بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا

سال هشتم– شماره (۳۰)– پاییز ۱۳۹۹

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 (س) – دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

صاحب امتیاز : دانشگاه الزهرا (س)

سردبیر: ابراهیم عباسی

مدیر مسئول : محمدرضا رستمی

مدیر داخلی : مریم مقدس بیات

کارشناس اجرایی : اعظم امیری خواه

ویراستار فارسی: علی رضایی

ویراستار انگلیسی: مجتبی رجبی

تدوین و صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده علی‌آبادی

طراح جلد: حدیث کریمی

چاپ: انتشارات فرگاهی

دوره چاپ :فصلنامه

شمارگان: ۱۰ جلد

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: ۰۲۱-۸۸۲۱۲۵۷۸

اعضای هیأت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

عضو هیأت تحریریه	دانشگاه	رتبه علمی	رشته
علی اصغر انواری رستمی	دانشگاه تربیت مدرس	استاد	مدیریت مالی
رضا تهرانی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
رضا راعی	دانشگاه تهران	استاد	مدیریت مالی
محمد رضا رستمی	دانشگاه الزهرا (س)	استادیار	مدیریت مالی
فریدون رهنمای‌رودپشتی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران	استاد	مدیریت مالی
ابراهیم عباسی	دانشگاه الزهرا (س)	دانشیار	مالی و حسابداری
محمد اسماعیل فدایی نژاد	دانشگاه شهید بهشتی	دانشیار	مدیریت مالی
حسن قالیباف اصل	دانشگاه الزهرا (س)	دانشیار	مدیریت مالی
شاپور محمدی	دانشگاه تهران	دانشیار	اقتصاد
حمید رضا وکیلی فرد	دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران	دانشیار	حسابداری مالی
احمد یعقوب‌نژاد	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز	دانشیار	حسابداری 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

مقاله در محیط نرم‌افزاری word، اندازه صفحه A4 (حاشیه‌ها از بالا ۴، پایین۵، چپ ۴ و راست ۵ سانتیمتر)، فونت فارسی متن B Zar 12 و فونت انگلیسی Times New Roman 11 و با فاصله ۱ سانتیمتر بین خط‌ها صرفا از طریق سایت http://jfm.alzahra.ac.ir ارسال شود.

۲. ساختار مقاله

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

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

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

۳. ارجاع‌های درون متنی

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

٤ . منابع

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

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

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

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

٥. عنوان نمودارها و جداول

عنوان جداول در بالای آنها و عنوان نمودارها در زیر هر نمودار درج شود. برای شماره‌گذاری از شماره ١ (عددی) تا ... استفاده شود.

٦. سایر موارد

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

فهرست مطالب

عنوان	نویسنده	صفحه
رابطه بین نقدینگی و سیاست‌های تقسیم سود تحت شرایط عدم اطمینان با روش اختیارات واقعی	اسمعیل ابونوری رضا تهرانی محمد صادق واعظی	۱-۲۰
بررسی عملکرد راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی	سید احسان حسینی سید عباس هاشمی هادی امیری	۲۱-۴۲
تأثیر عملکرد شرکت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام	حسین فخاری مهراب نصیری	۴۳-۶۲
مالکیت عمده و نقدشوندگی سهام: کاربردی از الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی	عباسعلی دریائی یاسین فتاحی	۶۳-۸۶
تأثیر ویژگی‌های هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌کنندگی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران	محمد وحدانی جواد محمدی مهر	۸۷-۱۱۸
بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای کلان اقتصادی بر هزینه سرمایه شرکت‌ها	یادگار محمدی اسفندیار محمدی غریبه اسماعیلی کیا	۱۱۹-۱۴۶
بررسی رابطه بین شاخص‌های سرمایه و نقدینگی با وقوع بحران مالی در بانک‌ها	غلامحسین اسدی محمد سلیمانی	۱۴۷-۱۷۴
انتخاب عملکرد چند دوره‌ای مبتنی بر الگوی برینستون: مطالعه موردی صندوق‌های مبتنی بر سهام و مختلط بورس اوراق بهادار تهران	غلامرضا زمردیان سید مجید شریعت پناهی میرفیض فلاح شمس لیالستانی محمدرضا فقیری	۱۷۵-۲۰۰
قیمت‌گذاری دارایی مالی با استفاده از ریسک حباب قیمتی	عباس امینی فرد ابراهیم زارع مهرزاد ابراهیمی	۲۰۱-۲۳۲
بررسی ارتباط بین مخارج تحقیق و توسعه با روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای در صنایع با فناوری پیشرفته	محمدرضا وطن‌پرست مصطفی ملکی	۲۳۳-۲۵۲

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۲۰-۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۲/۲۹
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۱/۱۸

مقاله پژوهشی

رابطه بین نقدینگی و سیاست‌های تقسیم سود تحت شرایط عدم اطمینان با روش اختیارات واقعی[۱] [۲]

اسمعیل ابونوری[۳]، رضا تهرانی[٤]، محمد صادق واعظی[٥]

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی سیاست تقسیم سود و نقدینگی با روش اختیارات واقعی است. سیاست تقسیم سود یکی از مهم‌ترین مباحث مدیریت مالی است که درواقع اساس ارزشیابی شرکت‌ها است. ارزش تمام شرکت‌ها برابر با مجموع ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی آن‌ها است. سرمایه‌گذاران در قبال پذیرش ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت دو نوع بازده دریافت می‌کنند که شامل سود نقدی و سود سرمایه‌ای (ناشی از تغییرات ارزش سهام) است. در این مقاله پس از بیان روش تحلیل اختیار واقعی و انواع آن، به معرفی مسئله بهینه‌سازی تصادفی‌و روش داده‌های پنلی برای برآورد مدل تجربی در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۶ پرداخته شده است. در این مطالعه برای حل عددی مسئله از روش شبیه‌سازی مونت کارلو استفاده شده است. نتایج به دست آمده بیانگر آن بود که درآمد و فرصت رشد تأثیر مثبتی بر ارزش شرکت دارد. همچنین نتایج بیانگر آن بود که اثرات متقابل درآمد متعلق به سهام و بدهی یک رابطه U شکل در ارزش شرکت ایجاد می‌کند.

واژه های کلیدی: تقسیم سود، نقدینگی، نااطمینانی، اختیار واقعی، معادلات دیفرانسیل تصادفی.
طبقه‌بندی موضوعی: O55, N44, C33, T22

---

۱. این مقاله از رساله دکترای صادق واعظی تحت راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری و دکتر رضا تهرانی در دانشگاه سمنان استخراج شده است.

۲. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.26201.2089

۳. استاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه سمنان، .Email: esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir
٤. استاد دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، .Email: rtehrani@ut.ac.ir
۵. دانشجوی دکترا. دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه سمنان، نویسنده مسئول، Email:m.s.vaezi@semnan.ac.ir

مقدمه

سیاست تقسیم سود شرکت و عوامل مؤثر بر آن موضوعی است که از دیرباز کانون توجه سرمایه‌گذاران، مدیران، کارشناسان، استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی و نظریه‌پردازان حیطه مالی و حسابداری بوده است؛ به این صورت که بسیاری از تئوری‌های مالی به تبیین و تشریح این موضوع پرداخته و تعداد زیادی از مطالعات تجربی با تمرکز بر این موضوع صورت پذیرفته‌اند. بیش از نیم‌قرن پیش، لینتنر[1] در سال ۱۹۵۶ به‌عنوان اولین تلاش جدی در زمینه بررسی تجربی مسئله تقسیم سود و عوامل مؤثر بر آن، با انجام مطالعه‌ای بنیادین آغازگر سلسله پژوهش‌های صورت گرفته در این زمینه بود (اعتمادی و کجانی، ۱۳۹۶). اگرچه پس از آن مطالعات زیادی در این باب صورت گرفت، لیکن پس از گذشت سه دهه از پژوهش مذکور بلک[2] در سال ۱۹۷۶، از مسئله تقسیم سود به‌عنوان یک معمای حل نشده یاد نمود. پژوهشگران متعددی پس از چندین دهه بررسی و مطالعه در این خصوص، هنوز به درک کامل تمامی عوامل اثرگذار بر سیاست تقسیم سود شرکت و چگونگی تعامل بین این عوامل نائل نگردیده‌اند (برلی و همکاران[3]، ۲۰۰۶).

تقسیم سود نقدی منجر به خروج وجه نقد از شرکت می‌شود، هرچه وضع نقدینگی شرکت بهتر باشد، توانایی بیشتری در پرداخت سود وجود خواهد داشت. وجود سود به‌تنهایی دلیلی برای تقسیم آن نیست بلکه باید نقدینگی کافی نیز وجود داشته باشد. مدیر محافظه‌کاری که در جهت افزایش منافع سهامداران تلاش می‌کند، می‌بایست در فرصت‌های سودآور سرمایه‌گذاری کند (دی زوراتو و زورامپاس[4]، ۲۰۱۸). جدایی مالکیت و مدیریت ممکن است باعث اغوای مدیران شده و مبالغ (وجوه) مازاد در راه‌هایی مصرف شود که موجب هدر دادن منابع شرکت شود. جنسن نظریه نابرابری اطلاعات و نمایندگی را با هم ترکیب کرده و فرضیه جریان نقدی آزاد را مطرح کرد که بر اساس آن وجوه باقی‌مانده پس از تأمین مالی تمام پروژه‌های دارای ارزش فعلی خالص[5] (NPV) مثبت، باعث به وجود آمدن تضاد میان منافع مدیران و سهامداران می‌شود. جنسن[6] در سال ۱۹۸۶ در تئوری جریان‌های نقد آزاد بیان می‌نماید که مدیران به جای توزیع جریان‌های نقد آزاد بین مالکان، تمایل به سرمایه‌گذاری مجدد آن در شرکت دارند؛ چراکه پرداخت وجه به سهامداران موجب کاهش منابع تحت کنترل مدیران و در نتیجه کاهش قدرت آن‌ها می‌گردد. از طرفی این امر احتمالاً به دلیل نیاز

---

1 . Lintner
2 . Black
3 . Brealey and et al
4 . Di Corato and Zormpas
5 . Net Present Value
6 . Jensen

به جذب سرمایه جدید توسط شرکت موجب افزایش نظارت بازار سرمایه خواهد شد، به‌عبارت‌دیگر انباشت جریان‌های نقد آزاد باعث کاهش توان نظارت بازار بر تصمیمات مدیریت می‌شود.

توسعه روزافزون فناوری، فرصت‌های جدید سرمایه‌گذاری در بخش‌ها و فعالیت‌های مختلف اقتصادی و مالی را فراهم آورده است، از سوی دیگر به دلیل افزایش پیچیدگی و همچنین پویایی شرایط حاکم بر فعالیت‌های اقتصادی و مالی و به‌تبع آن افزایش ریسک، تصمیم‌گیری در زمینه سرمایه‌گذاری و یا تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری و پروژه‌های اقتصادی نیازمند روش‌های تحلیلی پیشرفته‌تر است که نقایص روش‌های ایستا را نداشته باشد (کوستوا و همکاران[1]، ۲۰۱۸). پس در پاسخ به نیازهای جدید، تحلیل اختیار واقعی به وجود آمده و تفکر جدیدی را در ارتباط با تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری و نیز ارزش‌گذاری طرح‌های اقتصادی ارائه می‌نماید. مطالعاتی که توسط بلک[2]، مرتن[3] و شولز[4] به عمل آمد، مدل استاندارد قیمت‌گذاری اختیارهای مالی را معرفی نمود. مایرز[5] در MIT به این نتیجه رسید که تئوری قیمت‌گذاری اختیار برای دارایی‌های واقعی و سرمایه‌گذاری غیرمالی نیز کاربرد دارد (بکی حسکوئی و داودی، ۱۳۹۵). برای تمییز اختیارهای روی دارایی‌های واقعی از اختیارهای مالی قابل معامله در بازار، مایرز واژه اختیارهای واقعی را معرفی نمود که هم در محافل دانشگاهی و هم در بازار موردپذیرش قرار گرفت. باور عمومی بر این است که رویکرد اختیارهای واقعی نقش بسیار مهمی در اقتصاد دیجیتالی دارای تکنولوژی با عدم اطمینان بالا ایفا خواهد نمود. برخلاف روش‌های متعارف ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، در رویکرد اختیار واقعی مسیرهای مختلفی برای تصمیم‌گیری در نظر گرفته می‌شود که انعطاف‌پذیری کافی را برای تصمیم‌گیری‌های مدیریت در محیط‌های نامطمئن فراهم می‌آورد، به‌طورکلی مزیت رویکرد اختیار واقعی نسبت به سایر روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای از قبیل تنزیل جریان‌های نقدی به هنگام تحلیل تصمیمات استراتژیک سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان خود را نشان می‌دهد. مطالعات زیادی ثابت کرده‌اند که رویکرد اختیار واقعی به علت در نظر گرفتن انعطاف‌پذیری برای سرمایه‌گذاری شرکت‌ها مناسب‌ترند و ارزش انعطاف‌پذیری درنظرگرفته‌شده توسط این رویکرد باعث بالا بردن ارزش پروژه می‌شود (دیویس و اون[6]، ۲۰۰۹).

---

1 . Kostova and et al
2 . Black
3 . Merton
4 . Scholes
5 . Mayrez
6 . Davis and Owens

این تحقیق در تلاش است بر اساس رویکرد مبتنی بر اختیارات واقعی موضوع نقش نقدینگی شرکت و سیاست تقسیم سود نقدی در شرایط لحاظ نااطمینانی اقتصادی را موردبررسی قرار دهد. نوآوری مطالعه حاضر در این نکته است که با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی به بررسی و مدل‌سازی شرایط نااطمینانی اقتصادی و تأثیر نقدینگی شرکت بر سیاست تقسیم سود نقدی پرداخته است. همچنین در این مطالعه با استفاده از رویکرد اختیارات واقعی و مبتنی بر مدل‌های ریاضی به دنبال فراهم نمودن چارچوبی است که در قالب آن، مزیت استفاده از تئوری اختیارهای واقعی در سیاست‌های تصمیم‌گیری شرکت‌ها مبنی بر سرمایه‌گذاری، وضعیت نقدینگی و سیاست تقسیم سود (در مقایسه با روش‌های سنتی) به‌صورت سیستماتیک موردبررسی قرار گیرد.

ساختار مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم‌شده است. در ادامه و در بخش دوم به مروری بر ادبیات نظری و تجربی در مورد سیاست تقسیم سود نقدی و نقدینگی در شرایط عدم اطمینان با رویکرد اختیارهای واقعی پرداخته می‌شود و مروری بر مطالعات پیشین داخلی و خارجی صورت می‌گیرد. در بخش سوم مدل پژوهش و نحوه حل مدل تشریح می‌شود. در بخش چهارم نتایج حاصل از برآورد مدل و محاسبه پارامترهای مدل گزارش می‌شود. در نهایت در بخش انتهایی مقاله به ارائه نتیجه‌گیری و پیشنهادها پرداخته می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

سود نقدی سهام از چسبندگی بالایی برخوردار است و شرکت‌هایی که مبادرت به کاهش سود نقدی سهام خود می‌نمایند با افت زیادی در ارزش سهامشان روبرو می‌شوند؛ بنابراین مدیران برای اجتناب از این موضوع، مادامی‌که از توانایی شرکت در حفظ سود نقدی سهام در سطح بالا اطمینان کافی کسب ننموده باشند از توزیع سود سهام بالا خودداری می‌نمایند. با توجه به دلایل فوق انتظار می‌رود درجه عدم اطمینان نسبت به جریان‌های نقدی تأثیری منفی بر سود سهام توزیع‌شده توسط شرکت داشته باشد (آرتز و پوپه[1]، ۲۰۱۸).

براو و همکاران[2] در سال ۲۰۰۵ نشان دادند که بیش از دو سوم مدیران مالی شرکت‌هایی که سود نقدی سهام توزیع می‌نمایند در اتخاذ این تصمیم، پایداری و ثبات جریان‌های نقدی آتی را به‌عنوان یک عامل مهم و تأثیرگذار مدنظر قرار می‌دهند. یکی دیگر از عوامل مؤثر بر سیاست تقسیم

1 . Aretz and Pope
2 . Brav and et al

سود شرکت، نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام است. دی آنجلو و همکاران[1] (۲۰۰۶) بیان نمودند سود نقدی سهام عموماً توسط شرکت‌های با نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام بالا توزیع می‌شود و این امر نشان‌دهنده این مطلب است که شرکت‌های با نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام پائین به‌واسطه برخورداری از فرصت‌های سرمایه‌گذاری نسبتاً زیاد و محدودیت در منابع موردنیازشان، نگهداری سود را به توزیع آن بین سهامداران ترجیح می‌دهند. از طرف دیگر شرکت‌های با نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام بالا تمایل بیشتری به توزیع سود سهام دارند، زیرا سودآوری آن‌ها بالاتر بوده و از فرصت‌های سرمایه‌گذاری کمتری برخوردارند. بر طبق این دیدگاه موازنه بین سودآوری آن‌ها بالاتر بوده و از فرصت‌های سرمایه‌گذاری کمتری برخوردارند. بر طبق این دیدگاه موازنه بین نگهداری یا توزیع سود سهام در طول زمان و با انباشته شدن سود در شرکت از یک‌سو و کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت از سوی دیگر دستخوش تغییر می‌شود و با افزایش نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها، تمایل آن‌ها به توزیع سود سهام بیشتر خواهد شد.

پژوهش انجام شده توسط دی آنجلو و همکاران در سال ۲۰۰۶ نشان داد بین نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام و تصمیم شرکت مبنی بر توزیع سود نقدی سهام رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار برقرار است. بر این اساس شرکت‌هایی که از فرصت‌های سرمایه‌گذاری زیادی برخوردارند به‌منظور بهره‌مندی از این فرصت‌ها به وجوه نقد بالایی احتیاج خواهند داشت. ازآنجاکه تأمین مالی داخلی شرکت در مقایسه با تأمین مالی بیرونی هزینه کمتری برای شرکت به همراه داشته و علاوه بر آن به انعطاف‌پذیری مالی شرکت کمک می‌نماید، شرکت‌های دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری بالا احتمالاً تمایل به انباشت سودهای کسب‌شده و سرمایه‌گذاری مجدد آن‌ها در پروژه‌های داخلی شرکت داشته و در نتیجه سود نقدی کمتری توزیع خواهند نمود.

اختیارات واقعی که یک شرکت می‌تواند مورداستفاده قرار دهد بسیار زیاد و گسترده است. اختیار برای سرمایه‌گذاری یا به تعویق انداختن سرمایه‌گذاری و اختیار برای تعطیلی یا تغییر بین ورودی و خروجی‌ها نمونه‌هایی از این اختیارات هستند. تغییر نگرش ناشی از تحولات اقتصادی و افزایش پیچیدگی فعالیت‌های مربوط موجب رویکرد جدیدی در تصمیم‌گیری‌های مالی و اقتصادی با نام اختیار واقعی شده است. این رویکرد مبتنی بر تصمیم‌گیری در شرایط نامطمئن و پیچیده می‌باشد

---

1 . DeAngelo and et al

که در آن تعیین انتظارات از تغییرات آتی با در نظر گرفتن نااطمینانی‌های موجود نقش اساسی ایفا می‌نماید.

روش اختیار واقعی رویکردی سیستماتیک است که در آن با استفاده از نظریه مالی، تحلیل اقتصادی، پژوهش در عملیات (علم مدیریت)، نظریه تصمیم، علم آمار، مدل‌سازی اقتصادسنجی و همچنین نظریه اختیار، در فضای تصمیم‌گیری پویا و همچنین محیط‌های تجاری نامطمئن و در قالب تصمیم‌گیری استراتژیک سرمایه‌گذاری، ارزش‌گذاری، سرمایه‌گذاری و نیز هزینه‌های طرح‌ها و پروژه‌های اقتصادی، دارایی‌ها اعم از فیزیکی و مالی قیمت‌گذاری می‌شوند (ریوی[1]، ۲۰۰۷).

