از بحران‌های مالی در کشورهایی با بازارهای نوظهور. *روند*، ۲۲(۷۰)، ۱۹۲-۱۵۹.

نوروزی‌فر، طاهره؛ فتاحی، شهرام و سهیلی، کیومرث. (۱۳۹۸). اثر تحریم بر میزان وابستگی بازار نفت و بازار مالی (رویکرد وابستگی اکستریمال). *مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳(۴۵)، ۱۷-۱.

هادی‌زنوز، بهروز. (۱۳۹۸). تحلیل تحریم‌های بین‌المللی ایران در چارچوب اقتصاد سیاسی در سال ۱۳۹۷. تهران: نشر اقتصاد فردا.

Abbasi, M., Musavi, S. N. & Aminifard, A. (2020). Studying the simultaneous effects of economic sanctions shocks on Iran's economic sectors. *Journal of Applied Economic Studies, Iran*, 9(34), 251-275. (In Persian)

Alavi, S. E., Moshiri, S. & Sattarifar, M. (2016). An analysis of the efficiency of the monetary and fiscal policies in Iran economy using IS – MP – AS Model. *Procedia Economics and Finance*, 36, 522-531.

Allen, F., Babus, A. & Carletti, E. (2009). Financial crises: Theory and evidence. *Annual Review of Financial Economics*, 1, 97-116.

Aghaei, M., Rezagholizadeh, M. & Mohammad Rezaei, M. (2018). Impact of economic and commercial sanctions on Iran's trade relations and their major trading partners. *Journal Strategic Studies of Public Policy*, 8(28), 49-68. (In Persian)

Ashournejad, G., Faraji Sabokbar, H. A., Alavipanah, S. K. & Nami, M. H. (2011). Locating new branches of banks and financial institutions using fuzzy network analysis process. *Journal of Urban Research and Planning*, 2(7), 1-20. (In Persian)

Bahadir, B. Valev, N. (2013). Financial development convergence. Georgia University.

Bayani, O. & Mohammadi, T. (2019). Factors affecting financial crises: The Bayesian Model Averaging. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 16(2), 145-180. (In Persian)

Bayani, O., Mohammadi, T., Bahrami, J. & Tavakolian, H. (2019). Effect of shock factors affecting financial crises in Iran's economy: Autoregressive vector models variable-time parameters. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 13(46), 45-72. (In Persian).

Bilbiie, F. O. (2011). The time inconsistency of delegation-based time inconsistency solutions in monetary policy. *Journal of Optimization Theory and Applications*, 150, 657–674.

Bilginsoy, C. (2014). A history of financial crises. Dreams and follies of expectations. London Imprint Routledge.

Bowman, D. (2015). U.S. unconventional monetary policy and transmission to emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, 55(C), 27-59.

Chang, V., Newman, R., Walters, R. J. & Wills, G. B. (2016). Review of economic bubbles. *International Journal of Information Management*, 36(4), 497-506.

Chari, V. V. & Kehoe, P. J. (2004). Financial crises as herds. *Journal of Economic Theory*. 119(1), 128-150.

Cummins, D. J. & Weiss, A. M. (2009). Convergence of insurance and financial markets: Hybrid and securitized risk-transfer solutions. *The Journal of Risk and Insurance*, 76(3), 493-545.

Dąbrowskia, M. A., Śmiechb, S. & Papieżb, M. (2015). Monetary policy options for mitigating the impact of the global financial crisis on emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, 51(C), 409–431.

Dehbashi, V., Mohammadi, T., Shakeri, A. & Bahrami, J. (2020). The responses of stock, gold and foreign exchange markets to financial shocks: VAR-MGARCH Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 25(83), 1-27, (In Persian).

Delangizan, S. & Khazir, E. (2012). Effects of fiscal policy shocks on Iranian economic growth from 1959-2009. *Quarterly Journal of Economic Strategy*, 1(3), 37-67. (In Persian)

Dilek, E., Hayrettin, H & Konak, A. (2017). Factors affecting economic literacy. *Afro Eurasian Studies*, 7(1), 7-47.

Emadi, S. J., Elahi, N., Komijani, A. & Kiyaalhoseini, S. Z. (1398). Investigate effect of interaction monetary and fiscal policies on economic growth in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 3(6), 3-28. (In Persian)

Fallahi, S, & Rahmani, T. (2019). Identifying the role of financial shocks in Iran's economy. *The Journal of Planning and Budgeting*, 23(4), 3-35. (In Persian)

Farajzadeh Owlaqi, Z. & Naghibi, M. (2018). Investigating the impact of monetary and fiscal policies on Iran's economy in the context of economic recession. *Applied Economics*, 8(24), 39-48. (In Persian)

Farhanian, M. R. (2015). Investigation of regulatory systems in financial markets. *Economic Journal*, 15(9-10), 119-136. (In Persian)

Helwege, J., Boyson, N. M. & Jindra, J. (2017). Thawing frozen capital markets and backdoor bailouts. *Journal of Banking & Finance*, 83, 193-220.

Hosseini, E., Nademi, Y., Asayesh, H. & Sajadifar, S. H. (2021). The interactions of instability of monetary and fiscal policies in the Iranian economy by the MSVAR Approach. *Journal of Applied Economic Studies*, *Iran*, 10(37), 169-199. (In Persian)

Blow, L., Browning, M. & Crawford, I. (2021). Nonparametric analysis of time inconsistent preferences. *The Review of Economic Studies*, 88(6), 2687-2734.

Lee, W. S., Huang, A. Y., Chang, Y. Y. & Cheng, C. M. (2011). Analysis of decision making factors for equity investment by DEMATEL and Analytic Network Process. *Expert Systems with Applications: An International Journal*. 38(7), 8375–8383.

Mostafapour, M., Yavari, M. & Barzegari, M. (2015). Financial markets supervision system. *Economic Journal*, 15(7-8), 23-42. (In Persian)

Mozayani, A. H. & Ghorbani, S. (2014). The road map of optimum management of monetary policy in Iran economy. *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, 2(5), 41-60. (In Persian)

Muradoglu, G. & Harvey, N. (2012). Behavioural finance: the role of psychological factors in financial decisions. *Review of Behavioral Finance*, 4(2), 68-80.

Nadali, M. (2015). Fiscal policies and prevention of financial crises in countries with emerging markets. *Rvand*, 22(70), 159-192. (In Persian)

Namaria, L. & Mitchell, O. (2014). The economic importance of financial Literacy: Theory and evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5-44.

Nowrouzifar, T., Fattahi, S. & Sohaili, K. (1398). The impact of economic sanctions on the amount of dependence between oil and financial market (Extremal Dependence Approach). *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 13(45), 1-17. (In Persian)

Rezaei, M. (2017). Assessing the main causes and consequences of the economic crisis in Iran. *Financial Economics*, 12(42), 201-227. (In Persian)

Rezazadeh, R. & Falah, M. (2020). Examining the overflow of financial stress index fluctuations on inflation, interest rate, liquidity and industry index using GARCH-BEKK and VAR models and Granger causality. *Quarterly Financial Engineering and Securities Management*, 11(42), 272-301. (In Persian)

Roson, R. & Sartori, M. (2016). Input-output linkages and the propagation of domestic productivity shocks: Assessing alternative theories with stochastic simulation. *Economic Systems Research*, 28(1), 38-54.

Salemi, M. K. (2005). Teaching economic literacy: Why, What and How. *International Review of Economics Education*, 4, 46-57.

Salmani Bishak, M. R., Barghi Oskooie, M. M. & Lak, S. (2015). The effects of monetary and fiscal policy shocks on stock market of Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, 6(22), 93-131. (In Persian)

Sarzaeem A. (2017). Typology of financial crisis with a focus on banking crises. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 5(18), 187-208. (In Persian)

Soheili, K., Almasi, M. & Saghaei, M. (2012). Evaluating the effect of expected inflation, liquidity growth, imported inflation, output gap and exchange rate on Iran's inflation rate. *Macroeconomics Research Letter*, 7(13), 39-69. (In Persian)

Stolper, O. A. & Walter, A. (2017). Financial literacy, financial advice, and financial behavior. *Journal of Business Economics*, 87, 581-643.

Tzeng, G. H., Chiang, C. H. & Li, C. W. (2007). Evaluating intertwined effects in e-learning programs: A novel hybrid MCDM model based on factor analysis and DEMATEL. *Expert Systems with Applications: An International Journal*, 32(4), 1028–1044.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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 دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۱۷۸-۱۵۷

مقاله پژوهشی

برآورد بتای صنایع با استفاده از ترکیب مدل بلک شولز و تئوری خاکستری[۱]

امین بابائی فلاح[۲]، مریم خلیلی عراقی[۳]، هاشم نیکومرام[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۱/۱۳

چکیده

بیشتر تحلیل‌گران در بررسی طرح‌ها و شرکت‌ها از نرخ تنزیلی استفاده می‌کنند که برگرفته از مدل CAPM است. بتای این مدل عموما نماینده ریسک‌ها و فرصت‌های آن صنعت است که تقریبا بدون هیچ توجهی به ریسک‌ها و فرصت‌های موجود در طرح یا شرکت مورد بررسی بدست آمده است. این بی‌توجهی به اندازه‌گیری صحیح ریسک موجب اندازه‌گیری اشتباه نرخ تنزیل و در نهایت ارزیابی نادرست و کاهش ارزش صاحبان سرمایه می‌گردد. در بسیاری از مواقع با اصلاح اثر فرصت‌ها و ریسک‌ها در بتای مورد استفاده، نتایج ارزیابی تفاوت چشم‌گیری خواهد داشت. هدف پژوهش حاضر، سنجش دقیق‌تر ریسک سیستماتیک طرح‌ها و شرکت‌ها با در نظر گرفتن ریسک و فرصت رشد آنها است.

در این پژوهش با بکارگیری بازده ماهانه ۱۰ ساله تمامی شرکت‌ها و صنایع بورسی و فرابورسی، بتای تعدیل شده مدل برناردو و همکاران برای تمامی صنایع محاسبه و به طور مجزا برای هر صنعت بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود تخمین زده شد. سپس با ترکیب تئوری خاکستری، امکان بهبود مدل فوق بررسی گردید و بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده برای تمامی صنایع ارائه شد. در نهایت استواری متغیرهای مورد استفاده با آزمون‌های وو-هاوسمن و دوربین و قدرت متغیرها با استفاده از آزمون والد مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق نشانگر عملکرد بهتر مدل خاکستری شده برناردو و همکاران نسبت به مدل اصلی است. بتای محاسبه شده می‌تواند در سنجش دقیق‌تر ریسک شرکت‌ها و صنایع، محاسبه نرخ تنزیل شرکت‌ها، کمک نوآورها و پروژه‌ها و در نهایت ارزش‌گذاری آنها بکار گرفته شود.

واژگان کلیدی: اندازه‌گیری ریسک، بتای رشدی، بتای دارایی‌های موجود، بتای خاکستری شده، CAPM
طبقه‌بندی موضوعی: *C36، G12، G32، O43*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.28736.2238
۲. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email:amin.babaeifalah@gmail.com
۳. استادیار، گروه مدیریت بازرگانی، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). Email: M.khaliliaraghi@gmail.com
۴. استاد، گروه حسابداری، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email:Nikoomaram@srbiau.ac.ir

مقدمه

با وجود مباحث تئوریکی و عملی مطرح شده، مدل تک دوره‌ای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) محبوب‌ترین متد برای تعیین هزینه سرمایه در پروژه‌های سرمایه‌گذاری، باقی‌مانده است. مدل‌های جایگزین بر اساس فاکتورهای جدید برای تعیین هزینه سرمایه مشکل‌زا هستند (برای نمونه مدل فاما-فرنچ[1]، ۱۹۹۲) چرا که فاکتورها در طول زمان تغییر می‌کنند و همچنین در بین نخبگان توافق نظر در خصوص این موضوع که آیا فاکتورها گویای ریسک هستند یا خیر، وجود ندارد. دیگر جایگزین‌ها عموما نیازمند ورودی‌هایی هستند که رهگیری و تعیین آنها دشوار است. در نقطه مقابل، CAPM تنها نیازمند تخمین نرخ بازده بدون ریسک، صرف ریسک و بتا است.

اما در خصوص مدل CAPM با وجود این که روش محاسبه بتای صنایع مختلف موضوع شفاف و بدون ابهامی است، در بسیاری از مواقع بر سر میزان بتا در هر صنعت در بازه‌های زمانی مختلف و دوره‌های زمانی محاسبه بازده صنعت و شاخص، تفاهم وجود ندارد. این موضوع می‌تواند منجر به تفاوت در برآورد بازده مورد انتظار صاحبان سهام گردد. حتی تفاوت ۰,۱ در بتا می‌تواند منجر به تفاوت ۱ درصدی در نرخ بازده مورد انتظار گردد (با فرض صرف ریسک ۱۰ درصدی).

این موضوع در برآورد ارزش ذاتی شرکت‌ها، اوراق، سرمایه‌ها و پروژه‌ها بیشتر خود را نشان می‌دهد. تحلیلگران با برآورد بتاهای متفاوت و بکارگیری مدل CAPM به نرخ‌های تنزیل متفاوتی جهت برآورد ارزش ذاتی دست می‌یابند و این موضوع سبب ایجاد تفاوت قابل توجه در ارزش ذاتی شرکت‌ها می‌گردد. با توجه به این که ارزیابی‌ها و ارزش‌گذاری‌های مزبور بعضاً پایه معاملات بزرگ قرار می‌گیرد، لذا تعیین هرچه دقیق‌تر بتا از ضرورت بالایی برخوردار است.

مشکل دیگر برآورد بتا با روش رایج، در محاسبه بتای پروژه‌ها و شرکت‌های دارای طرح توسعه است. اکثر کتب مالی در این موضوع پیشنهاد می‌کنند در صورتی که شرکت یا پروژه مشابه دارای معاملات سهام مناسب وجود نداشته باشد، بتای میانگین صنعت مورد استفاده قرار گیرد. اما محاسبه بتای میانگین صنعت، ریسک فرصت رشد پروژه یا شرکت مورد بررسی را در بر نمی‌گیرد.

در سال ۲۰۰۷ برناردو و همکاران[2] (از این نقطه به بعد جهت سهولت به این مدل با نام BCG رجوع می‌شود) با استفاده از همین استدلال و ارائه مدلی، اقدام به تجزیه بتای شرکت به دو جزء بتای دارایی و بتای فرصت‌های رشد نمودند. آنها با پیاده‌سازی این مدل در بازه زمانی ۱۹۷۷ تا ۲۰۰۴ و برای ۳۴ صنعت مختلف نشان دادند که تفاوت میان بتای رشدی و بتای دارایی می‌تواند قابل توجه باشد. آنها نشان دادند که در اکثریت صنایع، بتای رشدی بزرگتر از بتای دارایی‌های موجود می‌باشد.

رویکرد BCG به بتا رویکرد نوین و خلاقانه‌ای محسوب می‌شد. نقطه قوت این تحقیق، پرداختن به فرصت رشد شرکت‌ها و تاثیر این فرصت‌های رشد بر روی بتای شرکت است. لیکن در مواردی که تعداد

1. Fama & French
2. Bernardo et al

شرکت‌های صنعت محدود بوده و یا به علت عدم کارایی بازار، اثرات مومنتوم، اطلاعات ناقص و ... قیمت سهام شرکت با تاخیر اصلاح می‌شود، مدل BCG می‌تواند خطای قابل ملاحظه داشته باشد.

نوآوری پژوهش حاضر شامل طراحی مدلی خاکستری جهت شکست بتا به دو بخش بتای رشدی و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده برای نخستین بار است. بدین منظور در این پژوهش با بکارگیری بازده ماهانه ۱۰ ساله تمامی شرکت‌ها و صنایع بورسی و فرابورسی و سایر اطلاعات مورد نیاز از آخرین صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها، بتای مدل BCG برای تمامی صنایع محاسبه شد. همانند بتای غیر اهرمی در مدل CAPM، در بتای مدل BCG نیز اثرات اهرم مالی شرکت‌ها و فرصت رشدآنها در تمامی صنایع خنثی شده و بتای هر صنعت به طور مجزا بین بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود تفکیک شده است. پس از آن با اضافه کردن تئوری خاکستری به مدل BCG، بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده برای تمامی صنایع ارائه شد. در مرحله بعد استواری متغیرهای مورد استفاده با آزمون‌های وو-هاوسمن و توربین بررسی و تعدیلات لازم را اعمال گردید. در نهایت عملکرد مدل BCG و مدل خاکستری شده آن در قالب آزمون های استواری مقایسه شد.

در ادامه، ابتدا تحقیقات صورت گرفته در خصوص بتا در داخل و خارج از کشورمان مرور شده است. در بخش بعد به بررسی بتای استاندارد، بتای BCG و بتای خاکستری پرداخته شده است. در نهایت بتا با هر دو روش محاسبه و نتایج تفسیر گردیده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مدل CAPM کماکان پرکاربردترین مدل جهت برآورد ارزش سهام شرکت‌ها و پروژه‌ها قلمداد می‌گردد. بررسی‌های زیادی روی مدل CAPM و بتا انجام گرفته است. برای مثال محمدی و همکاران (۱۳۸۶) روش‌های مختلف تخمین بتا با دوره‌های بازده، مدل‌های تخمین و روش‌های مختلف اقتصادسنجی شامل حداقل مربعات معمولی، حداکثر درست‌نمایی، گشتاورهای تعمیم‌یافته، حداقل قدر مطلق خطاها و رگرسیون ناپارامتری را برای تخمین بتا بررسی و نشان دادند تفاوت نسبتا زیادی در نتایج به‌دست آمده با روش‌های مختلف تخمین بتا وجود دارد.

همچنین رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۸۶) به مقایسه قدرت بتا در توضیح عایدی سهام در مدل CAPM و متغیرهای مدل فاما و فرنچ پرداختند. آنها نشان دادند گرچه ابعاد شرکت، نسبت دارایی به حقوق صاحبان سهام و نسبت سود نقدی به قیمت، قدرت زیادی در توضیح سود شرکت‌ها دارند، بدون بتا، قدرت سایر متغیرها قابل توجه نخواهد بود. در پژوهشی دیگر رهنمای رودپشتی و هوشمند نقابی[1] (۲۰۱۶) مطالعه تطبیقی بین مدل‌های CAPM و X-CAPM در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ انجام دادند. آنها دریافتند مدل X-CAPM فاقد توانایی لازم در مقایسه با مدل‌های CAPM است.

لیکن همان‌طور که در بخش قبل عنوان گردید، مدل CAPM فاقد توانایی لازم در تنظیم بتا با توجه به فرصت‌های رشد شرکت یا طرح است. می‌دانیم شرکت‌هایی که فرصت‌های رشدی بیشتری دارند، باید بتای بزرگتری نیز داشته باشند (برناردو و همکاران، ۲۰۰۷).

1. Rahnamay Roodposhti & Houshmand Neghabi

اول این که فرصت‌های رشد، گزینه‌های بیشتری در اختیار شرکت می‌گذارند که این آپشن‌ها شامل توسعه، رها کردن یا تأخیر در یک پروژه می‌شود. این تصمیمات به جریانات نقدی ایجاد شده توسط پروژه بستگی دارند که خود از اجزای ریسک سیستماتیک است. از آنجا که این آپشن‌های اضافی، نقش اهرم را دارند، ریسک سیستماتیک فرصت‌های رشد باید بالاتر از دارایی‌های مستقر باشد. یافته‌های برک و همکاران[1] (۲۰۰۴) و کارلسون و همکاران[2] (۲۰۰۶) نیز این موضوع را تأیید می‌کند.

دوم این که در سال ۱۹۹۳، کمپبل و می[3] به صورت عملی توضیح دادند که بتا با تغییرات عمومی در بازده مورد انتظار رابطه مستقیم دارد. از آنجایی که شرکت‌های با فرصت‌های رشدی بیشتر جریانات نقدی با دیرش بالاتری در اختیار دارند، ارزش آنها حساسیت بیشتری به تغییرات نرخ بهره دارد و بنابراین باید بتای بالاتری داشته باشند.

نکته‌ای که باید به آن توجه شود این که ارزش هر شرکت حاصل جمع ارزش دارایی‌های موجود و ارزش آپشن‌ها یا فرصت‌های آتی است. مک دونالد و سیگل[4] (۱۹۸۵) و برگ و همکاران[5] (۱۹۹۹) این موضوع را به‌طور شفاف نشان دادند که ارزش شرکت هر دوی پروژه‌های فعلی و فرصت آتی پروژه‌های جدید را نیز در بر می‌گیرد.

برناردو و همکاران (۲۰۰۷) دریافتند بازده سرمایه‌ای یک شرکت با ریسک‌های ناشی از پروژه‌های فعلی و فرصت‌های رشد محاط شده است. آنها با ارائه مدل BCG بتای شرکت را به دو بخش بتای دارایی مستقر و بتای فرصت رشد تقسیم نمودند و با پیاده‌سازی این مدل در بازه زمانی ۱۹۷۷ تا ۲۰۰۴ و برای ۳۴ صنعت مختلف نشان دادند که تفاوت میان بتای رشدی و بتای دارایی می‌تواند قابل توجه باشد. آنها نشان دادند که در اکثریت صنایع، بتای رشدی بزرگتر از بتای دارایی‌های موجود می‌باشد. آنها نشان دادند که محاسبه نرخ تنزیل با استفاده از متد عمومی مدل CAPM می‌تواند نرخ سرمایه پروژه را تا حدود ۲-۳ درصد اضافه نشان دهد. همچنین این تیم در سال ۲۰۱۲ نشان داد که متدهای رایج بودجه‌بندی سرمایه‌ای ریسک پروژه‌ها را بیش از واقع و در نتیجه ارزش پروژه‌ها را کمتر از واقعیت نشان می‌دهد. این تیم تحقیقاتی نشان داد که به ویژه در صنایع سلامت، داروسازی، ارتباطات، سرگرمی و تجهیزات پزشکی این احتمال بیشتر است که به واسطه استفاده از روش‌های استاندارد اندازه‌گیری ریسک پروژه، سرمایه‌گذاری بر روی کسب و کار صورت نپذیرد. آنها همچنین نشان دادند که سایر روش‌های ارزش‌گذاری بر مبنای آپشن از تخمین‌های نوسانی استفاده می‌کنند که برای ارزش‌گذاری ارزش فرصت رشد بسیار زیاد است. این موضوع نشان دهنده کارایی پایین‌تر این دسته از روش‌ها است (برناردو و همکاران[6]، ۲۰۱۲).

1. Berk et al
2. Carlson et al
3. Campbell & Mei
4. McDonald & Siegel
5. Berk et al
6. Bernardo et al

پس از انتشار مقاله برناردو و همکاران، مدل آنها به‌تدریج مورد توجه قرار گرفت. گانچارو و همکاران[1] در سال ۲۰۱۴ با بررسی داده‌ها و صورت‌های مالی ۴۱۳ شرکت دارویی بین‌المللی در دوره زمانی ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۲ و به‌کارگیری مدل‌های مختلف از جمله مدل BCG، نشان دادند سودآوری شرکت‌های دارویی به‌واسطه به‌کارگیری استانداردهای حسابداری بیش از اندازه واقعی است. آنها دریافتند حسابداری شرکت‌های داروسازی جهت‌دار است و اثرات این جهت‌دهی توسط قوانین و استانداردهای حسابداری و شدت انجام پروژه‌های R&D شکل پیدا کرده است. آنها دریافتند پس از انجام اصلاحات این قوانین و استانداردهای حسابداری، نسبت ROE شرکت‌های دارویی با این نسبت در سایر صنایع قابل مقایسه می‌شود.

در تحقیقی دیگر بوخوالو[2] (۲۰۱۶) با این استدلال که ارزش شرکت باید بیشتر به اقدامات مدیریت وابسته باشد تا به میانگین صنعت، با بهره‌گیری از مدلی برگرفته از مدل BCG به تجزیه جریانات نقد شرکت‌های ایتالیایی و اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک از این طریق پرداخت. او از این طریق به مدل جدیدی در برآورد ریسک سیستماتیک دست یافت که اعمال مدیران را نیز در مدل خود در نظر می‌گیرد.

دا و همکاران[3] (۲۰۱۲) روشی برای تخمین بتای پروژه‌های فعلی و بازدهی آنها طراحی کرده‌اند. آنها دریافتند که یک رابطه خطی بین این دو وجود دارد و استفاده از CAPM در کنار روش‌های ارزش فرصت‌های واقعی (ROV) همچنان کاراست. جیا و یان[4] (۲۰۱۷) در تحقیقی دیگر با بررسی رابطه سودآوری با بازده مورد انتظار سهام نشان دادند چولگی سودآوری به‌طور مثبت با فرصت‌های رشد شرکت رابطه دارد. همچنین، جعفری‌زاده و براتلود[5] (۲۰۱۹) با ترکیب روش‌های BCG و دا و همکاران (۲۰۱۲) و به‌کارگیری اصول تحلیل تصمیم (DAP) به ارزش‌گذاری شرکت‌های نفتی در بازار ایالات متحده پرداختند.

عسکری‌نژاد امیر و فدایی نژاد (۲۰۱۸) به بررسی بتای پرشی و بتای پیوسته تحت عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، شاخص تصمیم‌گیری در بانک ها و شاخص سرمایه‌گذاری پرداختند. آنها نتیجه گرفتند ارزش بتای پرشی بیش از بتای پیوسته است.

از سایر مدل‌ها در ارزیابی سهام و آپشن‌ها و همچنین سنجش ریسک استفاده شده است. برای مثال، محمدی و آسیما (۱۳۹۸) از مدل پنج عامله فاما-فرنچ در قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک و ابوالی و همکاران (۱۳۹۸) از معادله بلک-شولز در تحلیل قیمت‌گذاری اختیار معامله استفاده کرده‌اند.

1. Goncharov et al
2. Bukhvalov
3. Da et al
4. Jia & Yan
5. Jafarizadeh & Bratvold

اما درباره نظریه خاکستری و کاربرد آن در تخمین بتا، تحقیق خاصی انجام نشده است. تئوری سیستم خاکستری در اصل در سال ۱۹۸۲ توسط دنگ به‌عنوان روش بسیار موثر حل مسائل با داده‌های گسسته و اطلاعات ناتمام توسعه داده شد (لیو و لین[1]، ۲۰۰۶). در سال‌های اخیر این تئوری در کاربردهای بسیار متنوع از پیش‌بینی، سیستم کنترل، تصمیم‌گیری و گرافیک کامپیوتری استفاده شده است. در ادامه به چند نمونه از این موارد اشاره شده است.

تونگ و لی[2] (۲۰۱۰) با ترکیب مزایای تئوری خاکستری آنالیز عاملی و استفاده از ماتریس درجه مطلق شیوع خاکستری به جای ماتریس همبستگی، یک مدل برای ارزیابی عملکرد شرکت‌های بیوتکنولوژی پذیرفته شده در بورس تایوان طراحی کرده‌اند. تکور و انباناندام[3] (۲۰۱۵) از تئوری خاکستری برای انتخاب تأمین‌کننده مناسب با اطلاعات نامشخص و ناقص استفاده کرده‌اند. ارزش‌های خاکستری به جهت ارائه رتبه‌بندی و وزن‌دهی به شاخص‌های فراوان برای ارزیابی تأمین‌کننده‌های مختلف استفاده شد و در نهایت رتبه احتمال خاکستری محاسبه و رتبه‌بندی انجام شد. در این پژوهش یک مدل MADM بر اساس تئوری خاکستری مورد استفاده قرار گرفت.

ونگ و گلیه[4] (۲۰۱۷) با به‌کارگیری مدل GM (1,1) یک مدل مصرف قهوه در داخل اندونزی دست یافتند. آنها با به‌کارگیری داده‌های مصرف قهوه در بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ و مدل مطرح خاکستری، به مدلی دست یافتند که خطای آن حدود ۵ درصد بود و پیش‌بینی نمودند که مصرف طی سال‌های آتی رشد نماید. چن و همکاران[5] (۲۰۱۷) با به‌کارگیری مدل تحلیل رابطه خاکستری (GRA) و تصمیم‌گیری خاکستری (GDM) در رابطه با وضعیت مالی شرکت‌ها و اوراق مشتقه به پیش‌بینی زمان صحیح استفاده از اوراق مشتقه جهت توسعه بهتر شرکت‌ها پرداختند.