جدول ۱. تفاوت‌های اختیارات معاملات مالی و اختیارات واقعی

اختیار معاملات مالی	اختیارات واقعی
دارای دوره بلوغ کوتاه‌مدت معمولاً چند ماه	دارای دوره بلوغ طولانی معمولاً چند سال و یا حتی چند دهه
متغیرهای اساسی که ارزش آن را تعیین می‌کنند قیمت سهام یا دارایی‌های مالی هستند. تغییرپذیری با استفاده از سوابق قیمت‌های بازار قابل‌محاسبه هستند.	متغیرهای اساسی جریانات نقدینگی آزاد هستند که بر اساس رقابت، نیاز و مدیریت به دست می‌آیند. درواقع تغییرپذیری یک حدس و گمان بدون وجود سوابق و داده‌های قیمت‌هاست.
ارزش اختیار را نمی‌توان با دست‌کاری در قیمت کالاها کنترل کرد.	ارزش استراتژیک اختیار را می‌توان با تصمیمات و انعطاف‌پذیری مدیریت افزایش داد.
ارزش هر اختیار معمولاً اندک است که وقتی جمع می‌شوند میلیون‌ها و میلیاردها می‌شود.	در طی تنها یک اختیار و یک تصمیم استراتژیک امکان دارد میلیون‌ها و میلیاردها دلار به دست آید.
بیش از سه دهه است که معامله می‌شوند (اختیارات مالی برای اولین بار در بازار اختیار معاملات شیکاگو در سال ۱۹۷۳ معامله شدند.)	از سال ۱۹۹۰ استفاده از آن‌ها در تصمیمات در سازمان‌ها توسعه یافت.
استفاده از معادلات دیفرانسیل و شبیه‌سازی برای کاهش عدم قطعیت قابل‌محاسبه است.	با استفاده از معادلات و درخت‌های دوجمله‌ای همراه شبیه‌سازی متغیرهای اساسی قابل‌محاسبه است. یا می‌توان ارزش اختیار را از تفریق NPV سنتی و NPV فعال و انعطاف‌پذیر به دست آورد.
اوراق قرضه و سهام با اطلاعات در مورد قیمت‌گذاری و قیاس قابل فروش و معامله هستند.	طبیعتاً قابل فروش و معامله نیستند.
فرضیات و عملکرد مدیریت در ارزش‌یابی تأثیری ندارند.	ارزش اختیارات واقعی ناشی از تصمیم‌گیری مدیریت است.

نقش اختیار واقعی در موارد زیر بسیار مهم و حیاتی است.

1 . Rivey

- تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری در فعالیت‌ها و طرح‌هایی که با عدم اطمینان بالایی برخوردارند.
- ارزش گزاری تصمیمات استراتژیک که در قالب تحلیل توجیه‌پذیری مالی ارائه می‌شوند.
- دسته‌بندی و اولویت‌گذاری هر یک از تصمیمات مزبور بر اساس شاخص‌های کمی و کیفی.
- بهینه‌سازی تصمیمات استراتژیک سرمایه‌گذاری با توجه به مسیرهای مختلف تصمیم‌گیری.
- تعیین زمان مناسب جهت ورود و یا خروج از سرمایه‌گذاری.
- مدیریت فرصت‌ها و موقعیت فعلی و توسعه فرصت‌های تصمیم‌گیری استراتژیک آتی.

ناکور و همکاران[1] در سال ۲۰۰۶ به بررسی سیاست تقسیم سود و عوامل مؤثر بر آن در بورس اوراق بهادار تونس پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی است که سودآوری و ثبات آن به‌طور مستقیم و نقدشوندگی بازار سهم و اندازه به‌طور معکوسی، سود تقسیمی پرداخت‌شده را تحت تأثیر قرار می‌دهد. باوجوداین، تمرکز مالکیت و اهرم مالی بر میزان سود تقسیمی بی‌تأثیر است. الشوبیری[2] در سال ۲۰۱۱ به بررسی عوامل تغییردهنده سیاست تقسیم سود در کشور اردن پرداخت در این پژوهش از مدل‌های لاجیت و توبیت تلفیقی و پانل استفاده شد و به این نتیجه رسید عواملی که بر سیاست تقسیم سود شرکت‌ها در کشورهای درحال‌توسعه همچون اردن تأثیر می‌گذارند مشابه کشورهای توسعه‌یافته هستند. اهرم، مالکیت نهادی، سودآوری، ریسک تجاری، ماهیت دارایی، نقدینگی، فرصت‌های رشد، اندازه شرکت و جریان وجوه نقد آزاد و تأثیر آن بررسی شد. بیکر و پاول[3] در سال ۲۰۱۳ میزان تقسیم سود را یکی از مهم‌ترین مباحث مطرح در مدیریت مالی می‌دانند؛ زیرا سود تقسیمی بیانگر پرداخت‌های نقدی عمده شرکت‌ها و یکی از مهم‌ترین گزینه‌ها و تصمیمات فراروی مدیران به شمار می‌رود. مدیر باید تصمیم بگیرد که چه میزان از سود شرکت تقسیم و چه میزان در قالب سود انباشته مجدداً در شرکت سرمایه‌گذاری شود. به‌رغم اینکه پرداخت سود تقسیمی مستقیماً سهامداران را بهره‌مند می‌سازد، توانایی شرکت در انباشت سود به‌منظور بهره‌گیری از فرصت‌های رشد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. آن‌ها در پژوهش خود اعلام نمودند، شرکت‌های سهامی معمولاً در مورد تقسیم سود، سیاست مشخصی را اتخاذ می‌کنند. در تدوین این سیاست‌ها عوامل متعددی از قبیل؛ سیاست‌های سایر شرکت‌های مشابه، سیاست تقسیم سود گذشته، محدودیت‌های قانونی و ثبات سودآوری موردتوجه قرار می‌گیرد اما به‌رغم وجود سیاست‌های متعدد، شرکت‌ها اغلب در عمل از سیاست‌هایی از قبیل تقسیم مبلغ ثابت و معین، تقسیم درصد ثابتی از سود، تقسیم سود ثابت

1 . Naceur
2 . Alshobeiry
3 . Beiker and Pavel

به‌علاوه حاشیه متغیر و تقسیم سود مازاد استفاده می‌کنند. کسیس[1]، ماتزوکس[2] و تریجریز[3] در سال ۲۰۱۷ پژوهشی با عنوان نقدینگی شرکت و سیاست‌های تقسیم سود تحت شرایط نااطمینای انجام داده‌اند؛ که به بررسی میزان بهینه نقدینگی و انتخاب میزان تقسیم سود با تأمین مالی از طریق بدهی و پذیرش هزینه‌های ورشکستگی در شرایط وجود گزینه‌های رشد می‌پردازد. در این مطالعه شرایط سیاست‌های تقسیم سود و نقش گسترده درآمد باقیمانده در شرکت بررسی شده است. درآمد تأثیر مثبت بر ارزش شرکت در شرایط وجود گزینه‌های رشد با لحاظ هزینه‌های تأمین مالی خارجی و ریسک کم دارد. هر چه درآمد بالاتر باشد، میزان ظرفیت ایجاد بدهی بزرگ‌تر است لیکن تأثیر منفی بر ارزش سهام دارد مگر آنکه هزینه‌های بالقوه مالی که تأثیر منفی بر شرکت دارند، جبران شود. اثرات متقابل درآمد متعلق به سهام و بدهی یک رابطه u شکل در ارزش شرکت ایجاد می‌کند. لیکن چارچوب در تبیین تجزیه‌وتحلیل تضاد بین سهامداران نشان می‌دهد که مدیران بیشتر به دنبال انباشت نقدینگی هستند. دیکیر و همکاران[4] (۲۰۱۸) به موضوع اختیارات حقیقی در سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌ها پرداختند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده این بود که تحت اختیارات حقیقی، شرکت‌هایی که در یک سال مشخص نسبت به سال‌های گذشته یا نسبت به شرکت‌هایی همتای خود کمبود جریان وجوه نقد را تجربه کرده‌اند به‌طور معنی‌داری سرمایه‌گذاری کمتری نسبت به آن‌ها داشته‌اند. تران[5] (۲۰۱۹) به بررسی رابطه ساختار مالکیت و تقسیم سود در شرکت‌ها در شرایط عدم اطمینان پرداختند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده این بود که بین اهرم مالی، سیاست تقسیم سود، سودآوری بر ارزش آتی شرکت ارتباط معنادار و مثبتی وجود دارد و احتمال افزایش ارزش شرکت با بالا رفتن نسبت‌های فوق بیشتر می‌شود. گیریفن[6] (۲۰۱۹) به بررسی نقدینگی شرکت و سیاست تقسیم سود پرداخت. در این مطالعه سیاست نقدینگی و سود سهام در سطح بین‌المللی موردبررسی قرار گرفت تا مشخص شود که نقدینگی سهام یک شرکت با تصمیم میزان سود سهام برای پرداخت سرمایه‌گذاران چه ارتباطی دارد. نتایج به دست آمده نشان‌دهنده این بود که بین نقدینگی سهام و مبلغ تقسیم سود پرداخت‌شده رابطه معکوس وجود دارد و این ممکن است به سود سهام که درواقع گاهی اوقات جبران‌کننده نقدینگی سهام پایین‌تر است، اشاره داشته باشد.

مرادی و همکاران در سال ۱۳۹۷ به بررسی رابطه سیاست تقسیم سود و سرمایه‌گذاری پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین سود تقسیمی و مخارج سرمایه‌ای، رابطه مثبت و

---

1 . Kesis
2 . Matzokes
3 . Terijerz
4 . Décaire and et al
5 . Teran
6 . Griffin

معناداری وجود ندارد. لیکن در شرایط نوسان در جریان وجه نقد، حساسیت مخارج سرمایه‌ای به سود تقسیمی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. بدین ترتیب در شرایطی که شرکت با عدم اطمینان در جریان وجه نقد مواجه می‌شود، حساسیت مخارج سرمایه‌ای نسبت به سود تقسیمی افزایش‌یافته و به دنبال افزایش سود تقسیمی، مخارج سرمایه‌ای با شدت کمتری افزایش می‌یابد. ستایش و قوهستانی در سال ۱۳۹۵ با در نظر گرفتن چرخه عمر شرکت‌ها، به بررسی رابطه بین سود تقسیمی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی خارجی پرداخته‌اند. نمونه شامل ۲۵۱ شرکت، بین سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ انتخاب شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهند که بین سود تقسیمی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری در مرحله رشد رابطه معناداری وجود دارد، درحالی‌که در مرحله بلوغ بین سود تقسیمی و فرصت‌های سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود ندارد. علاوه بر این، در مرحله رشد بین سود تقسیمی و تأمین مالی خارجی رابطه معناداری وجود ندارد، درحالی‌که در مرحله بلوغ بین این متغیرها رابطه معنادار وجود دارد. شکری و مغانلو در سال ۱۳۹۵ تأثیر سود تقسیمی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را با در نظر گرفتن معیار کمبود جریانات نقد، موردبررسی قرار داده‌اند. در این خصوص ارتباط بین متغیرهای پژوهش در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران باز زمانی ۱۳۸۶-۱۳۹۲ مورد آزمون واقع شد برای این منظور دو فرضیه تدوین و اطلاعات ۴۳۷ شرکت نمونه مورداستفاده قرار گرفت. نتایج حاصل از پژوهش دو فرضیه پژوهش را مورد تائید قرار داد و نشان داد که سود تقسیمی با احتمال ۹۵ درصد و معیار کمبود جریانات نقد با احتمال ۹۹ درصد بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیر مثبت و معناداری می‌گذارد. تهرانی و همکاران در سال ۱۳۹۴ به دنبال طراحی و ارائه مدل همزمان پویا برای رفتار مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، چهار معادله ساختاری سرمایه‌گذاری، استقراض، تقسیم سود و انتشار سهام را بر اساس نظریه محدودیت منابع و مصارف وجوه نقد در شرکت‌ها و رویکرد اطلاعاتی بررسی کرده‌اند. برای بررسی سیستم معادلات ساختاری، تعداد ۱۳۱ شرکت از بین جامعه آماری که شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و اطلاعات مالی آن‌ها در دوره هشت‌ساله موردمطالعه طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ انتخاب شده است. ابتدا بررسی درون‌زایی متغیرهای اصلی مدل با استفاده از آزمون درون‌زایی هاسمن و سپس آزمون فرضیه‌های مدل با استفاده از روش تخمین گشتاور تعمیم‌یافته سیستمی انجام شده است. آزمون‌های تشخیص آرلانو و باند و هانسن برای بررسی اعتبار شیوه تخمین مدل ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که

تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، تأمین مالی و تقسیم سود در شرکت‌ها از هم‌زمانی برخوردارند و ارتباط متقابل بین آن‌ها وجود دارد.

تفاوت مطالعه حاضر با پژوهش‌های پیشین در این موضوع است که با استفاده از روش داده‌های پنلی و همچنین معادلات دیفرانسیل تصادفی به بررسی و مدل‌سازی شرایط نااطمینانی اقتصادی و تأثیر نقدینگی شرکت بر سیاست تقسیم سود نقدی پرداخته است. همچنین در این مطالعه با استفاده از رویکرد اختیارات واقعی و مبتنی بر مدل‌های ریاضی به دنبال فراهم نمودن چارچوبی است که در قالب آن، مزیت استفاده از تئوری اختیارهای واقعی در سیاست‌های تصمیم‌گیری شرکت‌ها مبنی بر سرمایه‌گذاری، وضعیت نقدینگی و سیاست تقسیم سود (در مقایسه با روش‌های سنتی) به‌صورت سیستماتیک موردبررسی قرار گیرد. در این پژوهش رویکردهای تقسیم سود طبقه‌بندی می‌شوند. تأکید بر این است که برای هرکدام از طبقات، مدل‌های مختلف اختیارهای واقعی مورداستفاده قرار گیرد. نتیجه‌ای که در این مطالعه موردی نمود بیشتری یافته این است که کاربردی بودن مدل‌های متعدد اختیارهای واقعی مستلزم این است که تحت سناریوهای مختلف موردبررسی قرار گیرند.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های موردبررسی در این مقاله به شرح زیر است:

۱-در رویکرد اختیارات واقعی تحت شرایط نااطمینانی وضعیت نقدینگی شرکت اثر متفاوتی بر تقسیم سود نقدی دارد.

۳-با لحاظ نااطمینانی درآمد رابطه U معکوسی بین درآمد کسب‌شده از دارایی‌ها و ارزش شرکت وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

هدف این مقاله بررسی تأثیر جریان نقدینگی شرکت بر سیاست تقسیم سود شرک با مدل‌سازی نااطمینانی با رویکرد اختیارات واقعی است. روش گردآوری اطلاعات در این پژوهش از نوع کتابخانه‌ای شاخه اسنادی است چراکه اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش در بین سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۸ استخراج خواهد شد. به‌منظور گردآوری ادبیات پژوهش از روش کتابخانه‌ای استفاده می‌شود.

مدل ارائه شده در این مقاله متمرکز بر روی مؤلفه تقسیم سود در بازار سهام است به عبارتی این مقاله به بررسی نقش جریان نقدینگی شرکت بر سیاست تقسیم سود می‌پردازد. این مطالعه برخلاف مطالعات پیشین صورت گرفته در این زمینه با استفاده از حرکت برآونی هندسی به دنبال توضیح دهندگی نوسانات قیمت در انتخاب تنوع سبد دارائی و انتخاب سهام‌های متفاوت و سیاست تقسیم سود نقدی بوده است. فرض می‌شود که تمامی متغیرهای تصادفی بر اساس روند تصادفی $(\Omega، F، (F_s)_{s\leq T}، P)$ تعریف شده است. فرض شده که بازار در طول دوره T سازگار با دارائی بدون ریسک است که دارای نرخ رشد ثابت r بوده و یک دارائی ریسکی وجود دارد که دارای ارزش e^{D_T} در دوره T است به‌طوری‌که $\{D_t\}_{t\leq T}$ یک فرآیند پیوسته از سود بنگاه است که در مورد سهام مورداستفاده قرار می‌گیرد به‌طوری‌که D یک فرآیند تفاضلی تصادفی[1]. به‌صورت زیر است:

$$dD_t = \mu dt + \sigma dW_t$$
$$D_0 = const$$

در معادله فوق μ بیانگر نرخ رشد ثابت، σ نوسانات ثابت درآمد است. تحتی شرایط ویژگی ریسک خنثایی مقدار ثابت نرخ رشد با نرخ اوراق بدون ریسک بازار جایگزین می‌شود. با لحاظ وضعیت دو دوره‌ای برای بنگاه بعد از هزینه‌های استهلاک و همچنین نرخ پس‌انداز برای جایگزینی استهلاک سود توزیعی به‌صورت $D_0 = P_0 - R_0$ است. بر اساس روش بلک – شولز ارزش دارایی شرکت به‌صورت زیر است:

$$E_0 = P_0 - R_0 + (1-e)P_0\exp(-\delta T))N(d_1) - \exp(-rT)(X - R_0\exp(r_x T))N(d_2)$$

به‌طوری‌که

$$d_1 = \frac{\ln(((1+e)P_0)/(X - R_0\exp(r_x T))) + \left(r - \delta + \frac{1}{2}\sigma^2\right)T}{\sigma\sqrt{T}}$$
$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

در معادلات فوق $P_0 - R_0$ ارزش توزیع سود در دوره صفر است که بستگی به سودآوری شرکت دارد، $(1-e)P_0\exp(-\delta T))N(d_1) - \exp(-rT)(X - R_0\exp(r_x T))N(d_2)$ بیانگر ارزش رشد اختیارات به درآمدهای دریافتی شرکت است. در این حالت حساسیت میزان وضعیت نقدینگی و دارایی شرکت به سود R_0 به‌صورت زیر است:

---

1 . stochastic differential equation

$$\frac{\partial \mathrm{E}_0}{\partial \mathrm{R}_0} = -1 + \exp\big((r_x - r)T\big)\, N(d_2) + \frac{\partial d_1}{\partial R_0}\left[(1+e)P_0 \exp(-\delta T)\, n(d_1) - \exp(-rT)\,(X - R_0 \exp(r_x T))n(d_2)\right]$$

به‌طوری که:

$$n(d) = \exp\left(-\frac{d^2}{2}\right) and\ \frac{\partial d_1}{\partial R_0} = \frac{\partial d_2}{\partial R_0} = \frac{\exp(r_x T)}{[X - R_0 \exp(r_x T)]\sigma\sqrt{T}}$$

در راستای آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از برآورد داده‌های پنلی و معادلات دیفرانسیل تصادفی به بررسی تأثیر نقدینگی شرکت بر سیاست تقسیم سود پرداخته می‌شود. بر اساس ضرایب به دست آمده در حالت داده‌های پنلی (مدل غیر تصادفی) و معادلات دیفرانسیل تصادفی نقش جریان نقدی شرکت در ارتباط بین درآمد کسب‌شده از دارایی‌ها و ارزش شرکت بررسی می‌شود. همچنین با استفاده از روش معادلات دیفرانسیل تصادفی مقدار بهینه رشد نقدینگی شرکت استخراج خواهد شد. با در نظر گرفتن راه‌حل شناخته‌شده برای معادله فوق و با استفاده از تحولات مشابه در جهت معکوس، ارائه راه‌حلی را برای معادله دیفرانسیل ممکن می‌سازد. معادله تقسیم سود به‌وسیله تابع مولد حل می‌شود:

$$G\left(x,\tau; x_0\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2\tau}} e^{\frac{-(x-x_0)^2}{2\sigma^2\tau}}$$

این تابع، احتمال یک عدد طبیعی تصادفی در حال نزول به محدوده‌ای مشخص از اعداد را با توجه به شرایط اولیه معین توصیف می‌کند. این تابع برای توسعه انتگرال ناسره مولد مورداستفاده قرار می‌گیرد:

$$f\left(x,\tau\right) = \int_{-\infty}^{+\infty} f\left(x_0,0\right) G(x,\tau; x_0)\, dx_0$$

حل این انتگرال ناسره به شکل زیر است:

$$f\left(x,\tau\right) = B - A$$

$$A = -\int_{\frac{x}{\sigma\sqrt{\tau}}}^{-\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2\tau}} e^{\frac{-y^2}{2}} \sigma\sqrt{\tau}\, dy = \int_{-\infty}^{\frac{x}{\sigma\sqrt{\tau}}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-y^2}{2}} dy = N\left(\frac{x}{\sigma\sqrt{\tau}}\right)$$

$$B = \int_0^{+\infty} e^{x_0} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2\tau}} e^{\frac{-(x-x_0)^2}{2\sigma^2\tau}} dx_0$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2\tau}} e^{\frac{-x^2+2xx_0-2\sigma^2\tau x_0+x^2{}_0}{2\sigma^2\tau}} dx_0$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2\tau}} e^{-\frac{(x+\sigma^2\tau-x_0)^2-\sigma^2\tau(2x+\sigma^2\tau)}{2\sigma^2\tau}}\, dx_0$$

$$= e^{x+\frac{1}{2}\sigma^2\tau} \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2\tau}} e^{-\frac{(x+\sigma^2\tau-x_0)^2}{2\sigma^2\tau}}\, dx_0$$

حل این معادله منجر به دو قسمت شد که هرکدام دارای توزیع نرمال است.

$$f\left(x،\tau\right) = e^{x+\frac{1}{2}\sigma^2\tau} N\left(\frac{x+\sigma^2\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}\right) - N(\frac{x}{\sigma\sqrt{\tau}})$$

به‌وسیله تبدیلاتی و تغییر این متغیرها توسط معادلات اولیه با استفاده از جایگزینی مشابهی در نهایت می‌توان به راه‌حلی برای معادله دیفرانسیل اصلی تقسیم سود رسید:

$$C\left(S،t\right) = SN(d_1) - Ke^{-r\tau}N(d_2) \quad ، \quad \tau = T - t$$

$$P\left(S،t\right) = Ke^{-r\tau}N(-d_2) - SN(-d_1)$$

$$d_1 = \frac{ln\frac{S^*}{K} + \frac{1}{2}\sigma^2\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} = \frac{ln\frac{S}{K} + (r+\frac{1}{2}\sigma^2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}$$

$$d_2 = \frac{ln\frac{S^*}{K} - \frac{1}{2}\sigma^2\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} = \frac{ln\frac{S}{K} + (r-\frac{1}{2}\sigma^2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}$$

این فرمول بیانگر این است که ارزش اختیار واقعی در زمان tبه دو جز وابسته است:

منفعت یا ضرر ناشی از مالکیت خود سهام که به‌وسیله $SN(d_1)$ بیان می‌گردد. به‌عبارت‌دیگر بیانگر نوعی بازگشت انتظاری برای سهام است که تغییر در ارزش اختیار پایه‌ای برای نوسان در سود سهام است نه میانگین سود سهام.