در داخل کشور نیز پژوهش‌های زیادی در این خصوص صورت گرفته است. برای نمونه میرغفوری، و همکاران (۱۳۹۱) به ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌های مخابراتی استانی با بکارگیری رویکرد تحلیل رابطه خاکستری پرداختند. همچنین خلیلی عراقی و بابایی (۱۳۹۳) با بکارگیری تحلیل عامل خاکستری (GFA) و تئوری خاکستری به تشخیص تمایل بازار در خصوص نسبت‌های مختلف و همچنین تحلیل عملکرد و رتبه‌بندی شرکت‌های صنعت فلزات اساسی پرداختند. لیکن هیچ‌یک از این تحقیقات به کاربرد تئوری خاکستری در محاسبه بتا نپرداخته‌اند.

محاسبه بتای عادی، بتای مدل BCG و بتای خاکستری شده مدل BCG

بتای استاندارد مدل CAPM

مدل CAPM یا مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای اولین بار در سال ۱۹۵۲ توسط هری مارکویتز توسعه پیدا کرد و یک دهه بعد توسط افراد دیگری ازجمله ویلیام شارپ بهبود داده شد. این مدل

1. Liu & Lin
2. Tung & Lee
3. Thakur & Anbanandam
4. Wang & Ghalih
5. Chen et al

درواقع مدلی برای برآورد بازده مورد انتظار صاحبان سهام است. در طی سال‌های گذشته، این مدل به عنوان محبوب‌ترین روش برآورد نرخ بازده مورد انتظار استفاده شده است.

فرمول رایج بتا از تقسیم کوواریانس بازده سهام و بازده بازار به واریانس بازده بازار به دست می‌آید:

رابطه (۱)
$$\beta_i = \frac{COV(R_i, R_m)}{Var(R_m)}$$

بتای به دست آمده از فرمول فوق، اهرمی است که رایج‌ترین روش برای غیر اهرمی کردن آن متد هامادا است:

رابطه (۲)
$$\beta_L = \beta_u(1 + (1 - t)(D/E))$$

رابرت هامادا در سال ۱۹۷۲ این معادله را برای اولین بار توسعه داد که پس از آن با تعدیلاتی به شکل کنونی آن تبدیل گردید.

برای محاسبه بتای صنایع، عموما پس از محاسبه بتای غیر اهرمی شرکت‌های هر صنعت، میانگین موزون شده با وزن ارزش شرکت‌ها محاسبه می‌شود.

بتای BCG

شرکتی را با دارایی‌های موجود A_t در زمان t در نظر بگیرید. بنابراین داریم:

رابطه (۳)
$$dA_t/A_t = \mu dt + \sigma dz_t$$

که μ نرخ رشد مورد انتظار بازده دارایی‌های موجود است و σ نوسان بازدهی و z_t یک پروسه وینر استاندارد است. همچنین شرکت فرصت رشدی در اختیار دارد که می‌تواند با سرمایه‌گذاری I منجر به دو برابر شدن جریانات نقد منتسب به دارایی‌های موجود شود. به بیان دیگر، شرکت دارای یک حق انتخاب در مقابل دارایی‌های موجود است. فرض کنیم G_t معادل ارزش فرصت رشد شرکت در زمان t باشد. با فرض این که فرصت سرمایه‌گذاری می‌تواند در زمان $t+T$ انجام‌شده و ریسک دارایی‌های موجود شرکت توسط بازدهی دارایی‌های قابل معامله گسترده شده است، ارزش فرصت رشد شرکت با مدل بلک- شولز به شرح زیر است:

رابطه (۴)
$$G_{i,t}=N(d_1)A_t - N(d_2)\mathrm{Ie}^{-rT}$$

رابطه (۵)
$$d_1=\frac{\ln\left(A_t/\mathrm{Ie}^{-rT}\right) + (\mathrm{r} + \frac{\sigma^2}{2})T}{\sigma\sqrt{T}}$$

رابطه (۶)
$$d_2=d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

که $N(.)$ تابع توزیع تجمعی برای یک توزیع نرمال استاندارد می‌باشد.

برای تخمین اثر فرصت رشد شرکت بر بتای شرکت ابتدا ارزش شرکت بین ارزش فرصت رشد $G_{i,t}$ و ارزش دارایی‌های شرکت $A_{i,t}$ به شرح زیر تقسیم می‌شود (برناردو و همکاران، ۲۰۰۷):

$$V_{i,t} = A_{i,t} + G_{i,t}$$ رابطه (۷)

طبق روش BCG، بتا قابل تقسیم به میانگین وزنی بتای دارایی و بتای فرصت رشد و بشرح فرمول زیر است:

$$\beta_{i,t} = \frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}\beta_{i,t}^{A} + (1 - \frac{A_{i,t}}{V_{i,t}})\beta_{i,t}^{G}$$ رابطه (۸)

برای عملیاتی کردن این تجزیه، با توجه به عدم امکان محاسبه دقیق نسبت دارایی موجود به کل ارزش شرکت $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$، فرض شده که نسبت $\frac{D+E_B}{D+E_M}$، «ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت به‌اضافه ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام تقسیم‌بر ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت به‌اضافه ارزش بازار حقوق صاحبان سهام» تخمین مناسبی از نسبت $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ است. همچنین در این مدل فرض شده که بتای فرصت رشد و بتای دارایی موجود در هر صنعت یکسان است. با این مفروضات رابطه زیر برای تمام شرکت‌های صنعت برقرار است:

$$\beta_{i,t} = \beta_t^G - (\beta_t^G - \beta_t^A)\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$$ رابطه (۹)

$\beta_{i,t}$ بتای غیر اهرمی است که با محاسبه بتای اهرمی شرکت‌ها بر اساس فرمول (۱) و سپس غیر اهرمی کردن آن بر اساس فرمول (۲) بدست می‌آید. سپس با توجه به رگرسیون مقطعی زیر، میزان β_t^G و β_t^A هر صنعت قابل تخمین است:

$$\beta_{i,t} = \beta_t^G - (\beta_t^G - \beta_t^A)\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۱۰)

که $\varepsilon_{i,t}$ میزان خطای تخمین است (برناردو و همکاران، ۲۰۰۷).

بتای خاکستری

بتای رشدی و دارایی محاسبه شده در روش BCG دارای دو ایراد است. اول این که نسبت $\frac{D+E_B}{D+E_M}$ که جهت تخمین $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ استفاده شده، یک تخمین دقیق نیست و می‌تواند در موارد متعددی با واقعیت فاصله داشته باشد. دوم این که در صنایعی که تعداد شرکت‌های موجود در آن کم باشد، تخمین رگرسیون برای بتای رشدی و دارایی، چندان قابل اتکا نخواهد بود.

در مواقعی که با داده‌های ناقص سر و کار داریم و یا حجم داده‌ها برای بکار گیری روش‌های رایج آماری کافی نباشد، تئوری خاکستری و ریاضیات خاکستری می‌تواند نتایج بهتری را ارائه نماید (لین و لیو، ۲۰۰۶).

برای تخمین بتای رشدی و بتای دارایی های موجود، از مدل GM(0,N) و ریاضیات آن استفاده می‌کنیم. مدل GM(0,N) شامل هیچ مشتقی نمی‌شود و بنابراین مدلی استاتیک است. این مدل با مدل رگرسیون خطی شباهت دارد. از تفاوت‌های مدل GM و مدل رگرسیون خطی می توان به ان نکته اشاره کرد که مدل رگرسیون خطی بر اساس سری داده های اصلی ساخته می‌شود در حالی که پایه مدل MG(0,N) بر اساس سری داده های 1-AGO داده‌های اصلی اجرا می‌گردد.

تعریف۱: (لین و لیو، ۲۰۰۶) فرض کنیم که

$$X^{(0)} = (x^{(0)}(1), x^{(0)}(2), \dots, x^{(0)}(n))$$ رابطه (۱۱)

یک سری داده غیر منفی است که $X^{(0)}(k) \geq 0, k = 1,2, \dots, n$ است. سریی 1-AGO داده‌های $X^{(0)}$ برابر است با:

$$X^{(1)} = (x^{(1)}(1), x^{(1)}(2), \dots, x^{(1)}(n))$$ رابطه (۱۲)

به طوری که:

$$x^{(1)}(k) = \sum_{i=1}^{k} x^{(0)}(i)$$ رابطه (۱۳)

تعریف۲: (لین و لیو، ۲۰۰۶) فرض کنیم که $X_1^{(0)}$ یک سری داده از ویژگی های یک سیستم باشد و $X_i^{(0)}, i = 2,3, \dots, N,$ سری داده های با فاکتور مرتبط باشند و $X_i^{(1)}$ سری 1-AGO داده های $1,2, \dots, n$ باشند. بنابراین:

$$X_1^{(1)} = (b_2 x_2^{(1)}, b_3 x_3^{(1)}, \dots, b_N x_N^{(1)} + a)$$ رابطه (۱۴)

مدل GM(0,N) نامیده می‌شود.

تئوری: (لین و لیو، ۲۰۰۶) با توجه به تعاریف ۱ و ۲، در خصوص $X_i^{(0)}$ و $X_i^{(1)}$، و تعریف ماتریس‌های B و Y به شرح زیر:

$$B = \begin{bmatrix} X_2^{(1)}(2) & X_3^{(1)}(2) & \cdots & X_N^{(1)}(2) & 1 \\ X_2^{(1)}(3) & X_3^{(1)}(3) & \cdots & X_N^{(1)}(3) & 1 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ X_2^{(1)}(n) & X_3^{(1)}(n) & \cdots & X_N^{(1)}(n) & 1 \end{bmatrix}$$ رابطه (۱۵)

$$Y = \begin{bmatrix} X_1^{(1)}(2) \\ X_1^{(1)}(3) \\ \vdots \\ X_1^{(1)}(n) \end{bmatrix}$$ رابطه (۱۶)

تخمین حداقل مربعات سری داده ها به صورت زیر است:

$$\hat{\mathrm{b}} = [B^T \quad B]^{-1} B^T Y$$ رابطه (۱۷)

حال با توجه به این که هدف ما شکستن بتا به دو جزء می باشد، از مدل GM(0,2) بشرح زیر استفاده می‌نماییم:

تعریف۳: فرض کنیم که

$$X_1^{(0)} = (x_1^{(0)}(1), x_1^{(0)}(2), \dots, x_1^{(0)}(n))$$ رابطه (۱۸)

$$X_2^{(0)} = (x_2^{(0)}(1), x_2^{(0)}(2), \dots, x_2^{(0)}(n))$$ رابطه (۱۹)

دو سری داده باشند و سری تجمعی داده‌های فوق بشرح زیر محاسبه شوند:

$$X_1^{(1)} = (x_1^{(1)}(1), x_1^{(1)}(2), \dots, x_1^{(1)}(n))$$ رابطه (۲۰)

$$X_2^{(1)} = (x_2^{(1)}(1), x_2^{(1)}(2), \dots, x_2^{(1)}(n))$$ رابطه (۲۱)

که هر داده سری جدید (۲۱ و ۲۲) به شرح زیر محاسبه شده است:

$$x^{(1)}(k) = \sum_{i=1}^{k} x^{(0)}(i)$$ رابطه (۲۲)

$$k = 1,2, \dots, n$$

بنابراین با محاسبه ماتریس‌های Y و B (مطابق ۱۶ و ۱۷) می‌توانیم ماتریس $\hat{\mathrm{b}}$ را به صورت زیر تعریف کنیم (لین و لیو، ۲۰۰۶):

$$\hat{\mathrm{b}} = [b \quad a]^T = [B^T \quad B]^{-1} B^T Y$$ رابطه (۲۳)

که b و a مقادیر مورد نیاز ما در هر صنعت جهت تخمین معادله زیر خواهند بود:

$$X_1^{(1)} = \mathrm{b} X_2^{(1)} + a$$ رابطه (۲۴)

سوال پژوهش

با توجه به مطالب عنوان شده، سوالات اصلی پژوهش به این قرار است:

۱. آیا شکست بتا به دو جزء بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده، می‌تواند ریسک سیستماتیک هر صنعت را اندازه‌گیری نماید؟

۲. آیا عملکرد بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود خاکستری شده در اندازه ریسک سیستماتیک بهتر از مدل BCG است؟

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف از نوع کاربردی و از نظر روش پژوهش، از نوع همبستگی و پس رویدادی است. بازه زمانی پژوهش حاضر دوره ۱۰ ساله ۸۸/۱۲/۰۱ تا ۱۳۹۷/۱۱/۳۰ است. با توجه به بازه زمانی، بتای دو تا ۱۰ ساله برای تمامی شرکت‌های دارای شرایط زیر مورد محاسبه قرار گرفت:

۱. حداقل از سال ۹۶ در بازار سرمایه معامله شده باشند.
۲. معاملات آنها در تابلوی معاملاتی ج فرابورس انجام نشده باشد.
۳. حداقل ۶ شرکت در صنعت موجود باشد.
۴. جزو صنعت سرمایه‌گذاری، چند رشته‌ای، لیزینگ و بانکی نباشد.

داده‌های برخی از صنایع که در سال‌های اخیر به حداقل ۶ شرکت رسیده‌اند نیز از سال پایه (سال رسیدن به حداقل ۶ شرکت) به جامعه مورد پژوهش اضافه گردید. با توجه به شروط بالا، کل جامعه باقیمانده این پژوهش ۲۸۹ شرکت در ۱۹ صنعت هستند که تماماً پردازش شدند. دسته‌بندی صنایع مطابق دسته‌بندی سازمان بورس و اوراق بهادار انجام شده است. دوره مورد بررسی از ابتدای اسفند هر سال تا پایان بهمن دوره‌های دوساله تا ده‌ساله است. جهت انجام این پژوهش، بازده ماهانه ۲۸۹ شرکت برای بازه زمانی پژوهش و بازده شاخص کل برای دوره‌های متناظر با استفاده از نرم افزار ره‌آورد نوین استخراج شد.

پس از محاسبه بتای استاندارد، بتای رشدی و دارایی مدل BCG و بتای رشدی و دارایی خاکستری شده، با استفاده از نرم افزار استاتا آزمون‌های استواری[1] بر روی متغیرها انجام گردید. آزمون‌های استواری، عدم اطمینان مدل‌ها را به واسطه مقایسه نتایج مدل با متغیرهای احتمالی جایگزین اندازه‌گیری می‌کند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

محاسبات صورت گرفته برای برآورد بتا به شرح زیر است:

محاسبه بتا

با به‌کارگیری بازده ماهانه ۲۸۹ شرکت در ۱۹ صنعت برای ده سال گذشته و استفاده از رابطه (۱) بتای هر شرکت محاسبه گردید. سپس با استفاده از داده‌های آخرین صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها، نسبت بدهی‌های بهره‌دار به حقوق صاحبان سهام برای هر شرکت محاسبه، و بتای غیراهرمی با استفاده از رابطه (۲) برآورد گردید. درنهایت، میانگین وزنی بتای شرکت‌های هر صنعت (موزون شده با وزن ارزش روز شرکت) محاسبه و نتایج در جدول ۱ ارائه شده است.

1. Robustness Test

جدول ۱. بتای مدل CAPM صنایع برای دوره دو تا ۱۰ ساله

بتای صنایع	دوساله	سه‌ساله	چهارساله	پنج‌ساله	شش‌ساله	هفت‌ساله	هشت‌ساله	نه‌ساله	ده‌ساله
عرضه برق،گاز،بخار و آب گرم	۰.۸۶	۰.۸۸	۰.۹۷	۱.۱۱	۰	۰	۰	۰	۰
کاشی و سرامیک	۰.۴۰	۰.۴۲	۰.۳۹	۰.۴۲	۰.۶۷	۰.۶۵	۰.۵۸	۰.۶۲	۰.۵۴
محصولات فلزی	۰.۵۷	۰.۵۳	۰.۹۱	۰.۸۰	۰.۹۰	۰.۸۷	۰.۸۹	۰.۹۲	۰.۹۷
استخراج کانه‌های فلزی	۱.۲۸	۱.۳۴	۱.۲۷	۱.۲۹	۱.۲۲	۱.۲۹	۱.۲۸	۱.۱۸	۱.۱۲
لاستیک و پلاستیک	۰.۳۵	۰.۳۴	۰.۴۲	۰.۴۱	۰.۶۱	۰.۵۷	۰.۵۳	۰.۵۵	۰.۶۷
دستگاه‌های برقی	۰.۱۶	۰.۱۹	۰.۲۰	۰.۱۷	۰.۳۳	۰.۳۴	۰.۳۳	۰.۳۵	۰.۳۲
حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات	۰.۲۹	۰.۳۰	۰.۳۷	۰.۳۹	۰.۴۲	۰.۳۵	۰.۳۲	۰.۲۹	۰.۶۳
رایانه	۰.۲۱	۰.۲۰	۰.۴۵	۰.۴۴	۰.۳۹	۰.۳۸	۰.۴۴	۰.۵۳	۰.۵۴
ماشین‌آلات و تجهیزات	۰.۵۱	۰.۴۹	۰.۴۹	۰.۵۲	۰.۷۳	۰.۶۹	۰.۶۶	۰.۶۲	۰.۵۱
فرآورده‌های نفتی	۱.۴۴	۱.۴۹	۱.۶۶	۱.۶۵	۱.۴۹	۱.۴۴	۱.۳۱	۱.۲۶	۱.۱۷
کانی غیرفلزی	۰.۵۵	۰.۵۵	۰.۶۸	۰.۷۴	۱.۰۲	۰.۹۳	۰.۸۷	۰.۸۳	۰.۷۹
قند و شکر	۰.۰۸	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۳۰	۰.۳۲	۰.۳۰	۰.۱۸	۰.۲۲	۰.۲۵
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	۰.۲۹	۰.۳۰	۰.۴۵	۰.۵۰	۰.۶۴	۰.۶۰	۰.۴۹	۰.۴۷	۰.۴۷
خودرو و قطعات	۰.۱۲	۰.۱۶	۰.۴۰	۰.۴۲	۰.۴۳	۰.۴۰	۰.۴۲	۰.۴۸	۰.۳۷
فلزات اساسی	۱.۰۶	۱.۰۸	۱.۰۷	۱.۰۷	۰.۹۷	۱.۰۳	۱.۰۰	۱.۰۰	۱.۰۹
غذایی بجز قند و شکر	۰.۳۰	۰.۳۰	۰.۴۱	۰.۴۲	۰.۷۱	۰.۶۹	۰.۶۸	۰.۶۷	۰.۶۶
سیمان آهک گچ	۰.۴۱	۰.۴۳	۰.۴۸	۰.۴۸	۰.۶۵	۰.۶۱	۰.۵۹	۰.۵۸	۰.۶۱
شیمیایی	۰.۹۲	۰.۹۰	۰.۸۳	۰.۸۵	۰.۸۸	۰.۹۶	۰.۹۶	۰.۸۲	۰.۸۳
دارویی	۰.۳۰	۰.۲۴	۰.۲۶	۰.۲۶	۰.۳۹	۰.۳۵	۰.۳۵	۰.۳۴	۰.۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

محاسبه بتای BCG

۱. جهت تخمین نسبت $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ در فرمول (۱۱)، نسبت $\frac{D+E_B}{D+E_M}$ از آخرین صورت‌های مالی حسابرسی شده تمامی ۲۸۹ شرکت استخراج شد.

۲. با توجه به بتاهای غیراهرمی محاسبه شده و نیز نسبت‌های مرحله قبل، تخمین رگرسیون هر صنعت برای بازه‌های زمانی دو تا ۱۰ سال صورت گرفت.

بتای BCG محاسبه شده برای هر صنعت در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. بتای رشدی و دارایی صنایع در روش BCG برای دوره دو تا ۱۰ ساله

بتای صنایع		دو ساله	سه ساله	چهار ساله	پنج ساله	شش ساله	هفت ساله	هشت ساله	نه ساله	ده ساله
عرضه برق،گاز،بخار و آب گرم	β^A	۰.۷۶	۰.۷۶	۱.۲۹	–	–	–	–	–	–
	β^G	۰.۷۲	۰.۷۷	۰.۷۰	–	–	–	–	–	–
کاشی و سرامیک	β^A	۱.۱۹	۱.۴۱	۱.۱۵	۱.۱۱	۱.۶۱	۱.۴۱	۱.۱۸	۱.۶۱	۱.۱۷
	β^G	−۰.۱۶	−۰.۲۶	−۰.۱۰	−۰.۰۳	۰.۰۵	۰.۱۲	۰.۱۷	۰.۰۴	۰.۱۷
محصولات فلزی	β^A	۰.۵۹	۰.۵۰	۰.۸۹	۰.۸۱	۰.۸۱	۰.۸۲	۰.۸۶	۰.۸۸	۰.۹۷
	β^G	۰.۱۰	۰.۱۰	۰.۰۸	۰.۱۳	۰.۴۵	۰.۳۵	۰.۳۳	۰.۳۵	۰.۳۲
استخراج کانه های فلزی	β^A	۲.۵۳	۲.۸۲	۳.۱۴	۳.۳۳	۳.۴۴	۳.۵۷	۴.۹۸	۵.۱۶	۵.۶۷
	β^G	۰.۶۰	۰.۴۵	۰.۳۱	۰.۲۴	۰.۱۵	۰.۱۵	−۰.۳۱	−۰.۴۰	−۰.۶۹
لاستیک و پلاستیک	β^A	۰.۹۵	۱.۰۶	۱.۳۷	۱.۳۰	۱.۰۶	۱.۰۵	۰.۹۲	۱.۱۷	۱.۳۵

بتای صنایع		دو ساله	سه ساله	چهار ساله	پنج ساله	شش ساله	هفت ساله	هشت ساله	نه ساله	ده ساله
	β^G	−۰.۱۹	−۰.۳۲	−۰.۳۴	−۰.۲۵	۰.۳۰	۰.۳۲	۰.۳۷	۰.۲۷	−۰.۱۵
دستگاههای برقی	β^A	−۰.۲۰	−۰.۲۹	−۰.۱۸	−۰.۲۲	−۰.۳۵	−۰.۳۱	−۰.۲۹	−۰.۳۷	−۰.۳۵
	β^G	۰.۷۱	۰.۷۶	۰.۷۱	۰.۷۵	۱.۱۴	۱.۰۲	۱.۰۰	۱.۰۹	۱.۰۴
حمل و نقل انبارداری و ارتباطات	β^A	−۰.۲۴	−۰.۲۸	−۰.۲۹	−۰.۱۶	۰.۲۹	−۱.۷۱	−۱.۰۲	−۱.۷۰	−۰.۳۳
	β^G	۱.۰۳	۱.۰۲	۱.۳۰	۱.۳۰	۱.۰۱	۳.۱۴	۲.۲۱	۲.۹۷	۱.۶۶
رایانه	β^A	۰.۲۸	۰.۳۲	۰.۷۴	۰.۸۴	۰.۸۱	۱.۰۳	۰.۹۴	۱.۳۳	۲.۱۶
	β^G	۰.۲۲	۰.۱۴	۰.۲۸	۰.۲۹	۰.۳۰	۰.۱۸	۰.۳۱	۰.۲۸	۰.۲۱
ماشین آلات و تجهیزات	β^A	۰.۶۹	۰.۷۴	۰.۷۴	۰.۷۲	۰.۸۸	۰.۸۲	۰.۸۱	۰.۷۳	۰.۶۷
	β^G	۰.۱۷	۰.۰۹	۰.۲۱	۰.۲۷	۰.۵۳	۰.۵۳	۰.۵۰	۰.۴۹	۰.۴۹
فرآورده های نفتی	β^A	۰.۲۳	۰.۰۰	−۰.۸۸	−۰.۸۶	−۰.۴۳	−۰.۸۱	۰.۷۱	۰.۲۲	۵.۶۵
	β^G	۱.۷۰	۱.۸۲	۲.۳۰	۲.۲۵	۱.۹۹	۲.۰۲	۱.۲۴	۱.۳۷	−۱.۲۱
کانی غیر فلزی	β^A	۰.۵۴	۰.۴۲	۰.۴۲	۰.۲۹	۰.۴۱	۰.۴۰	۰.۳۹	۰.۳۶	۰.۳۲
	β^G	۰.۳۷	۰.۴۲	۰.۵۷	۰.۷۴	۱.۰۱	۰.۸۹	۰.۸۴	۰.۷۷	۰.۷۷
قند و شکر	β^A	−۴.۴۱	−۲.۹۶	−۲.۹۱	−۰.۷۲	−۰.۵۳	−۰.۲۲	−۱.۰۰	−۰.۸۵	−۰.۵۳
	β^G	۱.۹۶	۱.۴۲	۱.۳۵	۰.۶۶	۰.۶۲	۰.۴۸	۰.۶۰	۰.۶۳	۰.۵۵
انبوه سازی املاک و مستغلات	β^A	۰.۳۵	۰.۳۵	۰.۴۶	۰.۴۷	۰.۵۷	۰.۵۳	۰.۵۲	۰.۴۹	۰.۴۹
	β^G	−۰.۰۳	−۰.۰۵	۰.۳۰	۰.۴۵	۰.۷۱	۰.۶۵	۰.۱۹	۰.۱۰	۰.۱۱
خودرو و قطعات	β^A	۰.۲۵	۰.۳۱	۰.۷۱	۰.۷۵	۰.۷۹	۰.۷۴	۰.۷۷	۰.۸۲	۰.۸۵
	β^G	۰.۰۸	۰.۱۰	۰.۳۲	۰.۳۲	۰.۳۰	۰.۲۲	۰.۲۳	۰.۲۹	−۰.۰۱
فلزات اساسی	β^A	۰.۷۱	۰.۸۸	۰.۷۸	۰.۷۸	۰.۵۵	۰.۵۷	۰.۷۵	۰.۵۲	۰.۷۴
	β^G	۰.۹۴	۰.۷۷	۰.۸۵	۰.۸۷	۱.۰۰	۱.۰۱	۰.۷۷	۰.۹۱	۰.۷۹
غذایی بجز قند وشکر	β^A	۰.۱۱	۰.۰۹	۰.۲۶	۰.۲۵	۰.۵۶	۰.۶۶	۰.۶۷	۰.۶۲	۰.۷۳
	β^G	۰.۳۲	۰.۳۲	۰.۲۹	۰.۲۹	۰.۵۰	۰.۷۶	۰.۷۳	۰.۷۵	۰.۶۳
سیمان آهک گچ	β^A	۰.۳۹	۰.۴۰	۰.۴۹	۰.۵۲	۰.۷۱	۰.۶۶	۰.۶۵	۰.۶۲	۰.۶۴
	β^G	۰.۳۳	۰.۳۱	۰.۲۵	۰.۱۷	۰.۳۲	۰.۳۰	۰.۲۸	۰.۲۷	۰.۳۶
شیمیایی	β^A	۰.۹۲	۰.۹۳	۰.۹۵	۰.۹۷	۱.۰۴	۱.۰۷	۱.۰۴	۰.۸۹	۰.۸۵
	β^G	۰.۵۴	۰.۴۹	۰.۵۵	۰.۵۹	۰.۶۸	۰.۶۸	۰.۶۸	۰.۶۳	۰.۶۴
دارویی	β^A	۰.۱۹	۰.۲۴	۰.۲۵	۰.۲۶	۰.۴۳	۰.۴۸	۰.۴۸	۰.۴۵	۰.۴۳
	β^G	۰.۴۲	۰.۲۳	۰.۳۳	۰.۳۲	۰.۴۲	۰.۳۰	۰.۲۹	۰.۳۰	۰.۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

محاسبه بتای خاکستری

۱. ابتدا بتاهای غیر اهرمی هر صنعت به عنوان طیفی از داده‌های تجمعی متناظر با فرمول‌های ۲۱ و ۲۲ درنظر گرفته شد. مطابق مطالب عنوان شده در بخش‌های قبل، در ریاضیات خاکستری مدل GM(0,2) بر اساس سری 1-AGO داده‌های اصلی ساخته می‌گردد. لذا داده‌های خاکستری خام معادل اختلاف هر جمله با جمله قبل از خود است:

رابطه (۲۵) $x^{(0)}(k) = x^{(1)}(k) - x^{(1)}(k-1)$
$k = 1,2, \dots, n$

۲. سپس مطابق فرمول‌های (۱۶ و ۱۷)، ماتریس‌های Y و B تعریف شد.

۳. مطابق فرمول (۲۴) ماتریس $\hat{b}$ و مقادیر a و b محاسبه و در معادله (۲۵) جایگذاری گردید.

۴. در نهایت از معادلات $\beta_t^G = a$ و $b = -(\beta_t^G - \beta_t^A)$ مقادیر بتای رشدی و بتای دارایی‌های موجود استخراج شد.

پس از انجام موارد فوق، بتای رشدی و دارایی خاکستری به دست آمد. جدول ۳ بتای رشدی و دارایی محاسبه شده در این روش را نشان می‌دهد.

جدول ۳. بتای دارایی و رشدی خاکستری صنایع برای دوره دو تا ۱۰ ساله

بتای صنایع		یک ساله	دوساله	سه‌ساله	چهارساله	پنج‌ساله	شش‌ساله	هفت‌ساله	هشت‌ساله	نه‌ساله	ده‌ساله
عرضه برق،گاز،بخار و آب گرم	β^A	۱.۲۱	۱.۲۱	۱.۷۶	۱.۱۸	–	–	–	–	–	–
	β^G	۰.۵۴	۰.۵۹	۰.۴۹	۱.۱۰	–	–	–	–	–	–
کاشی و سرامیک	β^A	۱.۲۸	−۰.۷۸	−۰.۴۸	−۰.۱۸	−۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۱۹	۰.۱۲	۰.۸۳	–
	β^G	−۰.۰۲	۱.۲۲	۱.۰۶	۰.۸۲	۰.۷۷	۱.۱۴	۰.۹۷	۰.۹۲	۰.۵۵	–
محصولات فلزی	β^A	۰.۳۲	۰.۳۵	۰.۳۴	۰.۸۰	۰.۷۳	۱.۶۲	۰.۷۵	۰.۸۲	۰.۸۸	۰.۹۴
	β^G	۰.۵۸	۰.۵۸	۰.۴۶	۰.۳۰	۰.۳۱	۰.۰۷	۰.۵۰	۰.۴۲	۰.۳۵	۰.۴۲
استخراج کانه‌های فلزی	β^A	۱.۴۴	۱.۹۸	۲.۴۰	۲.۸۴	۲.۴۷	۲.۳۸	۲.۲۶	۳.۵۸	۳.۰۲	۶.۹۰
	β^G	۱.۱۵	۱.۰۳	۰.۷۷	۰.۵۴	۰.۶۵	۰.۶۶	۰.۷۸	۰.۲۵	۰.۳۸	−۱.۱۵
لاستیک و پلاستیک	β^A	۰.۵۲	۰.۴۷	۰.۵۰	۰.۷۶	۰.۷۸	۰.۷۶	۰.۵۸	۰.۴۴	۰.۷۴	–
	β^G	۰.۲۵	۰.۳۴	۰.۳۱	۰.۳۴	۰.۳۲	۰.۶۶	۰.۸۶	۰.۹۴	۰.۷۸	–
دستگاه‌های برقی	β^A	−۰.۲۲	−۰.۳۴	−۰.۴۰	−۰.۲۹	−۰.۳۵	−۰.۳۹	−۰.۴۵	−۰.۴۶	−۰.۶۰	−۰.۵۹
	β^G	۰.۸۲	۰.۹۱	۰.۹۳	۰.۸۷	۰.۹۶	۱.۱۷	۱.۱۲	۱.۱۳	۱.۲۶	۱.۲۱
حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات	β^A	−۰.۱۸	−۰.۱۹	−۰.۲۲	−۰.۱۲	۰.۰۸	۰.۶۱	۰.۰۵	۰.۲۳	–	–
	β^G	۰.۹۱	۱.۰۱	۱.۰۳	۱.۲۳	۱.۲۰	۰.۸۷	۱.۴۰	۰.۹۸	–	–
رایانه	β^A	۰.۱۰	۰.۰۷	۰.۰۸	۱.۱۲	۱.۲۷	۱.۲۵	۱.۰۲	۱.۴۳	۱.۸۲	–
	β^G	۰.۴۷	۰.۴۵	۰.۴۱	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۱۲	۰.۱۹	۰.۱۷	۰.۲۶	–
ماشین‌آلات و تجهیزات	β^A	۰.۵۷	۰.۶۰	۰.۶۹	۰.۸۲	۰.۸۰	۰.۹۷	۰.۹۰	۰.۸۹	۰.۸۱	۰.۷۴
	β^G	۰.۲۶	۰.۲۸	۰.۱۵	۰.۲۱	۰.۲۷	۰.۵۵	۰.۵۵	۰.۵۲	۰.۵۱	۰.۵۲
فرآورده‌های نفتی	β^A	۰.۱۳	۰.۰۴	−۰.۲۰	−۱.۱۰	−۱.۰۹	−۰.۶۳	−۰.۷۷	−۰.۰۴	−۰.۴۶	۵.۱۹
	β^G	۱.۸۲	۱.۸۹	۲.۰۲	۲.۵۲	۲.۴۸	۲.۱۹	۲.۱۳	۱.۷۱	۱.۷۹	−۰.۹۱
کانی غیرفلزی	β^A	۰.۱۸	۰.۲۳	۰.۱۷	۰.۰۸	−۰.۱۶	−۰.۲۰	−۰.۱۸	−۰.۱۵	−۰.۱۴	−۰.۲۱
	β^G	۰.۵۶	۰.۶۱	۰.۶۲	۰.۸۴	۱.۱۰	۱.۵۰	۱.۳۶	۱.۲۸	۱.۱۹	۱.۱۸
قند و شکر	β^A	−۰.۶۰	−۰.۸۳	−۰.۷۱	−۰.۸۸	−۰.۴۲	−۰.۴۷	−۰.۱۷	−۰.۹۳	−۰.۵۴	−۰.۶۴
	β^G	۰.۵۲	۰.۵۹	۰.۵۵	۰.۵۷	۰.۵۶	۰.۶۳	۰.۴۹	۰.۶۶	۰.۵۴	۰.۶۴
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	β^A	۰.۳۳	۰.۳۵	۰.۳۵	۰.۴۶	۰.۴۷	۰.۵۷	۰.۵۳	۰.۵۲	۰.۵۰	۰.۵۰
	β^G	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۴۵	۰.۶۵	۱.۰۰	۰.۹۲	۰.۴۷	۰.۳۴	۰.۳۸
خودرو و قطعات	β^A	۰.۲۳	۰.۲۷	۰.۳۳	۰.۷۱	۰.۷۴	۰.۷۹	۰.۷۳	۰.۷۶	۰.۸۲	۰.۸۴
	β^G	۰.۱۲	۰.۱۲	۰.۱۵	۰.۳۶	۰.۳۶	۰.۳۷	۰.۲۸	۰.۲۸	۰.۳۴	۰.۰۴
فلزات اساسی	β^A	۰.۴۲	۰.۴۶	۰.۶۲	۰.۵۵	۰.۵۶	۰.۷۲	۰.۷۵	۰.۹۳	۰.۹۹	۱.۴۴
	β^G	۱.۱۸	۱.۱۹	۱.۰۱	۱.۰۷	۱.۰۸	۰.۹۵	۰.۹۶	۰.۷۲	۰.۷۵	۰.۴۱
غذایی بجز قند و شکر	β^A	۰.۱۱	۰.۱۴	۰.۱۲	۰.۳۰	۰.۳۴	۰.۶۴	۰.۷۷	۰.۷۸	۰.۷۲	۰.۸۶
	β^G	۰.۳۰	۰.۳۲	۰.۳۲	۰.۲۹	۰.۲۵	۰.۴۹	۰.۷۵	۰.۷۱	۰.۷۴	۰.۶۱
سیمان آهک گچ	β^A	۰.۳۶	۰.۳۷	۰.۴۱	۰.۴۹	۰.۵۰	۰.۶۹	۰.۶۴	۰.۶۳	۰.۵۹	۰.۶۵
	β^G	۰.۳۸	۰.۴۱	۰.۳۶	۰.۳۱	۰.۲۵	۰.۴۳	۰.۴۰	۰.۳۸	۰.۳۷	۰.۴۱
شیمیایی	β^A	۰.۹۶	۰.۹۵	۰.۹۰	۰.۹۱	۰.۹۳	۱.۰۷	۱.۱۱	۱.۰۸	۰.۹۴	۰.۹۰
	β^G	۰.۵۱	۰.۵۶	۰.۵۵	۰.۶۱	۰.۶۶	۰.۷۰	۰.۷۰	۰.۷۱	۰.۶۶	۰.۶۸
دارویی	β^A	۰.۲۲	۰.۲۰	۰.۲۵	۰.۲۷	۰.۲۹	۰.۴۷	۰.۵۴	۰.۵۴	۰.۵۰	۰.۴۸
	β^G	۰.۳۸	۰.۴۲	۰.۲۴	۰.۳۳	۰.۳۲	۰.۴۲	۰.۲۹	۰.۲۸	۰.۲۸	۰.۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

در نهایت با انجام آزمون‌های استواری، تخمین زن $\frac{D+E_B}{D+E_M}$ مورد بررسی قرار گرفت.

آزمون استواری

این احتمال نیز درنظر گرفته شده که ممکن است ارزش دارایی‌های موجود از ارزش کل شرکت بیشتر باشد که این موضوع ارزش فرصت‌های رشد آتی را منفی خواهد کرد. این مهم در شرکت‌هایی که انتظار افت جریانات نقد عملیاتی در سال‌های آتی می‌رود، امکان پذیر است. از سوی دیگر این موضوع ممکن است ناشی از نویز تخمین زن باشد.

همان‌طور که قبلاً ذکر شد، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار یک تخمین زن نویزدار یا غیردقیق از نسبت $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ است. ما می‌توانیم برای تعیین ارزش دارایی‌های موجود از تخمین زن های دیگر استفاده کنیم. یک راه این است که از نسب جریانات نقدی به نرخ تنزیل شرکت استفاده کنیم ($A_{i,t} = \frac{C_{i,t}}{r_i}$). اما با توجه به این که ۶۳٪ از شرکت‌ها دارای جریانات نقدی مثبت نبودند، نمی‌توان روی این تخمین زن حساب کرد. روش دیگر جهت محاسبه ارزش دارایی‌های موجود استفاده از سود است. اما نزدیک به ۲۸٪ کل شرکت‌ها سود مثبت نداشتند و بنابراین تخمین چندان مناسبی نخواهد بود.

می‌توانستیم محاسبات خود را با تشکیل دو، چهار و هشت پرتفولیو در هر صنعت تکرار کنیم و نتایج را مقایسه و بررسی کنیم که آیا ضریب شیب رگرسیون زمانی که تخمین زن از هم گسسته‌تر است، کوچک‌تر می‌شود یا خیر. اما به علت محدودیت شدید در تعداد شرکت‌های هر صنعت در بازار سرمایه کشورمان، امکان ایجاد پرتفولیوهایی با تنوع کافی در اکثر صنایع وجود ندارد.

برای بررسی این که آیا نویز موجود در تخمین زن باعث انحراف رو به پایین ضریب شیب رگرسیون شده است یا خیر، دو آزمون استواری انجام گرفت:

به‌عنوان آزمون، از رگرسیون متغیرهای ابزاری[1] استفاده شد که یک روش استاندارد جهت مواجهه با خطای اندازه‌گیری است. چالش اصلی این آزمون پیدا کردن متغیری با اندازه خطای غیروابسته با تخمین‌زن این پژوهش (ارزش دفتری به ارزش بازار) باشد. برای این منظور سه ابزار (متغیر) انتخاب می‌کنیم: نسبت سود به قیمت(E/P)، نسبت جریانات نقدی به قیمت (CF/P) و نسبت سود تقسیمی به قیمت (D/P). برناردو و همکاران نیز جهت آزمون مدل خود از این سه متغیر استفاده کرده و با بکارگیری آزمون وو-هاوسمن استواری متغیر (ارزش دفتری به ارزش بازار) را آزمون نمود. در این پژوهش علاوه بر آزمون وو-هاوسمن[2]، آزمون دوربین[3] نیز انجام گرفت. این دو آزمون در ۱۹ صنعت دارای حداقل ۶ شرکت و در بازه زمانی ۲ تا ۱۰ سال انجام شد (با توجه به این که در بازه زمانی طولانی تر تعداد شرکت‌های هر صنعت کاهش می‌یابد، درمجموع ۱۳۹ آزمون وو-هاوسمن

1. IV Regression
2. Wu-Hausman test
3. Durbin test

و آزمون دوربین انجام گرفته است). لذا فرضیه صفر بدین قرار است: خطای رگرسیون مستقل از رگرسور است. به زبان دیگر، متغیر مورد نظر برون‌زا است.

آزمون هاوسمن (با سطح اهمیت ۱۰٪) در تقریبا ۲۲٪ از موارد فرضیه صفر را رد می‌کند. در همان سطح اهمیت، آزمون دوربین نیز در ۳۱٪ موارد فرض صفر را رد می‌کند.

هردو آزمون در ارتباط با بتای حاصل از تئوری خاکستری نیز صورت گرفت: در این حالت (همچنان در سطح اهمیت ۱۰٪)، آزمون‌های هاوسمن و دوربین به ترتیب در ۱۹٪ و ۲۷٪ از موارد فرض صفر را رد می‌کنند. جدول ۴، خلاصه نتایج آزمون‌های صورت گرفته را نشان می‌دهد.

جدول ۴. خلاصه نتایج آزمون استواری در سطح معنی‌داری ۱۰٪- تعداد موارد رد شدن فرضیه صفر

مقایسه نتایج آزمون استواری در سطح معنی‌داری ۱۰٪	تعداد آزمون		E/P		D/P		CF/P		میانگین	
	Durbin	Wu-Hausman	Durbin	Wu-Hausman	Durbin	Wu-Hausman	Durbin	Wu-Hausman	Durbin	Wu-Hausman
بتای خاکستری شده	۱۳۹	۱۳۹	۳۳.۶٪	۱۰.۴٪	۴۳.۶٪	۴۳.۶٪	۳.۸٪	۳.۸٪	۲۷٪	۱۹٪
بتای حاصل از مدل BCG	۱۳۹	۱۳۹	۳۱.۵٪	۱۰.۴٪	۴۴.۶٪	۴۴.۶٪	۱۵.۹٪	۱۲.۵٪	۳۱٪	۲۲٪

منبع: یافته‌های پژوهش

در جداول ۶ و ۷، نتایج هر دو آزمون صورت گرفته (دوربین و وو-هاوسمن) در تمامی صنایع منتخب ارائه شده است. در مواردی که فرض صفر در هر دو آزمون رد شده است، می‌بایست از رگرسیون ابزاری بهره برده و در بقیه موارد همچنان از رگرسیون حداقل مجموع مربعات[1] استفاده کنیم. در این موارد، جهت بررسی قدرت ارتباط متغیرهای ابزاری با متغیر وابسته این تحقیق، با استفاده از نرم‌افزار استاتا قدرت متغیرهای ابزاری را در رگرسیون ابزاری با استفاده از آزمون والد[2] بررسی نمودیم. فرض صفر بدین قرار است: متغیرهای ابزاری ضعیف هستند.

مقایسه آماره F و اندازه اسمی آزمون والد در سطح معنی‌داری ۵٪، ۱۰٪، ۲۰٪ و ۲۵٪ و همچنین میزان آماره R-sq بخشی[3] نشان‌دهنده ضعیف بودن تمامی ابزارها است. در تمامی موارد فرض قدرتمند بودن متغیرهای ابزاری (H_1) رد می‌شود که جهت رعایت اختصار از ارائه این نتایج خودداری می‌گردد.

1. OLS Regression
2. Wald test
3. Partial R-Squared

جدول ۵. خلاصه نتایج آزمون استواری مدل BCG در سطح ۱۰٪

آزمون استواری مدل BCG	CF to P				D to P				E to P			
	Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman	
	Score	p	F	P	Score	p	F	P	Score	p	F	P
عرضه برق، گاز، بخار و آب گرم	۰.۷۱۴	۰.۳۹۸	۰.۴۰۵	۰.۵۷۰	۰.۹۶۴	۰.۳۲۶	۰.۵۷۴	۰.۵۰۴	۰.۸۹۰	۰.۳۴۵	۰.۵۲۳	۰.۵۲۲
کاشی و سرامیک	۰.۳۰۹	۰.۵۷۸	۰.۱۶۳	۰.۷۱۴	۰.۲۲۹	۰.۶۳۲	۰.۱۱۹	۰.۷۵۳	۰.۰۰۱	۰.۹۸۰	۰.۰۰۰	۰.۹۸۷
محصولات فلزی	۱.۲۹۷	۰.۲۵۵	۰.۸۲۷	۰.۴۳۰	۲.۱۳۵	۰.۱۴۴	۱.۶۵۷	۰.۲۸۸	۳.۹۶۷	۰.۰۴۶	۵.۸۵۵	۰.۰۹۴
استخراج کانه‌های فلزی	۱.۲۸۹	۰.۲۵۶	۰.۹۰۲	۰.۳۹۶	۱.۶۹۹	۰.۱۹۳	۱.۲۸۲	۰.۳۲۱	۱.۵۷۹	۰.۲۰۹	۱.۱۶۵	۰.۳۴۱
لاستیک و پلاستیک	۰.۱۶۳	۰.۶۸۷	۰.۰۹۵	۰.۷۷۳	۰.۳۲۹	۰.۵۶۶	۰.۱۹۷	۰.۶۸۰	۰.۶۴۱	۰.۴۲۳	۰.۴۰۳	۰.۵۶۰
دستگاه‌های برقی	۱.۲۲۶	۰.۲۶۸	۰.۹۰۵	۰.۳۸۵	۱.۳۵۰	۰.۲۴۵	۱.۰۱۵	۰.۳۶۰	۳.۵۰۸	۰.۰۶۱	۳.۹۰۵	۰.۱۰۵
حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات	۲.۹۰۱	۰.۰۸۹	۲.۸۵۴	۰.۱۴۲	۰.۲۰۳	۰.۶۵۲	۰.۱۳۹	۰.۷۲۳	۰.۲۱۲	۰.۶۴۵	۰.۱۴۵	۰.۷۱۷
رایانه	۰.۹۶۰	۰.۳۲۷	۰.۷۱۷	۰.۴۳۰	۳.۹۱۲	۰.۰۴۸	۴.۶۱۴	۰.۰۷۵	۰.۹۱۸	۰.۳۳۸	۰.۶۸۱	۰.۴۴۱
ماشین‌آلات و تجهیزات	۰.۰۲۸	۰.۸۶۸	۰.۰۲۰	۰.۸۹۳	۱.۱۸۳	۰.۲۷۷	۰.۹۴۰	۰.۳۶۵	۲.۲۲۲	۰.۱۳۶	۱.۹۹۹	۰.۲۰۰
فرآورده‌های نفتی	۴.۷۵۷	۰.۰۲۹	۶.۰۹۵	۰.۰۳۹	۵.۳۶۷	۰.۰۲۱	۷.۶۲۳	۰.۰۲۵	۱.۶۶۹	۰.۱۹۶	۱.۴۳۱	۰.۲۶۶
کانی غیرفلزی	۰.۶۴۱	۰.۴۲۳	۰.۵۰۸	۰.۴۹۴	۴.۶۲۳	۰.۰۳۲	۵.۶۴۰	۰.۰۴۲	۰.۲۲۸	۰.۶۳۳	۰.۱۷۴	۰.۶۸۶
قند و شکر	۲.۴۵۱	۰.۱۱۷	۲.۳۲۴	۰.۱۵۸	۴.۴۸۰	۰.۰۳۴	۵.۲۵۸	۰.۰۴۵	۰.۱۴۹	۰.۷۰۰	۰.۱۱۶	۰.۷۴۱
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	۰.۰۱۱	۰.۹۱۵	۰.۰۰۹	۰.۹۲۴	۰.۵۳۸	۰.۴۶۳	۰.۴۵۷	۰.۵۱۰	۰.۰۱۵	۰.۹۰۴	۰.۰۱۲	۰.۹۱۴
خودرو و قطعات	۱.۹۸۰	۰.۱۵۹	۱.۸۸۸	۰.۱۸۴	۰.۰۳۸	۰.۸۴۵	۰.۰۳۴	۰.۸۵۶	۰.۰۳۲	۰.۸۵۷	۰.۰۲۸	۰.۸۶۸
فلزات اساسی	۲.۹۹۸	۰.۰۸۳	۲.۹۹۸	۰.۰۹۸	۴.۱۸۱	۰.۰۴۱	۴.۴۳۰	۰.۰۴۸	۲.۹۱۸	۰.۰۸۸	۲.۹۰۷	۰.۱۰۳
غذایی بجز قند و شکر	۰.۰۹۶	۰.۷۵۶	۰.۰۸۵	۰.۷۷۳	۰.۴۳۴	۰.۵۱۰	۰.۳۹۱	۰.۵۳۸	۰.۳۲۶	۰.۵۶۸	۰.۲۹۲	۰.۵۹۴
سیمان آهک گچ	۰.۲۸۲	۰.۵۹۵	۰.۲۵۴	۰.۶۱۸	۵.۶۷۷	۰.۰۱۷	۶.۳۵۸	۰.۰۱۸	۲.۸۰۱	۰.۰۹۴	۲.۷۷۹	۰.۱۰۸
شیمیایی	۰.۶۲۶	۰.۴۲۹	۰.۵۷۶	۰.۴۵۵	۱۲.۹۵۷	۰.۰۰۰	۲۰.۵۲۶	۰.۰۰۰	۷.۱۹۸	۰.۰۰۷	۸.۵۸۵	۰.۰۰۷
دارویی	۱.۶۸۷	۰.۱۹۴	۱.۶۱۴	۰.۲۱۴	۱.۰۹۲	۰.۲۹۶	۱.۰۲۵	۰.۳۲۰	۲.۴۶۸	۰.۱۱۶	۲.۴۲۲	۰.۱۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶. خلاصه نتایج آزمون استواری بتای رشدی و دارایی خاکستری شده در سطح ۱۰٪

آزمون استواری مدل خاکستری شده بتای رشدی و دارایی	CF to P				D to P				E to P			
	Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman	
	Score	p	F	P	Score	p	F	P	Score	p	F	P
عرضه برق، گاز، بخار و آب گرم	۰.۵۷۰	۰.۴۵۰	۰.۲۵۸	۰.۶۶۲	۰.۸۶۶	۰.۳۵۲	۰.۴۱۹	۰.۵۸۴	۳.۷۸۹	۰.۰۵۲	۶.۲۵۸	۰.۱۳۰
کاشی و سرامیک	۰.۳۰۹	۰.۵۷۸	۰.۱۶۳	۰.۷۱۴	۰.۲۲۹	۰.۶۳۲	۰.۱۱۹	۰.۷۵۳	۰.۰۰۱	۰.۹۸۰	۰.۰۰۰	۰.۹۸۷
محصولات فلزی	۰.۸۱۱	۰.۳۶۸	۰.۴۶۹	۰.۵۴۳	۰.۲۸۱	۰.۵۹۶	۰.۱۴۷	۰.۷۲۷	۰.۰۰۷	۰.۹۳۶	۰.۰۰۳	۰.۹۵۸
استخراج کانه‌های فلزی	۱.۲۸۹	۰.۲۵۶	۰.۹۰۲	۰.۳۹۶	۱.۶۹۹	۰.۱۹۳	۱.۲۸۲	۰.۳۲۱	۱.۵۷۹	۰.۲۰۹	۱.۱۶۵	۰.۳۴۱
لاستیک و پلاستیک	۰.۱۶۳	۰.۶۸۷	۰.۰۹۵	۰.۷۷۳	۰.۳۲۹	۰.۵۶۶	۰.۱۹۷	۰.۶۸۰	۰.۶۴۱	۰.۴۲۳	۰.۴۰۳	۰.۵۶۰
دستگاه‌های برقی	۱.۱۸۵	۰.۲۷۶	۰.۸۷۰	۰.۳۹۴	۱.۳۸۲	۰.۲۴۰	۱.۰۴۴	۰.۳۵۴	۳.۵۷۸	۰.۰۵۹	۴.۰۴۷	۰.۱۰۰
حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات	۰.۹۹۱	۰.۳۲۰	۰.۷۴۲	۰.۴۲۲	۰.۴۶۶	۰.۴۹۵	۰.۳۲۷	۰.۵۸۸	۰.۲۲۸	۰.۶۳۳	۰.۱۵۶	۰.۷۰۶
رایانه	۰.۳۷۵	۰.۵۴۰	۰.۲۶۱	۰.۶۲۸	۰.۵۹۳	۰.۴۴۱	۰.۴۲۳	۰.۵۴۰	۰.۹۳۲	۰.۳۳۴	۰.۶۹۳	۰.۴۳۷

آزمون استواری مدل خاکستری شده بتای رشدی و دارایی	CF to P				D to P				E to P			
	Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman		Durbin		Wu-Hausman	
	Score	p	F	P	Score	p	F	P	Score	p	F	P
ماشین‌آلات و تجهیزات	۰.۰۲۸	۰.۸۶۸	۰.۰۲۰	۰.۸۹۳	۱.۱۸۳	۰.۲۷۷	۰.۹۴۰	۰.۳۶۵	۲.۲۲۲	۰.۱۳۶	۱.۹۹۹	۰.۲۰۰
فرآورده‌های نفتی	۴.۷۸۲	۰.۰۲۹	۶.۱۵۲	۰.۰۳۸	۵.۳۷۱	۰.۰۲۱	۷.۶۳۲	۰.۰۲۵	۱.۶۷۶	۰.۱۹۶	۱.۴۳۸	۰.۲۶۵
کانی غیرفلزی	۰.۶۴۱	۰.۴۲۳	۰.۵۰۸	۰.۴۹۴	۴.۶۲۳	۰.۰۳۲	۵.۶۴۰	۰.۰۴۲	۰.۲۲۸	۰.۶۳۳	۰.۱۷۴	۰.۶۸۶
قند و شکر	۲.۴۰۹	۰.۱۲۱	۲.۲۷۵	۰.۱۶۲	۴.۵۳۰	۰.۰۳۳	۵.۳۴۹	۰.۰۴۳	۰.۱۴۱	۰.۷۰۸	۰.۱۰۹	۰.۷۴۸
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	۰.۰۱۵	۰.۹۰۳	۰.۰۱۲	۰.۹۱۴	۰.۵۱۶	۰.۴۷۳	۰.۴۳۸	۰.۵۱۹	۰.۰۱۱	۰.۹۱۶	۰.۰۰۹	۰.۹۲۵
خودرو و قطعات	۱.۹۸۱	۰.۱۵۹	۱.۸۸۹	۰.۱۸۴	۰.۰۴۰	۰.۸۴۱	۰.۰۳۵	۰.۸۵۳	۰.۰۲۰	۰.۸۸۷	۰.۰۱۸	۰.۸۹۵
فلزات اساسی	۰.۲۲۴	۰.۶۳۶	۰.۱۹۸	۰.۶۶۱	۱.۶۶۳	۰.۱۹۷	۱.۵۶۴	۰.۲۲۵	۲.۹۱۸	۰.۰۸۸	۲.۹۰۷	۰.۱۰۳
غذایی بجز قند و شکر	۰.۱۳۱	۰.۷۱۷	۰.۱۱۷	۰.۷۳۶	۰.۰۸۲	۰.۷۷۴	۰.۰۷۳	۰.۷۸۹	۰.۳۱۴	۰.۵۷۶	۰.۲۸۱	۰.۶۰۱
سیمان آهک گچ	۰.۲۶۴	۰.۶۰۷	۰.۲۳۸	۰.۶۳۰	۵.۷۰۰	۰.۰۱۷	۶.۳۹۱	۰.۰۱۸	۲.۸۰۲	۰.۰۹۴	۲.۷۸۰	۰.۱۰۸
شیمیایی	۰.۶۳۰	۰.۴۲۷	۰.۵۷۸	۰.۴۵۴	۱۲.۵۰۷	۰.۰۰۰	۱۹.۷۱۶	۰.۰۰۰	۷.۱۹۸	۰.۰۰۷	۸.۵۸۵	۰.۰۰۷
دارویی	۱.۵۹۶	۰.۲۰۶	۱.۵۲۰	۰.۲۲۸	۳.۸۷۴	۰.۰۴۹	۳.۹۹۹	۰.۰۵۵	۲.۴۴۸	۰.۱۱۸	۲.۴۰۱	۰.۱۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

در این مقاله پس از ارائه روش محاسبه بتای رشدی و بتای دارایی‌های موجود با بکارگیری مدل BCG و بتای رایج، به تعریف بتای خاکستری شده و محاسبه آن پرداخته شد. در ارتباط با سوالات مطرح شده پژوهش حاضر، پاسخ های زیر به دست آمد:

۱. بتای فرصت رشد و بتای دارایی های موجود خاکستری شده می‌تواند ریسک سیستماتیک هر صنعت را اندازه گیری نماید.

۲. درمجموع مقایسه میانگین یافته‌های آزمون‌های صورت گرفته در جدول ۴ نشان دهنده عملکرد بهتر ۳ درصد (آزمون وو-هاوسمن) و ۴ درصدی (آزمون دوربین) بتای خاکستری شده در قیاس با بتای حاصل از مدل BCG می‌باشد. لیکن در معدود مواردی که در هر دو آزمون دوربین و وو-هاوسمن فرض صفر رد می‌شود، هیچ‌کدام از متغیرهای ابزاری مورد بررسی جهت تخمین و توضیح نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، قدرتمند نیستند.