جز دوم در این فرمول ارزش حال حاضر پرداختی برای K را در زمان منقضی شدن ارائه می‌کند که این به‌وسیله $Ke^{-r\tau}N(d_2)$ بیان می‌گردد.

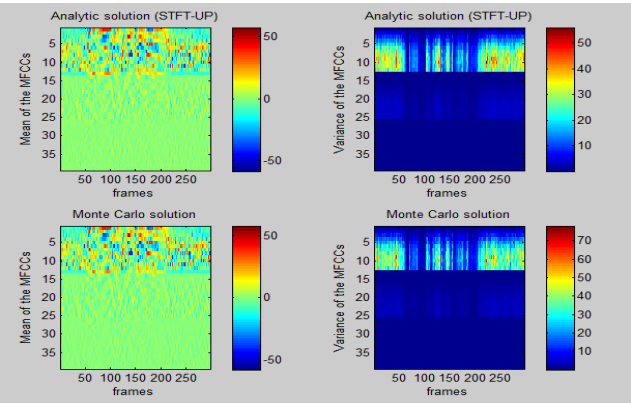
تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها

در راستای بررسی تأثیر سیاست تقسیم سود بر جریان نقدی شرکت در شرایط عدم اطمینان متغیرهای تقسیم سود، نسبت سود تقسیمی به میانگین ارزش بازار سهام، نوسانات سودآوری عملیاتی، نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام، نسبت مالکیت نهادی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری، اندازه شرکت، سطح نقدینگی جاری و میزان سودآوری شرکت است. در جدول (۲) آمار توصیفی متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش گزارش شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
تقسیم سود	۰,۷۱۰	۰,۳۰۵	۰	۱,۸۷٦
نسبت سود تقسیمی به میانگین ارزش بازار سهام	۰,۱۲۷	۰,۰۸۳	۰	۰,۳۷٦
نوسانات سودآوری عملیاتی	۰,۰٥٤	۰,۰٥۱	۰,۰۰۳	۰,۳۲۸
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	۰,۳٦٤	۰,۳۰۱	۰	۰,۸٦٥
نسبت مالکیت نهادی	۰,٤۷۲	۰,۳۲۱	۰	۰,۸٤٦
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	۳,٥۲۰	۳,۲۹۸	۰,۲۷٥	٤۲,۳۹٤
اندازه شرکت	٥,٦۱۰	۰,٥٥۸	٤,۱۲۱	۷,۸٤۹
سطح نقدینگی	۰,۰٦۲	۰,۰۷۳	۰,۰۰۱	۰,٥۲۳
میزان سودآوری	۰,۱٦۷	۰,۰۹۸	۰	۰,٦۳۲

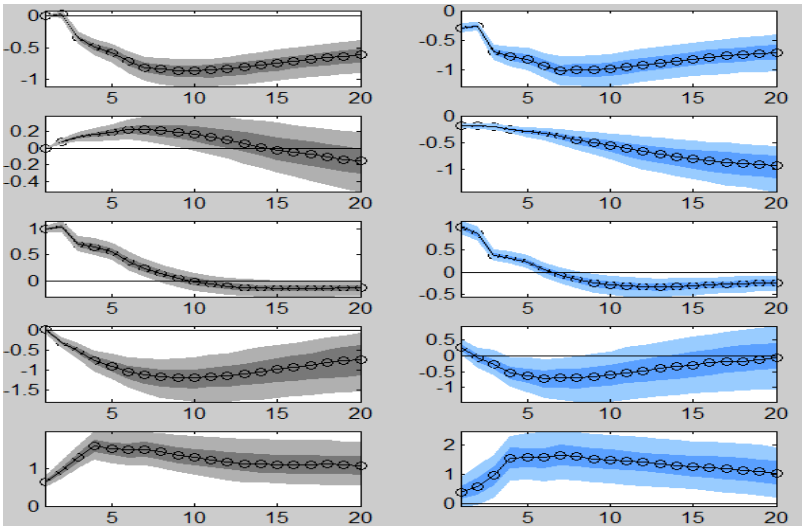
بر اساس محاسبات صورت گرفته مقادیر بالای سودآوری جاری شرکت اثرات مثبت و معنی‌داری بر نقش سود انباشته شده بر ارزش دارایی شرکت دارد. با توجه به این موضوع با استفاده از مدل اختیارات واقعی می‌توان نشان داد که مقادیر بالاتر نوسانات سودآوری شرکت در شرایط وجود رشد اختیارات صورت می‌گیرد. در ادامه تأثیر نوسانات بالاتر درآمد بر نقش سود انباشته شده بر ارزش دارایی شرکت بررسی شده است. نتایج حاصل از این محاسبه در نمودارهای زیر نمایش داده شده است.



نمودار ۱. تابع چگالی احتمال مربوط به واریانس سود انباشته شده در مقابل هزینه‌های تأمین مالی

نتایج به دست آمده بیانگر این موضوع است که با افزایش در واریانس درآمد شرکت میزان تغییرات در هزینه‌های تأمین مالی افزایش‌یافته است. همچنین مقادیر بالای نوسانات نگهداری نقدینگی در شرکت‌هایی که در پی جلوگیری از استقراض از خارج شرکت است منجر می‌شود که سود انباشته شده توسط شرکت افزایش یابد. با توجه به اینکه اختیار واقعی در قراردادها و سرمایه‌گذاری‌های شرکت در هر دوره فقط یک‌مرتبه قابلیت اعمال دارد جریان نقدی نگهداری شده توسط شرکت‌ها در دوره‌های آتی کاهش می‌یابد.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود نوسانات سود انباشته شده در کوتاه‌مدت با نوسانات مربوط به بدهی ایجاد شده توسط شرکت‌ها در تعادل دارای همبستگی هستند، تغییرات در انحراف‌های کوتاه‌مدت نشان‌دهنده تغییرات آنی در درآمد هستند که باقی نخواهند ماند. ولی تغییرات در سطح تعادل نشان‌دهنده تغییرات در عوامل اساسی بازار است که باقی می‌مانند. ازآنجایی که این دو مؤلفه به‌درستی قابل‌مشاهده نیستند، برای برآورد آن‌ها از مقادیر آتی کمک گرفته‌شده است. درواقع تغییر در درآمدها برای اختیارات واقعی با سررسید طولانی‌مدت اطلاعاتی در مورد برآورد جاری سطح تعادل سود انباشته شده و همچنین اختلاف بین هزینه‌های تأمین بدهی برای قراردادهای بلندمدت و کوتاه‌مدت اطلاعاتی در مورد انحراف کوتاه‌مدت جاری قیمت‌ها ارائه می‌کند.



نمودار ۲. مقادیر بهینه سود انباشته شده شرکت برای دارایی‌ها در هزینه‌های تأمین مالی خارجی

نمودارهای مشکی در تصویر فوق بیانگر این موضوع است که بدون لحاظ کردن ریسک ورشکستگی هزینه‌های عملیاتی و بازپرداخت بدهی نزدیک به صفر است. در شرایط ریسک بازاری پارامترهای برآورد شده بیانگر این است که نوسانات درآمد معادل با ۰٫۲۵ بوده و مالیات بر شرکت ۰٫۲۰ است. در این شرایط هزینه‌های

استقراض خارجی تأثیری بر نیازهای تأمین مالی پیش‌بینی نشده ندارد. این در حالی است با لحاظ ریسک ورشکستگی در ابتدا افزایشی در درآمد حفظ‌شده منجر به کاهش در ارزش شرکت می‌شود. این در حالی است که با لحاظ کردن هزینه‌های استقراض از خارج منجر به این می‌شود که در مقادیر بالاتر هزینه‌های استقراض و تأمین مالی از خارج اثرات مثبتی بر تجمیع درآمد حفظ‌شده برای شرکت خواهد داشت.

در ادامه جدول زیر به بررسی رابطه بین متغیرهای پژوهش و سود تقسیمی شرکت‌ها در قالب داده‌های پنلی پرداخته است.

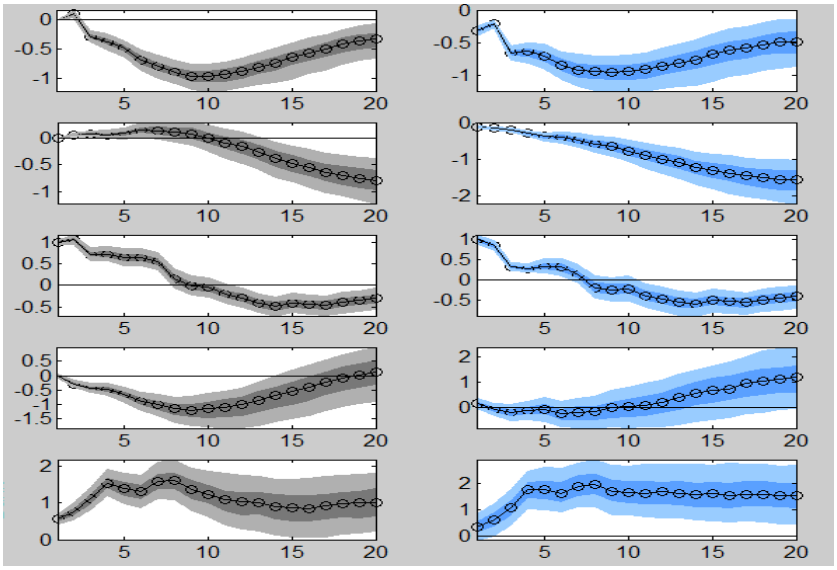
جدول ۳. نتایج برآورد مدل تجربی

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	۰,٤٦٣	۰,۱۲۰	۳,۸٤	۰,۰۰۰
نوسانات سودآوری عملیاتی	-۱,٦۳٤	۰,٦۷۹	-۲,٤۷	۰,۰۰۳
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	-۰,۰۹۸	۰,۰۱۸	-۵,۱۷	۰,۰۰۰
نسبت مالکیت نهادی	۰,۲۱٦	۰,۰۳٦	۵,۸۸	۰,۰۰۰
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	-۰,۰۱٤	۰,۰۰۳	-٤,۱۸	۰,۰۰۰
اندازه شرکت	-۰,۰۵٤	۰,۰۱٤	-۳,٦٤	۰,۰۰۰
سطح نقدینگی	۰,۳۲۷	۰,۰۸۱	٤,۰۱	۰,۰۰۰
میزان سودآوری	۰,۷٦۵	۰,۳۵٤	۲,۱٦	۰,۰۰۱
ضریب تعیین: ۰,۸۹	دوربین – واتسون: ۱,۹٤	آماره F (سطح معنی‌داری): ۲۲,۵٤ (۰,۰۰۰)		مدل اثرات ثابت

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون‌های تشخیصی مشاهده گردید که مدل برآورد شده به‌صورت داده‌های پنلی با اثرات ثابت است. در مدل برآورد شده مشاهده می‌شود که تمامی ضرایب در سطح خطای ۵ درصدی اختلاف معنی‌داری از صفر دارند. نتایج به دست آمده بیانگر این موضوع است که عدم اطمینان جریان نقدی تأثیر منفی و معنی‌داری بر سود تقسیمی شرکت دارد. در این مدل ضریب نوسانات سودآوری عملیاتی به‌عنوان شاخصی برای عدم اطمینان جریان نقدی برابر با ۱,۶۳۴-است که با افزایش یک‌درصدی در نوسانات سودآوری عملیاتی منجر به کاهش ۱,۶۳۴ درصدی در سود تقسیمی شرکت می‌شود. متغیر نسبت سود انباشته تأثیر مثبت و

معنی‌داری بر میزان سود تقسیمی شرکت دارد. ضریب متغیر سود انباشته شده در مدل برابر با ۰٫۰۹۸- است که با ثبات سایر شرایط با افزایش یک‌درصدی در سود انباشته شده میزان سود تقسیمی معادل با ۰٫۰۹۸ درصدی می‌شود. متغیر نسبت مالکیت نهادی در مدل برآورد شده تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سود تقسیمی شرکت داشته است و ضریب متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری در مدل برآورد شده منفی و معنی‌دار است.

با تقسیم‌بندی شرکت‌ها بر اساس سودآوری بالا و پایین و بر اساس هزینه‌های تأمین مالی و استقراض از خارج مشاهده می‌شود که مقادیر بالاتر سود انباشته شده می‌تواند منجر به اثرات غیرمستقیم منفی بر دارایی و اثرات مثبتی بر ارزش بدهی داشته و در نهایت تأثیر آن بر ارزش شرکت به‌صورت U است.



نمودار ۳. اثرات نوسانات درآمد بر سود انباشته شده با هزینه‌های استقراض

نمودار فوق در بخش اول بیانگر رابطه بین دارایی و هزینه‌های تأمین بدهی از خارج است که بر این اساس با فزایش در میزان دارایی شرکت منجر به کاهش هزینه‌های استقراض از خارج می‌شود. در نمودار سطر دوم ارزش شرکت در مقابل کاهش هزینه‌های استقراض از خارج نمایش داده شده است که در ابتدا صعودی و سپس نزولی است. نمودار سوم رابطه بین سود انباشته و کاهش هزینه‌های استقراض از خارج است و در نهایت نمودار آخر رابطه بین بدهی و کاهش هزینه‌های استقراض از خارج است. نتایج بیانگر این است که با وجود مدل مبتنی بر اختیارات واقعی در نمونه‌ی بزرگی از شرکت‌ها در محدوده‌ی زمانی پژوهش، شرکت‌های با بدهی کمتر ارزش

بالاتری داشته‌اند و نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌ها باید در استفاده از بدهی‌های خود تجدیدنظر کنند. نتایج این پژوهش بیانگر آن می‌باشد که نسبت بدهی‌ها رابطه معکوسی با معیارهای سودآوری شرکت‌ها دارند.

نتیجه‌گیری و بحث

هدف مطالعه حاضر بررسی رابطه بین سیاست سود نقدی شرکت و جریان نقدینگی با لحاظ نااطمینانی در مدل می‌باشد. در این مطالعه از رویکرد روش اختیارات واقعی برای بررسی رابطه بین متغیرها استفاده شده است. با توجه به ناکارآمدی رویکردهای سنتی بخصوص در شرایط عدم قطعیت و وجود فرصت‌ها و اختیارات، اهمیت ارزش‌گذاری با رویکردی جدید و کارا مانند اختیارات واقعی ضروری است. در این مطالعه از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۶ استفاده شد. به‌منظور بررسی این رابطه با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی و مدل اختیارات واقعی مشخص شد که رابطه منفی و معنی‌داری سود انباشته شده شرکت و ارزش شرکت به دلیل هزینه‌های تأمین مالی بدهی دارد.

نتایج به دست آمده بیانگر این بود که در صورت بالا بودن عدم اطمینان نسبت به جریان‌های نقدی انتظار می‌رود شرکت‌ها به‌منظور اجتناب از مواجهه با کسری وجه نقد احتمالی و همچنین با توجه به خاصیت چسبندگی سود سهام، تمایل کمتری به توزیع سود سهام داشته و در عوض سعی در انباشت سودهای کسب‌شده در داخل شرکت نمایند. بر این اساس نتیجه مبنی بر تأثیر معکوس و معنی‌دار عدم اطمینان جریان‌های نقدی بر میزان سود تقسیمی توسط شرکت‌ها مطرح و آزمون گردید. شرکت‌ها از جریان‌های نقدی باثبات و پایدارتر خود برای افزایش سود سهام تقسیمی استفاده می‌نمایند که ضمن تائید خاصیت چسبندگی سود سهام تقسیمی، مؤید این می‌باشد توجه بیشتر به عدم اطمینان جریان‌های نقدی و جایگاه آن در تعیین سیاست تقسیم سود شرکت‌ها امری مهم و ضروری است.

پیشنهاد می‌شود توجه بیشتر ارکان تصمیم‌گیرنده در خصوص میزان سود تقسیمی به درجه عدم اطمینان جریان‌های نقدی شرکت‌ها به‌منظور اجتناب از مشکلات مالی احتمالی باشد. در صورت نادیده گرفتن این عامل، همان‌طور که ذکر شد، یکی از پشتوانه‌های تئوریک برای تأثیر معکوس (منفی) عدم اطمینان جریان‌های نقدی بر میزان سود تقسیمی، اجتناب شرکت‌ها از مواجهه با مشکلات مالی احتمالی آتی است؛ زیرا سود تقسیمی از یک‌سو دارای خاصیت چسبندگی است و از سوی دیگر پس از اعلام بدهی کوتاه‌مدت شرکت است که باید ظرف مهلت حداکثر ۸ ماه به سهامداران پرداخت شود؛ بنابراین سود تقسیمی تعهدات کوتاه‌مدت و بلندمدتی را برای شرکت به همراه دارد. با عنایت به این موضوع و نتایج حاصل از پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود شرکت‌ها در تعیین میزان سود تقسیمی خود توجه ویژه‌ای به وضعیت جریان‌های نقدی خود نموده و از این طریق از مشکلات مالی احتمالی آتی ناشی از تعهدات مترتب بر سود تقسیمی که شرکت توان پرداخت آن را ندارد اجتناب کنند.

منابع

- اسدی، غلامحسین و عزیزی بصیر، سعید (۱۳۸۷)، بررسی ارتباط بین سودآوری و نقدینگی در شرکت و تأثیر آن بر سود تقسیمی، چشم انداز مدیریت بازرگانی، (۲۸): ۱۳۳-۱۸۸.
- اعتمادی، حسین و اسمعیلی کجانی، محمد (۱۳۹۶)، رابطه سود تقسیمی با فرصت‌های رشد و هزینه نمایندگی، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۹(۳۴)، ۸۵-۱۱۲.
- بکی حسکوئی، مرتضی و داودی، روژین (۱۳۹۵)، ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری با رویکرد تحلیل اختیار واقعی: مطالعه موردی بررسی امکان‌سنجی یک طرح نیروگاهی ۵۵۰ مگاواتی، دانش سرمایه‌گذاری، ۵(۱۷)، ۲۰۷-۲۲۵.
- تهرانی، رضا، فلاح پور، سعید و طباطبائی، سیدجلال (۱۳۹۴)، طراحی مدل پویای همزمان برای رفتار مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در شرایط عدم اطمینان، مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۳(۴)، ۹۹-۱۲۰.
- دلاوری، مجید؛ یونسی، الهه؛ کرراهی مقدم، سیروس (۱۳۹۲)، بررسی عوامل مؤثر بر تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، ۱۸، ۱۳۰-۱۵۱.
- قوهستانی، ستایش (۱۳۹۵)، بررسی رابطه تقسیم سود، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی خارجی در طی چرخه عمر شرکت، فصلنامه علمی -پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی ۱۲ (۱۲)، ۱۲-۳۴.
- ستایش، محمدحسین؛ ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۰)، تأثیر جریان‌های نقد آزاد و فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر نسبت‌های بدهی و تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۴(۱۵):۷۱-۸۷
- شکری، عقیل و مغانلو، عبدالله (۱۳۹۵)، بررسی تأثیر سود تقسیمی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها با در نظر گرفتن معیار کمبود جریانات نقدی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابرسی، سال پانزدهم، ۵۹، ۳۳-۵۶.
- شورورزی، محمدرضا؛ برومند، راهبه؛ جواد صادقی پناه (۱۳۸۹). بررسی ارتباط بین فرصت‌های سرمایه‌گذاری و سیاست‌های تقسیم سود، مطالعات کمی در مدیریت، ۱، ۱۱۰-۱۳۰.
- هاشمی، سید عباس؛ اخلاقی، حسنعلی (۱۳۸۹). تأثیر اهرم مالی، سیاست تقسیم سود و سودآوری بر ارزش آتی شرکت، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال دوم، ۶، ۳۸-۴۹.
- Abor، J & Bokpin، G. A (2010), Investment opportunity، corporate، finance and dividend payout policy: evidence from emerging markets Studies in Economics and finance، 27(3) 180-194
- Aretz, Kevin and Pope, Peter F. (2018) Real options models of the firm, capacity overhang, and the cross-section of stock returns. Journal of Finance. ISSN 0022-1082
- Asadi, Gholamhossein, Azizi Basir, Saeed; (2008), The Relationship between Profitability and Liquidity in The Company and its Impact on Dividends, Business Management Vision, (28): 133-188, (in persian)
- Becky Hasakouei, Morteza and Davoodi, Rozhin, (2016), Evaluation of Investment Projects with Real Authority Analysis Approach: A Case Study of feasibility study of a 550 MW power plant project, Investment Knowledge, (17)5, 207-225, (in persian)
- Brav, A. Graham, J. Harvey C. Michaely, R. (2005), Payout policy in the 21st Century, Journal of Financial Economics, 77, 483-527.