مقایسه نتایج مقاله BCG و نتایج حاصل از این پژوهش، نشان می‌دهد که در هر دو پژوهش هزینه سرمایه پروژه‌های سرمایه‌گذاری با فرصت رشد بیشتر، می‌بایست بالاتر از پروژه‌های سرمایه‌گذاری با فرصت رشد کمتر باشد. لذا در زمان تعیین شرکت‌های مشابه جهت تخمین بتای شرکت یا پروژه، باید شرکت‌هایی با فرصت‌های رشد مشابه انتخاب گردند.

مطابق یافته‌های پژوهش برناردو و همکاران، بتای رشدی در قریب به‌اتفاق صنایع بیش از بتای دارایی‌های مستقر است. لیکن در این پژوهش بتای رشدی این مدل، تنها در ۷ صنعت از ۱۹ صنعت

(دستگاه‌های برقی، حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات، فرآورده‌های نفتی، کانی غیرفلزی، قند و شکر، فلزات اساسی، غذایی بجز قند و شکر) بالاتر از بتای دارایی قرار داشت. این تعداد در خصوص بتای خاکستری ۸ صنعت بود (کاشی و سرامیک، محصولات فلزی، دستگاه‌های برقی، حمل‌ونقل انبارداری و ارتباطات، فرآورده‌های نفتی، کانی غیرفلزی، قند و شکر، فلزات اساسی). در این خصوص یافته‌های برناردو و همکاران در بازار سرمایه کشورمان تائید نشد.

علت این امر می‌تواند شرایط خاص حاکم بر اقتصاد کلان کشور، عمق محدود بازار نسبت به بازارهای سایر کشورها، استفاده از نسبت $\frac{D+E_v}{D+E_M}$ جهت تخمین $\frac{A_{i,t}}{V_{i,t}}$ و یا دلایل دیگری باشد. یکی از علل نویز نسبت $\frac{D+E_v}{D+E_M}$ وجود تفاوت بزرگ بین ارزش روز دارایی‌های موجود و ارزش دفتری آن است. به دلایلی از جمله کاهش نرخ ارز کشورمان در مقابل ارزهای بین‌المللی، تورم همه ساله و مشکلات مالیاتی ناشی از تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت (عدم معافیت مالیاتی جهت افزایش سرمایه از این محل)، اکثریت شرکت‌ها اختلاف زیادی بین ارزش دفتری و ارزش بازار دارایی‌های موجود خود دارند.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد در برخی صنایع در سال‌هایی که بتا با تغییرات بزرگ همراه شده است (به علت ورود شرکت‌های جدید به صنعت، تغییر چرخه صنعت، تغییر تکنولوژی و از این دست) در هر دو مدل تغییرات بتای رشدی و دارایی مشهود است. برای مثال برای مثال در سه سال اخیر، صنعت رایانه شامل حداقل ۹ شرکت بوده است. در مدل BCG بتای رشدی یک ساله تا سه‌ساله این صنعت بین ۰,۱۴ تا ۰,۲۶ و بتای دارایی موجود بین ۰,۲۸ تا ۰,۳۲ محاسبه شده است. در صورتی که در محاسبه بتای چهارساله تا ۹ ساله، با توجه به کاهش تعداد شرکت‌های صنعت، بتای رشدی بین ۰,۱۸ تا ۰,۳۰ و بتای دارایی بین ۰,۷۴ تا ۲,۱۶ نوسان داشته است. در مدل ارائه شده در این پژوهش نیز بتای رشدی یک تا سه ساله این صنعت بین ۰,۴۱ تا ۰,۴۷ و بتای دارایی بین ۰,۰۷ تا ۰,۱ است. لیکن در خصوص بتای ۴ تا ۹ ساله، بتای رشدی بین ۰,۱۱ تا ۰,۲۶ و بتای دارایی بین ۱,۰۲ تا ۱,۸۲ محاسبه شده است.

جداول ۳ و ۴ نشان می‌دهد که در صنایع با فراوانی شرکت بالاتر، تفاوت بین روش BCG و بتای خاکستری بسیار کمرنگ می‌گردد (برای مثال صنعت دارو) لیکن در زمانی که تعداد شرکت‌های صنعت کاهش می‌یابد، بتای رشدی خاکستری بیش از بتای رشد تخمینی BCG است و بتای دارایی BCG بالاتر از بتای دارایی خاکستری است. همچنین در مورد صنایع با فراوانی شرکت پایین‌تر، تخمین خاکستری بتای رشدی و دارایی می‌تواند برآورد بهتری نسبت به بتای همسان خود در روش BCG ارائه نماید.

طبق بررسی‌های صورت گرفته، در صنایعی که حداقل ۶ شرکت را شامل می‌شوند، بتای رشدی خاکستری در ۷۵ درصد مواقع بالاتر از بتای رشدی BCG است. لیکن این موضوع در خصوص بتای دارایی‌های موجود برعکس است. (در ۶۶ درصد مواقع، بتای دارایی خاکستری کمتر از بتای دارایی BCG بوده است).

مقایسه دیگر، محاسبه میانگین بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود در مدل BCG و مدل بتای رشد و دارایی خاکستری شده است. تفاوت بین میانگین بتای فرصت رشد و بتای دارایی‌های موجود در مدل BCG منفی ۱۳٪ (میانگین بتای رشدی: ۵۴٪، میانگین بتای دارایی‌ها ۶۷٪) است. این در حالی

است که این اختلاف در میانگین صنایع مورد مطالعه در بتای رشد و دارایی خاکستری شده، مثبت ۱۰٪ (میانگین بتای رشدی خاکستری شده: ۶۶٪، میانگین بتای دارایی‌های خاکستری شده: ۵۶٪) می‌باشد.

کاربرد دیگر بتای محاسبه شده، تخمین بتا و نرخ تنزیل برای استارت آپ ها است. اگر به یک استارت آپ به چشم شرکتی فاقد دارایی (یا میزان کم دارایی) و فرصت‌های رشد نگاه کنیم، می‌توانیم با استفاده از بتای مدل BCG و یا بتای رشدی خاکستری شده، نرخ تنزیل مناسب را محاسبه کنیم.

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 شده است.

منابع

ابوالی، مهدی.، خلیلی عراقی، مریم.، حسن‌آبادی، حسن و یعقوب‌نژاد، احمد. (۱۳۹۸). قیمت‌گذاری اختیار معامله با روش تحلیلی جدید برای معادله بلک شولز. *راهبردی مدیریت مالی*، ۷(۳)، ۱۴۳-۱۲۱.

خلیلی عراقی، مریم و بابایی فلاح، امین. (۱۳۹۳). بررسی عملکرد شرکت‌های صنعت فلزات اساسی با به‌کارگیری مدل آنالیز رابطه خاکستری. *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۷(۲)، ۳۰-۵.

رهنمای رودپشتی، فریدون.، نیکومرام، هاشم و علی مردانی، علی. (۱۳۸۶). بررسی و مقایسه قدرت بتا در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه CAPM و متغیرهای مطرح شده در مدل فاما و فرنچ جهت تبیین بازده سهام، *دانش و پژوهش حسابداری*، ۳(۹)، ۱۱-۶.

محمدی، شاپور و مهدی آسیما. (۱۳۹۸). قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک از طریق تبیین ریسک آربیتراژ. *راهبرد مدیریت مالی*، ۷(۳)، ۲۵-۱.

محمدی، شاپور.، عباسی‌نژاد، حسین و میر صانعی، سیدروح‌اله. (۱۳۸۶). بررسی روش‌های مختلف تخمین بتا در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۴(۴۷)، ۳۸-۳.

میرغفوری، سیدحبیب‌اله.، شفیعی رودپشتی، میثم و ندافی، غزاله. (۱۳۹۱). ارزیابی عملکرد مالی با رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها (مورد: شرکت‌های مخابراتی استانی). *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۱۶(۴)، ۲۰۶-۱۸۹.

Abvali, M., Khalili Araghi, M. Hasanabadi, H. & Yaghoobnezhad, A. (2019). Optional trading pricing with a new analytic method for the Black Scholes equation. *Journal of Financial Management Strategy*, 7(3), 121-143. (In Persian)

Askarinejad Amir, A. & Fadaeinejad, M. E. (2018). Determinants of systematic risk in the Iranian financial sector. *Iranian Journal of Finance*, 2(1), 59-79.

Babaei Falah, A. & Khalili Araghi, M. (2014). Performance evaluation of listed basic metals corporations using grey factor analysis. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 7(2), 5-30. (In Persian)

Berk, J., Green, R. & Naik, V. (1999). Optimal investment, growth options and security returns. *Journal of Finance*, 54(5), 1553-1608.

Berk, J., Green, R. & Naik, V. (2004). Valuation and return dynamics of new ventures. *Review of Financial Studies*, 17(1), 1-35.

Bernardo, A. E., Chowdhry, B. & Goyal, A. (2007). Growth options, Beta, and the cost of capital. *Financial Management*, 36(2), 5-17.

Bernardo, A. E., Chowdhry, B. & Goyal, A. (2012). Assessing project risk. *Journal of Applied Corporate Finance*, 24(3), 94-100.

Bukhvalov, A. (2016). Managerial theory of firm: Towards a synthesis of finance and strategic management. *Russian Management Journal*, 14(4), 105-126.

Campbell, J. & J. Mei. (1993). Where do betas come from? Asset price dynamics and the sources of systematic risk. *Review of Financial Studies*, 6, 567-592.

Carlson, M., Fisher, A. & Giammarino, R. (2006). Corporate investment and asset price dynamics: Implications for SEO event studies and long-run performance. *Journal of Finance*, 61, 1009-1034.

Chen, J. H., Hsu, S. C., Wang, R. & Chou, H. A. (2017). Improving hedgin decisions for financial risks of construction material suppliers using grey system theory. *Journal of Management in Engineering*, 33(4), 101-134.

Da, Z., Guo, R. J. & Jagannathan, R. (2012). CAPM for estimating the cost of equity capital: Interpreting the empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 103, 204-220.

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Goncharov, I., Mahlich, J. & Yurtoglu, B. B. (2014). R&D investments, intangible capital and profitability in the pharmaceutical industry. *Value Health*, 7(17), 401-419.

Jafarizadeh, B. & Bratvold, R. B. (2019). Exploration economics: Taking opportunities and the risk of double-counting risk. *Mineral Economics*, 1-13.

Jia, Y. & Yan, S. (2017). Profitability skewness and stock return. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3019690.

McDonald, R. & Siegel, D. (1985). Investment and the valuation of firms when there is an option to shut down. *International Economic Review*, 26, 331-349.

Mirghafoori, S. H., Shafiei Roodposhti, M. & Nadafi, G. (2012). Evaluation of financial performance using DEA approach (Case: provincial telecommunications companies). *Management Research in Iran*, 16(4), 189-205. (In Persian)

Moamadi, S., Abasinejad, H. & Mirsanei, R. (2007). Investigating different beta estimation methods in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Reviews*, 47, 3-38. (In Persian)

Mohammadi, S. & Asima, M. (2019). Idiosyncratic volatility pricing by explaining arbitrage risk. *Journal of Financial Management Strategy*, 7(3), 1-25. (In Persian)

Rahnamay Roodposhti, F. & Houshmand Neghabi, Z. (2016). Comparative study of capital assets pricing models (CAPM) with extrapolating capital assets pricing models (X-CAPM) in Tehran Exchange Market. *Internatioinal Journal of Finance and Managerial Accounting*, 4(1), 21-39.

Rahnamay Roodposhti, F., Nikoomaram, H. & Alimardani, A. (2007). Reviewing and comparing the power of beta in capital asset pricing model and the variables presented in the Fama and French model for explaining stock returns. *Journal of Knowledge and Research of Accounting*, 9, 6-11. (In Persian)

Thakur, V. & Anbanandam, R. (2015). Supplier selection using grey theory: a case study from Indian banking industry. *Journal of Enterprise Information Management*, 28(6), 769-787.

Tung, C. T. & Lee, Y. J. (2010). The innovative performance evaluation model of grey factor analysis: A case study of listed biotechnology corporations in Taiwan. *Expert Systems with Applications*, 37, 7844-7851.

Wang, T. C. & Ghalih, M. (2017). Evaluation of grey forecasting method in total Indonesian production crude oil and condensate. *International Journal of Business and Economics Research*, 6(4), 67-72.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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 نهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۱۹۸-۱۷۹

مقاله پژوهشی

بررسی اثر متغیرهای مالی بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام[۱]

ابراهیم نادری[۲]، علی اسماعیل‌زاده مقری[۳]، نگار خسروی‌پور[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۸/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۰۶

چکیده

اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام یکی از معیارهای ارزیابی ریسک نقدشوندگی سهام و انتخاب سهام در پرتفولیوی سرمایه‌گذاری است. لذا، این پژوهش با هدف برآورد اثر متغیرهای مالی سطح شرکت بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در قالب یک الگوی خطی داده‌های پانل و ارائه راهکار جهت کاهش اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام پرتفولیوی سرمایه‌گذاری انجام شده است. در این راستا، تعداد ۱۲۹ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شده‌اند. نتایج نشان داد که متغیرهای میانگین گردش روزانهٔ سهام و رتبه نقدشوندگی شرکت به‌ترتیب بیشترین تأثیر معنی‌دار را بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام داشته‌اند. همچنین، فرضیه اول مبنی بر اثر مثبت و معنی‌دار نوسان‌پذیری قیمت سهام بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، تأیید گردید. از سویی، اثر درصدسهام در دست‌دارندگان بلوک سهام، تعداد سهام کل شرکت و اهرم مالی بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام فاقد معنی‌داری آماری بود و رتبه نقدشوندگی دارایی‌ها نیز بیشترین تأثیر را بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام نداشتند. بنابراین، فرضیه دوم پذیرفته نشد. در نهایت، اثر اندازه شرکت (حجم دارایی‌های شرکت) بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام فاقد معنی‌داری آماری بود و فرضیه سوم پذیرفته شد.

واژگان کلیدی: اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، قیمت سهام، الگوی داده‌های پانل.
طبقه‌بندی موضوعی: *G11، G14.*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.33619.2443
۲. دانشجوی دکترای، گروه حسابداری، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: eb.naderi@yahoo.com
۳. دانشیار، گروه حسابداری، واحد اسلامشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Emial: alies35091@gmail.com
۴. استادیار، گروه حسابداری، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email:n_khosravipour@yahoo.com

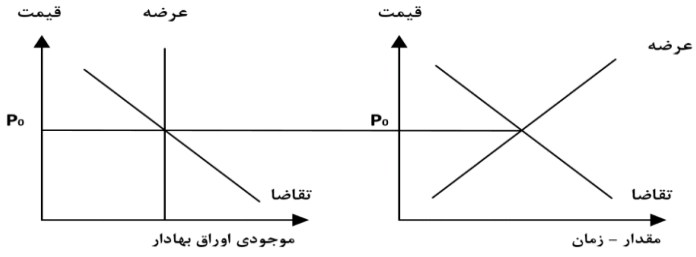
مقدمه

انتخاب سبد سرمایه‌گذاری بهینه یکی از مباحث مهم در بازارهای سرمایه است که باید مورد توجه سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی قرار گیرد. در این رابطه، طبق نظریه‌های مالی، سرمایه‌گذاران با توجه به میزان ریسک و بازده پرتفولیوی سرمایه‌گذاری خود به انتخاب بهترین سبد سرمایه‌گذاری اقدام می‌نمایند. معمولاً فرض این است که سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز نسبی هستند و همواره به‌دنبال سرمایه‌گذاری در اقلامی از دارایی‌ها هستند که بیشترین بازده و کمترین ریسک را داشته باشد. اما، در شرایط و محدودیت‌های دنیای واقعی، مسئله پیچیده‌تر از این خواهد بود (طالبی، ۱۳۸۹). به‌طور مثال، در کنار ریسک و بازده، قابلیت نقدشوندگی و درواقع، ریسک نقدشوندگی پرتفولیوی سهام آنها یکی از عوامل موثر بر تصمیم گیری سرمایه‌گذاران است. بدین منظور، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام[1] در بازار سهام به‌عنوان معیار سنجش ریسک نقدشوندگی، مورد توجه پژوهشگران مالی رفتاری در دهه‌های اخیر قرار گرفته است و شناخت عوامل تأثیرگذار بر آن به یکی از چالش‌های ادبیات نوین مالی تبدیل شده است. حال با توجه به این‌که مسئله نقدشوندگی سهام و حتی سایر دارایی‌ها طی چند سال اخیر به‌علت وضعیت تحریم‌های اقتصادی برای سرمایه‌گذاران بالاخص سرمایه‌گذاران حقوقی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار شده است، مقاله حاضر به بررسی اثر متغیرهای مالی بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به‌عنوان یکی از عوامل مهم در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران پرداخته است.

با این تفاسیر، در ادامه، ابتدا مبانی نظری اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام بیان و سپس، مهم‌ترین پژوهش‌های داخلی و خارجی مرتبط با آن مرور شده است. در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش شامل شیوه برآورد الگوی خطی داده‌های پانل و همچنین معیارهای ارزیابی و مقایسه دو مدل ارائه شده‌اند. در نهایت، در بخش بعد اقدام به برآورد و مقایسه نتایج ارزیابی و تحلیل مدل شده است.

مبانی نظری

زمانی که اوراق بهادار انتشار می‌یابند، به موجودیت خود در بازار ادامه می‌دهند تا بازخرید شوند یا به سررسید پرداخت برسند. اما، برخی دیگر از انواع اوراق بهادار را عده‌ای فروخته و عده‌ای دیگر آنها را خریداری می‌کنند. بنابراین، دو نوع بازار خواهیم داشت؛ نوع اول، بازاری برای تمام اوراق بهادار است، و نوع دوم، بازاری است که جریان خرید و فروش اوراق بهادار را طی زمان پیگیری می‌کند. این دو بازار و نحوهٔ به تعادل رسیدن عرضه و تقاضا در آنها در شکل ۱ نمایش داده شده است.

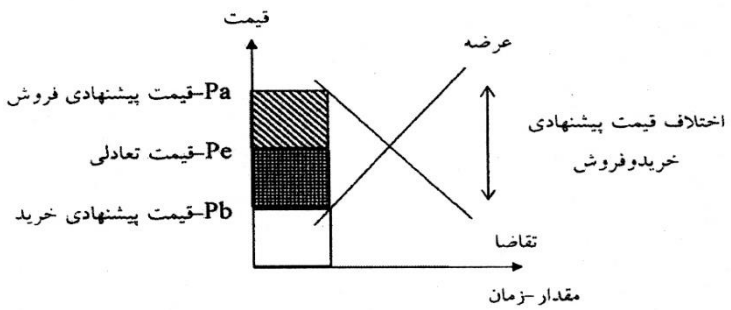


شکل ۱. بازارهای گردشی و غیرگردشی دارایی‌های مالی

منبع: (رسائیان، ۱۳۸۵)

1. Bid-Offer Spread or Bid-Ask Spread

در شکل بالا، نمودار سمت چپ بازار موجودی را نشان می‌دهد و نمایانگر عرضه ثابت و تقاضایی به‌شکل اریب رو به پایین با توجه به قیمت اوراق بهادار است. هرچه قیمت اوراق بهادار کمتر باشد، تقاضای آن بیشتر خواهد بود. نمودار سمت راست، بازار در جریان را در هر واحد نشان می‌دهد. اگر زمان یک روز باشد، این نمودار نمایانگر تقاضای رو به پایین است و در آن، عرضه ثابت نخواهد بود و به‌صورت اریب رو به بالا است. تعادل در نمودار سمت چپ زمانی اتفاق می‌افتد که قیمت در سطح P_e باشد. در نمودار سمت راست، جریان عرضه و تقاضا در نقطه P_e یکدیگر را قطع نموده و عرضه و تقاضای اوراق بهادار به تعادل رسیده است. اگر هر دو بازار به تعادل برسند، تعادل کلی ایجاد خواهد شد که در آن قیمت اوراق بهادار در هر دو بازار یکسان خواهد بود.



شکل ۲. تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش

منبع: (رسائیان، ۱۳۸۵)

در شکل ۲، همچنان قیمت تعادلی برقرار است. اما، در بازار واقعی، قیمت‌های معاملاتی که تفاوت پیشنهاد خرید و فروش بازارسازها است مورد توجه قرار می‌گیرد. قیمتی که بازارساز اوراق بهادار را می‌خرد، قیمت پیشنهادی خرید و قیمتی که با آن اوراق بهادار را می‌فروشد، قیمت پیشنهادی فروش نامیده می‌شود. اختلاف بین این دو قیمت، شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش است. اگر بیشتر از یک بازارساز وجود داشته باشد، تفاوت بالاترین قیمت پیشنهادی خرید و پایین‌ترین قیمت پیشنهادی فروش را شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش بازار می‌نامند و نقطهٔ تعادلی جایی بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش بازار قرار می‌گیرد. معامله زمانی رخ می‌دهد که بالاترین قیمت پیشنهادی خرید و پایین‌ترین قیمت پیشنهادی فروش برابر باشند. در یک بازار مالی سازمان یافته، نقش بازارسازان ایجاد جریان دوطرفه قیمت برای پیشنهاد خرید و پیشنهاد فروش در تمام شرایط است. به‌طور خلاصه، بازارسازها مسئولیت تنظیم بازار را به‌عهده خواهند داشت و برای اجرای این وظیفه، باید موجودی مناسبی از اوراق بهادار داشته باشند تا بتوانند نوسانات قیمت‌ها را کنترل نمایند. نگهداری این موجودی برای افراد هزینه‌هایی دربر دارد که آن را از طریق اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش اوراق بهادار، جبران می‌کنند. در شکل ۲ درآمد بازارسازان به‌صورت

هاشور زده نشان داده شده است. در واقع، به بیان ریاضی می‌توان گفت که $(P_a-P_b)Q$ درآمد بازارسازان است. هزینه‌ها و ریسک عملیات بازارسازها به‌ویژگی‌های خاصی از قبیل افت‌وخیز بازار و یا وسعت بازار[1]، عمق بازار[2] و انعطاف‌پذیری بازار[3] بستگی دارد. ضمناً، ریسک عملیات بازارسازی به تعداد افرادی بستگی دارد که براساس انگیزهٔ اطلاعاتی و نه انگیزهٔ نقدینگی اقدام به انجام مبادله می‌نمایند.

اگر در بازار به حدّ کافی حجم خرید و فروش به قیمت تعادلی برای اوراق بهادار وجود داشته باشد، این بازار دارای وسعت کافی است. به‌عبارت دیگر، روان[4] است. بازارهایی که تعداد خریداران و فروشندگان در آن کم است به بازارهای کم رمق[5] معروف هستند. نقدینگی اوراق بهادار به درجه روانی بازار بستگی دارد. شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش در یک بازار روان، کمتر از شکاف قیمت پیشنهادی در بازار کم رمق است. زیرا در بازارهای روان، حجم معاملات بالاتر و ریسک آن نیز کمتر است.

بازاری دارای عمق است که قیمت پیشنهادی خرید و فروش بازارساز در آن نزدیک به قیمت تعادلی باشد و تغییرات قیمت در چنین بازاری غالباً پیوسته است. اما، در بازار کم عمق[6]، تغییرات به‌صورت جهشی و ناپیوسته است. تغییر قیمت‌ها در بازارهای عمیق پایین‌تر از تغییر قیمت‌ها در بازارهای کم عمق است. بنابراین، ریسک بازارسازها در بازارهای عمیق کمتر از بازارهای کم عمق است. اگر بازار عمیق باشد، اوراق بهادار نیز دارای قابلیت برگشت زیاد خواهد بود (رسائیان، ۱۳۸۵).

عدم تقارن اطلاعاتی زمانی به‌وجود می‌آید که یک یا چند سرمایه‌گذار، اطلاعات خاصی مربوط به ارزش شرکت را در اختیار دارند و افراد درمورد موضوعات واحد، به نتایج متفاوتی دست می‌یابند. در این شرایط، سرمایه‌گذاران ناآگاه یا کم‌اطلاع، نگران مبادله با سرمایه‌گذاران دارای اطلاعات خاص یا اطلاعات بیشتر هستند (خوش‌طینت و یوسفی اصل، ۱۳۸۷ و مرادزاده فرد و همکاران، ۱۳۹۲).

معیارهایی چون شکاف میان قیمت خرید و فروش، حجم معاملات و نوسان قیمت سهام، برای عدم تقارن اطلاعاتی درنظر گرفته شده است (لئوز و ورچیا[7]، ۲۰۰۰). شکاف میان قیمت خرید و فروش مربوط به تفاوت میان قیمت پیشنهادی فروش و قیمت درخواستی برای خرید اوراق بهادار است. اگر عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه وجود نداشته باشد، به این معناست که همه سرمایه‌گذاران دارای اطلاعات یکسان هستند و شکاف میان قیمت خرید و فروش برابر صفر است. یک ارتباط مثبت میان عدم تقارن اطلاعاتی و تفاوت میان قیمت خرید و فروش وجود دارد. زیرا، زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی افزایش می‌یابد، شکاف میان قیمت خرید و فروش نیز افزایش می‌یابد. شکاف میان قیمت خرید و فروش به‌طور وسیعی برای اندازه‌گیری درجه کارایی بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد. با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، تمایل به خرید و فروش اوراق بهادار و درنتیجه، حجم معاملات افزایش خواهد یافت. به‌عبارت دیگر، یک رابطه منفی میان

1. Breadth Of Market
2. Depth Of Market
3. Resilience
4. Breadth
5. Thih
6. Shallow
7. Leuz & Verrecchia

این دو معیار وجود دارد. نوسان قیمت سهام به عنوان تغییرات (یا انحراف معیار) بازده یک اوراق بهادار در یک دوره زمانی مشخص است. عموماً نوسانات نمایش‌دهنده عدم اطمینان یا ریسک در بازار سرمایه است. اگر عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه پایین و بازار کارا باشد، نوسان قیمت سهام تمایل به کاهش دارد.

مروری بر پیشینه پژوهش

فرینو و همکاران (۲۰۱۹) عوامل تعیین‌کننده اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش را بررسی نموده و نشان دادند اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش اکثر سهام دارای رابطه منفی با فعالیت تجاری و رابطه مثبت با نوسان قیمت است. با تقسیم سهام بر اساس سرمایه بازار، نتایج نشان داد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام برای سهام با اندازه کوچکتر نسبت به تغییرات در فعالیت‌های تجاری حساس‌تر و نسبت به نوسانات قیمت در برابر سهام با ارزش بالا حساسیت کمتری دارند.

وانگ و یائو[1] (۲۰۰۰) روابط بین حجم معاملات، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و نوسان قیمت در چهار نوع قرارداد آتی[2] مالی و فلزی را بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد بین حجم معاملات و نوسانات قیمت رابطه مثبت وجود دارد. اما با کنترل سایر عوامل، بین حجم معاملات و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش رابطه معکوسی وجود دارد. علاوه‌بر این، نوسان قیمت با اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش رابطه مثبت دارد.

ریان[3] (۱۹۹۶) عوامل مؤثر بر اختلاف قیمت خرید و فروش سهام در بورس آمریکا را در دورهٔ ۳ ساله ابتدای ژانویه ۱۹۸۲ تا ۳۱ دسامبر ۱۹۸۴ مورد بررسی قرار داده است. نتایج وی بر یافته‌های پژوهش‌های پیشین مبنی بر وجود رابطه معکوس بین اختلاف قیمت خرید و فروش و قیمت، حجم معاملات، تعداد سهامداران و تعداد معامله‌گران و رابطه مثبت بین اختلاف قیمت و ریسک که متغیرهای ریسک بازار و حسابداری متعددی (نظیر نقدینگی، اهرم، تغییرپذیری سود، بتای بازار و تغییرپذیری قیمت) مهر تأیید زد.

هریس[4] (۱۹۹۴) با برآورد یک الگوی رگرسیونی نشان داد قیمت سهام، نوسانات بازده، لگاریتم جمع سرمایهٔ بازار و معکوس ریشهٔ دوم تعداد معاملات بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. اما، لگاریتم حجم دلاری و لگاریتم حجم معامله اصلی به کل حجم معاملات دلاری بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. وی سپس با جایگزینی متغیر قیمت با معکوس قیمت در الگوی رگرسیونی دوم به این نتیجه رسید که ضریب معکوس قیمت سهام بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. ثالثاً انحراف استاندارد بازده سهام و معکوس ریشهٔ دوم تعداد معاملات بر اختلاف قیمت نسبی اثرات مثبت و معنی‌داری دارند. رابعاً ضرایب سایر متغیرها به لحاظ آماری بی‌معنی هستند.

1. Wang & Yau
2. Futures
3. Ryan
4. Harris

برنچ و فرید[1] (۱۹۷۷) در پژوهشی با عنوان «اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در بورس آمریکا» نشان دادند اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش تابعی از حجم معاملات، تعداد معاملات، نوسان قیمت و تعداد سهام در اختیار بازارگردان‌ها است.

تینیک و وست[2] (۱۹۷۴) عوامل مؤثر بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش در بورس اوراق تورنتو، نیویورک و نزدک را مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش مطلق به‌عنوان متغیر وابسته و از قیمت هر سهم، لگاریتم حجم معاملات، نوسانات قیمت (دامنهٔ بالا و پایین قیمت تقسیم بر متوسط قیمت سهام در طول دوره)، تداوم معامله (تعداد روزهایی که سهام در طول دوره نمونه دادوستد می‌شود تقسیم بر کل روزهای موجود در دوره نمونه) و تعداد بازارهایی که سهام در آن دادوستد می‌شود، استفاده کردند. نتایج نشان داد تأثیر قیمت سهام و نوسانات قیمت بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش مثبت و معنی‌دار؛ تأثیر حجم معاملات بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش منفی و معنی‌دار و تأثیر تداوم معامله و تعداد معاملات بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش منفی و بی‌معنی است.

دمستز[3] (۱۹۶۸) عوامل مؤثر بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش را مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان داد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش با لگاریتم تعداد معامله‌گران به‌طور معکوس و معنی‌دار و با لگاریتم تعداد سهامداران به‌طور مستقیم و معنی‌دار ارتباط دارد.

فروغ نژاد و مرادی‌جز (۱۳۹۳) عوامل مؤثر بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به‌عنوان معیار عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این راستا، پنج فرضیه تدوین شد و از روش داده‌های ترکیبی برای آزمون آنها استفاده شد. نتایج نشان داد حجم معاملات سهام و تعداد دفعات معاملات سهام با شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام ارتباط معنی‌داری دارند. ولی، بین ریسک نقدشوندگی سهام، نقدشوندگی بازار و ریسک نقدشوندگی بازار با شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش مشاهده نشد.

احمدپور و رساییان (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های ۱۵۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۸۴-۱۳۸۱ به بررسی عوامل مؤثر بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش پرداخته و دریافتند ارزش بازار شرکت اثر منفی، ضعیف و معنی‌داری بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش دارد.

رسائیان (۱۳۸۵) رابطه میان اطلاعات مالی و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان داد الگوی مورد استفاده ۶۸ درصد تغییرات در اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام را توضیح می‌دهد.

قائمی و وطن‌پرست (۱۳۸۴) وجود عدم تقارن اطلاعاتی و تأثیر آن بر قیمت سهام و حجم معاملات در ۲۱ روز قبل و بعد از اعلان سود برآوردی هر سهم را در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج نشان داد بین سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد و

1. Branch & Freed
2. Tinic & West
3. Demsetz

این امر در دوره‌های قبل از اعلان سود به مراتب بیشتر از دوره‌های پس از اعلان است. همچنین مشخص شد عدم تقارن اطلاعاتی با حجم مبادلات و قیمت سهام ارتباط دارد. به‌طوری که در دوره قبل از اعلان سود حجم مبادلات افزایش یافته و قیمت سهام شرکت‌ها دچار نوسان می‌شود.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب پیش‌گفته، فرضیه‌های زیر مورد بررسی قرار گرفته است:

- ✓ فرضیه اول: نوسان‌پذیری قیمت سهام اثر مثبت و معنی‌داری بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام دارد.
- ✓ فرضیه دوم: درصد سهام در دست دارندگان بلوک سهام، تعداد سهام کل شرکت، اهرم مالی و شاخص نقدشوندگی دارایی‌ها بیشترین تأثیر بر افزایش اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام دارند.
- ✓ فرضیه سوم: اندازه شرکت بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام تأثیر معنی‌داری ندارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف کاربردی است. زیرا، به‌دنبال توسعه دانش موجود در زمینه درک عوامل مؤثر بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام است. از نظر روش علی-توصیفی است و از روش اسنادی برای استخراج داده‌ها و از رگرسیون داده‌های ترکیبی برای بررسی روابط بین متغیرها و آزمون فرضیه‌ها استفاده نموده است. محاسبات اولیه بر روی داده‌ها با نرم افزار Excel انجام گرفته و از نرم‌افزار Eviews برای برآورد الگوی پژوهش استفاده نموده است. جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از این بین تعداد ۱۲۹ شرکت که شرایط زیر را دارا بودند به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شده‌اند:

- ✓ اطلاعات مالی مورد نیاز شرکت در فاصله زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۶ در دسترس باشد.
- ✓ قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام روزانهٔ سهام شرکت در دسترس باشد.

مدل مفهومی

الگوی اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به لحاظ مفهومی به‌شرح زیر قابل بیان است:

$$BAS = f(X_i)$$ رابطه (۱)

که در آن، BAS اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام است و تابعی از بردار متغیرهای اثرگذاری X است. شکل تجربی این تابع می‌تواند خطی یا غیرخطی باشد. الگوهای مرسوم اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش که در مطالعات بخش قبل ارائه شد، اغلب خطی هستند. در حالت الگوسازی

خطی، همان‌طور که احمدپور و رساییان (۱۳۸۸)، بولن و همکاران (۲۰۰۲)، دادبه و همکاران (۲۰۱۳) و وانگ (۲۰۰۰) نشان داده‌اند، الگوی خطی تابع بالا را می‌توان به‌صورت زیر ارائه نمود:

$$BAS_{it} = \alpha_{0i} + \sum_{j=1}^{J} \alpha_j X_{jit} + \varepsilon_{it}$$ رابطه(۲)

الگوی بالا یک الگوی اقتصادسنجی رگرسیونی داده‌های ترکیبی[1] است که i شرکت‌های نمونه و t اندیس زمان را نشان می‌دهد. j تعداد متغیر مستقل اثرگذار (در این مقاله ۱۵) است. α_iها ضرایب متغیرها است که باید برآورد شوند. ε بردار جملات اختلال (که در نمونه به جملات پسماند e تبدیل می‌شوند). در الگوی داده‌های ترکیبی، تفاوت الگو برای مقاطع یا زمان به‌صورت اثرات ثابت و یا تصادفی[2] برآورد می‌شوند.

متغیرهای پژوهش

درصد اختلاف نسبی قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام متغیر وابسته پژوهش است که به پیروی از ریان (۱۹۹۶)، قائمی و وطن‌پرست (۱۳۸۴) و رسائیان (۱۳۸۵) از طریق رابطه زیر به‌دست آمده است:

$$BAS_{it} = \frac{AP - BP}{\frac{AP + BP}{2}}$$

رابطه (۳)

در رابطه بالا داریم:

i = شرکت مورد بررسی؛

t = دوره مورد بررسی؛

BAS = اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش نسبی سهام,

AP = بهترین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i,

BP = بهترین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i.

از ارقام به‌دست آمده میانگین روزانهٔ سهام محاسبه می‌شود و درنهایت برای روزهای مختلف میانگین‌گیری می‌شود و رقم نهایی در تحلیل آماری برای سال مورد نظر مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در این بخش، متغیرهایی مورد استفاده در پژوهش معرفی می‌شود. در مراحل ابتدایی پژوهش و پیش از انتخاب متغیرهای مستقل مناسب، متغیرهای مستقل عبارت بودند از میانگین تعداد دفعات معاملات در هر روز برای سال مورد نظر (NDT)، میانگین گردش روزانهٔ سهام (DTS)، میانگین حجم ریالی معاملات روزانه سهام (RTV)، آخرین قیمت (CP)، تغییرپذیری قیمت (نوسانات قیمت VOL)، اندازه شرکت (ارزش بازار یا حجم دارایی‌های شرکت MV)، اهرم مالی (FL)، نسبت جاری (CR)، درصد سهام در دست دارندگان بلوک سهام (PBO)، نسبت وجوه نقد به کل دارایی‌ها (CT)، رتبه نقدشوندگی (LR)، نسبت قیمت به سود خالص هر سهم (PE)، تعداد سهام کل شرکت (NS) و ارزش

1. Panel Data
2. Fixed or Random Effects

ویژه (NV). اما همان‌طور که در بخش بعد اشاره شده است، با استفاده از آماره‌های t، F و معیار نیکویی برازش R^2 تعدیل‌شده، متغیرهای مستقل ذیل انتخاب شده‌اند.

- ✓ میانگین گردش روزانهٔ سهام (DTS)[1]: میانگین نسبت تعداد سهام داد و ستد شده در هر روز بر میانگین موزون تعداد سهام منتشره شرکت.
- ✓ میانگین حجم ریالی معاملات روزانه سهام (RTV)[2]: میانگین سالانه حجم ریالی معاملات در هر روز برای سال مورد نظر.
- ✓ آخرین قیمت (CP)[3]: میانگین سالانه آخرین قیمت روزانه هر سهم شرکت.
- ✓ رتبه نقدشوندگی (LR)[4]

رابطه (۴)

$$X_{14} = \frac{1}{\frac{1}{L_1}+\frac{1}{L_2}+\frac{1}{L_3}+\frac{1}{L_4}+\frac{1}{L_5}+\frac{1}{L_6}}$$

X_{14} عددی است که میزان نقد شدن یک سهم در بازار را نشان می‌دهد. برای محاسبه این نسبت از مقادیری همچون تعداد خریداران (L_1)، تعداد دفعات معامله شده (L_2)، تعداد روزهای معامله شده (L_3)، تعداد سهام معامله شده طی دوره (L_4)، حجم معاملات طی دوره (L_5) و میزان ارزش روز (L_6) استفاده شده است. پس از محاسبه رابطه بالا برای هر شرکت، یک ضریب محاسبه و سپس با مرتب کردن آن برای شرکت‌ها بر اساس بیش‌ترین ضریب، اولین رتبه و رتبه‌های بعدی محاسبه شده است.

- ✓ نسبت قیمت به سود خالص هر سهم (PE)
- ✓ تعداد سهام کل شرکت (NS)
- ✓ ارزش ویژه (NV): نسبت حقوق صاحبان سهام بر تعداد سهام شرکت.
- ✓ نوسان بازه سهام (VOL): دامنه بالا و پایین قیمت تقسیم بر متوسط قیمت سهم در طول دوره است.
- ✓ متغیر موهومی تحریم‌ها (DU): برای سال‌های قبل از ۱۳۹۱ عدد ۰ و بعد از آن عدد ۱ لحاظ شده است.

الگوسازی تجربی داده‌های ترکیبی

با توجه به رابطه ۱، داده‌های مورد استفاده از نوع تابلویی است که نتیجه ادغام داده‌های سری زمانی و مقطعی است و در افزایش حجم نمونه و دستیابی به نتایج بهتر، بسیار مفید است. البته، بنابر مورد و هدف مطالعه، روش‌های متفاوتی جهت برآورد الگوی داده‌های تابلویی قابلیت کاربرد دارند که در زیر به اختصار مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

1. Daily Turnover of Shares
2. Rate Transaction Volume
3. Current Price
4. Liquidity Rank

رگرسیون ادغام شده[1] (رگرسیون مقید معمولی)

الگوی رگرسیونی پانل این مقاله را به‌صورت زیر می‌توان نمایش داد:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + u_{it,} \qquad u_{it} \sim N(0, \sigma_u)$$

$$X'_{it} = [x_{1it}\ x_{2it} \dots\ x_{kit}] \qquad \text{رابطه (۵)}$$

$$\beta' = [\beta_1\ \beta_2 \dots\ \beta_k]$$

اندیس i و t نیز به ترتیب نمایانگر مقطع (شرکت) و زمان هستند. در الگوی بالا، ضرایب و عرض از مبدأ کلیه مقاطع یکی درنظر گرفته می‌شود و می‌توان این مدل را با تکنیک حداقل مربعات معمولی برآورد نمود. در واقع، این الگو یک الگوی کاملاً مقید است.

رگرسیون اثرات ثابت[2]

اما در اغلب موارد ممکن است عرض از مبدأ و ضرایب از مقطعی به مقطع دیگر و یا از زمانی به زمان دیگر متفاوت باشند. در این صورت از الگوی اثرات ثابت که به‌صورت زیر است استفاده می‌شود:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + Z_i\alpha + u_{it}$$

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad z_i = 1, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon) \qquad \text{رابطه (۶)}$$

$$u_{it} = \varepsilon_{it}, \quad z_i = 0, u_{it} \sim N(0, \sigma_u)$$

Z_{it} نشان‌دهنده اثرات مشاهده نشده‌ای است که به X_{it} وابسته بوده و در صورت یک نبودن نمایانگر آن است که ضریب عرض از مبدأ برای هر شرکت، در طول زمان ثابت بوده اما در مقطع متفاوت می‌باشند. درواقع، هر شرکت دارای ویژگی‌های منحصربه‌فرد است. تخمین این الگو با روش حداقل مربعات معمولی موجب دستیابی به پارامترهای تورش‌دار و ناسازگار می‌گردد. لذا از روش حداقل مربعات با متغیرهای مجازی (LSDV) استفاده می‌کنند. درواقع، برای بیان وجود و یا عدم وجود صفت مورد نظر (چه در مقطع و چه در زمان) از متغیرهای مجازی استفاده می‌نمایند.

الگوی اثرات تصادفی[3]

اگر چه کاربرد مستقیم روش حداقل مربعات با متغیرهای مجازی ممکن است، اما این الگو می‌تواند از لحاظ درجه آزادی پرهزینه باشد. از طرفی، می‌توان گفت که ورود متغیرهای مجازی به دلیل فقدان اطلاعات و دانش ما درباره الگوی حقیقی است. برخی معتقدند که می‌توان این فقدان دانش و اطلاعات را در جمله اختلال بیان نمود. این رهیافت ما را به الگوی اثرات تصادفی هدایت می‌کند. بنابراین رابطه (۷) را به‌صورت زیر می‌توان بیان نمود:

1. Pooled Regression
2. Fixed Effects
3. Random Effect

$$Y_{it} = X_{it}\beta + u_{it}$$

رابطه (۷)

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\delta), \alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha)$$

به‌جای آن که فرض شود α_i ثابت است، فرض می‌شود که متغیری تصادفی با مقدار میانگین α و خطای معیار σ_α است. به‌دلیل وجود همبستگی بین مشاهدات سری زمانی هر مقطع، بایستی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده کرد.

قبل از آن‌که به تخمین معادلات پرداخته شود، بایستی الگوی مناسب و شیوه تخمین آن انتخاب گردد. برای انتخاب الگو از بین سه حالت بالا، ابتدا از آزمون رگرسیون مقید استفاده کرده تا مشخص شود که از روش حداقل مربعات معمولی باید استفاده کرد یا LSDV (و یا GLS). درواقع، با این آزمون می‌توان تشخیص داد که ضرایب در مقطع یا زمان تغییر می‌کنند یا خیر. بنابراین، فرض صفر و مقابل آن را به‌صورت زیر می‌توان نوشت:

$$H_0 : \alpha_1 = . = \alpha_n = 0 \quad \Rightarrow OLS$$
$$H_1 : \alpha_i \neq \alpha_j \quad \Rightarrow FE \text{ or } RE$$

این آزمون نظیر آزمون متغیر مجازی یک آزمون رگرسیون مقید و آماره آن به‌صورت زیر است:

$$F_{(n-k),(nt-n(k+1))} = \frac{(RSS_R - RSS_U)/(n-1)k}{RSS_U/(nt - n(k+1))}$$

رابطه (۸)

در تابع بالا، n تعدادشرکت‌ها، t طول دوره و k تعداد پارامترها است. در صورت عدم پذیرش فرض صفر آزمون بالا، بایستی با انجام آزمون هاسمن (۱۹۷۸) بررسی شود که الگوی مورد نظر باید با اثرات ثابت یا اثرات تصادفی باشد؟. در الگوی اثرات تصادفی فرض اساسی آن است که، $E(\varepsilon_{it}|X_{it}) = 0$ است. این بدان معنی است که ارتباطی بین جزء اختلال مربوط به عرض از مبدأ (و یا سایر ضرایب) و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آنها از یکدیگر مستقل هستند. در غیر این‌صورت، مشکل ناسازگاری ضرایب رگرسیون تعمیم‌یافته وجود دارد و بهتر است از الگوی اثرات ثابت استفاده شود. فرض صفر این آزمون عبارتست از:

$$H_0 : Plim\hat{q} = 0, \quad (\hat{q} = \alpha_{GLS} - \alpha_{LSDV})$$

رابطه (۹)

که α_{LSDV} و α_{GLS} به‌ترتیب ضرایب حاصل از روش‌های اثرات ثابت و تصادفی (الگوی رگرسیونی تعمیم‌یافته) هستند. در صورت برقراری فرض صفر، به‌کارگیری GLS یا LSDV پارامترهایی را نتیجه می‌دهند که حد احتمال آنها یکی است. ولی معمولاً اثرات ثابت به‌کار می‌رود. زیراکه علاوه‌بر سازگاری دارای واریانس کمتری است (کاراتر است). هاسمن فرضیه بالا را با استفاده از تابع نمونه‌ای از نوع والد به صورت زیر آزمون کرد:

$$W = \hat{q}'[VaR(\hat{q})]^{-1}\hat{q} \sim \chi^2_{Rank(Var(\hat{q}))}$$

رابطه (۱۰)

در صورت عدم پذیرش فرض صفر، روش اثرات ثابت سازگار و اثرات تصادفی ناسازگار بوده و بایستی از الگوی اثرات ثابت استفاده کرد.

انتخاب متغیرهای مستقل در مدل خطی داده‌های پانل

برای انتخاب متغیرهای مستقل مناسب از آماره‌های t و F و معیار خوبی برازش $\overline{R}^2$ استفاده می‌شود. شیوه کار بدین صورت است که ابتدا کلیه متغیرهای مستقل را در الگو به‌کار برده و سپس متغیری که کمترین آماره t دارد حذف می‌شود. این کار تا جایی ادامه می‌یابد که اولاً کلیه ضرایب متغیرهای مستقل در سطح ۱۰٪ معنی‌دار بوده و ثانیاً در صورت حذف هر متغیر مستقل باقی مانده از الگو، معیار $\overline{R}^2$ و F به شدت کاهش یابند.

معیارهای ارزیابی پیش‌بینی مدل

برای ارزیابی برازش الگو و توان توضیح‌دهندگی آن از ضریب تعیین تعدیل‌شده $\overline{R}^2$ و برای ارزیابی پیش‌بینی مدل از معیارهای زیر استفاده می‌شود:

۱. میانگین مجذور خطا[1]: از آنجا که قرار است نتایج خروجی پیش‌بینی دو الگوی آماری مقایسه شود. از دو الگوی از معیارهای میانگین مجذور خطا (MSE) و جذر میانگین مجذور خطا (RMSE[2]) و تجزیه آن استفاده شده است. میانگین مجذور خطای پیش‌بینی از رابطه زیر محاسبه شده است:

$$MSE = E\left[(\widehat{BAS} - BAS)^2\right] \quad ; \quad RMSE = \sqrt{MSE}$$ رابطه (۱۱)

۲. میانگین مطلق خطا (MAE[3]) و میانگین مطلق درصد خطا (MAPE[4])

$$MAE = E\left[\left|\widehat{BAS} - BAS\right|\right]$$ رابطه (۱۲)

$$MAPE = 100E\left[\left|\frac{\widehat{BAS} - BAS}{BAS}\right|\right]$$ رابطه (۱۳)

دو معیار اول به مقیاس متغیر وابسته بستگی دارند. این دو معیار باید به عنوان معیارهای نسبی برای مقایسه پیش‌بینی‌های مدل‌های مختلف استفاده شوند و هرچه کوچکتر باشند ، توانایی پیش بینی آن مدل با توجه به آن معیار بهتر است. معیار میانگین مطلق درصد خطا در مقیاس ثابت است.

۳. تجزیه: اگرچه معیار میانگین مجذور خطا یا همان جذر میانگین مجذور خطا برای مقایسه الگوهای مختلف با یکدیگر به‌کار می‌رود. اما اگر در بازه (۱ و ۰) به نسبت‌های تورش[5]، واریانس[6] و کوواریانس[7] خطا تفکیک شود، معیار مناسب‌تری برای بررسی قدرت توضیح‌دهندگی و پیش‌بینی الگو ارائه خواهد داد:

1. Mean Square Error
2. Root Mean Square Error
3. Mean Absolute Error
4. Mean Absolute Percentage Error
5. Bias Proportion
6. Variance Proportion
7. Covariance Proportion

الف- نسبت سنجش تورش: بیان می‌دارد که میانگین پیش‌بینی چقدر از میانگین داده‌های واقعی دور است. درواقع، این معیار درصد خطای سیستماتیک را در پیش‌بینی الگو نمایش می‌دهد.

ب- نسبت واریانس: بیان می‌کند که واریانس پیش‌بینی چقدر از واریانس داده‌های واقعی دور است. این بخش خطای گذرا (تصادفی) و غیرسیستماتیک را نمایش می‌دهد.

ج- نسبت کوواریانس: بیان می‌کند خطای باقیمانده پیش‌بینی که در دو معیار بالا نیست، در الگوی مدنظر چقدر است.

اگر پیش‌بینی یک الگو "خوب" باشد، نسبت تورش و واریانس اندک است. به‌طوری که بیشتر خطا باید روی نسبت کوواریانس متمرکز شود. درواقع، زمانی که نسبت تورش زیاد است، بدان معنا است که میانگین پیش‌بینی‌های الگو عملکرد ضعیفی در ردیابی میانگین متغیر وابسته دارد.

یافته‌های پژوهش

همان‌طور که از جدول ۱ مشخص است، میانگین اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به‌عنوان متغیر وابسته در حد ۲/۵ درصد و انحراف معیار آن در حد ۱/۱ درصد است. سایر متغیرها (متغیرهای مستقل) به‌صورت نرمال استاندارد استفاده شده‌اند و دارای میانگین و انحراف معیار حدود صفر و ۱ هستند. اما، نکته حائز اهمیت آن‌که کلیه متغیرها دارای ضریب چولگی بالاتر از صفر بوده و از آنجا که آماره Jarque-Bera آنها از مقدار بحرانی بیشتر است، دارای توزیع نرمال نیستند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شاخص‌ها / متغیرها	Mean	Std. Dev.	Skewness	Jarque-Bera	Probability
BAS	۰/۰۲۴	۰/۰۱۱	۰/۱۸۰	۱۱/۵	۰/۰۰۳
CP	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۳/۲۴۹	۱۴۴۶۶/۴	۰/۰۰۰
DTS	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۲۷/۸۱۳	۵۱۵۵۵۴۹/۰	۰/۰۰۰
LR	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۶۳۱	۹۶/۵	۰/۰۰۰
NS	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۵/۷۴۱	۱۸۱۶۱۷۷/۰	۰/۰۰۰
NV	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۴/۹۴۸	۷۴۶۰۲/۲	۰/۰۰۰
PE	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱۲/۳۱۷	۱۰۲۱۱۸/۴	۰/۰۰۰
RTV	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۹/۶۹۶	۱۱۰۳۳۰۳/۰	۰/۰۰۰
VOL	۰/۰۱۰	۰/۹۱۸	-۳/۰۱۶	۶۰۱۰۰۳/۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

تحلیل نتایج و ارزیابی برآورد مدل خطی داده‌های پانل

نتایج برآورد الگوی خطی داده‌های ترکیبی به شرح جدول ۳ است. با توجه به انجام آزمون‌های F (اثرات ثابت) و هاسمن (اثرات تصادفی)، الگوی انتخابی از نوع خطی با اثرات تصادفی است (جدول ۲).

همان‌گونه که در بخش روش‌شناسی بیان شد، برای انتخاب متغیرهای مستقل مناسب از آماره‌های t و F و معیار خوبی برازش $\overline{R}^2$ بهره گرفته شده است. با این توصیف، متغیرهای میانگین تعداد دفعات معاملات در هر روز برای سال مورد نظر (NDT)، اندازه شرکت (حجم دارایی‌های شرکت MV)، اهرم مالی (FL)، نسبت جاری (CR)، درصد سهام در دست دارندگان بلوک سهام (PBO) و نسبت وجوه نقد به کل دارایی‌ها (CT) به دلیل پایین بودن آماره t آنها (در سطح معنی‌دار ۱۰ درصد) و احتمال وجود همخطی با یکدیگر و سایر متغیرهای مستقل، از مدل حذف شده‌اند.

همچنین با توجه به جدول ۱، به‌دلیل آن‌که آماره دوربین-واتسون (DW) نزدیک عدد ۲ است، مدل دارای مشکل خودهمبستگی نیست. نتایج آزمون ضریب لاگرانژ نشان داد که مدل اولیه دارای مشکل ناهمسانی واریانس در مقطع مشاهدات است که با استفاده از حداقل مربعات وزنی[1] برای برازش مدل، این مشکل رفع شد (جدول ۲).

جدول ۲. نتایج آزمون‌های تشخیص الگوی داده‌های پانل

نوع آزمون	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
F (لیمر)	۴/۹۶۳۴	۰/۰۰۰	مدل اثرات ثابت (FE) بر مدل ادغام شده (Pooled) ارجحیت دارد
هاسمن	۲۹۰/۲۰۸	۰/۰۰۰	مدل اثرات تصادفی (RE) بر مدل اثرات ثابت (FE) ارجحیت دارد
ضریب لاگرانژ	۲۸۵/۷۹۷	۰/۰۰۰	مدل دارای واریانس ناهمسانی در مقطع مشاهدات است
دوربین-واتسون (DW)	۲/۰۴۵	-	مدل دارای خودهمبستگی مرتبه اول نیست

منبع: یافته‌های پژوهش

چنان‌که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، مقدار معیار خوبی برازش $\overline{R}^2$ ۶۳ درصد است. بنابراین، متغیرهای مستقل الگو درمجموع ۶۳ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین، متغیرهای میانگین گردش روزانهٔ سهام و رتبه نقدشوندگی سهام به‌ترتیب بیشترین تأثیر و متغیرهای آخرین قیمت و میانگین حجم ریالی معاملات روزانه سهام به‌ترتیب کمترین تأثیر معنی‌دار را بر متغیر وابسته داشته‌اند. نکته مهم دیگر این‌که اثر مثبت متغیر نوسان‌پذیری قیمت سهام بر متغیر وابسته در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار است. باید توجه شود که متغیرهای RTV و VOL هم در دوره t و هم در وقفه t-1 بر متغیر وابسته اثرگذارند. لذا، برای بررسی اثر بلندمدت آنها باید ضرایب هر دو دوره جمع بسته شود.

یک نکته بسیار مهم در بررسی عوامل موثر، اثر متغیر تحریم‌ها بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در دوره ۹۶-۱۳۸۶ بوده است. این متغیر که می‌تواند نمایانگر اثرات سیستماتیک و سیاسی و اقتصادی بر BAS باشد، حاکی از آن است که بروز تحریم‌ها دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام (BAS) بوده و این اثر از سایر عوامل بیشتر است.

1. Weighted Least Squares

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی خطی اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام (BAS)

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
CP	۰/۰۰۰۵	۱/۶۵۷۱	۰/۰۹۷۸
CP(-1)	−۰/۰۰۰۵	−۱/۹۰۰۰	۰/۰۵۷۷
DTS	۰/۰۰۷۶	۱۴/۴۷۲۳	۰/۰۰۰۰
LR	−۰/۰۰۲۹	−۱۱/۹۴۶۰	۰/۰۰۰۰
NS	۰/۰۰۲۴	۴/۲۵۶۴	۰/۰۰۰۰
NV	−۰/۰۰۲۳	−۴/۷۳۱۶	۰/۰۰۰۰
PE	۰/۰۰۰۴	۲/۱۹۳۵	۰/۰۲۸۵
RTV	−۰/۰۰۱۲	−۳/۶۷۰۸	۰/۰۰۰۳
RTV(-1)	۰/۰۰۱۱	۳/۶۶۸۲	۰/۰۰۰۳
VOL	۰/۰۰۰۵	۱/۹۴۸۹	۰/۰۵۱۶
VOL(-1)	۰/۰۰۰۹	۴/۵۶۵۵	۰/۰۰۰۰
DU	۰/۰۰۹۳	۱۶/۸۸۶۳	۰/۰۰۰۰
C	۰/۰۲۰۵	۴۹/۶۷۹۵	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۶۳۸۴	F-statistic	۱۵۵/۷۵
Adjusted R-squared	۰/۶۳۴۳	Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰
S.E. of regression	۰/۰۰۷۰	Durbin-Watson stat	۲/۰۴۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس مندرجات جدول ۳، نوسان‌پذیری قیمت سهام بر متغیر وابسته اثر مثبت و معنی‌داری دارد. لذا فرضیه اول تأیید شد. از سوی دیگر، ضرایب درصد سهام در دست‌دارندگان بلوک سهام، تعداد سهام کل شرکت و اهرم مالی در الگوی خطی، به‌لحاظ آماری معنی‌دار نبود. درنتیجه در مدل برآورده، انتخاب نشده‌اند. همچنین، رتبه نقدشوندگی دارایی‌ها نیز دارای بیشترین تأثیر بر متغیر وابسته نبود (دومین متغیر با بیشترین اثر). لذا فرضیه دوم پذیرفته نشد. همچنین، مشابه فرضیه دوم، ضریب متغیر اندازه شرکت (حجم دارایی‌های شرکت) به لحاظ آماری معنی‌دار نبود و نتیجتاً در مدل برآوردی انتخاب نشد. لذا این متغیر هیچ تأثیر معنی‌داری بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام شرکت‌های نمونه ندارد. بنابراین، فرضیه سوم پذیرفته شد.