- Chen، Cand، Wu، c. (1999), the Dynamics of Dividends، Earning and Prices: Evidence and Implications for Dvidend smoothing and signaling، Journal of Empirical Finance، Vol.6، pp.29-58.
- DeAngelo, H. DeAngelo, L. Stulz, R. (2006), Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life-cycle theory, Journal of Financial Economics, 81:227-254.
- Delavari, Majid, Younesi, Elaheh, Karrahi Moghadam, Sirous,(2013), Factors Affecting Dividends in Listed Companies in Tehran Stock Exchange, Financial Accounting, 18, 130-151, (in persian)
- Di Corato, Luca and Zormpas, Dimitrios (2018), Investment in Farming Under Uncertainty and Decoupled Support: A Real Options Approach. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3240013 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3240013
- Etemadi, Hossein and Esmaeili Kohani, Mohammad, (2017), The Relationship between Dividends and Growth Opportunities and Agency Cost, Financial Accounting and Auditing Research, (34)9, 85-112, (in persian)
- Ghohestani, Setayesh, (2016), The Relationship between Dividends, Investment Opportunities and Foreign Financing during the Company's Life Cycle, Asset Management and Financing, 12(12), 12-34 (in persian)
- Shokri, Aghil, Moghanloo, Abdullah, The Effect of Dividends on Corporate Investment Considering The Criterion of Cash Flow Deficiency in Listed Companies in Tehran Stock Exchange, Auditory knowledge, 15, 59, 33-56, (in persian)
- Shoroozi, Mohamadreza, Broomand, Rahebeh, Sadeghipanah, Javad, (2010), The Relationship between Investment Opportunities and Dividend Policies, Quantitative Studies in Management, 1, 110-130, (in persian)
- Griffin, Howard. (2010). Liquidity and Dividend Policy: International Evidence. International Business Research. 3. 10.5539/ibr.v3n3p3.
- Jensen, M. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. American economic review, 76(2), 323- 329.
- Hashemi, Seyed Abbas, Akhlaghi, Hasanali, (2010), The Effect of Financial Leverage, Dividend Policy and Profitability on The Future Value of The Company, Financial Accounting, 6, 38-49, (in persian)
- Kostova, T. Nell, P. & Hoenen, A. (2018). Understanding and resolving agency problems in headquarters-subunit, Journal of Management, 44 (7), 2611-2637.
- Lintner J (1956)، Distribution of Incomes of Corporations among Dividends، Retained Earnings، and Taxes. American Economic Review، 46:97-113.
- Miller M. Modigliani F (1961), Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares, Journal of Business, 34, 411-433.
- N. Koussis et al. (2017), Corporate liquidity and dividend policy under uncertainty, Journal of Banking and Finance, 14, 1–15.
- Setayesh, Mohamad hosein, Zolfaghari, Mahdi, (2011), The Effect of Free Cash Flows and Investment Opportunities on Debt Ratios and Dividends of Listed Companies in Tehran Stock Exchange, Quarterly Journal of Stock Exchange, 4(15), 71-87, (in persian)
- Shubiri, F.N (2011), determinants of change, dividened behavior policy: evidence from the amman stoke exchang far east journal of psychology and Business, 4(2), 1-15.
- Tehrani, Reza, Fallahpour, Saeed and Tabatabaei, Seyed Jalal, (2015), Designing a Dynamic Simultaneous Model for Financial Behavior of Listed Companies in Tehran Stock Exchange in Conditions of Uncertainty, Asset Management and Financing, 3(4), 99-120, (in persian)

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۴۲-۲۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۱/۲۶
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۱/۲۸

مقاله پژوهشی

بررسی عملکرد راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی[۱]

سید احسان حسینی[۲]، سید عباس هاشمی[۳]، هادی امیری[٤]

چکیده

هدف اصلی این مقاله، بررسی عملکرد راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی است. راهبرد اقلام تعهدی، راهبردی معاملاتی است که طبق آن سهام با سطح نسبی پایین اقلام تعهدی خریداری و نگهداری شده و سهام با سطح نسبی بالای اقلام تعهدی فروخته می‌شود. به‌صورت خاص در این پژوهش امکان کسب بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک با به‌کارگیری «راهبرد اقلام تعهدی سنتی» و «راهبرد اقلام تعهدی نسبی»، آزمون شده است. بدین منظور داده‌های ۲۳۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌صورت ماهانه بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ جمع‌آوری گردید؛ و برای آزمون فرضیه‌ها از روش سبد مصون‌سازی و آزمون t استفاده شد. نتایج نشان داد به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی، منجر به کسب بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک می‌شود. همچنین نتایج حاکی از کسب بازده مازاد با به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی بود؛ اما کسب بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک با به‌کارگیری راهبرد یادشده، تائید نشد. با توجه به این که در بازار کارایی که ناهنجاری در آن وجود ندارد، نمی‌توان به بازده مازاد دست‌یافت، نتایج پژوهش حاضر حاکی از وجود ناهنجاری اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران است. همچنین نتایج پژوهش، حاکی از این است که راهبرد اقلام تعهدی نسبی در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی کارایی بیشتری دارد.

واژه های کلیدی: ناهنجاری اقلام تعهدی؛ راهبرد اقلام تعهدی سنتی؛ راهبرد اقلام تعهدی نسبی؛ سبد مصون‌سازی؛ فرضیه بازار کارا

طبقه‌بندی موضوعی: G11، G12

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.25540.2042

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، Email:seied.ehsan.hosseini@ase.ui.ac.ir

۳. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، نویسنده مسئول، Email:a.hashemi@ase.ui.ac.ir

٤. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، Email:h.amiri@ase.ui.ac.ir

مقدمه

در ادبیات اقتصادی، بازارهای مالی به‌عنوان جریان‌های هدایت‌کننده منابع مالی از بخش غیرمولد به بخش مولد تولید، نقشی اساسی در رشد اقتصادی، اشتغال‌زایی، سرمایه‌گذاری، تثبیت متغیرهای پولی و مالی و در مجموع بهبود رفاه جامعه دارد. اهمیت این بازارها به حدی است که از آن‌ها تعبیر به شریان اصلی اقتصاد می‌شود. بازار سرمایه نقش اساسی در تأمین مالی بنگاه‌ها، تخصیص بهینه منابع، بهبود نقدشوندگی دارایی‌ها، بهبود راهبری شرکتی و افزایش شفافیت در اقتصاد دارد (خادم علیزاده، ۱۳۹۲)؛ بنابراین کارایی این بازار از اهمیت والایی برخوردار است؛ چراکه در صورت کارایی بازار سرمایه، شفافیت اطلاعاتی افزایش‌یافته، قیمت‌ها عادلانه و صحیح تعیین می‌شود و تخصیص سرمایه به‌صورت مطلوب و بهینه انجام می‌پذیرد. در فرضیه بازار کارا بیان می‌شود سرمایه‌گذاران، آگاه و منطقی بوده و نسبت به اطلاعات جدیدی که به بازار وارد می‌شود، واکنشی منطقی، صحیح و سریع نشان می‌دهند (فاما[1]، ۱۹۷۰)؛ بنابراین قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات جدید واکنشی سریع، کامل و بدون تورش داشته و در هر لحظه‌ای نشان‌دهنده ارزش ذاتی سهام است. در این شرایط، پیش‌بینی بازده آینده از روی بازده و اطلاعات گذشته سهام ممکن نبوده و تغییرات قیمت سهام از الگوی گام تصادفی[2] پیروی می‌کند. در صورت کارایی بازار و عدم وجود ناهنجاری[3]، اصولاً نیازی به تجزیه‌وتحلیل اوراق بهادار نیست؛ زیرا قیمت‌های سهام، بیانگر ارزش ذاتی آن‌هاست و سرمایه‌گذاران به‌راحتی می‌توانند تصمیمات خود را اتخاذ نمایند؛ ولی چنانچه کارایی بازار زیر سؤال رفته باشد و یا ناهنجاری وجود داشته باشد، می‌توان از طریق تجزیه‌وتحلیل اوراق بهادار و انتخاب راهبرد سرمایه‌گذاری مناسب، به بازده‌های غیرعادی دست‌یافت.

یکی از ناهنجاری‌هایی که در ادبیات مالی توجه زیادی به آن شده است، «ناهنجاری اقلام تعهدی»[4] است. از رابطه منفی جزء تعهدی سود سال جاری با بازده آتی سهام، تعبیر به «ناهنجاری اقلام تعهدی» می‌شود. عمده سرمایه‌گذاران در حوزه‌های مختلف سرمایه‌گذاری به دنبال حداکثر کردن بازده در مقابل ریسک معین هستند. سرمایه‌گذاری در سهام نیز از این قاعده مستثنا نیست. تاکنون در پژوهش‌های مختلف، راهبردهای متفاوتی برای سرمایه‌گذاری در سهام با هدف افزایش

---

1 . Fama
2 . Random Walk
3 . Anomaly
4 . Accruals Anomaly

بازده ارائه شده است. ناهنجاری اقلام تعهدی فرصت اتخاذ «راهبرد اقلام تعهدی»[1] را فراهم می‌کند. راهبرد اقلام تعهدی، راهبردی معاملاتی است که طبق آن سهام با سطح نسبی پایین اقلام تعهدی خریداری و نگهداری شده و سهام با سطح نسبی بالای اقلام تعهدی فروخته می‌شود. دلیل اصلی متخصصان برای مطالعه راهبردهای سرمایه‌گذاری، ضعف در تحلیل اطلاعات بازار سرمایه و کمبود تخصص کافی سرمایه‌گذاران است (پمپین[2]، ۱۳۸۸: ۷۷). ازاین‌رو پژوهش حاضر می‌تواند راهنمای مناسبی برای سرمایه‌گذاران در راستای استفاده از یک راهبرد جدید سرمایه‌گذاری باشد. ضمن اینکه استفاده از راهبرد مذکور باعث تضعیف و در نهایت از بین رفتن ناهنجاری اقلام تعهدی (جاکوبز و مولر[3]، ۲۰۲۰؛ گرین، هند و سولیمان[4]، ۲۰۱۱) و درنتیجه افزایش کارایی بازار می‌شود. لذا در این پژوهش این پرسش مطرح است که آیا به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی منجر به کسب بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک می‌شود؟ اگرچه اقلام تعهدی و ناهنجاری آن موضوع بسیاری از مطالعات بوده است؛ اما در زمینه عملکرد راهبرد اقلام تعهدی (به تفکیک سنتی و نسبی)، مطالعات معدودی در ایران انجام شده است. در زمینه امکان کسب بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک با به‌کارگیری «راهبرد اقلام تعهدی سنتی» و «راهبرد اقلام تعهدی نسبی»، پژوهشی در داخل کشور یافت نشد. در ادامه مبانی نظری تشریح و فرضیه‌های پژوهش طرح می‌شود. سپس روش پژوهش مطرح شده و در نهایت یافته‌های پژوهش ارائه و تفسیر خواهد شد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

فرضیه بازار کارا بیانگر این است که قیمت‌های اوراق بهادار بازتاب صحیحی از تمامی اطلاعات در دسترس همگان و موجود در بازار است. هنگامی‌که قیمت‌های جاری اوراق بهادار به‌طور کامل همه اطلاعات گذشته را منعکس کند، سطح ضعیف کارایی[5] وجود دارد. در این شرایط، پیش‌بینی بازده آینده از روی بازده و اطلاعات گذشته سهام ممکن نیست. لذا تخمین قیمت‌های آینده سهام به‌وسیله الگوی قیمت‌های گذشته محال است. آزمون تجربی شکل ضعیف کارایی، آزمون قابلیت پیش‌بینی بازده[6] است. در این آزمون چنانچه بتوان به‌وسیله متغیر یا متغیرهایی، بازده آینده سهام را

---

1 . Accruals Strategy
2 . Pompian
3 . Jacobs and Muller
4 . Green, Hand and Soliman
5 . Weak-Form Efficiency
6 . Return Predictability Test

پیش‌بینی کرد، وجود سطح ضعیف کارایی رد می‌شود (سویل[1]، ۲۰۱۲). ازجمله آزمون‌های قابلیت پیش‌بینی بازده می‌توان به پژوهش‌های مرتبط با اثر ماه ژانویه[2] (کیم[3]، ۱۹۸۳)، اثر روز دوشنبه[4] (فرنچ[5]، ۱۹۸۰) و همچنین رابطه ویژگی‌های شرکت (مثل اندازه، اهرم و ...) و بازده (بنز[6]، ۱۹۸۱) اشاره کرد. لازم به ذکر است در صورت کارایی بازار و عدم وجود ناهنجاری، اصولاً نیازی به تجزیه‌وتحلیل اوراق بهادار نیست؛ زیرا قیمت‌های سهام، بیانگر ارزش ذاتی آن‌هاست و سرمایه‌گذاران به‌راحتی می‌توانند تصمیمات خود را اتخاذ نمایند؛ ولی چنانچه کارایی بازار زیر سؤال رفته باشد و یا ناهنجاری وجود داشته باشد، می‌توان از طریق تجزیه‌وتحلیل اوراق بهادار و انتخاب راهبرد سرمایه‌گذاری مطلوب، به بازده‌های غیرعادی دست‌یافت (فاما، ۱۹۷۰).

یکی از کارکردهای هر نظریه، تبیین پدیده‌هاست. اگر یک نظریه خاص، حاکم و غالب باشد، باید بتواند پدیده‌های پیرامونی و مرتبط را توضیح داده و توجیه نماید. اگر نظریه مذکور پدیده‌ای را نتواند تبیین نماید، آن پدیده، ناهنجاری آن نظریه گفته می‌شود (گادفری، هادسون و هولمز[7]، ۲۰۰۳). با فرض وجود نظریه بازارهای کارا، اگر بتوان با متغیر و عاملی بازده آینده سهام را پیش‌بینی نمود، آن متغیر و عامل، ناهنجاری نظریه بازارهای کارا است. یکی از این ناهنجاری‌ها که در ادبیات مالی توجه زیادی به آن شده است، «ناهنجاری اقلام تعهدی» است.

ناهنجاری اقلام تعهدی یکی از قوی‌ترین و برجسته‌ترین ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. ادبیات حسابداری و مالی شواهد گسترده‌ای از رابطه منفی جزء تعهدی سود سال جاری با بازده آتی سهام فراهم می‌کند. این ناهنجاری باعث می‌شود هنگامی‌که جزء تعهدی سود زیاد است، ثبات سود سال جاری کم شود که این خود سبب می‌شود سود آتی کمتر از میزان مورد انتظار محقق شود. هنگامی‌که سود آتی کمتر از میزان مورد انتظار محقق شود، سرمایه‌گذاران عکس‌العمل منفی به اعلان سود نشان می‌دهند؛ بنابراین بازار سطح بالای اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری بیش‌ازاندازه و سطح پایین اقلام تعهدی را قیمت‌گذاری کمتر از اندازه می‌کند. از علل وجود ناهنجاری اقلام تعهدی می‌توان به

---

1 . Sewell
2 . January Effect
3 . Keim
4 . Monday Effect
5 . French
6 . Banz
7 . Godfrey, Hodgson and Holmes

پایدارپنداری [جزء تعهدی] سود[1] توسط سرمایه‌گذاران ناآگاه (اسلون[2]، ۱۹۹۶)، رشد شرکت (فرفیلد، ویسننت و یان[3]، ۲۰۰۳)، ریسک (خان[4]، ۲۰۰۸) و مداخله «سود عملیاتی نقدی» در رابطه بین جزء تعهدی سود با بازده سال آتی سهام (بال، گراکوس، لینینما و نیکولوف[5]، ۲۰۱۶) اشاره نمود.

ناهنجاری اقلام تعهدی فرصت اتخاذ راهبرد اقلام تعهدی را در خریدوفروش سهام فراهم می‌آورد. راهبرد اقلام تعهدی، راهبردی معاملاتی است که طبق آن سهام با سطح نسبی پایین اقلام تعهدی خریداری و نگهداری شده و سهام با سطح نسبی بالای اقلام تعهدی فروخته می‌شود. این راهبرد مستلزم فروش سهام با سطح بالای اقلام تعهدی است؛ زیرا قیمت‌گذاری بیش‌ازحد شده است. به همین ترتیب راهبرد اقلام تعهدی مستلزم خرید سهام با سطح پایین اقلام تعهدی است؛ زیرا قیمت‌گذاری کمتر از واقع شده است. در این راهبرد اعتقاد بر این است که پس از بیش واکنش قیمتی ناشی از سطح بالای اقلام تعهدی، قیمت سهام در آینده کاهش می‌یابد. همچنین طبق این راهبرد انتظار می‌رود پس از واکنش کمتر از اندازه ناشی از سطح پایین اقلام تعهدی، قیمت سهام در آینده افزایش یابد. لذا در صورت تحقق چنین پدیده‌ای فرصت تحصیل بازده مازاد فراهم می‌شود (لو و نسیم[6]، ۲۰۰۶). راهبرد اقلام تعهدی برحسب هم مقیاس کننده[7]، به دو نوع سنتی و نسبی تقسیم می‌شود. در راهبرد اقلام تعهدی سنتی[8]، ارزش دفتری جمع دارایی‌های شرکت‌های سرمایه پذیر و در راهبرد اقلام تعهدی نسبی[9]، قدر مطلق سود خالص یا قدر مطلق سود عملیاتی به‌عنوان هم مقیاس کننده اقلام تعهدی شرکت‌های سرمایه پذیر استفاده می‌شود. حامیان اقلام تعهدی نسبی با تمرکز بر ایده اولیه اسلون (۱۹۹۶) مبنی بر این‌که سرمایه‌گذاران، سود را پایدار می‌پندارند، از سود به‌عنوان هم مقیاس کننده اقلام تعهدی استفاده می‌کنند. آن‌ها معتقدند هنگامی‌که از اقلام تعهدی نسبی استفاده می‌شود، ناهنجاری اقلام تعهدی، بیشتر ظهور و بروز می‌یابد (حفظ الله، لاندهولم و وان‌وینکل[10]، ۲۰۱۱). نتایج دو مطالعه در داخل کشور نیز نشان داد استفاده از راهبرد اقلام تعهدی نسبی منجر به کسب بازده اضافه در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی می‌شود (کردستانی و شاهسوند، ۱۳۹۲؛ رفیعی، آقابابایی و اقبال نیا، ۱۳۹۷).

---

1 . Earnings Fixation
2 . Sloan
3 . Fairfield, Whisenant and Yohn
4 . Khan
5 . Ball, Gerakos, Linnainma and Nikolaev
6 . Lev and Nissim
7 . Deflator
8 . Traditional Accruals Strategy
9 . Percent Accruals Strategy
10 . Hafzalla, Lundholm and Van Winkle

اسلون (۱۹۹۶) نشان داد اقلام تعهدی بعد از کنترل عوامل اندازه، بتا و سایر ویژگی‌ها، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی قوی برای بازده سهام دارد. نتیجه پژوهش اسلون این بود که بازار در قیمت‌گذاری شرکت دچار خطا می‌شود؛ به‌این‌ترتیب که وزن بیشتر از واقع به جزء تعهدی سود و وزن کمتر از واقع به جزء نقدی سود می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر بازار در پیش‌بینی پایداری نسبی دو جزء تعهدی و نقدی سود دچار شکست می‌شود؛ به‌این‌ترتیب که پیش‌بینی می‌کند شرکت‌هایی با اقلام تعهدی بالاتر (پایین‌تر)، سود بالاتر (پایین‌تر) در سال بعد دارند؛ اما یافته‌های پژوهش اسلون (۱۹۹۶) نشان داد سبد شرکت‌هایی با اقلام تعهدی بالا، بازده‌های پایینی در سال بعد کسب خواهند نمود؛ یعنی اطلاعات سود در قیمت‌های سهام به‌درستی منعکس نشده است. او نشان داد با اتخاذ «راهبرد اقلام تعهدی» می‌توان ۱۰/۴ درصد بازده غیرعادی سالانه کسب نمود. کسب بازده غیرعادی از اعمال «راهبرد اقلام تعهدی» در سایر پژوهش‌ها نیز نتیجه‌گیری شده است (باشی و ریدی[1]، ۲۰۰۳؛ نوی مارکس[2]، ۲۰۱۳؛ بال و همکاران، ۲۰۱۶). البته ژو (۲۰۲۰) نشان داد سودآوری راهبرد اقلام تعهدی در مورد شرکت‌هایی متمرکز است که سودآوری خود آن شرکت‌ها زیاد است. نتایج مطالعه علی، چن، یایو و یو[3] (۲۰۰۸) نشان داد بخشی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می‌کنند و در مقایسه با سایر صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، بازده مازاد کسب می‌کنند. در داخل کشور امکان کسب بازده غیرعادی با استفاده از راهبرد معاملاتی معکوس (مهرانی و نونهال‌نهر، ۱۳۸۶؛ سعیدی و باقری، ۱۳۸۹؛ بدری و اسکینی، ۱۳۹۱) و کسب بازده مازاد با استفاده همزمان از ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری مخارج سرمایه‌ای (مشایخی، فدایی نژاد و کلاته رحمانی، ۱۳۸۹) تائید شده است. از سوی مقابل، نتایج مطالعه کیم، لی، لی و سانوو[4] (۲۰۱۷) نشان داد شرکت‌های سرمایه‌گذاری که از راهبرد اقلام تعهدی استفاده می‌کنند، بازده غیرعادی کسب نمی‌کنند. همچنین نتایج پژوهش حسینی و هاشمی (۱۳۹۸) حاکی از عدم استفاده سرمایه‌گذاران خبره از راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی بود. همچنین این پژوهش نشان داد سرمایه‌گذاران خبره‌ای که از راهبرد اقلام تعهدی سنتی استفاده می‌کنند، بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک بیشتری در مقایسه با سرمایه‌گذاران خنثی نسبت به این راهبرد، کسب نمی‌کنند.

---

1 . Bushee and Ready
2 . Novy-Marx
3 . Ali, Chen, Yao and Yu
4 . Kim, Lee, Lee and Sunwoo

در شرایط وجود ناهنجاری در بازار، می‌توان از طریق تجزیه‌وتحلیل اوراق بهادار و انتخاب راهبرد سرمایه‌گذاری مطلوب، به بازده‌های مازاد دست‌یافت (فاما، ۱۹۷۰). پژوهش‌های متعددی وجود ناهنجاری اقلام تعهدی (کرمی و مرشدزاده بافقی، ۱۳۹۳؛ هاشمی، حمیدیان و ابراهیمی، ۱۳۹۲؛ مشایخی و همکاران، ۱۳۸۹) و توان پیش‌بینی بازده و سود آتی توسط اقلام تعهدی (فروغی و دستجردی، ۱۳۹۵) را در بازار سرمایه ایران تائید کرده‌اند. لذا در پژوهش حاضر این موضوع بررسی می‌شود که آیا می‌توان با راهبرد اقلام تعهدی سنتی و راهبرد اقلام تعهدی نسبی به بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک دست‌یافت؟

فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مبانی نظری و پیشینه مطرح شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

۱. به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی، موجب کسب بازده مازاد می‌شود.

۲. به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی، موجب کسب بازده مازاد می‌شود.

۳. به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی، موجب کسب بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک می‌شود.

۴. به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی، موجب کسب بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از حیث هدف، کاربردی است. از لحاظ ماهیت و روش، توصیفی- علی از نوع پژوهش‌های پس رویدادی است که مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با روش استقرایی به کل جامعه آماری قابل تعمیم خواهد بود. در این پژوهش برای محاسبه برخی متغیرها از روش تجزیه‌وتحلیل رگرسیون و جهت آزمون فرضیه‌ها، از آزمون t استفاده می‌شود. با توجه به ماهیت پژوهش، جهت گردآوری مبانی نظری، از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. بدین منظور با مطالعه نشریات و کتاب‌ها و سایت‌های تخصصی، اطلاعات لازم گردآوری شد. برای جمع‌آوری داده‌های موردنیاز از روش اسنادکاوی استفاده شد. بدین منظور از صورت‌های مالی شرکت‌ها، سایت بورس اوراق بهادار و نرم‌افزار ره‌آورد

نوین استفاده شده است. جهت آماده‌سازی و تحلیل داده‌ها، از نرم‌افزار صفحه گسترده مایکروسافت اکسل[1] و نرم‌افزار ایویوز[2] استفاده شده است.

جامعه آماری پژوهش حاضر، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ می‌شود. برای انتخاب نمونه از روش حذف نظام‌مند استفاده شده است. نمونه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ است که قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشد و تا ۱۳۹۷ در بورس اوراق بهادار حضورداشته باشد، بیش از ۶ ماه وقفه معاملاتی نداشته باشند؛ سال مالی خود را در قلمرو پژوهش تغییر نداده باشد؛ صورت‌های مالی آن‌ها در دسترس باشد. با توجه به ویژگی‌های یادشده، تعداد ۲۳۶ شرکت انتخاب شد.

مطابق بال و همکاران (۲۰۱۶) و علی و همکاران (۲۰۰۸)، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش «سبد مصون‌سازی»[3] به‌وسیله سه معیار بازده مازاد، آلفای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[4] و آلفای مدل سه عاملی فاما و فرنچ[5] استفاده می‌شود که در ادامه توضیح داده می‌شود.

سبد مصون‌سازی به‌وسیله معیار بازده مازاد: منظور از بازده مازاد، تفاوت بازده واقعی با بازده میانگین سبد ایجاد شده بر مبنای اندازه شرکت‌هاست که به شرح رابطه (۱) محاسبه می‌شود.

$$ER_{i.t} = R_{i,t} - MR_{i.t} \qquad (۱)$$

که در رابطه (۱)، $ER_{i,t}$ بازده مازاد شرکت i در ماه t، $R_{i,t}$ بازده شرکت i در ماه t و $MR_{i,t}$ بازده میانگین سبدی که شرکت i در ماه t در آن قرار داشته است.

در این روش ابتدا کلیه شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار سهام در ابتدای مرداد سال t به ۱۰ دهک تقسیم می‌شود. سپس میانگین ماهانه بازده سهام دوره زمانی ابتدای مردادماه سال t تا پایان تیرماه سال t+1 برای هر دهک محاسبه می‌شود. تشکیل دهک‌ها (سبدها)ی مبنا در هر سال تکرار می‌شود؛ بنابراین شرکت‌ها می‌توانند بسته به تغییرات اندازه، در دهک‌ها (سبدها) جابه‌جا شوند. بازده مازاد ماهانه هر سهم در دوره‌های زمانی مذکور از تفاوت بازده واقعی ماهانه ابتدای مرداد سال t تا پایان تیر سال t+1 آن سهم با میانگین بازده ماهانه سبدی که در آن قرار داشته، محاسبه می‌شود. لازم به ذکر است برای محاسبه بازده واقعی ماهانه از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج شده است.

---

1 . Microsoft Excel
2 . Eviews
3 . Hedge Portfolio
4 . Capital Asset Pricing Model (CAPM)
5 . Fama–French three-factor model

برای تشکیل سبد مصون‌سازی به‌وسیله معیار بازده مازاد، شرکت‌ها بر اساس اقلام تعهدی همگن‌شده به‌وسیله ارزش دفتری دارایی‌ها (فرضیه اول) در ابتدای سال t به ۱۰ دهک تقسیم می‌شوند. برای آزمون فرضیه دوم، از قدر مطلق سود عملیاتی، به‌عنوان هم مقیاس کننده اقلام تعهدی استفاده می‌شود. دهک اول نشان‌دهنده پایین‌ترین سطح اقلام تعهدی؛ یعنی موقعیت خرید سهام بر اساس راهبرد اقلام تعهدی و دهک دهم نشان‌دهنده بالاترین سطح اقلام تعهدی؛ یعنی موقعیت فروش سهام بر اساس راهبرد اقلام تعهدی است؛ چراکه طبق مبانی نظری رابطه بین اقلام تعهدی در سال جاری و بازده سال آتی، رابطه‌ای منفی است. سپس میانگین ماهانه بازده مازاد هر سبد (دهک) برای دوره ابتدای مرداد سال t تا پایان تیر سال t+1 محاسبه می‌گردد. حال می‌توان سبد مصون‌سازی را در هرماه تشکیل داد. سبد مصون‌سازی به معنای استفاده از موقعیت خریدوفروش سهام بر اساس راهبرد اقلام تعهدی است. به‌عبارت‌دیگر سبد مصون‌سازی عبارت است از برخورداری از بازده ناشی از خرید سهامی که پایین‌ترین سطح اقلام تعهدی را داراست و از دست دادن بازده ناشی از فروش سهامی که بالاترین سطح اقلام تعهدی را داراست. لذا بازده مازاد سبد مصون‌سازی عبارت از میانگین بازده مازاد دهک اول منهای میانگین بازده مازاد دهک دهم در هرماه می‌باشد. برای بررسی اینکه آیا با راهبرد اقلام تعهدی می‌توان بازده مازاد کسب کرد، باید سری زمانی میانگین ماهانه بازده مازاد سبد مصون‌سازی را بررسی نمود. درصورتی‌که میانگین بازده مازاد سبد مصون‌سازی به‌صورت معنادار بزرگ‌تر از صفر باشد، به معنای کسب بازده مازاد از اعمال راهبرد اقلام تعهدی است. برای آزمون این فرضیه از آزمون t استفاده می‌شود. لازم به ذکر است اقلام تعهدی که رتبه‌بندی بر اساس آن انجام می‌پذیرد از رابطه (۲) محاسبه می‌شود.

$$ACC = OI - CFO \qquad (۲)$$

که در رابطه (۲)، ACC اقلام تعهدی، OI سود عملیاتی و CFO وجه نقد عملیاتی است. اطلاعات سود عملیاتی و وجه نقد عملیاتی از صورت‌های مالی حسابرسی شده سالانه استخراج شده است.

سبد مصون‌سازی به‌وسیله معیارهای آلفای CAPM و آلفای مدل سه عاملی: برای تشکیل سبد مصون‌سازی به‌وسیله معیارهای آلفای CAPM و آلفای مدل سه عاملی فاما و فرنچ، در هر سال (سال t) شرکت‌ها بر اساس اقلام تعهدی همگن‌شده به‌وسیله ارزش دفتری دارایی‌ها (فرضیه سوم) در ابتدای سال t به ۱۰ دهک تقسیم می‌شوند. برای آزمون فرضیه چهارم، از قدر مطلق سود عملیاتی، به‌عنوان هم مقیاس کننده اقلام تعهدی استفاده می‌شود. دهک اول نشان‌دهنده پایین‌ترین سطح اقلام تعهدی؛ یعنی موقعیت خرید سهام بر اساس راهبرد اقلام تعهدی و دهک دهم نشان‌دهنده بالاترین سطح اقلام تعهدی؛ یعنی موقعیت فروش سهام بر اساس راهبرد اقلام تعهدی است. سپس میانگین بازده ماهانه هر دهک برای دوره ابتدای مردادماه سال t تا پایان تیرماه سال t+1 محاسبه می‌گردد.

در این مرحله سبد مصون‌سازی با کم کردن میانگین بازده دهک دهم از میانگین بازده دهک اول در هرماه محاسبه می‌شود. حال برای سبد مصون‌سازی، به‌صورت سری زمانی ماهانه از مدل‌های CAPM و سه عاملی فاما و فرنچ به شرح روابط (۳) و (۴) استفاده می‌شود:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{it} (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{it} (R_{mt} - R_{ft}) + s_{it} SMB + h_{it} HML + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

که در روابط (۳) و (۴)، R_{pt} میانگین ماهانه بازده سبد مصون‌سازی در دوره ابتدای مرداد سال t تا پایان تیر سال t+1، R_{ft} بازده بدون ریسک ماهانه در دوره ابتدای مرداد سال t تا پایان تیر سال t+1، R_{mt} میانگین بازده بازار ماهانه در دوره ابتدای مرداد سال t تا پایان تیر سال t+1، SMB تفاوت ماهانه بین میانگین بازده سبد سهام شرکت‌های کوچک و سبد سهام شرکت‌های بزرگ در دوره ابتدای مرداد سال t تا پایان سال t+1، HML تفاوت ماهانه بین میانگین بازده سبد سهام شرکت‌های با ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و سبد سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین در دوره ابتدای مرداد سال t تا پایان تیر سال t+1 و β_{it}، s_{it} و h_{it} به ترتیب عوامل بازار، اندازه و ارزش سبد مصون‌سازی می‌باشند. لازم به ذکر است برای محاسبه SMB و HML در ابتدای سال t شرکت‌های نمونه بر اساس اندازه شرکت به دو دسته کوچک (S) و بزرگ (B) که هرکدام نیمی از سهام نمونه را در بردارند، تقسیم می‌شوند. مجدداً در ابتدای سال t سهام شرکت‌های نمونه بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، به سه دسته شامل ۳۰ درصد فوقانی (H)، ۴۰ درصد میانی (M) و ۳۰ درصد تحتانی (L) تقسیم می‌شود. از ترکیب پنج دسته یادشده، شش سبد (SL، SM، SH، BL، BM و BH) تشکیل می‌شود که میانگین بازده ماهانه هر سبد در دوره ابتدای مرداد سال t تا پایان تیر سال t+1 محاسبه می‌شود. در نهایت SMB و HML طبق رابطه‌های (۵) و (۶) محاسبه می‌شود.

$$SMB = [(r_{SH} + r_{SM} + r_{SL}) / 3] - [(r_{BH} + r_{BM} + r_{BL}) / 3] \quad (۵)$$

$$HML = [(r_{SH} + r_{BH}) / 2] - [(r_{SL} + r_{BL}) / 2] \quad (۶)$$

لازم به توضیح است دهک‌بندی بر اساس سطح اقلام تعهدی استخراج شده از صورت‌های مالی حسابرسی شده سالانه در ابتدای هر سال شمسی تجدید می‌گردد. لذا در سال‌های مختلف ممکن است یک شرکت خاص در دهک‌های مختلفی جای گیرد. این فرضیه‌ها در پی تحلیل امکان کسب بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک از طریق استفاده از راهبرد اقلام تعهدی است. به‌عبارت‌دیگر این موضوع تحلیل می‌شود که اگر امروز سهامی با سطح پایین اقلام تعهدی خریداری شود و سهامی با سطح بالای اقلام تعهدی فروخته شود، در آینده بازده مازاد دست‌یافتنی است یا خیر؛ بنابراین دهک‌بندی در ابتدای سال انجام شده ولی بازده‌ها با تأخیری چهارماهه از ابتدای مرداد تا پایان تیرماه سال بعد محاسبه می‌گردد. جمله ثابت در

دو مدلCAPM و سه عاملی فاما و فرنچ نشان‌دهنده بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک در سبد مصون‌سازی شده می‌باشد. درصورتی‌که در مدل‌های رگرسیونی فوق که به‌صورت سری زمانی اجرا شده است، جمله ثابت عددی مثبت و معنادار باشد، این به معنای آن است که می‌توان از اعمال راهبرد اقلام تعهدی، بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک کسب نمود.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

مطابق روابط تشریح شده در بخش روش پژوهش، پس از تعیین نمونه آماری و گردآوری داده‌های موردنیاز، فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار گرفت. در ادامه، ابتدا آمار توصیفی و سپس نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش بیان شده است.

در جدول (۱) و (۲) آمار توصیفی داده‌های پژوهش ارائه شده است. تعداد کل مشاهدات، ۲۰۷۸۰ است که بر اساس دو شاخص اقلام تعهدی سنتی و اقلام تعهدی نسبی به ۱۰ دهک ۲۰۷۸ مشاهده‌ای، تقسیم شده‌اند. دهک اول، کم‌ترین سطح اقلام تعهدی؛ یعنی موقعیت خرید و نگهداری سهام بر اساس راهبرد اقلام تعهدی و دهک دهم، بیشترین سطح اقلام تعهدی؛ یعنی موقعیت فروش سهام بر اساس راهبرد اقلام تعهدی را دارند. یادآوری می‌شود طبق فرضیه‌های پژوهش به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی یعنی استفاده از بازده موقعیت خرید و از دست دادن بازده موقعیت فروش، منجر به کسب بازده مازاد می‌شود. بر اساس هر دو شاخص اقلام تعهدی سنتی و اقلام تعهدی نسبی، بیشترین میانگین بازده متعلق به دهک اول و کم‌ترین میانگین بازده مربوط به دهک دهم است که این کاملاً در حمایت از فرضیه‌های پژوهش است. در ستون چهارم و پنجم جدول (۱) و (۲) ماکزیمم و مینیمم بازده‌های ماهانه ارائه شده است. در ستون هفتم جدول (۱) و (۲)، میانگین ارزش دفتری جمع دارایی‌های مشاهده‌ها بر اساس دو شاخص اقلام تعهدی سنتی و نسبی ارائه شده است. بر اساس هر دو شاخص یادشده، میانگین ارزش دفتری دارایی‌های مشاهدات مربوط به دهک اول و دهک دهم تفاوت زیادی با هم ندارد. لذا احتمالاً نمی‌توان تفاوت در بازده را به تفاوت در اندازه مشاهدات منتسب نمود. البته در مورد این احتمال برآمده از آمار توصیفی، در بخش استحکام نتایج، بررسی‌های بیشتری انجام شده است. در ستون ششم، انحراف معیار بازده‌های ماهانه ارائه شده است. انحراف معیار که نشان‌دهنده نوسان بازده است، به‌عنوان یکی از شاخص‌های ریسک شناخته می‌شود. طبق هر دو شاخص اقلام تعهدی سنتی و نسبی، بیشترین انحراف معیار متعلق به دهک اول و کمترین انحراف معیار مربوط به دهک دهم است.

جدول ۱. آمار توصیفی بر اساس راهبرد اقلام تعهدی سنتی

دهک مشاهده‌ها	تعداد مشاهده	میانگین بازده ماهانه (درصد)	ماکزیمم (درصد)	مینیمم (درصد)	انحراف معیار	میانگین اندازه (میلیارد ریال)
دهک ۱	۲۰۷۸	۳/۹۷	۳۳۲	-۴۸	۰/۲۰	۶۷۴۸
دهک ۲	۲۰۷۸	۳/۰۴	۱۷۳	-۳۴	۰/۱۶	۱۰۰۱۸
دهک ۳	۲۰۷۸	۲/۶۴	۱۶۳	-۴۵	۰/۱۶	۱۸۲۶۹
دهک ۴	۲۰۷۸	۲/۲۹	۱۱۸	-۴۵	۰/۱۵	۳۸۵۸۷
دهک ۵	۲۰۷۸	۲/۹۰	۳۱۳	-۴۱	۰/۱۸	۲۶۸۷۴
دهک ۶	۲۰۷۸	۲/۵۸	۱۴۱	-۴۷	۰/۱۶	۳۱۲۵۷
دهک ۷	۲۰۷۸	۲/۶۴	۱۴۱	-۴۱	۰/۱۵	۱۵۴۷۸
دهک ۸	۲۰۷۸	۲/۵۷	۱۱۵	-۴۸	۰/۱۶	۹۹۸۷
دهک ۹	۲۰۷۸	۳/۲۳	۱۵۲	-۳۷	۰/۱۵	۱۱۱۳۹
دهک ۱۰	۲۰۷۸	۲/۱۲	۹۵	-۳۱	۰/۱۳	۹۳۱۷
کل شرکت‌ها	۲۰۷۸۰	۲/۸۰	۳۳۲	-۴۸	۰/۱۶	۱۷۷۶۷

جدول ۲. آمار توصیفی بر اساس راهبرد اقلام تعهدی نسبی

دهک مشاهده‌ها	تعداد مشاهده	میانگین بازده ماهانه (درصد)	ماکزیمم (درصد)	مینیمم (درصد)	انحراف معیار	میانگین اندازه (میلیارد ریال)
دهک ۱	۲۰۷۸	۴/۰۵	۳۳۲	-۴۸	۰/۱۹	۲۳۶۸۰
دهک ۲	۲۰۷۸	۲/۸۶	۱۵۵	-۴۵	۰/۱۶	۱۵۹۸۷
دهک ۳	۲۰۷۸	۳/۰۲	۱۶۴	-۴۱	۰/۱۷	۱۰۵۵۱
دهک ۴	۲۰۷۸	۲/۵۳	۱۳۴	-۴۵	۰/۱۵	۲۵۹۸۷
دهک ۵	۲۰۷۸	۲/۶۸	۲۰۹	-۳۴	۰/۱۶	۱۸۲۳۹
دهک ۶	۲۰۷۸	۲/۷۴	۳۱۴	-۴۷	۰/۱۶	۲۰۸۱۰
دهک ۷	۲۰۷۸	۳/۱۹	۳۰۲	-۴۸	۰/۱۷	۲۰۶۲۱
دهک ۸	۲۰۷۸	۲/۶۱	۱۱۵	-۴۰	۰/۱۵	۹۳۷۰
دهک ۹	۲۰۷۸	۲/۳۷	۱۳۰	-۳۵	۰/۱۵	۹۸۴۵
دهک ۱۰	۲۰۷۸	۱/۹۸	۱۲۶	-۴۸	۰/۱۴	۲۲۵۸۴
کل شرکت‌ها	۲۰۷۸۰	۲/۸۰	۳۳۲	-۴۸	۰/۱۶	۱۷۷۶۷

همان‌طور که در جدول (۱) و (۲) مشاهده می‌شود، سطوح بازده و انحراف معیار هم‌راستا با هم تغییر می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر در هر دو شاخص اقلام تعهدی سنتی و نسبی، دهک اول، بیشترین سطح بازده و انحراف معیار؛ و دهک دهم کمترین سطح بازده و انحراف معیار را داراست. درنتیجه این احتمال به ذهن متبادر می‌شود که تفاوت در سطوح بازده در دهک‌های مختلف، ممکن است ناشی از تفاوت در انحراف معیار (ریسک) باشد. در اینجاست که اهمیت مطرح شدن فرضیه‌های سوم و چهارم مشخص می‌شود.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

در فرضیه‌های پژوهش حاضر این موضوع بررسی می‌شود که آیا به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی، موجب کسب بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک می‌شود. نتایج آزمون این فرضیه‌ها در جدول (۳) ارائه شده است. در این جدول، میانگین بازده‌های مازاد و بازده‌های مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک هر دهک و سطح معناداری مربوط، نشان داده شده است. دهک اول نشان‌دهنده پایین‌ترین سطح اقلام تعهدی؛ یعنی موقعیت خرید سهام بر اساس راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی؛ و دهک دهم نشان‌دهنده بالاترین سطح اقلام تعهدی؛ یعنی موقعیت فروش سهام بر اساس راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی است. جهت آزمون فرضیه‌ها، به سطر سبد مصون‌سازی باید تمرکز نمود. سبد مصون‌سازی عبارت است از برخورداری از بازده ناشی از خرید سهامی که پایین‌ترین سطح اقلام تعهدی را داراست و از دست دادن بازده ناشی از فروش سهامی که بالاترین سطح اقلام تعهدی را داراست. لذا بازده مازاد سبد مصون‌سازی عبارت از میانگین بازده مازاد دهک اول منهای میانگین بازده مازاد دهک دهم است. چنانچه میانگین بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک سبد مصون‌سازی به‌طور معنادار بزرگ‌تر از صفر باشد، فرضیه‌ها تائید می‌شود.