در ادامه، قابلیت اعتماد الگوی پیش‌بینی اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام بررسی شده است. مناسب‌ترین روش برای انجام این کار، استفاده از پیش‌بینی درون نمونه‌ای و ارزیابی نتایج است. بدین منظور، از الگوی داده‌های ترکیبی برای برآورد ۶ دوره انتهایی نمونه به‌طور مجزا استفاده شد که نتایج به‌شرح جدول ۴ نشان داد، عملکرد الگو در سه معیار RMSE، MAE و MAPE تقریباً مشابه و مناسب است. درواقع، این سه معیار در پیش‌بینی‌ها در دوره‌های مختلف، پایین و باثبات هستند. نکته حائز اهمیت این‌که نسبت تورش و نسبت واریانس که درصد خطای سیستماتیک الگو را در پیش‌بینی متغیر وابسته

نشان می‌دهند، نسبتاً بالا است. به‌عبارتی، الگوی خطی برآوردی که در بین تمام الگوهای خطی دارای نتایج ارزیابی بهتری است، دارای خطای سیستماتیک در پیش‌بینی است و درواقع، دچار خطای تصریح است. به‌نظر می‌رسد، تصریح غیرخطی الگوی بالا باید با استفاده از رگرسیون‌های غیرخطی یا روش‌های هوشمند نظیر شبکه‌های عصبی مصنوعی، الگوریتم ژنتیک، الگوریتم کلونی زنبور عسل و ... صورت پذیرد.

جدول ۴. نتایج پیش‌بینی متغیر BAS با استفاده از الگوی خطی داده‌های پانل

مدل	دوره پیش‌بینی	MAE	MAPE	MSE			
				RMSE	Bias Prop	Var. Prop	Cov. Prop.
مدل خطی داده‌های پانل	۹۶-۱۳۹۱	۰/۰۰۹۲	۴۳/۸۲	۰/۰۱۱۰	۰/۲۵۳۱	۰/۲۹۰۶	۰/۴۵۶۳
	۹۶-۱۳۹۲	۰/۰۰۹۴	۳۸/۴۳	۰/۰۱۱۲	۰/۳۹۱	۰/۱۷۸۸	۰/۴۳۰۲
	۹۶-۱۳۹۳	۰/۰۰۹۷	۳۰/۹۸	۰/۰۱۱۶	۰/۴۰۶۷	۰/۱۵۱۳	۰/۴۴۲
	۹۶-۱۳۹۴	۰/۰۱۰۲	۳۱/۵۰	۰/۰۱۲۲	۰/۴۰۵۷	۰/۱۲۵	۰/۴۶۹۳
	۹۶-۱۳۹۵	۰/۰۱۰۵	۳۱/۳۶	۰/۰۱۲۶	۰/۴۱۰۸	۰/۱۰۱۲	۰/۴۸۸
	۹۶-۱۳۹۶	۰/۰۱۰۳	۳۲/۸۵	۰/۰۱۲۵	۰/۳۹۱۵	۰/۲۰۶۹	۰/۴۰۱۶

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

در این مقاله، ابتدا مبانی نظری اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام بیان و پژوهش‌های داخلی و خارجی مرتبط با موضوع مرور شد. سپس، روش‌شناسی پژوهش شامل معرفی متغیرها، شیوه برآورد الگوی خطی داده‌های ترکیبی و همچنین معیارهای ارزیابی الگو ارائه شد. در نهایت، نسبت به برآورد الگو اقدام شد که نتایج نشان داد اولاً؛ نوسان‌پذیری قیمت سهام اثر مثبت و معنی‌داری بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام دارد (تأیید فرضیه اول). ثانیاً؛ متغیرهای میانگین گردش روزانهٔ سهام و رتبه نقدشوندگی سهام به ترتیب بیشترین تأثیر و متغیرهای آخرین قیمت و میانگین حجم ریالی معاملات روزانه سهام به ترتیب کمترین تأثیر را بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام دارا بوده‌اند (عدم پذیرش فرضیه دوم). ثالثاً؛ ضریب اندازه شرکت (حجم دارایی‌های شرکت) به لحاظ آماری معنی‌دار نبود و اثر این متغیر معادل صفر درنظر گرفته شده است. به‌عبارتی، این متغیر هیچ تأثیر معنی‌داری بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام شرکت‌های نمونه ندارد (پذیرش فرضیه سوم).

یک نتیجه بسیار مهم در بررسی عوامل مؤثر بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، اثر مثبت و معنی‌دار متغیر تحریم‌ها (نمایانگر اثرات سیستمی و سیاسی-اقتصادی) بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در دوره ۹۶-۱۳۸۶ است که از اثر سایر عوامل بیشتر نیز بوده است.

مقایسه نتایج این پژوهش با مهم‌ترین یافته‌های دیگر پژوهش‌های مرتبط به‌شرح جدول ۵ نشان می‌دهد اثر متغیر میانگین گردش روزانهٔ سهام در رساییان (۱۳۸۵) منفی و معنی‌دار برآورد شده است. درحالی که پژوهش جاری آن را مثبت و معنی‌دار برآورد نموده است. اثر متغیر میانگین حجم ریالی معاملات روزانه سهام بر متغیر وابسته در مطالعات وانگ و یائو (۲۰۰۰)، رسائیان (۱۳۸۵) و فروغ نژاد و مرادی‌جز (۱۳۹۳) منفی و معنی‌دار برآورد شده است. اما در پژوهش جاری مثبت

و معنی‌دار است. اثر آخرین قیمت بر متغیر وابسته مثبت و معنی‌دار است که با نتایج هریس (۱۹۹۴) و رسائیان (۱۳۸۵) همخوانی دارد. اما با نتایج ریان (۱۹۹۶) و فروغ نژاد و مرادی‌جز (۱۳۹۳) که منفی و معنی‌دار برآورد کرده بودند در تضاد است. اثر تغییرپذیری قیمت (نوسانات بازده قیمتی) بر متغیر وابسته مثبت و معنی‌دار برآورد شده که با نتایج هریس (۱۹۹۴)، وانگ و یائو (۲۰۰۰) و فرینو و همکاران (۲۰۱۹) همخوانی دارد. اما با نتایج ریان (۱۹۹۶) و احمدپور و رساییان (۱۳۸۸) مغایر است. زیرا به ترتیب منفی و معنی‌دار و بی‌معنی برآورد کرده بودند. اگرچه اثر اندازه شرکت (ارزش بازار یا حجم دارایی‌های شرکت) در ریان (۱۹۹۶) مثبت و معنی‌دار و در احمدپور و رساییان (۱۳۸۸) و فروغ‌نژاد و مرادی‌جز (۱۳۹۳) منفی و معنی‌دار برآورد شده است. لیکن، این اثر در پژوهش جاری به لحاظ آماری بی‌معنی برآورد شده است. نکته دیگر این‌که به استثنای فروغ‌نژاد و مرادی‌جز (۱۳۹۳)، در هیچ یک از مطالعات از رتبه نقدشوندگی سهام به‌عنوان متغیر مستقل در الگو استفاده نشده بود. اما، پژوهش جاری آن را در مدل منظور نمود و اثر آن نیز مثبت و معنی‌دار برآورد گردید.

جدول ۵. مقایسه نتایج با یافته‌های پژوهش‌های پیشین

متغیر	هریس (۱۹۹۴)	ریان (۱۹۹۶)	وانگ و یائو (۲۰۰۰)	فرینو و همکاران (۲۰۱۹)	رسائیان (۱۳۸۵)	احمدپور و رساییان (۱۳۸۸)	فروغ‌نژاد و مرادی‌جز (۱۳۹۳)	پژوهش جاری
میانگین تعداد دفعات معاملات	مثبت و معنی‌دار	-	-	-	-	-	منفی و معنی‌دار	بی‌معنی
میانگین گردش روزانهٔ سهام	-	-	-	-	منفی و معنی‌دار	-	-	مثبت و معنی‌دار
میانگین حجم ریالی معاملات روزانه سهام	-	-	منفی و معنی‌دار	-	منفی و معنی‌دار	-	منفی و معنی‌دار	مثبت و معنی‌دار
آخرین قیمت	مثبت و معنی‌دار	منفی و معنی‌دار	-	-	مثبت و معنی‌دار	-	منفی و معنی‌دار	مثبت و معنی‌دار
تغییرپذیری قیمت (نوسانات بازده قیمتی)	مثبت و معنی‌دار	منفی و معنی‌دار	مثبت و معنی‌دار	مثبت و معنی‌دار	-	بی‌معنی	-	مثبت و معنی‌دار
اندازه شرکت	-	مثبت و معنی‌دار	-	-	-	منفی و معنی‌دار	منفی و معنی‌دار	بی‌معنی
اهرم مالی	-	منفی و معنی‌دار	-	-	-	-	-	بی‌معنی
نسبت جاری	-	-	-	-	-	-	-	بی‌معنی
درصد سهام در دست دارندگان بلوک سهام	-	-	-	-	-	-	-	بی‌معنی
نسبت وجوه نقد به کل دارایی‌ها	-	-	-	-	-	-	-	بی‌معنی
رتبه نقدشوندگی	-	-	-	-	-	-	بی‌معنی	منفی و معنی‌دار
نسبت قیمت به سود خالص هر سهم	-	-	-	منفی و معنی‌دار	-	-	-	مثبت و معنی‌دار
تعداد سهام کل شرکت	مثبت و معنی‌دار	-	-	-	-	-	-	منفی و معنی‌دار
ارزش ویژه	-	-	-	-	-	-	-	منفی و معنی‌دار

منبع: یافته‌های پژوهش

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 شده است.

منابع

احمدپور، احمد و رسائیان، امیر. (۱۳۸۸). بررسی رابطه اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام با نوسان‌های بازده سهام و ارزش بازار شرکت در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷(۵۱)، ۹۲-۷۵.

خوش‌طینت، محسن و یوسفی‌اصل، فرزانه. (۱۳۸۷). رابطه بین تقارن و عدم تقارن اطلاعاتی با محافظه‌کاری. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۵(۲۰)، ۵۹-۳۷.

رسائیان، امیر. (۱۳۸۵). رابطهٔ اطلاعات مالی اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم و اقتصادی و دارایی، دانشگاه مازندران.

رضایی، وحید و راحتی، وحید. (۱۳۹۳). ترکیب الگوریتم ژنتیک و بهینه‌سازی ازدحام ذرات برای حل مسائل بهینه‌سازی پیوسته. اولین کنفرانس ملی ریاضیات صنعتی، تبریز، ۷ خردادماه.

رمضانی موزیرجی، فرهاد و یعقوبی، مهدی. (۱۳۸۸). الگوریتم کیاتیک بهینه‌سازی پرندگان. *کنفرانس ملی مهندسی نرم‌افزار ایران، رودهن، ۱۰ اردیبهشت ماه.*

رهنمای رودپشتی، فریدون، چاوشی، کاظم و صابر، ابراهیم. (۱۳۹۳). بهینه سازی پرتفوی متشکل از سهام صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد الگوریتم ژنتیک. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۱۲)، ۲۳۷-۲۱۷.

طالبی، آرش. (۱۳۸۹). انتخاب و بهینه‌سازی سبد سهام با استفاده از روش‌های فراابتکاری و مقایسه‌ی آن با سبدهای تشکیلی خبرگان و تازه‌کارها در بازار بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه صنعتی شاهرود.

فروغ‌نژاد، حیدر و مرادی‌جز، محسن. (۱۳۹۳). بررسی عوامل موثر بر شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به عنوان معیاری برای عدم تقارن اطلاعاتی. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۳(۱۲)، ۴۰-۲۵.

قائمی، محمدحسین، وطن‌پرست، محمدرضا. (۱۳۸۴). بررسی نقش اطلاعات حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۲(۳)، ۱۰۳-۸۵.

مرادزاده‌فرد، مهدی.، عدل‌زاده، مرتضی.، فرج‌زاده، مریم و عظیمی، صدیقه. (۱۳۹۲). عدم اطمینان اطلاعاتی، عدم تقارن اطلاعاتی و فرصت‌های رشد. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۰(۳۹)، ۱۴۵-۱۲۵.

Ahmadpour, A. & Rasaiian, A. (2006). A survey on the relationship between bid-ask spread and stock return volatility and market value in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 17(15), 92-75.

Branch, B. & Freed, W. (1977). Bid-asked spreads on the Amex and the big board. *Journal of Finance*, 32(1), 159-163.

Demsetz, H. (1968). The cost of transacting. *Quarterly Journal of Economics*, 82(1), 33–53.

Foroughnejad, H. & Moradijoz, M. (2014). An investigation of affecting factors in bid ask spread as a measure for information asymmetry. *Investment Knowledge*, 3(12), 25-40. (In Persian)

Ghaemi, M. H. & Vatanparast, M. R. (2005). Role of accounting information in information asymmetry in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Reviews*, 12(3), 85-103. (In Persian)

Harris, L. E. (1994). Minimum price variations, discrete bid-ask spreads, and quotation sizes. *The Review of Financial Studies*, 7(1), 149-178.

Khoshtinat, M. & Yoosefi ASL, F. (2008). The relationship between information asymmetry and conservatism. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 5(20), 37-59. (In Persian)

Leuz, C. & Verrecchia, R. E. (2000). The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research*, 38(C), 91-124.

Moradzadehfard, M., Adlzadeh, M., Farajzadeh, M. & Azimi, S. (2013). Information uncertainty, information asymmetry and growth options. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 10(39), 125-145. (In Persian)

Rahnamai Roodpooshti, F., Chavoshi, K. & Saber, E. (2014). Optimization of portfolio constitutedof from mutual funds of Tehran Stock Exchange using genetic algorithm. *Investment Knowledge*, 3(12), 217-232. (In Persian)

Ramezani Mouzirji, F. & Yaghoubi, M. (2009). Bird optimization kiatic algorithm. *National Conference on Software Engineering of Iran, Roodehen*, 10 May. (In Persian)

Rasaiian, A. (2006). Financial information relationship the difference between the bid-ask spread in Tehran Stock Exchange. Master Thesis, Faculty of Science, Economics and Finance, University of Mazandaran. (In Persian)

Rezaei, V. & Rahati, V. (2014). Combining genetic algorithm and particle swarm optimization to solve continuous optimization problems. The first national conference on industrial mathematics, Tabriz, 7 June.

Ryan, H. (1966). The use of financial ratios as measures of deter-minants of risk in the determination of the bid-ask spread. *Journal of Financial and Strategic Decisions*, 9(2), 33-40.

Talebi, A. (2010). Selection and optimization of stock portfolio using meta-innovative methods and its comparison with the organizational portfolios of experts and novices in Tehran Stock Exchange. M.Sc. Thesis, Faculty of Management, Shahroud University of Technology. (In Persian)

Tinic, S. & West, R. (1972). Competition and the pricing of dealer services in the over-the-counter market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7(3), 1707–1727.

Venkatesh, P. C. & Chiang, R. (1986). Information asymmetry and the dealer's bid-ask spread: A case study of earnings and dividend announcements. *Journal of Finance*, 41(C), 1089-1102.

Wang, G. H. K. & Yau, J. (2000). Trading volume, bid–ask spread, and price volatility in futures markets. *Journal of Futures Markets*, 20(10), 943-970.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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 دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۲۱۴-۱۹۹

مقاله پژوهشی

سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل و تصمیمات مالی مدیران[۱]

عباس قدرتی زوارم[۲]، کاوه آذین‌فر[۳]، سید علی نبوی چاشمی[۴]، ایمان داداشی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۰۶

چکیده

سطح هورمون تستوسترون تأثیرات قابل‌توجهی بر تصمیمات مدیران مالی شرکت‌ها به همراه دارد. زیرا، هرچه سطوح هورمون تستوسترون مدیرعامل بالاتر باشد، از سیاست‌های تهاجمی بهره بیشتری خواهد برد. لذا بر پایه این استدلال، پژوهش حاضر با بهره‌گیری از الگوی رگرسیون چندمتغیره به بررسی تأثیر نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل، به‌عنوان یکی از معیارهای سنجش سطح تستوسترون بر تصمیمات مالی مدیران شرکت در نمونه‌ای آماری متشکل از ۶۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ پرداخته است. نتایج فرضیه اول نشان داد میزان بالای هورمون تستوسترون مدیرعامل باعث افزایش تصمیمات سرمایه‌گذاری کمتر از حد مدیران در راستای سرمایه‌گذاری‌های مناسب و کارا در شرکت می‌شود. همچنین، نتیجه فرضیه دوم حاکی از آن است که میزان بالای هورمون تستوسترون مدیرعامل باعث افزایش اهرم مالی در فرصت‌های سرمایه‌گذاری کمتر از حد می‌گردد.

واژگان کلیدی: تستوسترون مدیرعامل، تصمیمات مالی مدیران، ویژگی‌های زیستی.
طبقه‌بندی موضوعی: *G41, M41*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2019.24569.1972
۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. Email: Abbas.Ghodratizoeram@gmail.com
۳. استادیار، گروه مدیریت مالی، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. (نویسنده مسئول). Email: Azinfarbaboli@yahoo.com
۴. دانشیار، گروه مدیریت مالی، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. Email: Anabavichashmi2003@gmail.com
۵. استادیار، گروه حسابداری، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. Email: idadashi@gmail.com

مقدمه

در بسیاری از پژوهش‌های صورت‌گرفته، نقش مواردی مانند میزان فیزیولوژی افراد بر تصمیم‌گیری‌های مالی و روابط بین هورمون‌های تستوسترون و کورتیزول نادیده گرفته شده است. این درصورتی است که یکی از دیدگاه‌های موجود معتقد به تأثیرگذاری هورمون جنسی تستوسترون و هورمون استرس کورتیزول بر تصمیم‌گیری‌های مربوط به سرمایه‌گذاری مدیران است (نوفسینگر و همکاران[1]، ۲۰۱۸). بر این اساس، تستوسترون می‌تواند به‌صورت مادرزادی، درطول دوران جنینی و دوران بلوغ جنسی اثرات سازمان‌یافته‌ای بر مغز انسان داشته باشد (موریس و همکاران[2]، ۲۰۰۴ و صفری گرایلی و همکاران، ۱۳۹۶). تستوسترون منجر به رشد سروصورت در دوره بلوغ می‌شود (وردونگ و همکاران[3]، ۱۹۹۹). رشد صورت در سن بلوغ، پهنای صورت (فاصله بین آخرین نقطه جانبی دو استخوان گونه‌ها) در مقایسه با بلندای فوقانی آن (از لب بالایی تا بین دو ابرو)، چهره مردان از چهره زنان متمایز می‌سازد. وستون و همکاران[4] (۲۰۰۷) این شاخص را "پهنا به بلندای صورت" نام‌گذاری کرده و آن را این‌گونه تعریف نمودند: "نسبت فاصله بین دو گونه راست و چپ به فاصله لب بالایی و بین دو ابرو". لفور و همکاران[5] (۲۰۱۳) طی پژوهشی نشان دادند که هورمون تستوسترون با نسبت پهنا به بلندای صورت رابطه مثبت و معناداری دارد. بنابراین، همبستگی بین تستوسترون و ساختار صورت افراد به‌خوبی مستند شده است. بر اساس نظریه مدیریت عالی سازمان، ویژگی‌های شخصیتی مدیرعامل بر فرایند تصمیم‌گیری در شرکت از قبیل میزان سرمایه‌گذاری (مالمندیر و تیت[6]، ۲۰۰۵)؛ جذب و ادغام (کیم[7]، ۲۰۱۳ و مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵) و نوآوری (هیرشلیفر و همکاران[8]، ۲۰۱۲) تأثیرگذار است. علاوه‌بر این، ونگ و همکاران[9] (۲۰۱۱) معتقدند که مدیران عاملی با نسبت بالاتر پهنا به بلندای چهره، عملکرد بهتری از خود نشان می‌دهند. کاتز و همکاران[10] (۲۰۰۹) بیان کردند که این هورمون‌ها نقش مهمی در مغز ایفا می‌کنند که تأثیر قابل‌توجهی در فرآیندهای شناختی افراد با میزان تفکرات تحریک‌کننده، رفتار مخاطرات آمیز و اعتمادبه‌نفس جهت سرمایه‌گذاری دارد. بنابراین مطابق پژوهش آپیسلا و همکاران[11] (۲۰۱۴) هورمون تستوسترون بر تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری‌های مالی شرکت تأثیر دارد. بااین وجود پژوهش‌های صورت گرفته در این زمینه بسیار اندک است. همچنین، صفری گرایلی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی تحت عنوان سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل و ریسک‌پذیری به این نتیجه دست یافتند که میزان بالای هورمون تستوسترون مدیرعامل باعث افزایش ریسک‌پذیری شرکت می‌شود. آنها از معیار ریسک‌پذیری شامل ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک استفاده کرده‌اند. اما پژوهش حاضر به بررسی اثر سطح هورمون تستوسترون بر عواملی

1. Nofsinger et al
2. Morris et al
3. Verdonck et al
4. Weston et al
5. Lefevre et al
6. Malmendier & Tate
7. Kim
8. Hirshleifer et al
9. Wong et al
10. Coates et al
11. Apicella et al

چون تصمیمات سرمایه‌گذاری مالی مدیران و تصمیم‌گیری سیاست‌های بدهی پرداخته که منجر به اثرات متفاوتی نسبت به پژوهش صفری گرایلی و همکاران (۱۳۹۶) گردیده است. میلس[1] (۲۰۱۴) به بررسی ارتباط بین نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل به‌عنوان معیار سنجش سطح تستوسترون باسیاست‌های مالی شرکت پرداخته و به این نتیجه رسید که سطح تستوسترون مدیرعامل تأثیر قابل‌توجهی در تصمیم‌گیری‌های مالی شرکت دارد. به‌طوری‌که هرچه سطح تستوسترون در مدیران بیشتر باشد، احتمال اتخاذ تصمیمات مالی جسورانه افزایش می‌یابد. کساربنی و همکاران[2] (۲۰۱۰) با بررسی تأثیر تنوع ژنتیکی مدیران بر تصمیمات مالی شرکت‌ها دریافتند که تنوع ژنتیکی مدیران بر جنبه‌های مختلف تصمیمات مالی شرکت‌ها تأثیرگذار است. همچنین، آپیسلا و همکاران (۲۰۰۸) دریافتند که مدیرانی با چهره مردانه‌تر که شاخصی برای میزان بالای هورمون تستوسترون در دوره بلوغ محسوب می‌شود، تمایل بیشتری به اخذ تصمیمات مالی جسورانه دارند.

بااین‌حال، این موضوع در عمده مطالعات داخلی انجام گرفته نادیده انگاشته شده و یک شکاف تحقیقاتی در ادبیات حسابداری و گزارشگری مالی در این‌باره وجود دارد که انگیزه‌ای جهت انجام این پژوهش شد. لذا، پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر نسبت پهنا به بلندای صورت مدیرعامل به‌عنوان معیار اندازه‌گیری سطح هورمون تستوسترون آن‌ها بر تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری شرکت شکل گرفته است.

بنابراین، پژوهش حاضر در ادامه، ابتدا به بیان مبانی نظری و مرور پیشینه پژوهش پرداخته است. سپس، فرضیه‌های پژوهش ارائه و روش‌شناسی مورد استفاده برای آزمون آنها معرفی شده است. بعد از آن، نتایج حاصل از تجزیه‌وتحلیل داده‌ها ارائه و مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. در پایان، طبق نتیجه‌گیری به‌عمل آمده چند پیشنهاد کاربردی ارائه شده است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مطالعات صورت گرفته در ادبیات مالی نشان می‌دهد مشخصه‌های مدیرعامل از قبیل سن، تحصیلات، جنسیت، اعتمادبه‌نفس، تجربیات شخصی می‌تواند تأثیرات مهمی بر سیاست‌های مربوط به تصمیمات سرمایه‌گذاری مالی شرکت داشته باشند (ملیس، ۲۰۱۴). پژوهش‌ها نشان می‌دهد که نسبت پهنا به بلندای صورت بالا به‌عنوان یک معیار از سطح تستوسترون در افراد بالغ بر تصمیم‌گیری‌های مالی مدیران درنظر گرفته شده است (لفور و همکاران، ۲۰۱۳). همان‌طور که بیشتر پژوهش‌ها نشان می‌دهد سطح بالای هورمون تستوسترون با افزایش ریسک مرتبط است. مطابق نتایج پژوهش نافسینگر و همکاران (۲۰۱۸) هرچه سطح هورمون تستوسترون نسبت پهنا به بلندای صورت بالا در مدیران بزرگ‌تر باشد، سیاست‌های مربوط به تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری تهاجمی‌تر است. دقیق‌ترین معیار اندازه‌گیری میزان تستوسترون مدیران عامل، بررسی بزاق آنها است. اما از آنجا که جمع‌آوری چنین حجم نمونه‌ای از بزاق مدیران عامل شرکت‌ها تقریباً غیرممکن به‌نظر می‌رسد، لذا پژوهشگران از روش‌های جایگزین برای سنجش میزان تستوسترون

1. Mills
2. Cesarini et al

مدیران عامل شرکت‌ها استفاده می‌کنند که از مهم‌ترین آنها نسبت پهنا به بلندای چهره است (وردونک و همکاران، ۱۹۹۹؛ ثورنهیل و مولر[1]، ۱۹۹۷؛ باندیرا و همکاران[2]، ۲۰۱۰ و پوند و همکاران[3]، ۲۰۰۹).

ارتباط بین نسبت پهنا به بلندای صورت و رفتارهای تهاجمی مدیران توسط محققانی نظیر کاری و مک کورمیک[4] (۲۰۰۸) مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته و چنین نتیجه گرفتند که هرچه این نسبت بلندتر باشد، رفتار مدیران تهاجمی‌تر است. عرض صورت افراد با تعدادی از ویژگی‌های رفتاری عاطفی در ارتباط است. ستیررات و پرت[5] (۲۰۱۰) دریافتند که عرض صورت با اعتماد افراد و نیز میل واقعی به استفاده از اعتماد دیگران برای دستیابی به منافع شخصی هر فرد ارتباط دارد. ولنتین و همکاران[6] (۲۰۱۴) براین باورند که مردانی که عرض صورت بالایی دارند، بیشتر احساس غرور می‌کنند. همچنین، آنان بیان کردند عرض صورت به‌عنوان یک شاخص فیزیکی از سلطه مردان است. از سویی، وانگ و همکاران (۲۰۱۱) نشان دادند بین نسبت پهنا به بلندای صورت مدیران اجرایی و عملکرد شرکت ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد.