مطابق فرضیه اول، به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی، موجب کسب بازده مازاد می‌شود. لذا طبق این فرضیه، بازده مازاد مشاهده‌های دهک اول، بازده مازاد بیشتری در مقایسه با مشاهده‌های دهک دهم کسب می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر طبق این فرضیه، بازده سبد مصون‌سازی طبق راهبرد اقلام تعهدی سنتی، بازده مازاد معنادار بزرگ‌تر از صفر دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، میانگین ماهانه بازده مازاد دهک اول، ۰/۶۵ درصد و میانگین بازده مازاد دهک دهم، ۰/۵۲- درصد است. لذا میانگین بازده مازاد ماهانه سبد مصون‌سازی، ۱/۱۶ درصد است. با توجه به سطح معناداری ۰/۰۲۲۴، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد، معنادار است. لذا فرضیه اول رد نمی‌شود.

مطابق فرضیه دوم، به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی، موجب کسب بازده مازاد می‌شود. لذا طبق این فرضیه، بازده مازاد مشاهده‌های دهک اول، بازده مازاد بیشتری در مقایسه با مشاهده‌های دهک دهم کسب می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر طبق این فرضیه، بازده سبد مصون‌سازی طبق راهبرد اقلام تعهدی نسبی، بازده مازاد معنادار

بزرگ‌تر از صفر دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، میانگین ماهانه بازده مازاد دهک اول، ۰/۵۶ درصد و میانگین بازده مازاد دهک دهم، ۰/۷۷- درصد است. لذا میانگین بازده مازاد ماهانه سبد مصون‌سازی، ۱/۳۲ درصد است. با توجه به سطح معناداری ۰/۰۰۸۲، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد، معنادار است. لذا فرضیه دوم رد نمی‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه‌ها

	بر اساس اقلام تعهدی سنتی			بر اساس اقلام تعهدی نسبی		
	بازده مازاد	بازده CAPM	بازده سه‌عاملی	بازده مازاد	بازده CAPM	بازده سه‌عاملی
دهک ۱	۰/٦٥ (۰/۱۲۰۵)	۰/٤۱ (۰/۳۰۱۵)	۰/٤٥ (۰/۲٦۸۷)	۰/٥٦ (۰/۱۸٤۷)	۰/٤۳ (۰/۲٥۱۷)	۰/۳۸ (۰/۲۳٤۷)
دهک ۲	۰/۰۳ (۰/۹۰۳۷)	۰/۳۹ (۰/۳٥٦۹)	۰/۳۲ (۰/۳٦٤۷)	-۰/٤٤ (۰/۱۱۰۸)	۰/۰۸ (۰/۷۱٥۸)	۰/۱٤ (۰/٤٤۱۷)
دهک ۳	-۰/۱۳ (۰/٥۷٦۸)	۰/۱۱ (۰/۷۷٤۹)	۰/۰۷ (۰/۸۱٤۷)	-۰/۰۲ (۰/۹٥۲۲)	۰/۱۹ (۰/٥۱۲۸)	۰/۱۸ (۰/۳٥۱۸)
دهک ٤	-۰/۲۸ (۰/۳۲۰٥)	۰/۲۳ (۰/٥۱٤۷)	۰/۱٤ (۰/٤٤٤۹)	-۰/۰۳ (۰/۸۸۸٥)	۰/۰۲ (۰/۹٤۲۸)	۰/۰۱ (۰/۹۷٥۸)
دهک ٥	۰/۰۲ (۰/۹٥۳٥)	-۰/۰۳ (۰/۹۳٦۷)	۰/۰۱ (۰/۹۸٦۲)	۰/۰۳ (۰/۹۰۸۰)	-۰/۰۹ (۰/٦٦٤۷)	-۰/۱۱ (۰/٥٥۸۷)
دهک ٦	-۰/۲۱ (۰/۳٤٥٦)	۰/۱۲ (۰/۷٥۱۷)	۰/۰۷ (۰/۸۱٦۳)	۰/۱۳ (۰/٥٥۳۷)	-۰/۰٦ (۰/۷۱٤۸)	۰/۰٤ (۰/۸۰۳٦)
دهک ۷	۰/۳۱ (۰/۲٥۲۷)	-۰/۰٦ (۰/۸۷۱٤)	-۰/۱۱ (۰/۷۲۷۲)	۰/٥٦ (۰/۰۲٤۱)	-۰/۱۱ (۰/٥۹۸۷)	-۰/۱۲ (۰/٥۳٦۹)
دهک ۸	۰/۱٥ (۰/٥٥۹۸)	-۰/۱٥ (۰/٤۸۱۲)	-۰/۱۹ (۰/۳۰۰۹)	-۰/۷۱ (۰/۰۲۱۲)	-۰/۱٥ (۰/٤۹٥۸)	-۰/۲٥ (۰/۲۸٥۷)
دهک ۹	۰/۷۲ (۰/۰۰۹٥)	۰/۱۲ (۰/۷٤۰۸)	-۰/۰٥ (۰/۷۹۱۹)	۰/۳۲ (۰/۲۳٤٤)	-۰/۰٥ (۰/۷٤۸٥)	-۰/۱۳ (۰/٥۱۹۹)
دهک ۱۰	-۰/٥۲ (۰/۱۰٤۹)	-۰/۲۷ (۰/٤۱٦۸)	-۰/۳۳ (۰/۲۲٥٥)	-۰/۷۷ (۰/۰۱٤۹)	-۰/۷۱ (۰/۰۷٥۸)	-۰/٦٦ (۰/۰۹۸۷)
سبد مصون‌سازی	۱/۱٦ (۰/۰۲۲٤)	۰/٦۸ (۰/۱۱۹۷)	۰/۷۸ (۰/۱۲۱٥)	۱/۳۲ (۰/۰۰۸۲)	۱/۱٤ (۰/۰۱۰۹)	۱/۰٤ (۰/۰۲٤۸)

نتایج فرضیه‌های اول و دوم نشان می‌دهد که می‌توان با به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی به بازده مازاد دست‌یافت؛ که این نتیجه هم‌راستا با نتایج اسلون (۱۹۹۶)، باشی و ریدی (۲۰۰۳)، علی و همکاران (۲۰۰۸)، نوی مارکس (۲۰۱۳)، بال و همکاران (۲۰۱۶) و لیولن و روستک (۲۰۱۶) و مغایر با نتایج کیم و همکاران (۲۰۱۷) است. همچنین هم‌جهت با حفظ الله و همکاران (۲۰۱۱) و کردستانی و شاهسوند (۱۳۹۲)، نتایج حاکی از اثربخش‌تر بودن راهبرد اقلام تعهدی نسبی در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی بود.

مطابق فرضیه سوم، به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی، موجب کسب بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک می‌شود. لذا طبق این فرضیه، مشاهده‌های دهک اول، بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک بیشتری در مقایسه با مشاهده‌های دهک دهم، کسب می‌کنند. همان‌طور که در بخش روش پژوهش تشریح شد، در پژوهش حاضر بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک، به دو شیوه طبق مدل CAPM (رابطه ۱) و مدل سه عاملی فاما فرنچ (رابطه ۲) محاسبه می‌شود. میانگین بازده CAPM دهک اول، ۰/۴۱ درصد و میانگین بازده CAPM دهک دهم، ۰/۲۷- درصد است. با این‌که میانگین بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک دهک اول، ۰/۶۸ درصد بیشتر از میانگین بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک ماهانه دهک دهم است، اما این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد، معنادار نیست. در مورد بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک مدل سه عاملی فاما فرنچ نیز شرایط مشابهی وجود دارد. میانگین بازده مدل سه عاملی دهک اول، ۰/۴۵ درصد و میانگین بازده سه عاملی دهک دهم، ۰/۳۳- درصد است. با این‌که میانگین بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک پرتفوی مصون‌سازی، ۰/۷۸ درصد است، اما این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد، معنادار نیست. لذا فرضیه سوم رد می‌شود.

مطابق فرضیه چهارم، به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی، موجب کسب بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک می‌شود. لذا طبق این فرضیه، مشاهده‌های دهک اول، بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک بیشتری در مقایسه با مشاهده‌های دهک دهم، کسب می‌کنند. میانگین بازده CAPM دهک اول، ۰/۴۳ درصد و میانگین بازده CAPM دهک دهم، ۰/۷۱- درصد است؛ بنابراین میانگین بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک دهک اول، ۱/۱۴ درصد بیشتر از میانگین بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک ماهانه دهک دهم است؛ و با توجه به سطح معناداری ۰/۰۱۰۹، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد، معنادار است. در مورد بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک مدل سه عاملی فاما فرنچ نیز شرایط مشابهی وجود دارد. میانگین بازده مدل سه عاملی دهک اول، ۰/۳۸ درصد و میانگین بازده سه عاملی دهک دهم، ۰/۶۶- درصد است. لذا میانگین بازده مازاد ماهانه سبد

مصون‌سازی، ۱/۰۴ درصد است. با توجه به سطح معناداری ۰/۰۲۴۸، این تفاوت در سطح خطای ۵ درصد، معنادار است. لذا فرضیه چهارم رد نمی‌شود. نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم نشان می‌دهد پس از کنترل عوامل ریسک موجود در دو مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما فرنچ، به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی می‌تواند منجر به کسب بازده مازاد شود اما راهبرد اقلام تعهدی سنتی این توانایی را ندارد. همچنین مشابه با نتایج فرضیه‌های اول و دوم، نتایج آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم نشان می‌دهد راهبرد اقلام تعهدی نسبی در کسب بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی اثربخش‌تر است.

استحکام نتایج

در بخش آمار توصیفی مشاهده شد بر اساس هر دو شاخص اقلام تعهدی سنتی و نسبی، اندازه (ارزش دفتری جمع دارایی‌ها) مشاهدات مربوط به دهک اول و دهک دهم تفاوت زیادی با هم ندارد. لذا نمی‌توان تفاوت در بازده را به تفاوت در اندازه مشاهدات منتسب نمود. این در حالی است که جهت آزمون فرضیه‌های اول و دوم، بازده مازاد، از تفاوت بازده واقعی با بازده میانگین سبد ایجاد شده بر مبنای اندازه شرکت‌ها، محاسبه شد؛ بنابراین در این بخش بازده مازاد به شیوه‌ای دیگر نیز محاسبه و فرضیه‌های اول و دوم مجدداً آزمون می‌شود. در این شیوه، ابتدا شرکت‌ها بر اساس اقلام تعهدی همگن‌شده به‌وسیله ارزش دفتری دارایی‌ها (فرضیه اول) در ابتدای سال t به ۱۰ دهک تقسیم می‌شوند. برای آزمون فرضیه دوم، از قدر مطلق سود عملیاتی، به‌عنوان هم مقیاس کننده اقلام تعهدی استفاده می‌شود. سپس میانگین ماهانه بازده مازاد هر سبد (دهک) برای دوره ابتدای مرداد سال t تا پایان تیر سال t+1 محاسبه می‌گردد. مطابق نالاردی و اوگنوا[1] (۲۰۱۷) بازده مازاد، از طریق تفاوت بازده ماهانه شرکت‌ها نسبت به نرخ بازده بدون ریسک ماهانه، به شرح رابطه (۷) محاسبه می‌شود.

$$ER_{i.t} = R_{i,t} - FR_t \qquad (۷)$$

که در رابطه (۷)، $ER_{i,t}$ بازده مازاد شرکت i در ماه t، $R_{i,t}$ بازده شرکت i در ماه t و FR_t نرخ بازده بدون ریسک در ماه t است. برای محاسبه نرخ بازده بدون ریسک، از نرخ بازده اوراق مشارکت دولتی استفاده شد. بازده ماهانه از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج شده است. در این شیوه محاسبه نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم در جدول (۴) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده

1 . Nallareddy and Ogneva

می‌شود، میانگین بازده مازاد ماهانه سبد مصون‌سازی طبق راهبرد اقلام تعهدی سنتی، ۰/۸۹ درصد و طبق راهبرد اقلام تعهدی نسبی، ۱/۱۱ درصد است. با توجه به سطوح معناداری ۰/۰۳۶۱ و ۰/۰۲۱۳، این میانگین‌ها در سطح خطای ۵ درصد، معنادار است. لذا فرضیه اول و دوم در این شیوه محاسبه نیز رد نمی‌شود. لذا در این شیوه محاسبه نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم تغییری نکرد.

جدول ٤. استحکام نتایج

	بازده مازاد طبق اقلام تعهدی سنتی	بازده مازاد طبق اقلام تعهدی نسبی
دهک اول	۰/۵۷ (۰/۱۹۸۱)	۰/٦٥ (۰/۱٥٦۹)
دهک دهم	-۰/۳۲ (۰/۲۱۱۷)	-۰/٤٦ (۰/۱۱۰۹)
سبد مصون‌سازی	۰/۸۹ (۰/۰۳٦۱)	۱/۱۱ (۰/۰۲۱۳)

نتیجه‌گیری و بحث

در بستر فرضیه بازار کارا، چنانچه با متغیری بتوان قیمت یا بازده آینده سهام را پیش‌بینی کرد، آن متغیر را ناهنجاری یا استثنا نسبت به فرضیه بازار کارا می‌نامند. ناهنجاری اقلام تعهدی ازجمله ناهنجاری‌های مهم بازار است که وجود آن دیرزمانی است در پژوهش‌های تجربی تائید شده است. در ایران نیز وجود این ناهنجاری در پژوهش‌های متعدد، تائید شده است. چنانچه ناهنجاری در بازار وجود نداشته باشد، تنها میزان پذیرش ریسک است که میزان بازده را مشخص می‌کند و هیچ راهبرد معاملاتی منجر به کسب بازده مازاد نمی‌شود؛ اما با وجود ناهنجاری‌ها، فرصت اتخاذ راهبرد معاملاتی و کسب بازده مازاد وجود دارد. در این پژوهش، امکان کسب بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک با به‌کارگیری راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی سنتی و نسبی بررسی شد. نتایج نشان داد به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی نسبی، منجر به کسب بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک می‌شود. همچنین به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی موجب کسب بازده مازاد می‌شود. این نتایج هم‌راستا با نتایج اسلون (۱۹۹۶)، باشی و ریدی (۲۰۰۳)، علی و همکاران (۲۰۰۸)، نوی مارکس (۲۰۱۳)، بال و همکاران (۲۰۱۶) و لیولن و روستک (۲۰۱۶) و مغایر با نتایج کیم و همکاران (۲۰۱۷) است. با توجه به این‌که در بازار کارایی که ناهنجاری در آن وجود ندارد، نمی‌توان به بازده مازاد دست‌یافت،

نتایج پژوهش حاضر حاکی از وجود ناهنجاری اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار است؛ که این نتیجه هم‌راستا با نتایج بسیاری از پژوهش‌ها ازجمله کرمی و مرشدزاده بافقی (۱۳۹۳)، هاشمی و همکاران (۱۳۹۲)، مشایخی و همکاران (۱۳۸۹) و فروغی و دستجردی (۱۳۹۵) است. نتیجه دیگر این‌که در صورت استفاده از ناهنجاری اقلام تعهدی در معاملات، قابلیت پیش‌بینی بازده با استفاده از اقلام تعهدی کاهش یافته و لذا با گذشت زمان، ناهنجاری اقلام تعهدی تضعیف شده و بازده مازاد کمتری را می‌توان با به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی کسب نمود (جاکوبز و مولر، ۲۰۲۰؛ گرین، هند و سولیمان، ۲۰۱۱). در مقایسه با نتیجه پژوهش مشایخی و همکاران (۱۳۸۹)، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد طی زمان از راهبرد اقلام تعهدی در معاملات استفاده نشده است. همچنین نتایج پژوهش، حاکی از این است که راهبرد اقلام تعهدی نسبی در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی، منجر به کسب بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل‌شده بر اساس ریسک بیشتر و سطح اطمینان بالاتری می‌شود. لازم به ذکر است این تحلیل توسط نتایج پژوهش‌های دیگر ازجمله حفظ الله و همکاران (۲۰۱۱) و کردستانی و شاهسوند (۱۳۹۲) نیز حمایت می‌شود. در مورد دلیل عدم استفاده سرمایه‌گذاران از راهبرد اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران، سه احتمال می‌توان برشمرد. ممکن است ناهنجاری اقلام تعهدی وجود نداشته باشد و لذا امکان کسب بازده مازاد وجود نداشته باشد. دلیل احتمالی دیگر این است که راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی سودآوری و کارایی لازم را نداشته باشد. در نهایت ممکن است سرمایه‌گذاران آگاهی و تبحر کافی در استفاده از این راهبرد را نداشته باشند. پژوهش حاضر در مورد دو احتمال اول را رد می‌کند. نتایج این پژوهش نشان داد بازار سرمایه ایران دارای ناهنجاری اقلام تعهدی است و این‌که راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی منجر به کسب بازده مازاد و بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک می‌شود.

با توجه به نتایج این پژوهش که نشان داد به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی، منجر به کسب بازده مازاد می‌شود پیشنهاد می‌شود عموم سرمایه‌گذاران، به‌خصوص تحلیل‌گران و سرمایه‌گذاران خبره از راهبردهای یادشده استفاده کرده تا ضمن کسب بازده مازاد، ناهنجاری اقلام تعهدی نیز در بازار سرمایه ایران تضعیف شود و سطح کارایی بازار ارتقا یابد. همچنین پیشنهاد می‌شود نهادها و مراکز دخیل در امر آموزش سرمایه‌گذاری، راهبردهای مذکور را آموزش دهند. قابل‌توجه این‌که سایر ویژگی‌های خاص هر شرکت مانند اهرم، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نوع مالکیت، کیفیت اقلام تعهدی و زیان‌ده بودن در این پژوهش، کنترل نشد. به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود سودآوری راهبرد اقلام تعهدی سنتی و نسبی را با بررسی و کنترل متغیرهای یادشده آزمون کنند.

منابع

- بدری، احمد؛ اسکینی، سبحان. (۱۳۹۱). «آزمون تجربی استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها». دانش حسابداری، ۳(۱۰)، ۱۳۷-۱۵۶.
- پمپین، میشل ام. (۲۰۱۲). «دانش مالی رفتاری و مدیریت دارایی». ترجمه: احمد بدری (۱۳۹۴). تهران: انتشارات کیهان.
- حسینی، سید احسان؛ هاشمی، سید عباس. (۱۳۹۸). «سرمایه‌گذاران خبره و راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی». مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۷(۴)، ۳۱-۴۸.
- خادم علیزاده، امیر. (۱۳۹۲). «بررسی نقش بازار سرمایه در رشد اقتصادی ایران با رویکرد اقتصاد خرد (سطح بنگاه ۱۳۹۰- ۱۳۷۰)». پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۸(۵۴)، ۹۳-۱۱۸.
- رفیعی، سعید؛ آقابابایی، محمد ابراهیم؛ اقبال نیا، محمد. (۱۳۹۷). اقلام تعهدی درصدی و بی‌قاعدگی اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی. ۱۰(۳): ۱-۲۰.
- سعیدی، علی؛ باقری، سعید. (۱۳۹۰). «راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس در بورس اوراق بهادار تهران». تحقیقات مالی، ۱۲(۳۰)، ۷۵-۹۴.
- فروغی، داریوش؛ رهروی دستجردی، علیرضا. (۱۳۹۵). «نابهنجاری‌های بازار و بازده‌های غیرعادی». پیشرفت‌های حسابداری، ۸(۱)، ۱۲۷-۱۵۸.
- کردستانی، غلامرضا؛ شاهسوند، منیره. (۱۳۹۲). «مقایسه بازده اضافی سبد سهام تشکیل شده بر اساس اقلام تعهدی سنتی و نسبی (درصدی)». بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۰(۳)، ۱۰۱-۱۲۳.
- کرمی، غلامرضا؛ مرشدزاده بافقی، مهناز. (۱۳۹۳). «ناهنجاری ناشی از عایدات، ناهنجاری ناشی از اقلام تعهدی و رابطه میان آن دو». دانش حسابداری، ۵(۱۹)، ۷-۲۶.
- مشایخی، بیتا؛ فدایی نژاد، محمد اسماعیل؛ کلاته رحمانی، راحله. (۱۳۸۹). «مخارج سرمایه‌ای، اقلام تعهدی و بازده سهام». پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲(۱)، ۷۷-۹۲.
- مهرانی، ساسان؛ نونهال‌نهر، علی‌اکبر. (۱۳۸۷). «بررسی امکان به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران». بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۰(۳)، ۱۰۱-۱۲۳.
- هاشمی، سید عباس؛ حمیدیان، نرگس؛ ابراهیمی، خدیجه. (۱۳۹۲). «بررسی نابهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران». حسابداری مالی، ۵(۱۹)، ۱-۲۰.

- Ali, A. X. Chen, T. Yao and T. Yu. 2008. Do mutual funds profit from the accruals anomaly? *Journal of Accounting Research*, 46, 1–26.
- Badri, A. and S. Eskini. 2012. Contrarian investment strategy: An empirical test based on data envelopment analysis. *Journal of Accounting Knowledge*, 3(10), 137-156. (In Persian).
- Ball, R. J. Gerakos, J. Linnainmaa, and V. Nikolaev. 2016. Accruals, cash flows, and operating profitability in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 121, 28–45.
- Banz, R. W. 1981. The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Bushee, B. and J. Raedy. 2003. Factors affecting the implementability of stock market trading strategies. Working paper, University of Pennsylvania and University of North Carolina, Chapel Hill.
- Fairfield, P. J. Whisenant, and T. Yohn. 2003. Accrued earnings and growth: Implications for future profitability and market mispricing. *The Accounting Review*, 78(1), 353–371.
- Fama, E. F. 1970. Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Foroghi, D. and A. Dastjerdi. 2016. Market anomalies and abnormal returns. *Journal of Accounting Advances*, 70, 127-158. (In Persian).
- French, K. R. 1980. Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.
- Godfrey, J. A. Hodgson, and S. Holmes. 2003. Accounting theory. Fifth Edition, John Wiley & Sons Australia, Ltd.
- Green, J. J. Hand, and M. Soliman. 2011. Going, going, gone? The demise of the accruals anomaly. *Management Science*, 57 (5), 797-816.
- *Gu, M. 2020. Distress Risk, Investor Sophistication, and Accrual Anomaly.*
- *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 35(1), 79-105.

- Hafzalla, N. R. Lundholm, and E. Van Winkle. 2011. Percent accruals. *The Accounting Review*, 86 (1), 209-236.
- Hashemi, S. A. N. Hamidian, and K. Ebrahimi. 2013. An investigation of accruals anomaly Considering the risk of financial disability in Tehran Stock Exchange. *Quaterly Financial Accounting*, 5(19), 1-20. (In Persian).
- Hosseini, S. E. S. A. Hashemi. 2019. Sophisticated Investors and Accruals Trading Strategy. *Asset Management and Financing*, 7(4), 31-48. (In Persian).
- Jacobs, H. and S. Müller. 2020. Anomalies across the globe: Once public, no longer existent? *Journal of Financial Economics*,135(1), 213-230.
- Karami, G. and M. Morshedzadeh Bafghi. 2015. Earnings-based anomaly, accrual-based anomaly and the relationship between them. *Journal of Accounting* Knowledge, 5(19), 7-26. (In Persian).
- Keim, D. B. 1983. Size-related anomalies and stock returns seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.
- Khadem Alizadeh, A. 2013. Investigation the Effects of Capital Market on Economic Growth in Iran Through Microeconomics Approach (Firm Level 1370-1390*). Iranian Journal of Economic Research*, 18(54), 93-118. (In Persian).
- Kim, Y. J. J. Lee, S. J. Lee, and H. Sunwoo. 2017. Do mutual funds exploit the accrual anomaly? Korean evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 46(2), 227-242.
- Khan, M. 2008. Are accruals mispriced? Evidence from tests of an intertemporal capital asset pricing model. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 55–77.
- Kordestani, G. and M. Shahsavand. 2013. The compare of excess returns of portfolio based on traditional accruals and percent accruals. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 20(3), 101-123. (In Persian).
- Lev, B. and D. Nissim. 2006. The persistence of the accruals anomaly. *Contemporary Accounting Research*, 23(1), 193–226.
- Mashayekhi, B. M. Fadaei Nejad, and R. Kalate Rahmani. 2010. Capital investments, accruals, and stock returns. *Financial Accounting Researches*, 2(1), 77-92. (In Persian).

- Mehrani, S. and A. Nonahal Nahr. 2008. An investigation of implementing contrarian trading strategy in Tehran stock exchange. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 15(1), 25-46. (In Persian).
- Nallareddy, S. and M. Ogneva. 2017. Accrual quality, skill, and the cross-section of mutual fund returns. *Review of Accounting Studies*, 22 (2), 503-542.
- Novy-Marx, R. 2013. The other side of value: The gross profitability premium**.** *Journal of Financial Economics***,** 108, 1–28.
- Rafiee, S. M. B. Agababaei, and M. Eghbalnia. 2018. Percent Accruals and the Accrual Anomaly in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research*, 10(3), 1-20. (In Persian).
- Saeedi, A. and S. Bagheri. 2011. Contrarian strategy in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 12(30), 75-94. (In Persian).
- Sewell, M. 2012. The efficient market hypothesis: Empirical evidence**.** *International Journal of Statistics and Probability*, 1(2), 164-178.
- Sloan, R. G. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *Accounting Review*, 71(3), 289-315.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۶۲-۴۳

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۳۰
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۷/۲۲

مقاله پژوهشی

تأثیر عملکرد شرکت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام[1]

حسین فخاری[2]، مهراب نصیری[3]

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر عملکرد شرکت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای این منظور داده‌های مربوط به ۱۰۰ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ مورداستفاده قرار گرفت. این پژوهش از نوع توصیفی همبستگی بوده و فرضیه‌ها از طریق رگرسیون چندگانه به روش داده‌های تابلویی مورد آزمون قرار گرفتند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین شاخص‌های عملکرد (نرخ بازده دارایی‌ها، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت، شاخص Q توبین و سود هر سهم) و ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارتی با توجه به عملکرد یک شرکت، می‌توان جهش یا سقوط آتی قیمت سهام را پیش‌بینی و نسبت به خرید یا فروش سهام آن شرکت اقدام کرد.

واژه های کلیدی: ریسک سقوط قیمت سهام، اخبار بد و عملکرد شرکت
طبقه‌بندی موضوعی: M41, G33,G32,G12

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.25489.2037
۲. دانشیار حسابداری دانشگاه مازندران، Email: fakharui@umz.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه مازندران، نویسنده مسئول، Email:Mehrab_nasiry@yahoo.com

مقدمه

بورس اوراق بهادار به‌عنوان مکانی برای شکل‌دهی جریان تأمین مالی و سرمایه‌گذاری نقش عمده‌ای را در افزایش تولید کشور داراست و از این طریق در راستای پیشرفت کشور از اهمیتی حیاتی برخوردار است؛ اما مسئله مهم در این زمینه شکل‌دهی درست این جریان توسط نیروهای موجود در بازار است، که این خود منوط به آن می‌باشد که پروژه‌هایی با حداکثر بازده توسط سرمایه‌گذاران شناسایی گردد. تصمیم‌گیری برای شناسایی چنین پروژه‌هایی همواره مستلزم استفاده از اطلاعاتی قابل‌اتکا و مربوط به‌منظور استفاده در مدل‌های تصمیم‌گیری می‌باشد. یکی از عمده‌ترین انگیزه‌های سرمایه‌گذاران جهت ورود به بازار سرمایه، کسب بازده مناسب و درنهایت افزایش ثروت است. عملکرد شرکت عامل مهمی در تغییر ارزش بازار سهام و درنتیجه، تغییر ثروت سهامداران است. شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری عملکرد شرکت‌ها وجود دارد که یکی شاخص کیوتوبین می‌باشد از دیگر عواملی که می‌تواند بر روی عملکرد شرکت تأثیرگذار باشد، می‌توان به عمر شرکت، ارزش دفتری دارایی‌ها و شاخص پنجاه شرکت برتر و غیره اشاره نمود (فروغی و همکاران، ۱۳۹۰).

در محیط پرتلاطم امروزی، بسیاری از سرمایه‌گذاران بر اهمیت شفاف‌سازی سود تأکید می‌کنند و فقدان اطلاعات و یا عدم اطمینان درباره آن به یک مشکل اساسی در مورد بازارهای مالی تبدیل‌شده است. مسئله قابل‌توجه دراین‌بین آن است که بر اساس تحقیقات حسابداری همواره مدیران واحدهای تجاری قادر خواهند بود در انجام سیاست «تأخیر در انتشار اخبار بد و انباشته ساختن آن به‌صورت اطلاعات محرمانه» حجم معینی از اخبار بد را در شرکت انباشته سازند. نگهداری و عدم افشای آن برای مدت‌زمان طولانی‌تر غیرممکن و پرهزینه خواهد شد درنتیجه توده اخبار نامطلوب پس از رسیدن به نقطه‌ی اوج خود به‌یک‌باره وارد بازار می‌شود در این نقطه تمام شوک‌های منفی ویژه شرکت به‌یک‌باره علنی می‌شوند و به یک سقوط می‌انجامد (کوتاری و همکاران[1]، ۲۰۰۹). سقوط قیمت سهام پدیده‌ای است که عموماً به علت وجود حباب در قیمت سهام شرکت رخ می‌دهد و این مسئله به علت اقدامات مدیریتی نظیر تعویق در انتشار اخبار بد و تسریع در انتشار اخبار خوب، فرار از مالیات، استمرار پروژه‌های باارزش فعلی منفی و عدم شفافیت اطلاعات مالی صورت می‌پذیرد (کیم و ژانگ[2]، ۲۰۱۰). به‌عبارتی‌دیگر بین قیمت ذاتی سهام شرکت و

1 . Kothari & et al
2 . Kim and Zhang

ارزش تعیین‌شده برای آن توسط سرمایه‌گذاران، یک شکاف بزرگ (حباب قیمتی سهام) ایجاد می‌شود و هنگامی‌که توده اخبار منفی انباشت شده به نقطه انفجار می‌رسد، به‌یک‌باره وارد بازار شده و به ترکیدن حباب‌های قیمتی و سقوط قیمت سهام می‌انجامد.

بنابراین این پژوهش درصدد است تا به‌طور تجربی رابطه بین عملکرد شرکت و ریسک سقوط قیمت سهام را در شرکت‌های بورسی موردبررسی قرار دهد و با توجه به اینکه پژوهشی اندکی به مطالعه رابطه بین عملکرد شرکت و ریسک سقوط قیمت سهام پرداخته است لذا انجام چنین پژوهشی ضروری به نظر می‌رسد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

سقوط قیمت سهام پدیده‌ای است که در آن قیمت سهام دچار تعدیل شدید منفی و ناگهانی می‌گردد. مدیریت شرکت به دلیل انگیزه‌های خودخواه و یا خیرخواهانه (در جهت اهداف سازمان) با استفاده از سیستم حسابداری، اقدام به بیش نمایی عملکرد شرکت از طریق به تعویق انداختن در انتشار اخبار بد و نیز تسریع اخبار خوب می‌نماید که این روند عدم شفافیت اطلاعات مالی و ایجاد حباب در قیمت سهام شرکت را در پی دارد (روبین و ژانگ[1]، ۲۰۱۵). مکانیسم‌های زیر بنایی خطر سقوط قیمت سهام که به‌وسیله پژوهشگران قبلی بررسی‌شده است به‌طورکلی به دودسته تقسیم می‌شود: عدم تجانس در اعتقادات سرمایه‌گذاران در مورد ارزش‌های اساسی شرکت و رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران شرکت (بلک و لیو[2]، ۲۰۰۷). یک عنصر مشترک از مکانیسم‌های زیربنایی خطر سقوط قیمت سهام، عدم انتشار اخبار بد درباره ارزش‌های اساسی شرکت و نهایتاً آزادسازی این اخبار به بازار سهام است. مطالعاتی که بر رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران تمرکز کرده‌اند، معتقدند که مدیران به‌طور عمد اخبار بد را جهت اجتناب از پیامدهای نامطلوب منتشر نمی‌کنند (کوتاری و همکاران[3]، ۲۰۰۹). درنهایت، پس‌ازآنکه ذخیره اخبار بد به نقطه اوج خود رسید (به دلیل تمایل مدیران به نگهداری اخبار بد) آزادسازی ناگهانی اخبار بد انباشت شده، منجر به ریسک سقوط قیمت می‌شود (بلک و لیو، ۲۰۰۷).

---

1 . Robin & Zhang
2 . Black & Liu
3 . Kothari & et al

بلک و کریستی[1] (۲۰۰۷)، در توضیح چگونگی بروز پدیده سقوط قیمت سهام، نظریه اثرات اهرمی را ارائه کردند. این نظریه بیان می‌کند که کاهش (افزایش) در قیمت سهام یک شرکت، اهرم‌های مالی و عملیاتی آن را افزایش (کاهش) می‌دهد و متقابلاً منجر به نوسان بازده سهام و این واکنش نامتقارن، چولگی منفی بازده سهام را به همراه دارد. بلانچارد و واتسون[2] (۱۹۸۲) در توضیح پدیده چولگی منفی بازده سهام، مدل حباب تصادفی قیمت سهام را مطرح کردند. بر اساس نظریه‌های مالی نوین، ارزش یک سهم با جمع ارزش فعلی جریانات نقدی آتی آن برابر است. همچنین بر اساس فرضیه بازار کارا، قیمت سهام در یک بازار کارا برابر یا در محدوده ارزش ذاتی آن در نوسان است؛ اما در بعضی مواقع براثر یک شوک (انتشار اطلاعات جدید و ...)، قیمت‌ها بدون هیچ توجیه بنیادی و اقتصادی افزایش می‌یابد و به‌عبارت‌دیگر قیمت سهام به گونه چشمگیری افزایش می‌یابد. از این فرایند در ادبیات مالی تحت عنوان حباب قیمتی یاد می‌شود. بلانچارد و واتسون معتقدند که چولگی منفی بازده سهام یا سقوط قیمت سهام از ترکیدن حباب‌های قیمتی ناشی می‌شود. کمبل و هنشل[3] (۱۹۹۲)، جهت تبیین پدیده سقوط قیمت سهام یا چولگی منفی بازده سهام، سازوکار نوسان معکوس را مطرح کردند. بر اساس سازوکار نوسان معکوس، ورود اخبار (اطلاعات) جدید به بازار اعم از مطلوب و نامطلوب، منجر به افزایش نوسان بازار می‌شود و بنابراین صرف ریسک افزایش خواهد یافت. اگرچه این افزایش در صرف ریسک تا حدودی اثر مثبت اخبار مطلوب (خوب) را کاهش می‌دهد اما اثر منفی اخبار نامطلوب (بد) را تقویت می‌کند؛ بنابراین کاهش قیمت سهام در اثر ورود اخبار نامطلوب به بازار نسبت به افزایش آن در اثر ورود اطلاعات مطلوب، بیشتر خواهد بود. این سازوکار منجر به چولگی منفی بازده سهام یا سقوط قیمت سهام می‌شود.

ارزیابی عملکرد ازجمله وظایف اساسی و کلیدی مدیران است تا با شناسایی نقاط ضعف و قوت فعالیت‌های انجام‌شده نسبت به اصلاح و بهبود اقدام نمایند. ارزیابی عملکرد بنگاه‌های اقتصادی، نیازمند شناخت معیارها و شاخص‌هایی است که در دو مجموعه شاخص‌های مالی و غیرمالی طبقه‌بندی می‌شود. عملکرد مالی از مهم‌ترین اجزا در تجزیه‌وتحلیل عملکرد شرکت است و گزارش‌ها و اطلاعات مالی منعکس‌کننده نتیجه فعالیت‌های گذشته شرکت بوده و فرصت تجزیه‌وتحلیل برای اصلاح عملیات و بهبود عملکرد و تصمیم‌گیری را در اختیار شرکت قرار می‌دهد. به‌طورکلی دو مدل ارزیابی عملکرد در رابطه با تعیین ارزش شرکت و عملکرد مدیران وجود دارد که عبارت‌اند از: مدل حسابداری و مدل اقتصادی. در مدل حسابداری، عملکرد شرکت

1 . Black & Cheristie
2 . Blanchard & Vatson
3 . Cambell & Hentschel

با توجه به داده‌های حسابداری ارزیابی می‌شود درحالی‌که در مدل اقتصادی، عملکرد شرکت با توجه به قدرت کسب سود دارائی‌های موجود و سرمایه‌گذاری بالقوه و با توجه به نرخ بازده و نرخ هزینه سرمایه ارزیابی می‌گردد. معیارهای حسابداری ارزیابی عملکرد شرکت عبارت‌اند از: سود، رشد سود، جریان‌های نقدی، سود هرسهم و نسبت‌های مالی (شامل ROA، ROE، P/E، نسبت Q توبین) و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد شرکت عبارت‌اند از: ارزش افزودهٔ اقتصادی، ارزش افزودهٔ بازار و ارزش افزودهٔ اقتصادی تعدیل‌شده. به دلیل کثرت معیارهای حسابداری و اقتصادی و با توجه به اهمیت هر دو مدل در این پژوهش برای ارزیابی عملکرد از مهم‌ترین معیارهای هر مدل استفاده می‌شود. در مدل حسابداری، از بازده دارایی‌ها (معیاری از بهای تمام‌شده تاریخی)، نسبت Q توبین (معیاری از بازار)، ارزش بازار به ارزش دفتری و سود هر سهم استفاده‌شده است. دلیل عمده برای انتخاب این نسبت‌ها این است که با استراتژی شرکت و عملکرد مدیریت رابطهٔ مستقیم دارند. به‌طوری‌که ۸۲٪ پژوهش‌هایی که به بررسی عملکرد شرکت‌ها پرداخته‌اند، «بازده دارایی‌ها» را به‌عنوان یک معیار مهم ارزیابی عملکرد انتخاب کرده‌اند (وولف[1]، ۲۰۰۳). همچنین، پژوهشگران زیادی Q توبین را به‌عنوان معیاری بهتر نسبت به دیگر معیارهای حسابداری معرفی کردند. افزون بر این، به‌منظور ارزیابی دقیق‌تر، صرفاً به متغیرهای حسابداری اتکا نشده است و ارزش افزودهٔ اقتصادی و ارزش افزودهٔ بازار نیز به‌عنوان معیارهای اقتصادی مدنظر قرارگرفته است.

افزایش زیان دهی شرکت و انتشار یک‌باره بازده منفی پروژه‌ها به بازار و افزایش ریسک سقوط قیمت سهام باعث می‌شود که تحلیل گران مالی عملکرد و کیفیت این شرکت‌ها را پایین ارزیابی کنند و رقابت بازار محصول شرکت‌ها کاهش یابد (فضل الهی و احمدی، ۱۳۹۷). مدیران شرکت‌ها تمایل دارند عملکرد مالی شرکت را از طریق به تأخیر انداختن انتشار اخبار بد و تسریع در انتشار اخبار خوب به‌طور اغراق‌آمیزی جلوه دهند، به این امید که عملکرد ضعیف فعلی شرکت با عملکرد قوی آن در آینده پنهان خواهد شد. بااین‌حال، انباشت بیش‌ازحد اخبار بد، خود بسیار پرهزینه بوده و چنان چه میزان اخبار بد انباشته‌شده شرکت به سطح بحرانی برسد، آنگاه مدیران ناچار به انتشار یک‌باره و افشای ناگهانی اخبار بد شرکت می‌گردند که این موضوع، سرمایه‌گذاران را به تغییر در باورهای خود درباره ارزش شرکت و درنتیجه قیمت سهام شرکت ملزم ساخته که درنهایت، منجر به سقوط قیمت سهام شرکت می‌شود (هاتون و همکاران[2]، ۲۰۰۹).

---

1 . Wolf
2 . Haton & et al

هی و ران[1] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی اثر محدودیت‌های تأمین مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها بیانگر این است که محدودیت در تأمین مالی باعث افزایش احتمال ریزش قیمت سهام می‌گردد. علاوه بر این، یافته‌ها بیانگر این است که اقلام تعهدی غیرعادی و همچنین سیستم حاکمیت شرکت ضعیف باعث تشدید اثرگذاری محدودیت تأمین مالی شرکت بر ریسک سقوط قیمت سهام می‌گردد.