نافسینگر و همکاران (۲۰۱۸) نقش تستوسترون و استرس بر تصمیم‌گیری و ریسک‌پذیری مالی مدیران بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد سطح هورمون تستوسترون با ریسک‌پذیری مالی ارتباط معناداری دارد. همچنین، سطح این هورمون در مدیران اجرایی با تصمیمات مالی شرکت ارتباط دارد. در نهایت، در محیط‌های رقابتی، سطح هورمون تستوسترون به‌طور معناداری در مدیران افزایش می‌یابد و این امر منجر به ریسک‌پذیری بیشتر نسبت به محیط‌های غیررقابتی می‌شود. کامیا و همکاران[7] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر سطح تستوسترون مدیرعامل بر ریسک‌پذیری شرکت‌های حاضر در بازار سهام آمریکا پرداخته‌اند. برای این منظور از نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل به‌عنوان سنجه سطح تستوسترون استفاده شد که نتایج نشان داد میزان بالای هورمون تستوسترون مدیرعامل باعث افزایش ریسک‌پذیری شرکت می‌شود. فاسیو و همکاران[8] (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بین جنسیت مدیرعامل و ریسک‌پذیری شرکت‌ها در ۱۸ کشور مختلف پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیدند که مدیران اجرایی زن، ریسک‌پذیری کمتری نسبت به مدیران مرد دارند. جیا و همکاران[9] (۲۰۱۴) تأثیر نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل را بر تحریف گزارشگری مالی در نمونه‌ای متشکل از ۱۵۰۰ شرکت طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۰ بررسی نموده‌اند. یافته‌های این پژوهش از وجود رابطه مثبت و معنادار بین نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل، به‌عنوان سنجه سطح تستوسترون و احتمال تحریف گزارش‌های مالی شرکت‌ها حکایت داشت. میلس

1. Thornhill & Moller
2. Bandiera & Guiso
3. Pound et al
4. Carré & McCormick
5. Stirrat & Perrett
6. Valentine et al
7. Kamiya et al
8. Faccio et al
9. Jia et al

(۲۰۱۴) با انتخاب نمونه‌ای متشکل از ۹۶۸ نفر از مدیران مرد شرکت‌های فعال در بورس سهام آمریکا طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۳ به بررسی ارتباط بین نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل به‌عنوان معیار سنجش سطح تستوسترون با سیاست‌های مالی شرکت پرداخته و به این نتیجه رسید که سطح تستوسترون مدیرعامل تأثیر معناداری بر تصمیم‌گیری‌های مالی شرکت دارد. به‌طوری که، هرچه سطح تستوسترون در مدیران بیشتر باشد، احتمال اتخاذ تصمیمات مالی جسورانه افزایش می‌یابد. کک و تانگ[1] (۲۰۱۳) تأثیر ساختار چهره مدیرعامل بر ریسک‌پذیری شرکت را در نمونه‌ای شامل ۱۰۶ شرکت آمریکایی بررسی نموده‌اند. یافته‌های آنان نشان داد شرکت‌هایی که نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل آنها بالاتر است، ریسک بیشتری متحمل می‌شوند. کسارینی و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی تأثیر تنوع ژنتیکی مدیران بر تصمیمات مالی شرکت‌ها پرداخته‌اند. نتایج نشان داد تنوع ژنتیکی مدیران بر جنبه‌های مختلف تصمیمات مالی شرکت‌ها تأثیرگذار است. ساپینزا و همکاران[2] (۲۰۰۹) تأثیر سطح ترشح هورمون تستوسترون بر تفاوت جنسیتی و میزان ریسک‌پذیری افراد را در نمونه‌ای از دانشجویان مالی مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که به‌طور کلی زنان نسبت به مردان ریسک‌گریزتر هستند. به بیان دیگر، سطح بیشتر ترشح هورمون تستوسترون در مردان منجر به کاهش ریسک‌گریزی آنان می‌شود. کر و همکاران[3] (۲۰۰۹) نشان دادند نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل، به‌عنوان یکی از معیارهای سنجش سطح تستوسترون با احتمال بروز رفتارهای پرخاشگرانه مدیران رابطه معناداری دارد. آپیسلا و همکاران (۲۰۰۸) دریافتند که مدیران با چهره مردانه‌تر که شاخصی برای میزان بالای هورمون تستوسترون در دوره بلوغ است، تمایل بیشتری به اتخاذ تصمیمات مالی پر ریسک دارند.

قدردان و همکاران (۱۳۹۷) طی پژوهشی به بررسی عوامل تأثیرگذار بر تصمیمات مدیران در انتخاب روش‌های تأمین مالی درون‌سازمانی با استفاده از یک نمونه متشکل از ۸۹ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد بین اندازه هیئت مدیره، مدرک تحصیلی اعضای هیئت مدیره و تغییر اعضای هیئت مدیره با تأمین مالی درون‌سازمانی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. از سوی دیگر، بین تمرکز مالکیت، استقلال هیئت مدیره و دوگانگی وظیفه مدیرعامل با تأمین مالی درون‌سازمانی رابطه معناداری وجود ندارد. بنابراین، علاوه‌بر پایداری عملکرد، اضافه ریسکی که از طریق پذیرش هر یک از راهبردها به‌وجود می‌آید باید مورد توجه قرار گیرد. صفری گرایلی و همکاران (۱۳۹۶) با بهره‌گیری از الگوی رگرسیون چندمتغیره مبتنی بر روش داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل بر ریسک‌پذیری شرکت در نمونه‌ای متشکل از ۴۹ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد میزان بالای هورمون تستوسترون مدیرعامل باعث افزایش ریسک‌پذیری شرکت می‌شود. صالحی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی رابطه تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌های تحت درماندگی مالی در نمونه‌ای متشکل از ۲۸۰ سال-شرکت

1. Keck & Tang
2. Sapienza et al
3. Cesarini et al

طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ پرداخته‌اند. یافته‌های آنان نشان داد شرکت‌های درمانده مالی بدون توجه به فرصت سرمایه‌گذاری اقدام به افزایش سطح سرمایه‌گذاری نموده‌اند. افشاری و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر اهرم مالی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ پرداخته‌اند. برای این منظور از دو معیار نسبت بدهی به جمع دارایی‌ها و نسبت بدهی بلندمدت به جمع دارایی‌ها به‌عنوان سنجه اهرم مالی استفاده شد. همچنین شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار به سه گروه شرکت‌های کوچک، متوسط و بزرگ طبقه‌بندی شدند. نتایج نشان داد هیچ رابطه خطی بین اهرم مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در هیچ سطحی وجود ندارد.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب مطروحه بالا، فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است:

- ✓ فرضیه اول: میزان بالای هورمون تستوسترون مدیرعامل بر تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری در شرکت تأثیرگذار است.
- ✓ فرضیه دوم: میزان بالای هورمون تستوسترون مدیرعامل بر سیاست‌های بدهی سرمایه‌گذاری در شرکت تأثیرگذار است.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها، نیمه تجربی از نوع پساورویدادی است که به روش رگرسیون چند متغیره و با استفاده از الگوی اقتصادسنجی انجام شده است. جامعه آماری مورد مطالعه شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ است که از این بین، شرکت‌های واجد شرایط زیر به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شده‌اند:

- ✓ شرکت‌هایی که تاریخ پذیرش آنها در بورس قبل از سال ۱۳۹۲ بوده و تا پایان سال ۱۳۹۶ در فهرست شرکت‌های بورسی باشند.
- ✓ به‌منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه باشد.
- ✓ طی سال‌های مذکور تغییر فعالیت یا سال مالی نداده باشند.
- ✓ جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند (شرکت‌های سرمایه‌گذاری به علت تفاوت ماهیت فعالیت در جامعه آماری منظور نشدند).
- ✓ طول وقفه انجام معاملات در این شرکت‌ها طی دوره زمانی مذکور بیشتر از ۳ ماه نباشد.
- ✓ از آنجا که تنها در دوره زمانی بلندمدت می‌توان شاهد اثر نسبت پهنا به بلندای صورت بر فعالیت و عمل افراد بود (وانگ و همکاران، ۲۰۱۱)، لذا تنها شرکت‌هایی در نمونه آماری قرار گرفتند که مدیرعامل آنها از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا پایان سال ۱۳۹۶ تصدی این سمت را برعهده داشتند.

پس از اعمال محدودیت‌های بالا، تعداد ۶۳ شرکت به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. داده‌های مورد نیاز از لوح‌های فشرده آرشیو آماری و تصویری سازمان بورس اوراق بهادار تهران، پایگاه

بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزار ره‌آورد نوین و موتور جستجوگر Google Images استخراج شد. تجزیه‌وتحلیل داده‌های گردآوری شده نیز با استفاده از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی Eviews و Stata صورت گرفت.

الگو و متغیرهای پژوهش

به‌منظور آزمون فرضیه پژوهش از مدل بکار گرفته‌شده توسط کامیا و همکاران(۲۰۱۶) که با توجه به شرایط محیطی ایران تعدیل‌شده، استفاده‌شده است که مدل مذکور به‌صورت زیر است:

الگوی (۱): جهت سنجش فرضیه اول پژوهش از مدل رگرسیونی زیر استفاده‌شده است:

$$INVIO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TST_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 GWTH_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۱)

الگوی (۲): جهت سنجش فرضیه دوم پژوهش از مدل رگرسیونی زیر استفاده‌شده است:

$$LEVIO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TST_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 GWTH_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۲)

در روابط بالا: INVIO تصمیمات سرمایه‌گذاری کمتر از حد؛ LEVIO اهرم مالی در فرصت‌های سرمایه‌گذاری کمتر از حد؛ TST سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل شرکت؛ SIZE اندازه شرکت، معادل لگاریتم فروش سالیانه شرکت؛ GWTH فرصت‌های رشد شرکت؛ ROE نسبت سود خالص به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت و ε، جزء خطای الگو است. از آنجا که داده‌های ترکیبی از نظر تعداد مشاهدات، پایین بودن احتمال هم‌خطی بین متغیرها، کاهش تورش برآورد و ناهمسانی واریانس بر الگوهای مقطعی یا سری زمانی برتری دارند، لذا برای آزمون فرضیه از الگوی رگرسیون چند متغیره مبتنی بر رهیافت داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

متغیر وابسته: تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری

در این پژوهش مطابق پژوهش عباسی و همکاران (۱۳۹۵) تصمیم‌گیری‌های مالی از دو جنبه تصمیمات سرمایه‌گذاری، سیاست‌های بدهی و سیاست‌های تقسیم سود به‌صورت زیر تدوین شده است:

الف) تصمیمات سرمایه‌گذاری: معیار سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای شرکت تقسیم بر مجموع دارایی‌ها است که سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$INV_t = AMN_t - AMN_{t-1} + DEP_t$$ رابطه(۳)

که در آن: AMN نمایانگر خالص دارایی‌های ثابت و DEP نمایان‌گر استهلاک سالانه است.

ب) سیاست‌های بدهی: مطابق پژوهش عباسی و همکاران (۱۳۹۵) یکی دیگر از جنبه‌های تصمیم‌گیری‌های مالی مدیران سیاست‌های بدهی است که از طریق اهرم مالی شرکت و به صورت حاصل تقسیم مجموع بدهی‌ها به‌کل دارایی‌ها تعریف می‌شود.

متغیر مستقل: هورمون تستوسترون مدیرعامل

متغیر مستقل این پژوهش، میزان هورمون تستوسترون مدیران عامل شرکت‌ها است که طبق تحقیقات پیشین از جمله وستون و همکاران (۲۰۰۷) و لفور و همکاران (۲۰۱۳) میزان ترشح هورمون تستوسترون افراد با نسبت پهنا به بلندای چهره آنها رابطه مثبتی دارد. به‌طور مشابه، وردونک و همکاران (۱۹۹۷) و مک‌کرمیک و همکاران (۲۰۰۹) بیان نموده‌اند هرچه نسبت پهنا به بلندای چهره مردان بیشتر باشد، میزان هورمون تستوسترون آنان نیز بالاتر خواهد بود. لذا این تحقیق نیز به پیروی از میلس (۲۰۱۴) و کامیا و همکاران (۲۰۱۶) از نسبت پهنا به بلندای صورت مدیران عامل شرکت‌ها به‌عنوان معیار اندازه‌گیری سطح هورمون تستوسترون آنها استفاده نموده است. برای اندازه‌گیری نسبت پهنا به بلندای صورت مدیران شرکت‌ها، عکس این افراد از اینترنت دریافت شد (به‌دلیل عدم تغییر نسبت پهنا به بلندای چهره پس از سن بلوغ، یافتن تنها یک عکس از مدیرعامل در هر مقطع زمانی پس از سن بلوغ کارآمد است). در بسیاری از موارد، عکس‌ها از وب سایت شرکت‌ها و در بعضی شرایط، به‌دلیل این‌که مدیران تغییر کرده بودند، با استفاده از موتور جستجوگر Google Images دریافت شد. در مرحله بعد، به پیروی از کری و همکاران (۲۰۰۹)، این عکس‌ها به عکس‌های ۸ بیتی و سیاه‌وسفید با ارتفاع استاندارد ۴۰۰ پیکسل تبدیل و پهنا و بلندای چهره هر مدیر با استفاده از نرم‌افزار Image J نسخه ۱/۴۷ اندازه‌گیری شد (راسباند[1]، ۲۰۱۱). سپس با تقسیم پهنا به بلندای اندازه‌گیری شده برای هر مدیرعامل نسبت پهنا به بلندای چهره محاسبه شد.

متغیرهای کنترلی

- ✓ اندازه شرکت: به پیروی از کامیا و همکاران (۲۰۱۶) از لگاریتم خالص فروش سالیانه شرکت به‌عنوان سنجه اندازه شرکت استفاده شده است.
- ✓ فرصت‌های رشد: به پیروی از کامیا و همکاران (۲۰۱۶) از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به‌عنوان سنجه فرصت‌های رشد شرکت استفاده شده است.
- ✓ سودآوری: به پیروی از کک و تانگ (۲۰۱۳) از حاصل تقسیم سود خالص بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت به‌عنوان سنجه سودآوری آن استفاده شده است.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی به‌شرح جدول است. مقایسه میانگین مشاهدات با میانه آنها و اختلاف اندک آنها، بیانگر نرمال بودن توزیع مشاهدات است.

1. Rasband

جدول ۱. آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانه	کمینه	بیشینه	انحراف معیار
سطح هورمون تستوسترون	*TST*	۱/۷۴۶	۱/۶۳۸	۱/۵۰۶	۲/۰۳۷	۰/۱۶۳
تصمیمات سرمایه‌گذاری کمتر از حد	*INVIO*	۰/۰۴۸	۰/۰۳۹	-۰/۵۱۴	۰/۷۶۳	۰/۲۰۶
اهرم مالی در فرصت‌های سرمایه‌گذاری کمتر از حد	*LEVIO*	۰/۶۲۲	۰/۶۳۵	۰/۲۲۶	۰/۹۷۵	۰/۱۸۶
اندازه شرکت	*SIZE*	۱۲/۳۴۸	۱۲/۳۵۹	۸/۶۵۸	۱۵/۹۳۴	۲/۱۴۱
فرصت‌های رشد	*GWTH*	۲/۴۶۱	۱/۹۸۷	-۵/۱۳۵	۱۰/۲۰۹	۲/۱۰۹
سودآوری	*ROE*	۰/۱۲۸	۰/۱۲۴	-۱/۲۵۳	۱/۸۴۳	۰/۱۶۴

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول بالا ملاحظه می‌شود، مقادیر میانگین و انحراف معیار نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل شرکت‌های مورد بررسی به ترتیب ۱/۷۴۶ و ۰/۱۶۳ است. مقدار میانگین و میانه اندازه شرکت که از طریق لگاریتم فروش سالیانه شرکت محاسبه شده به ترتیب ۱۲/۳۴۸ و ۱۱/۳۵۹ و کمینه و بیشینه این متغیر به ترتیب برابر ۸/۶۵۸ و ۱۵/۹۳۴ است. همچنین، مقدار میانگین معیار اول تصمیمات سرمایه‌گذاری که تصمیمات سرمایه‌گذاری کمتر از حد است برابر با ۰/۰۴۸ است. علاوه‌بر این، به‌طور متوسط حدود ۶۰ درصد از دارایی‌های شرکت‌های مورد بررسی از محل بدهی تأمین مالی شده است. نکته قابل توجه این‌که، مقدار میانگین متغیر فرصت‌های رشد گواه این مدعاست ارزش بازار حقوق صاحبان سهام اغلب شرکت‌های نمونه از ارزش دفتری آن بیشتر است.

نتایج آزمون‌های تشخیص

داده‌های این پژوهش از نوع ترکیبی است و جهت تشخیص تلفیقی یا تابلویی بودن آنها از آزمون F لیمر استفاده شده است. به‌منظور تعیین این‌که کدام روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برای برآورد الگو مناسب‌تر است، از آزمون هاسمن استفاده شده است. همچنین، برای تشخیص ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی در الگو، به ترتیب از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) و وولدریج استفاده گردیده که نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های مورد استفاده برای مدل پژوهش

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون
آزمون F لیمر	۴/۳۹۷	۰/۰۰۰	کارایی روش تابلویی
آزمون هاسمن	۱۰/۱۷۳	۰/۱۶۹	کارایی روش اثرات تصادفی
آزمون نسبت درست نمایی	۱۶۳/۱۲	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس
آزمون وولدریج	۱/۳۱۲	۰/۲۹۸	عدم وجود خودهمبستگی

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۲، آزمون F لیمر و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) کمتر از ۰/۰۵ است. لذا فرضیه صفر آزمون رد شده و بیانگر آن است که باید از روش داده‌های تابلویی استفاده شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و سطح معناداری آن (۰/۱۶۹)، لازم است که الگو با روش اثرات تصادفی برآورد گردد. نتایج آزمون نسبت درست نمایی و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) نشان داد که الگو دارای مشکل ناهمسانی واریانس است که به‌منظور رفع آن، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1] برای برآورد الگو استفاده شده است. همچنین، سطح معناداری آزمون وولدریج (۰/۲۹۸) حاکی از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در الگو است. علاوه‌بر این، به‌منظور اطمینان از عدم وجود مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی، آزمون هم‌خطی با استفاده از عامل تورم واریانس (VIF) مورد بررسی قرار گرفت که با توجه این‌که مقادیر این آماره برای متغیرهای توضیحی کمتر از ۱۰ است، بین آنها هم‌خطی وجود ندارد.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌خطی الگوی پژوهش

متغیر	نماد متغیر	عامل تورم واریانس	تلورانس
سطح هورمون تستوسترون	*TST*	۱/۱۷۴	۰/۸۵۱
اندازه شرکت	*SIZE*	۱/۲۰۵	۰/۸۲۹
فرصت‌های رشد	*GWTH*	۱/۱۹۵	۰/۸۳۶
سودآوری	*ROE*	۱/۱۸۸	۰/۸۴۱

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه اول

با توجه به ضریب برآوردی به‌دست‌آمده (۰/۱۲۴) به‌شرح جدول ۴، سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل با معیار اول تصمیمات سرمایه‌گذاری مالی شرکت (سرمایه‌گذاری کمتر از حد) رابطه مثبت معناداری دارد. بدین معنی که هرچه این هورمون در مدیران در سطح بالاتری قرار داشته باشد، تصمیمات سرمایه‌گذاری کمتر از حد در شرکت‌ها افزایش می‌یابد. زیرا بر اساس یافته‌های ملیس (۲۰۱۴) می‌توان این‌گونه استدلال کرد که ویژگی‌های شخصی مدیران بر سیاست‌های مربوط به تصمیمات سرمایه‌گذاری مالی شرکت تأثیرگذار است. لذا هرچه سطح هورمون تستوسترون (نسبت پهنا به بلندای صورت) در مدیران بزرگ‌تر باشد، سیاست‌های مربوط به تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری تهاجمی‌تر خواهد بود که نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه اول پژوهش مبین این ادعاست. ضریب تعیین حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی متغیر وابسته توسط متغیر مستقل است که در این فرضیه به میزان ۲۴ درصد است. سطح معناداری به‌دست‌آمده از الگوی رگرسیونی مطابق با آزمون F لیمر در جدول زیر نشان‌دهنده آن است که الگوی برازش شده از اعتبار بالایی برخوردار است؛ چراکه سطح به‌دست‌آمده از سطح اطمینان ۹۵ درصد کمتر

1. Generalized Least Square

است. همچنین، آماره دوربین واتسون بیانگر عدم خودهمبستگی بین متغیرهای تحقیق است که بایستی بین ۱/۵ تا ۲/۵ باشد و هرچه این عدد به ۲/۵ نزدیک‌تر باشد، بهتر است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه پژوهش

متغیر	نماد متغیر	ضرایب	آماره T	احتمال	نوع رابطه
سطح هورمون تستوسترون	TST	۰/۱۲۴	۲/۶۲۱	۰/۰۲۶	مثبت معنادار
اندازه شرکت	SIZE	۰/۱۸۶	۲/۸۶۷	۰/۰۱۹	مثبت معنادار
فرصت‌های رشد	GWTH	۶/۵۴۷	۵/۸۵۲	۰/۰۴۲	مثبت معنادار
سودآوری	ROE	-۰/۰۰۲	-۲/۰۳۹	۰/۰۱۶	منفی معنادار
ضریب تعیین(R^2)	۰/۲۴۱				
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۶۳				
آماره (F)	۹/۶۳۴				
سطح معناداری (F)	۰/۰۰۰۸				
آماره دوربین واتسون(D-W)	۱/۹۸۵				

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه دوم

با توجه به ضریب برآوردی به‌دست‌آمده (۰/۸۳۶) به‌شرح جدول ۵، سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل با سیاست‌های بدهی سرمایه‌گذاری به‌عنوان معیار دوم تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری مدیران رابطه مثبت معناداری دارد. با توجه به سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ برای متغیر سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل (۰/۰۳۶) می‌توان ادعا نمود که فرضیه دوم پژوهش مورد تایید واقع گردید. با توجه به سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ متغیرهای کنترلی پژوهش، رابطه معناداری بین این متغیرها (اندازه شرکت، فرصت‌های رشد و سودآوری شرکت) با اهرم مالی در سیاست‌های بدهی سرمایه‌گذاری وجود دارد. نتیجه به‌دست‌آمده را می‌توان این‌گونه تفسیر نمود که سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل به‌عنوان یک ویژگی شخصیتی و رفتاری می‌تواند بر تصمیمات و رفتارهای مدیران در تعیین سیاست‌های شرکت تأثیرگذار باشد. مطابق یافته نافسینگر و همکاران (۲۰۱۸) نقش هورمون تستوسترون مدیرعامل بر میزان تصمیم‌گیری آنان در محیط‌های رقابتی به‌طور قابل‌توجهی افزایش می‌یابد. در این راستا، کسارینی و همکاران (۲۰۱۰) چنین استدلال نمودند که تنوع ژنتیکی مدیران بر جنبه‌های مختلف تصمیمات مالی شرکت‌ها از جمله سیاست‌های بدهی شرکت تأثیرگذار است. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه دوم با نتایج پژوهش‌های دیگر پژوهشگران در یک راستا است.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه پژوهش

متغیر	نماد متغیر	ضرایب	آماره T	احتمال	نوع رابطه
سطح هورمون تستوسترون	TST	۰/۸۳۶	۳/۰۶۹	۰/۰۳۶	مثبت معنادار
اندازه شرکت	SIZE	۰/۸۹۶	۲/۳۰۵	۰/۰۲۱	مثبت معنادار
فرصت‌های رشد	GWTH	۰/۴۶۳	۵/۴۲۴	۰/۰۰۰	مثبت معنادار
سودآوری	ROE	۰/۰۴۴	۲/۸۸۱	۰/۰۰۴	منفی معنادار
ضریب تعیین(R^2)	۰/۲۱۴				
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۵۶				
آماره (F)	۱۲/۶۳۴				
سطح معناداری (F)	۰/۰۰۱۲				
آماره دوربین واتسون(D-W)	۲/۱۵۳				

منبع: یافته‌های پژوهش

استحکام نتایج

برای بررسی استحکام و قابلیت اتکای نتایج پژوهش، رابطه سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل و تصمیمات مالی مدیران در یک بازه زمانی دیگر به‌طور مجدد بررسی شد. آزمون فرضیه‌های پژوهش بر اساس الگوهای رگرسیونی ارائه شده برازش گردید و نتایج در بازه زمانی دیگر (۱۳۸۹-۱۳۹۴) نشان داد بین سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل و تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین نتایج به‌دست‌آمده از مدل دوم پژوهش حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل و سیاست‌های بدهی سرمایه‌گذاری است. مطابق نتایج به‌دست‌آمده می‌توان استدلال کرد در بازه‌های زمانی دیگر تأثیر متغیر مستقل (سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل) بر سایر متغیرهای پژوهش با یافته‌های اصلی پژوهش منطبق است. بنابراین، نتایج پژوهش نسبت به استفاده از بازه زمانی دیگر حساس نبوده و از استحکام برخوردار است.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه پژوهش

متغیرها	الگوی (۱)		الگوی (۲)	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
C	۰/۰۳۹ *	۳/۹۷۱	۰/۰۴۲ *	۳/۱۳۳
TST	۰/۰۲۲ *	۳/۶۶۷	۰/۰۳۱ *	۳/۵۱۴
SIZE	۰/۴۱۸ **	۳/۲۶۶	۰/۳۸۷ **	۳/۱۰۸
GWTH	۰/۰۳۴ *	۳/۹۸۶	۰/۰۲۸ *	۲/۹۴۵
ROE	۰/۳۱۰	۰/۹۷۳	۰/۲۶۴	۰/۹۵۳
آماره F	۱۲/۷۲۳ **		۱۱/۵۸۹ **	
مقدار آماره احتمال	(۰/۰۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰۰)	
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۵۱۲		۰/۴۶۷	
آماره دوربین واتسون	۱/۹۱۸		۱/۹۶۷	
*و ** به ترتیب بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۵ ٪ و ۱ ٪ می‌باشد.				

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

سطح هورمون تستوسترون به‌عنوان یکی از عوامل مهم در تصمیم‌گیری‌های مالی در ادبیات مالی بسیار کم مورد مطالعه قرار گرفته است. مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهد که سطح هورمون تستوسترون بر تصمیمات مالی تأثیرگذار است. از جمله، کوتز و هربرت (۲۰۰۸) نشان دادند هورمون تستوسترون با ریسک مالی ارتباط معناداری دارد. به این معنا که افراد با سطح هورمون تستوسترون بالاتر، تمایل بیشتری به انجام تصمیمات پرریسک دارند. نوا و همکاران (۲۰۱۷) براین باورند که هورمون تستوسترون با رفتار افراد ارتباط معکوسی دارد و این نشان می‌دهد که سطح بالای هورمون تستوسترون با تصمیمات ضعیف توسط افراد ارتباط دارد. در مقابل دامنیچ و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند افرادی که از سطح بالای هورمون تستوسترون برخوردارند؛ پاسخ‌های صحیح‌تری به واکنش‌های رفتاری دیگران نشان می‌دهند. بااین‌وجود، پژوهش‌های اخیر در حوزه مالی با بررسی رابطه بین نسبت پهنا به بلندای چهره و تصمیم‌گیری‌های مالی سرمایه‌گذاری مدیران، نشان دادند مدیرانی با چهره مردانه‌تر که شاخصی برای میزان بالای نسبت پهنا به بلندای چهره دارند، تمایل بیشتری به تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری در شرکت دارند.

بر این اساس، پژوهش حاضر برای نخستین بار به بررسی تأثیر نسبت پهنا به بلندای چهره مدیرعامل، به‌عنوان یکی از معیارهای سنجش سطح تستوسترون بر تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران پرداخته که نتایج نشان داد میزان بالای هورمون تستوسترون مدیرعامل باعث افزایش تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری شرکت می‌شود. به بیان دیگر، مدیران با نسبت بیشتر پهنا به بلندای چهره، رفتارهای تهاجمی‌تری نسبت به تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری‌های مالی در شرکت دارند. بنابراین، می‌توان استدلال نمود که ترکیب چهره مدیرعامل (نسبت بالاتر پهنا به بلندای چهره مدیرعامل) باعث تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری تهاجمی‌تر می‌گردد. نتیجه به‌دست‌آمده با یافته‌های ملیس (۲۰۱۴)، نافسینگر و همکاران (۲۰۱۸)، کاری و مک کورمیک (۲۰۰۸) و ولنتین و همکاران (۲۰۱۴) که مبنی بر وجود رابطه مثبت بین سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل و تصمیمات مالی سرمایه‌گذاری شرکت، همخوانی دارد.

بر این اساس، تصویر چهره مدیران حاوی اطلاعات فراوانی درباره میزان هورمون تستوسترون و گزارشگری مالی متقلبانه آنان به هنگام اتخاذ تصمیمات مالی است، لذا به سازمان بورس اوراق بهادار به‌عنوان نهاد نظارتی پیشنهاد می‌شود با وضع دستورالعمل و اعمال سیاست‌های تشویقی، زمینه لازم برای انتشار تصاویر چهره مدیران شرکت‌ها در وب‌سایت آنها فراهم گردد. همچنین، به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی پیشنهاد می‌گردد هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری، به ساختار چهره مدیرعامل شرکت‌ها نیز در کنار متغیرهای مالی توجه نموده و آن را به‌عنوان عاملی مؤثر در الگوهای تصمیم‌گیری خود لحاظ نمایند.

منابع

افشاری، اسداله.، سعیدی، علی و رشادی، الهام. (۱۳۹۱). تأثیر اهرم مالی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری مدیریت*، ۵(۱۳)، ۲۹-۱۷.

صالحی، الهاکرم.، الهائی سحر، مهدی و سواری، ادیبه. (۱۳۹۵). برر سی ت صمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌های تحت درماندگی مالی. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۶(۱۶)، ۴۹-۳۱.

عباسی، ابراهیم.، اخضری، حسین و پورعلیخانی، الهه. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر تصمیمات مالی بر ارزش شرکت‌ها با فرصت‌های سرمایه‌گذاری کم و مازاد وجوه نقد در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۵(۱۷)، ۱۶۴-۱۴۷.

قدردان، احسان.، سلگی، سمیرا و فراهانی فرد، مهسا. (۱۳۹۷). بررسی عوامل تأثیرگذار بر تصمیمات مدیران در انتخاب روش‌های تأمین مالی درون‌سازمانی. *مطالعات مدیریت و حسابداری*، ۴(۲)، ۱۹۵-۱۸۵.

صفری گرایلی، مهدی.، رضائی پیته‌نوئی، یاسر و نوروزی، محمد. (۱۳۹۶). سطح هورمون تستوسترون مدیرعامل و ریسک‌پذیری شرکت. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۶(۲۴)، ۹۸-۸۳.

Abbasi, E., Akhzari, H. & Pouralikhani, E. (2016). The impact of financial decisions on valuation of firms with excess cash flow and firms with low investment opportunities in TSE. *Investment Knowledge*, 5(17), 147-164. (In Persian)

Afshari, A., Saeedi, A. & Rashadi, E. (2013). The impact of leverage on firms investment decision in Tehran Stock Exchange (TSE). *Management Accounting*, 5(13), 17-29. (In Persian)

Apicella, C. L., Dreber A. & Mollerstrom, J. (2014). Salivary testosterone change following monetary wins and losses predicts future financial risktaking. *Psychoneuroendocrinology*, 39(C), 58-64.

Apicella, C. L., Dreber, A., Campbell, B., Gray, P. B., Hoffman, M. & Little, A. C. (2008). Testosterone and financial risk preferences. *Evolution and Human Behavior*, 29(6), 384-390.

Bandiera, O., Guiso, L., Prat, A. & Sadun, R. (2010). Matching firms, managers and incentives. *Journal of Labor Economics*, 33(3), 623-681.

Carre, J. M. & McCormick, C. M. (2008). In your face: Facial metrics predict aggressive behaviour in the laboratory and in varsity and professional hockey players. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, 275(1651), 2651-2656.

Carre, J. M., McCormick, C. M. & Mondloch, C. J. (2009). Facial structure is a reliable cue of aggressive behavior. *Psychological Science*, 20(10), 1194-1198.

Cesarini, D., Johannesson, M., Lichtenstein, P., Sandewall, O. & Wallace, B. (2010). Genetic variation in financial decision-making. *The Journal of Finance*, 65(5), 1725-1754.

Coates, J. M. & Herbert, J. (2008). Endogenous steroids and financial risk taking on a London trading floor. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 105(16), 6167-6172.

Coates, J. M., Gurnell, M. & Rustichini, A. (2009). Second to fourth digit ratio predicts success among high-frequency financial traders. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(2), 623-628.

Faccio, M., Marchica, M. T. & Mura, R. (2016). CEO gender, corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation. *Journal of Corporate Finance*. 39, 193-209.

Ghadrdan, E., Solgi, S. & Farahani Fard, M. (2018). Investigating the factors affecting managers' decisions on choosing institutional methods of financing. *Management and Accounting*, 4(2), 185-195. (In Persian)

Hirshleifer, D., Low, A. & Teoh, S. H. (2012). Are overconfident CEOs better innovators? *The Journal of Finance*, 67(4), 1457–1498.

Jia, Y., Van Lent, L. & Zeng, Y. (2014). Masculinity, Testosterone, and Financial Misreporting. *Journal of Accounting Research*, 52(5), 1195-1246.

Kamiya, S., Kim, A. Y. H. & Park, S. (2019). The face of risk: CEO facial masculinity and firm risk. *European Financial Management*, 25(2), 239-270.

Keck, S. & Tang, W. (2013). CEO facial structure and corporate risk taking. *Electronic Journal, Available at: https://papers.ssrn.com /sol3/papers.cfm? abstract_id= 2547324*.

Kim, A. Y. H. (2013). Self-attribution bias of the CEO: Evidence from CEO interviews on CNBC. *Journal of Banking & Finance*, 37(7), 2472-2489.

Lefevre, C. E., Lewis, G. J., Perrett, D. I. & Penke, L. (2013). Telling facial metrics: facial width is associated with testosterone levels in men. *Evolution and Human Behavior*, 34(4), 273-279.

Malmendier, U. & Tate, G. (2005). CEO overconfidence and corporate investment. *The Journal of Finance*, 60(6), 2661-2700.

Mills, J. (2014). CEO facial width predicts firm financial policies. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2503582.

Morris, J. A., Jordan, C. L. & Breedlove, S. M. (2004). Sexual differentiation of the vertebrate nervous system. *Nature Neuroscience*, 7, 1034-1039.

Nofsinger, J. R., Patterson, F. M. & Shank, C. A. (2018). Decision-making, financial risk aversion, and behavioral biases: The role of testosterone and stress. *Economics & Human Biology*, 29(C), 1-16.

Pound, N., Penton-Voak, I. S. & Surridge, A. K. (2009). Testosterone responses to competition in men are related to facial masculinity. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, 7(276), 153-159.

Safari Griyly, M., Rezaei Pitenoei, Y. & Norouzi, M. (2017). The testosterone level of the CEO and corporate risk taking. *Journal of Investment Knowledge*, 6(24), 83-98. (In Persian)

Salehi, A., Elahi Sahar, M. & Savari, A. (2017). Investigation of investment decisions by financially disadvantaged companies. *Financial Management Perspective*, 6(16), 49-31. (In Persian)

Sapienza, P., Zingales, L. & Maestripieri, D. (2009). Gender differences in financial risk aversion and career choices are affected by testosterone. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(36), 15268-15273.

Stirrat, M. & Perrett, D. I. (2010). Valid facial cues to cooperation and trust: Male facial width and trustworthiness. *Psychological Science*, 21(1), 349–354.

Thornhill, R. & Moller, A. P. (1997). Developmental stability, disease and medicine. *Biological Reviews*, 72(4), 497-548.

Valentine, K. A., Li, N. P., Penke, L. & Perrett, D. I. (2014). Judging a man by the width of his face the role of facial ratios and dominance in mate choice at speed-dating events. *Psychological Science*, 25(3), 806-811.

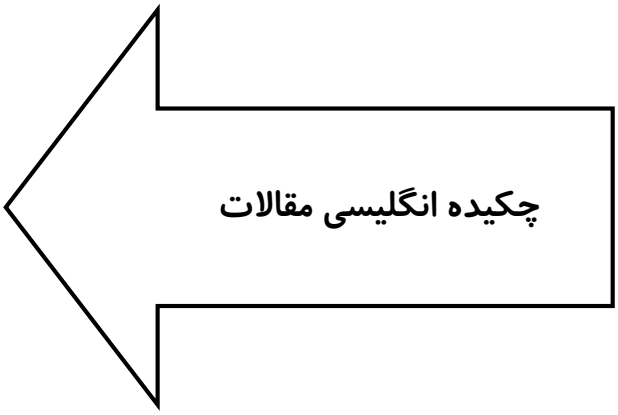
Verdonck, A., Gaethofs, M. Carels, C. & De Zegher, F. (1999). Effect of low-dose testosterone treatment on craniofacial growth in boys with delayed puberty. *European Journal of Orthodontics*, 21, 137-143.

Weston, E. M., Friday, A. E. & Lio, P. (2007). Biometric evidence that sexual selection has shaped the hominin face. *PLoS One*, 2(8), e710.

Wong, E. M., Ormiston, M. E. & Haselhuhn, M. P. (2011). A face only an investor could love CEOs' facial structure predicts their firms' financial performance. *Psychological Science*, 22(12), 1478-1483.

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. 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

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 199-214

Research Paper

Chief Executive Officer's (CEO) Testosterone Level and the Managers' Financial Decisions[1]

Abbas Ghodrati Zoeram[2], Kaveh Azinfar[3], Seyyed Ali Nabavi Chashmi[4], Iman Dadashi[5]

Received: 2019/02/07 Accepted: 2019/07/28

Abstract

Since the testosterone level has a significant impact on the corporate finance managers' decisions, the higher level of testosterone in the CEO, the managers will benefit from the more aggressive policies. Therefore, the testosterone level in managers may play a key role in decisions related to corporate investments. According to this argument, the purpose of the study is to investigate the effect of the head-to-face ratio of the CEO as one of the testing criteria of testosterone levels on the financial decisions of the corporates' managers. For this purpose, a sample consisting of 63 corporates listed in the Tehran Stock Exchange was selected in 2013-2017 and was tested using a logistic regression model. The results of the first hypothesis showed that a high level of testosterone had led to an increase in the investment decisions less than the managers' capacity in line with appropriate and efficient investments in the corporate. Also, the results of the second hypothesis suggested that the high level of testosterone in the CEO had led to an increase in financial leverage over the investment opportunities.

Keywords: Testosterone of CEO, Managers' Financial Decisions, Biological Attributes
JEL Classification: G41, M41

1. DOI: 10.22051/JFM.2022.33720.2448
2. Ph.D. Student, Department Of Accounting, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. Email: Abbas.Ghodratizoeram@gmail.com.
3. Assistant Professor, Department of Financial Management, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. (Corresponding Author). Email: Azinfarbaboli@yahoo.com.
4. Associate Professor, Department of Financial Management, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. Email: Anabavichashmi2003@gmail.com.
5. Assistant Professor, Department of Accounting, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. Email: idadashi@gmail.com.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 179-198

Research Paper

Studying the Effect of Financial Variables on the Bid - Ask Price Spread of Stocks[1]

Ebrahim Naderi[2] ,Ali Esmaeilzadeh Maghari[3], Negar Khosravipour[4]

Received: 2019/10/24 Accepted: 2020/10/27

Abstract

This paper investigates the behavior of the differences between bids and ask prices and spread and the factors affecting them. The bid and ask price differences are one of the criteria for assessing the liquidity risk of stocks and the selection of stocks in the investment portfolio. Therefore, this study seeks to provide a solution to reduce the bid-ask price differences in an investment portfolio, by estimating the effect of companies' financial variables on the amount of the bid and ask price differences in the form of the linear Panel Data model. Accordingly, among the companies listed on the Tehran Stock Exchange, 129 companies have been selected for the period 1386-1396. The findings show that the Average Daily Stock Turnover and Liquidity Rating of the company, respectively, had the most significant effect on the bid and ask price differences of stocks. Also, based on our results, the first hypothesis, that stock price volatility has a positive and significant effect on the dependent variable BAS, is confirmed. On the other hand, coefficients of stock percentage in stock block holders, total company shares, and financial leverage in the linear model are not statistically significant, and asset liquidity rating does not have the greatest impact on the BAS dependent variable. So, the second hypothesis is not accepted. Also, the effect of the variable of company size (volume of company's assets) was not statistically significant and was considered equal to zero. Therefore, the third hypothesis was accepted.

Keywords: Stocks Price Bid-Ask Spread, Stocks Price, and Panel Data Model.
JEL Classification: G11, G14.

---

1 . DOI: 10.22051/JFM.2020.32215.2394
2. Ph.D. Student, Department in Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University. (Corresponding Author). Email: eb.naderi@yahoo.com.
3. Associate Professor, Department in Accounting, Islamshahr Branch, Islamic Azad University, Email: alies35091@gmail.com.
4. Assistant Professor, Department Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Email: n_khosravipour@yahoo.com.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 157-178

Research Paper

Measuring Industry Beta Using a Combination of Black-Scholes model and Grey Theory[1]

Amin Babaei Falah[2], Maryam Khalili Araghi[3], Hashem Nikoomaram[4]

Received: 2021/01/01 Accepted: 2021/09/23

Abstract

Most analysts use a discount rate derives from the CAPM model to investigate projects and companies for investment purposes. The calculated beta of this model is usually a representation of the risks and opportunities of the relative industry that drives almost without considering the firm's and the project's risk and opportunity. This ignorance of risk measurement could make a poor discount rate which would lead to incorrect evaluation and reduction of Equity value. Most of the time, beta's correction for risks and opportunities makes a big difference in the results. The goal of this paper is to provide a more accurate measurement of the systematic risk of investment projects by considering their relative risks and opportunities. In this study, the adjusted beta from the model of Bernardo and others was calculated using monthly data of 10 years of the return of all companies listed in the Tehran Stock Exchange and Iran Farabourse. Then by mixing Grey Theory with the model, we tried to improve the mentioned model. The grey beta of growth opportunities and a grey beta of existing assets were calculated for all firms. Finally, variables' robustness was checked by performing Durbin and Wu-Housman tests. The results show better performance of the Grey BCG model. The calculated beta could be used to improve the risk measurement of industries and firms. It also could help discount rate calculation and valuation of companies, projects, and startups.

Keywords: Risk Measurement, Growth Beta, Existing Assets Beta, Grey Beta, CAPM
JEL Classification: C36 ،G12 ،G32 ،O43

1 . DOI: 10.22051/JFM.2020.28736.2238
2. Ph.D. Student, Department of Financial Management, Research Sciences Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:amin.babaeifalah@gmail.com.
3. Assistant Professor, Department of Business Management, Research Sciences Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email:M.khaliliaraghi@gmail.com.
4. Professor, Department of Accounting, Research Sciences Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email:Nikoomaram@srbiau.ac.ir.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 133-156

Research Paper

Identifying and Ranking the Factors Affecting Iran's Financial Crises Using Multi-Criteria Decision-Making Techniques[1]

Ramin Sadeghian[2], Leila Ghaemifar[3]

Received: 2020/10/30 Accepted: 2021/05/01

Abstract

The purpose of this study is to identify and prioritize the factors affecting the presence of emerging actors in the Iranian financial markets. In the financial crisis started in 1396, the general public, along with the three other actors (government, central bank, and dealers), as the fourth actor, entered the financial markets and had the most significant impact on causing inflammation and environmental expansion of the market. In this paper, using the opinions of 85 economic experts and implementing exploratory factor analysis, the effective parameters in the presence of emerging actors in the four criteria of "rules and regulations", "psychological factors", "market performance and response", and "financial awareness" category has been classified. In this study, using pairwise comparisons of 15 economic experts in monetary and financial policy institutions and implementing DANP and VIKOR processes, it was found that the criteria of "psychological factors", "market performance and reaction", "rules and regulations", and "financial awareness" are influential in the presence of emerging financial market players. In other words, the psychological factors resulting from unrealistic information for the growth of false demand and market contraction and expansion shocks have been more influential than any other parameter in the unbridled entry of fourth actors into the financial markets.

Keywords: Emerging Actors, Financial Rules and Regulations, Psychological Factors, Market Performance and Response, Financial Awareness.

JEL Classification: A14،B23، C44 ،E44

---

1. DOI: 10.22051/JFM.2022.33720.2448
2. Associate Professor, Department of Industrial Engineering, Payame Noor University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email: sadeghian@pnu.ac.ir
3. M.Sc., Department of Engineering Management, Payame Noor University, Tehran. Iran. Email: ghaemifar.l@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 113-132

Research Paper

Investigating the Moderating Effect of Political Connections on the Relationship between Financial Constraints and Financial Distress Risk with Abnormal Return[1]

Seyed Kazem Ebrahimi[2], Ali Bahraminasab[3], Narges Mehrabi Hashtchin[4]

Received: 2019/06/15 Accepted: 2020/04/30

Abstract

The purpose of this study is to investigate the effect of political connections on financial constraints and financial distress risk, as well as the effect of political connections on the relationship between financial constraint and financial distress risk with the abnormal return of accepted firms in Tehran Stock Exchange. The statistical sample includes 162 accepted firms in Tehran Stock Exchange between 2012-2018. In this study, a multivariate linear regression model is used. The results show that political connections have a negative and significant effect on financial constraints and financial distress risk. Also, it amplifies the intensity of the negative relationship between the financial constraint and the abnormal return. The firms that are suffering from a financial constraint, and at the same time, benefit from political connections have less abnormal returns than non-politically connected firms which are suffering from a financial constraint. Furthermore, it changes the direction of the relationship between financial distress risk and abnormal return from negative to positive. In other words, firms that are suffering from financial distress with political connections have more abnormal returns than non-politically connected firms which are suffering from financial distress.

Keywords: Political Connections, Financial Constraint, Financial Distress Risk, Abnormal Return.

JEL Classification: M41, G18

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.26722.2116
2. Associate Professor, Department of Accounting, Semnan University, Semnan, Iran. Email: kebrahimi@semnan.ac.ir
3. Instructor, Department of Accounting, Semnan University, Semnan, Iran. Email: abahraminasab@ emnan.ac.ir
4. M.Sc. Student, Department of Accounting, Semnan University, Semnan, Iran. (Corresponding Author). Email: n_mehrabi@ semnan.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 91-112

Research Paper

Analyzing of Systemic Risk Contributions of Tehran Stock Exchange Companies by Complexity Approach[1]

Ali Namaki[2], Ezatollah Abbasian[3], Elahe Shafiei[4]

Received: 2020/04/06 Accepted: 2020/09/01

Abstract

With the recent extension of markets and increasing financial interactions, institutions are affected by their systemic risk and the systemic risk of other institutions and markets. Also, by changing the structure and characteristics of institutions in their complex network, the Systemic risk contribution of these institutions will be different. It is important for lawmakers, investors, and others to control, manage and reduce systemic risk. The purpose of this paper is to analyze the structure of the financial institutions' local topology on their systemic risk contribution. The purpose of this study is to investigate the contribution of systemic risk, using Tehran stock exchange data (on twenty stock companies from March 2014 to March 2019) with the change of Conditional Value-at-Risk (ΔCoVaR). Initially, a dynamic conditional correlation multivariate GARCH model (DCC-MVGARCH) is used to calculate the conditional correlation matrix and the minimum spanning tree (MST) is constructed. Then, the topology structure of the financial institutions' network and relationships between these characteristics and systemic risk is estimated. By quantifying the relationship between local topology structure and systemic risk contribution by panel data regression analysis, it found that there is a significant relationship between the change of Conditional Value-at-Risk (ΔCoVaR) and the local topology structure such as node closeness centrality, node strength, and node degree. So, there is a significant relationship between systemic risk contribution and the local topology structure. The results show that there is a positive relationship between systemic risk contribution and node closeness centrality, so financial institutions with larger node closeness centrality have higher systemic risk contributions. Also, there is a negative relationship between systemic risk contribution and node strength and node degree. Therefore, financial institutions with greater node strength and larger node degrees have lower systemic risk contributions. But with the data analyzed in this study, no significant relationship is found between node betweenness centrality and systemic risk contributions.

Keywords: Systemic Risk Contribution, DCC, Complex Networks, Minimum Spanning Tree.
JEL Classification: G01, G11, G32

---

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.30910.2360
2. Assistant Professor, Department of Financial, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran. Email: alinamaki@ut.ac.ir.
3. Associate Professor, Department of Governmental Management, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran. Email: e.abbasian@ut.ac.ir.
4. M.Sc. Department of Governmental Management, Alborz Complex, Tehran University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email: elaheshafiei@ut.ac.ir.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 75-90

Research Paper

The Effect of Asset Growth on Future Stock Price Crash Risk Given the Moderating Role Conservatism and Agency Problem[1]

Abolfazl Shafie[2], Mohsen Dastgir[3]

Received: 2021/01/01 Accepted: 2021/09/23

Abstract

The purpose of this study is to investigate the relationship between asset growth and the future stock price crash risk concerning the moderating effects of agency problems and accounting conservatism. To test the research hypotheses, 102 companies were examined among the companies listed on the Tehran Stock Exchange between 2010 to 2019. To test the research hypotheses, a multivariate regression model and panel data have been used. The results indicate that the growth of assets has a positive and significant effect on the future stock price crash risk. The findings also showed that the agency problem increases the impact of asset growth on the future stock price crash risk. In addition, accounting conservatism has no significant effect on the relationship between asset growth and the future stock price crash risk.

Keywords: Asset Growth, Future Stock Price Crash Risk, Conservatism, Agency Problem.

JEL Classification: G12, G30, M41

---

1. DOI: 10.22051/JFM.2022.35602.2529
2. M.Sc. Department of Accounting, Khorasgan Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. Email: Abolfazlshafei0@gmail.com.
3. Professor, Department of Accounting, Khorasgan Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (Corresponding Author). Email: dastmw@yahoo.com.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 53-74

Research Paper

Identifying Systemic Stress in Iran's Financial Market[1]

Samineh Ghasemifar[2], Abolfazl Shah-Abadi[3], Shamsollah Shirin Bakhsh[4], Mirhossein Mousavi[5], Azam Ahmadian[6]

Received: 2020/07/13 Accepted: 2020/10/30

Abstract

Following the consequences of the recent financial crisis, measuring, analyzing, and understanding the systemic risk of the financial system has become very important in new economic studies. Systemic stress is another form of systemic risk that has been occurred. The purpose of this paper is to quantify systemic stress and financial stress by identifying the main actor as the main source of financial stress. In this study, the systemic stress index and dynamic financial stress of Iran's economy are estimated monthly from January 2008 to January 2017 with the EWMA approach and dynamic factor analysis method. The systemic stress index is estimated to be non-recursive and real-time (the usual systemic stress index). One of the important achievements of this research is the one-lag and two-lag adaptation between the highest amounts of financial stress and the crises of Iran's economy. So that the fluctuations of the financial stress index of 2017 and 2012 show the financial crises in these years perfectly. Another result of the study shows that the stock market fluctuations and the banking and foreign exchange sector are the most important stressor in the financial stress index.

Keywords: Systemic Risk, Systemic Stress, Dynamic Factor Analysis Method, Recursive Stress, Real-Time.

JEL Classification: G40, G01, C18, G17, C82.

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.32215.2394
2. PH.D. Student, Department of Economics Sciences, Faculty of Social and Economic Sciences, Alzahra University. Tehran, Iran. Email:saminehghasemifar@yahoo.com.
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, Alzahra University. Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email: a.shahabadi@alzahra.ac.ir.
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, Alzahra University. Tehran, Iran. Email: Sh_shirinbakhsh@yahoo.com.
5. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, Alzahra University. Tehran, Iran. Email: hmousavi@alzahra.ac.ir.
6. Assistant Professor, Department of Economic, Monetary and Banking Research Institute. Tehran, Iran. Email: Azam_ahmadyan@yahoo.com.

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 31-52

Research Paper

Pricing Continuous Overreaction: Evidences from Tehran Security Exchange[1]

Maryam Davallou[2], Ahmad Khalaj[3]

Received: 2019/05/09 Accepted: 2020/07/11

Abstract

Investors' overreaction is one of the most important behavioral biases which might affect stocks returns so they can be priced. Furthermore, investors' overreaction increases trading volume, therefore it can be captured by using a measure based on trading volume and return sign. In this paper, we use a measure of signed volume (Continuous Overreaction) for calculating investors' overreaction and its relation with stock return in Tehran Stock Exchange using Fama-Mcbeth's (1973) regression. Also, we survey the return statistical significance of a trading strategy based on continuous overreaction measures. For doing so, we study companies listed on TSE between 2009 to 2018. This period contains 102 months and, on average, 241 companies were studied. Our results show that investors' overreaction affects stock return in Tehran Stock Exchange. Also, the return of the trading strategy based on investors' overreaction is statistically significant for 12 months portfolio formation period and 6, 9, and 12 months holding periods.

Keywords: Investors Overreaction؛ Continuous Overreaction Measure؛ Trading Strategy based on Investors Overreaction.
JEL Classification: G12

---

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.25743.2080
2. Associate Professor, Department of Financial Management and accounting, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University. Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email: ma_davallou@yahoo.com
3. M.Sc. Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University. Tehran, Iran. Email: ahmad.khalaj.student@gmail.com

Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 1-30

Research Paper

Comparison of Optimal Portfolio Performance based on Value at Risk and Upside Risk with Conventional Models[1]

Moslem Sedaghati[2] , Mohsen Mehrara[3] , Reza Tehrani[4] , Sayyed Mojtaba Mirlohi[5]

Received: 2019/12/08 Accepted: 2020/04/16

Abstract

The present study compares the performance of the optimal portfolio, based on Value at Risk and Upside Risk, with conventional models (the optimal portfolio based on the Markowitz model). This study aimed to select an optimal portfolio based on the proposed model in three scenarios: 1- potential and risk-averse 2- neutral potential and risk-averse 3- aversive potential and risk aversion investor, and compare them to the Markowitz model. So, we calculated the monthly returns of the 50 most active Tehran Stock Exchange companies over seven years of 91-97. These Four years are used to build the model and determine the efficient frontier. The value at risk is used as an undesirable risk measurement criterion, and covariance upper partial moment-CUPM is used as a desirable potential measurement. Also, this procedure was repeated for 36 months. To calculate the model's parameters Eviews11 software was used, and MATLAB software was used to solve the Markowitz quadratic programming. Likewise, GAMS software was used to solve the proposed nonlinear programming problem. And finally, SPSS software was used to test the hypotheses and compare the results of the two models with the longitudinal studies method with repeated measurements. The results show that updating the model, efficient frontier and applying the criteria of value at risk, and paying attention to investor orientations in terms of tendency to optimal potentials and risk aversion lead to optimized portfolio performance.

Keywords: Value at Risk, Upside Risk, Efficient Frontier Update, Portfolio Performance.
JEL Classification: G32, D81, G14, G11.

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.29383.2275
2. Ph.D. Student, Department of Financial Management, Faculty of International Campus-Kish Island, Tehran University, Kish, Iran. (Corresponding Author). Email:moslemsedaghati@gmail.com.
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Tehran University, Tehran, Iran. Email:mmehrara@ut.ac.ir.
4. Professor, Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Tehran University, Tehran, Iran. Email:rtehrani@ut.ac.ir.
5. Assistant Professor, Department of Management, Faculty of Industrial Engineering and Management, Shahrood University, Shahrood, Iran. Email: mirlohism@shahroodut.ac.ir.

Content

Title	Authors	Page
Comparison of Optimal Portfolio Performance based on Value at Risk and Upside Risk with Conventional Models	Moslem Sedaghati Mohsen Mehrara Reza Tehrani Sayyed Mojtaba Mirlohi	**1-30**
Pricing Continuous Overreaction: Evidences from Tehran Security Exchange	Maryam Davallou Ahmad Khalaj	**31-52**
Identifying Systemic Stress in Iran's Financial Market	Samineh Ghasemifar Abolfazl Shah-Abadi Shamsollah Shirin Bakhsh Mirosseinh Mousavi Azam Ahmadian	**53-74**
The Effect of Asset Growth on Future Stock Price Crash Risk Given the Moderating Role Conservatism and Agency Problem	Abolfazl Shafie Mohsen Dastgir	**75-90**
Analyzing of Systemic Risk Contributions of Tehran Stock Exchange Companies by Complexity Approach	Ali Namaki Ezatollah Abbasian Elahe Shafiei	**91-112**
Investigating the Moderating Effect of Political Connections on the Relationship between Financial Constraints and Financial Distress Risk with Abnormal Return	Seyed Kazem Ebrahimi Ali Bahraminasab Narges Mehrabi Hashtchin	**113-132**
Identifying and Ranking the Factors Affecting Iran's Financial Crises Using Multi-Criteria Decision-Making Techniques	Ramin Sadeghian Leila Ghaemifar	**133-156**
Measuring Industry Beta Using a Combination of Black-Scholes model and Grey Theory	Amin Babaei Falah Maryam Khalili Araghi Hashem Nikoomaram	**157-178**
Studying the Effect of Financial Variables on the Bid - Ask Price Spread of Stocks	Ebrahim Naderi Ali Esmaeilzadeh Maghari Negar Khosravipour	**179-198**
Chief Executive Officer's (CEO) Testosterone Level and the Managers' Financial Decisions	Abbas Ghodrati Zoeram Kaveh Azinfar Seyyed Ali Nabavi Chashmi Iman Dadashi	**199-214**

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. 10, No.36, Spring 2022

Chief Editor: Abolfazl Shahabadi

Managing Director: Mohammadreza Rostami

Internal Manager: Hojjatollah Ansari

Executive Manager: Azam Amirykhah

Editor of Persian: Ali Moradi

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. 10, No. 36

Spring 2022