چانگ و همکاران[2] (۲۰۱۷) به بررسی رابطه نقدینگی سهام و ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. بدین منظور اطلاعات ۶۹۰ شرکت طی سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۰ در شرکت‌های آمریکایی موردبررسی قرارگرفته است. نتایج نشان می‌دهد نقدینگی سهام موجب افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می‌شود.

کیم و ژانگ[3] (۲۰۱۶) ارتباط بین اطمینان بیش‌ازحد مدیرعامل و خطر سقوط قیمت سهام را برای یک نمونه از شرکت‌های آمریکایی برای دوره زمانی ۱۳۹۳ تا ۲۰۱۰ موردبررسی قراردادند. نتایج نشان داد که شرکت‌هایی با اطمینان بیش‌ازحد مدیرعامل خطر سقوط قیمت سهام بالایی رادارند. همچنین نتایج نشان داد که تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریتی بر خطر سقوط سهام زمانی که مدیریت عامل تسلط بیشتری بر تیم مدیریت ارشد دارد، بیشتر است. همچنین نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیرعامل بر خطر سقوط قیمت سهام برای شرکت‌هایی که سیاست‌های محافظه‌کارانه‌تری را دارند کمتر است.

کالن و فانگ[4] (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی بهره کوتاه‌مدت و ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. یافته‌های نشان می‌دهند که بهره کوتاه‌مدت به‌طور مثبت بر ریسک سقوط قیمت سهام مرتبط است و این رابطه با انباشت ساختن اخبار بد هدایت می‌شود. شواهد مذکور با این دیدگاه که پیش‌فروشان قادر به تشخیص انباشت ساختن اخبار بد توسط مدیر هستند، سازگار است. یافته‌های اضافی نشان می‌دهند که رابطه مثبت بین بهره کوتاه‌مدت و ریسک سقوط آتی برای شرکت‌های با راهبری شرکتی ضعیف و عدم تقارن بین مدیران و سهامداران برجسته‌تر می‌باشد.

کیم و ژانگ[5] (۲۰۱۰) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج بررسی‌های آن‌ها نشان داد که محافظه‌کاری انگیزه‌های مدیران

---

1 . He & Ren
2 . Chang & et al
3 . Kim & Zhang
4 . Callen & Fang
5 . Kim, Li, and Zhang

را برای بیش نمایی عملکرد و افشا نکردن اخبار بد محدود کرده، ازاین‌رو ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

هاتن و همکاران[1] (۲۰۰۹) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین عدم شفافیت گزارشگری مالی و ریسک سقوط قیمت سهام را بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از مدیریت سود به‌عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی، به این نتیجه رسیدند که عدم شفافیت اطلاعات مالی با افشای اطلاعات کمتر در ارتباط است. به‌علاوه شرکت‌هایی که دارای صورت‌های مالی غیر شفاف هستند، بیشتر در معرض ریسک سقوط قیمت سهام قرار می‌گیرند.

دستگیر و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر محدودیت تأمین مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن اثر اقلام تعهدی برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۵ است. روش گردآوری داده‌ها، روش اسناد کاوی و مراجعه به بانک‌های اطلاعاتی و روش تحلیل داده‌ها از نوع استنباطی است؛ نرم‌افزار به‌کاررفته برای آماده‌سازی داده‌ها و تخمین مدل‌ها، استتا و ایویوز است. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگو داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که محدودیت تأمین مالی موجب افزایش احتمال ریزش قیمت سهام می‌گردد. هم‌چنین تأثیر مثبت بین محدودیت تأمین مالی و احتمال خطر سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن اثر اقلام تعهدی تشدید می‌گردد.

نتیجه‌گیری: شرکت‌هایی که با محدودیت تأمین مالی مواجه هستند احتمال انباشت و مخفی‌سازی اخبار بد توسط مدیران برای دستیابی به منابع مالی افزایش می‌یابد همچنین مدیران از طریق اقلام تعهدی اقدام به مدیریت سود و مخفی نمودن اخبار بد می‌نمایند.

برادران حسن زاده و تقی زاده (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر استراتژی متنوع‌سازی شرکتی بر خطر سقوط قیمت سهام با تأکید بر هزینه‌های نمایندگی پرداختند. نتایج نشان داد که استراتژی متنوع‌سازی شرکتی بر خطر سقوط قیمت سهام تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین شرکت‌های موردبررسی به دو گروه شرکت‌های با هزینه‌های نمایندگی بالا و پایین تقسیم شد و تأثیر استراتژی متنوع‌سازی شرکتی بر خطر سقوط قیمت سهام در این شرکت‌ها به‌صورت جداگانه بررسی گردید. نتایج نشان داد که تأثیر مثبت استراتژی متنوع‌سازی شرکتی بر خطر سقوط قیمت سهام در شرکت‌های با هزینه‌های نمایندگی بالا، شدید است.

نخعی و زهرایی (۱۳۹۶) به بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد مالی واسطه‌های مالی (بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بیمه) پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند.

---

1 . Hutton & et al

یافته‌های پژوهش نشان داد که ساختار مالکیت (نهادی، حقیقی و تمرکز مالکیت) بر بازده دارایی تأثیر معناداری دارند؛ اما ساختار مالکیت (نهادی، حقیقی و تمرکز مالکیت) بر بازده حقوق صاحبان سهام تأثیر معناداری ندارد.

عباسی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر خطر ریزش قیمت سهام در عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادر تهران بررسی کردند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که محافظه‌کاری بر احتمال سقوط قیمت سهام تأثیر منفی و معناداری دارد. قابل‌ذکر است که این نتیجه در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی هم صادق است.

فروغی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی تأثیر شفاف نبودن اطلاعات مالی بر ریسک ریزش آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌ها، حاکی از آن است که بین عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مستقیم وجود دارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش عدم شفافیت در گزارشگری مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام افزایش می‌یابد.

فرضیه‌های پژوهش

سؤال اصلی در این پژوهش این است که آیا شاخص‌های عملکرد مالی با ریسک سقوط قیمت سهام رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری دارد یا خیر؟ فرضیه‌های پژوهش با توجه به مبانی نظری و پژوهش‌های پیشین و برای پاسخ به سؤال پژوهش به شرح زیر تدوین شدند:

فرضیه اول: بین بازده دارایی‌ها و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مثبتی وجود دارد.

فرضیه دوم: بین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مثبتی وجود دارد.

فرضیه سوم: بین شاخص کیوتوبین و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مثبتی وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین سود هر سهم و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مثبتی وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به بررسی رابطه معیارهای عملکرد شرکت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام پرداخته است. لذا این تحقیق از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت توصیفی است. به‌منظور انجام پژوهش، داده‌های مالی موردنیاز از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها استخراج‌شده

است. داده‌ها پس از جمع‌آوری در صفحه گسترده اکسل، مرتب و طبقه‌بندی و در نهایت با استفاده از نرم‌افزارهای آماری EViews_7 مورد تجزیه تحلیل قرارگرفته‌اند. لذا تجزیه‌وتحلیل داده‌ها بر اساس رگرسیون چند متغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی صورت گرفته است. برای آزمون معنی‌دار بودن رگرسیون از آماره F و برای معنی‌دار بودن ضرایب رگرسیون از آماره t استفاده شده است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار، طی ۵ سال یعنی از سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ می‌باشد. در پژوهش حاضر برای انتخاب نمونه، از نمونه‌گیری به روش حذف سیستماتیک استفاده می‌شود. برای این منظور با توجه به محدودیت‌های اعضای جامعه، کل عناصر جامعه مشروط به داشتن مجموعه شرایط زیر، به‌عنوان نمونه انتخاب‌شده‌اند:

۱. تا قبل از سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند.
۲. پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفندماه باشد.
۳. در دوره موردبررسی پژوهش توقف عملیات و تغییر در دوره مالی نداشته باشد.
۴. اطلاعات مالی موردنیاز پارامترها در دسترس باشد.
۵. جزو بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ، بانک‌ها و لیزینگ‌ها) نباشند.

بر این اساس و پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد ۱۰۰ شرکت در دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ شرایط فوق را دارا بوده که جهت بررسی انتخاب‌شده‌اند.

معرفی مدل پژوهش

در این پژوهش، ریسک سقوط آتی قیمت سهام به‌عنوان متغیر وابسته بوده و معیارهای عملکرد مالی متغیر وابسته مستقل می‌باشد.

ریسک سقوط آتی قیمت سهام (Crashrisk): متغیر وابسته پژوهش حاضر ریسک سقوط آتی قیمت سهام می‌باشد. به‌منظور اندازه‌گیری این متغیر از معیار چن و همکاران[1] (۲۰۰۱)، هاتن و همکاران (۲۰۰۹) استفاده شده است. بر اساس مطالعه هاتن و همکاران دوره سقوط در یک سال

1 . Chen & et al

مالی معین، دوره‌ای است که طی آن بازده ماهانه خاص شرکت ۳/۲ انحراف معیار کم‌تر از میانگین بازده ماهانه خاص آن باشد. اساس این تعریف بر این مفهوم آماری قرار دارد که با فرض نرمال بودن توزیع بازده ماهانه خاص شرکت، نوسان‌هایی که در فاصله میانگین بعلاوه ۳/۲ انحراف معیار و میانگین منهای ۳/۲ انحراف معیار قرار می‌گیرند ازجمله نوسان‌های عادی محسوب می‌شود و نوسان‌های خارج از این فاصله جزء موارد غیرعادی قلمداد می‌شود. با توجه به اینکه سقوط قیمت سهام یک نوسان غیرعادی است، عدد ۳/۲ به‌عنوان مرز بین نوسانات عادی و غیرعادی مطرح است. در این پژوهش ریسک سقوط قیمت سهام، متغیری مجازی است که اگر شرکت تا پایان سال مالی حداقل یک دوره سقوط را تجربه کرده باشد، مقدار آن یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

بازده ماهانه خاص شرکت با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$w_{i,t} = Ln(1 + \varepsilon_{i,t})$$

در این رابطه:

$w_{i,t}$: بازده خاص ماهانه شرکت i در ماه t طی سال مالی

$\varepsilon_{i,t}$: بازده باقیمانده سهام شرکت i در ماه t می‌باشد و عبارت است از باقیمانده یا پسماند مدل در رابطه زیر:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{m,t-2} + \beta_2 R_{m,t-1} + \beta_3 R_{m,t} + \beta_4 R_{m,t+1} + \beta_5 R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t}$$

که در این رابطه:

$R_{i,t}$: بازده سهام شرکت i در ماه t طی سال مالی

$R_{m,t}$: بازده بازار در ماه t است. برای محاسبه بازده ماهانه بازار، شاخص ابتدای ماه از شاخص پایان ماه کسر شده و حاصل بر شاخص ابتدای ماه تقسیم می‌شود.

رابطه (۲) با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره و شیوه داده‌های ترکیبی برآورد شده و باقیمانده آن به شرح رابطه (۱) جهت محاسبه بازده ماهانه خاص شرکت مورداستفاده قرار می‌گیرد. بازده ماهانه خاص شرکت نیز با توجه به تعریف مذکور به‌منظور اندازه‌گیری ریسک سقوط آتی قیمت سهام مورداستفاده قرار می‌گیرد.

متغیرهای عملکرد مالی به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{Return on Assets} = \frac{\text{Net Income}}{\text{Total assets}}$$

$$M/B = \frac{\text{Market value}}{\text{Market value of equity}}$$

$$\text{Tobin's q} = \frac{\text{Equity market V} + \text{liabilities book V}}{\text{Total assets}}$$

متغیرهای کنترلی پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

چولگی منفی بازده سهام (NCSKEW): برای محاسبه این متغیر از مدل چن و همکاران (۲۰۰۱) به شرح زیر استفاده شده است:

$$NCSKEW_{i,t} = \frac{N\sqrt{(N-1)^3}\,.\sum w_{i,t}}{(N-1)(N-2)\sqrt{\sum(w_{i,t})^3}}$$

$NCSKEW_{i,t}$: چولگی منفی بازده خاص ماهانه شرکت i در ماه t طی سال مالی

$w_{i,t}$: بازده ماه خاص شرکت i در هفته t.

N: تعداد ماه‌هایی که بازده آن محاسبه شده است.

میانگین و انحراف معیار بازده ماهانه سهام طی سال مالی (RET & SIGMA): میانگین و انحراف معیار بازده ماهانه سهام از روابط چن و همکاران (۲۰۰۱) به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$RET_{i,t} = \frac{\sum R_{i,t}}{N}$$

$$SIGMA_{i,t} = \sqrt{\frac{\sum(R_{i,t} - RET_{i,t})^2}{N}}$$

در این روابط:

$RET_{i,t}$: میانگین بازده ماه سهام شرکت i در طی سال مالی t.

$SIGMA_{i,t}$: انحراف معیار بازده ماهانه سهام شرکت i در طی سال مالی t.

$R_{i,t}$: بازده ماهانه سهام شرکت i در طی سال مالی t.

N: تعداد ماه‌هایی که بازده آن محاسبه شده است.

$$Crashrisk_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 ROA_{i,t} + \beta_2 MB_{i,t} + \beta_3 Tobin's\ q_{i,t} + \beta_4 EPS_{i,t} + \beta_5 NCSKEW + \beta_6 SIGMA_{i,t} + \beta_7 RET_{i,t} + \beta_8 LEV_{i,t} + \beta_9 LNSIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

جدول ۱. خلاصه‌ای متغیرهای پژوهش

نماد متغیرها	توضیحات
Crashrisk	ریسک سقوط آتی قیمت سهام
ROA	بازده دارایی‌ها (سود قبل از اقلام غیرمترقبه بر تقسیم کل دارایی)
M/B	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام
LnTobin′s q	لگاریتم طبیعی کیوتوبین که معیاری برای ارزیابی عملکرد است.
EPS	سود هر سهم
NCSKEW	چولگی منفی بازده سهام
SIGMA	انحراف معیار بازده هفتگی سهام شرکت
RET	میانگین بازده روزانه سهام شرکت خاص
Lev	اهرم مالی (نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها)
LNSIZE	لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

به‌منظور شناخت بهتر جامعه‌ی موردپژوهش و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش، قبل از تجزیه‌وتحلیل داده‌های آماری، لازم است این داده‌ها توصیف شوند.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها		مشاهدات	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
ریسک سقوط قیمت سهام	Crashrisk	۵۰۰	۰/۱٤۰	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۳٤۷
بازده دارایی‌ها	ROA	۵۰۰	۰/۱۰٤	۰/۰۹٤	۱/۰۸۱	−۰/۳۳۹	۰/۱۳۱
نسبت ارزش بازار به دفتری	MB	۵۰۰	۱/۷۹٦	۱/٤۳٦	۸/۵٦۹	۰/۰۰۸	۱/۲۷۲
شاخص کیوتوبین	Tobin′s q	۵۰۰	۱/۳۱۵	۱/۱٦۹	٤/۱۰۲	۰/۲۵۳	۰/٤۹۸
سود هر سهم	EPS	۵۰۰	۷۵۷/۷	٤٦۷/۵	۵۳۰٤/۰	−۱۵۲۱/۰۰	۷۸۷/۹
چولگی منفی بازده سهام	NCSKEW	۵۰۰	−۰/٦۷۱	−۰/٦۸۰	−۰/۵۷٦	−۰/۸۷۰	۰/۰۳۷
انحراف معیار بازده	SIGMA	۵۰۰	۰/۲۹۸	۰/۱٤۹	۳/۳۵۸	۰/۰۰۰	۰/۳۸۹
میانگین بازده روزانه	RET	۵۰۰	۰/۳۱٤	۰/۱۱۳	۳/۲۱۹	−۰/۳۲۳	۰/۵۱۹
اهرم مالی	LEV	۵۰۰	۰/٦۲٦	۰/٦۲۳	۱/۹۳۷	۰/۰٦۸	۰/۲۰۵
لگاریتم کل دارایی‌ها	LNSIZE	۵۰۰	۵/۵۹۹	۵/۵۳۵	۸/۰٤٤	٤/۱۱۱	۰/۹۸۸

اصلی‌ترین شاخص مرکزی میانگین است و نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر Crashrisk برابر است با ۰/۱۴۰ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول پایین مشاهده می‌شود میانه متغیر ROA برابر است با ۰/۰۹۴ می‌باشد که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی از دیگر بیشتر از این مقدار هستند. انحراف معیار یکی از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی است و معیاری است برای میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین است. مقدار این پارامتر برای متغیر NCSKEW برابر با ۰/۰۳۷ است.

آزمون‌های تعیین مدل و الگو در داده‌های ترکیبی

جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون خطی چندگانه استفاده شده است. به‌منظور اطمینان از تفسیر روابط رگرسیونی، فرض‌های زیر بنایی رگرسیون مورداستفاده در این پژوهش، موردبررسی قرار گرفت. اولین شرط استفاده از رگرسیون این است که توزیع خطاها باید دارای توزیع نرمال با میانگین صفر باشد. بدین منظور مقادیر استاندارد خطاها محاسبه شده و نمودار توزیع داده‌ها و نمودار نرمال آن‌ها رسم شده و سپس مقایسه‌ای بین دو نمودار صورت گرفته است. با مقایسه نمودار توزیع فراوانی خطاها و نمودار توزیع نرمال، مشاهده شد که توزیع خطاها تقریباً نرمال است. برای بررسی عدم وجود هم خطی بین متغیرهای مستقل از آماره‌های عامل تورم واریانس و تلورانس استفاده شد. به‌طور تجربی چنانچه عامل تورم واریانس کمتر از پنج باشد و تولرانس نزدیک به یک باشد، بیانگر عدم مشکل جدی از بابت هم خطی است و می‌توان رگرسیون را مورداستفاده قرار داد. همان‌طور که در جدول زیر نشان داده شده است، کلیه عوامل تورم واریانس کمتر از پنج و تولرانس تقریباً نزدیک به یک هستند.

جدول ۳. آزمون تشخیص هم خطی بین متغیرها

متغیرها	Crashrisk	ROA	Tobin's q	EPS	NCSKEW	SIGMA	RET	LEV	LNSIZE
Tol	۰/۹۱۲	۰/۸۶۲	۰/۸۰۱	۰/۸۸۱	۰/۲۹۸	۰/۳۱۲	۰/۷۹۷	۰/٦٥٥	۰/۷٥٤
VIF	۱/۳۳۳	۱/۲۱۱	۱/۳۱۹	۱/۷٦٦	۳/۷٥٤	۳/۸۲۱	۱/۳۱۱	۱/٦۳۳	۲/٤۳۳

در این قسمت برای اینکه نوع داده‌ها (از لحاظ پانلی و یا تلفیقی) مشخص گردد فرضیه‌های پژوهش توسط آزمون F لیمر موردبررسی قرار می‌گیرد. چنانچه مشخص گردد داده‌ها از نوع پنلی می‌باشند برای مشخص شدن الگوی داده‌های پنلی (الگوی اثرات ثابت یا الگوی اثرات تصادفی) فرضیه‌هایی که پنل بودن آن‌ها توسط آزمون F لیمر تائید گردیده توسط آزمون هاسمن موردبررسی قرار می‌گیرد. جدول زیر نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن را برای هر یک از فرضیه‌ها نشان می‌دهد.

جدول ٤. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

فرضیه‌ها	آزمون F لیمر			آزمون هاسمن			Cross-section
	F	P(value)	نتیجه	Chi-square	P(value)	نتیجه	
فرضیه اول	۱/۳۵۱	۰/۰۲۳	PANEL	۱٦/۳۲	۰/۰۰۱	FIX	PANEL-FIX
فرضیه دوم	۱/٤۳۹	۰/۰۰۸	PANEL	۱٤/۰٤	۰/۰۲۹	FIX	PANEL-FIX
فرضیه سوم	۱/۷۲۷	۰/۰۰۰	PANEL	۱٤/۰٤	۰/۰۲۹	FIX	PANEL-FIX
فرضیه چهارم	۱/۳۸۲	۰/۰۱٦	PANEL	۱٤/۵۱	۰/۰۲٤	FIX	PANEL-FIX

همان‌طور که مشاهده می‌کنید ستون P-value مربوط به آزمون F لیمر بیانگر پنل (PANEL) بودن فرضیات می‌باشد. در آزمون هاسمن نیز با توجه به فرض صفر این آزمون، اگر آماره احتمال به دست آمده کمتر از ۵٪ باشد، نوع الگوی داده‌های تابلویی، الگوی اثرات ثابت و در غیر این صورت نوع الگوی داده‌های تابلویی، الگوی اثرات تصادفی خواهد بود. نتایج نشان می‌دهد الگوی فرضیاتی که مدل آن‌ها پنل (تابلویی) می‌باشد تماماً الگوی اثرات ثابت (FIX) می‌باشد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب فوق و سؤالات پژوهش، فرضیه‌های این تحقیق در قالب چهار فرضیه به‌صورت زیر ارائه می‌شود. نتایج آزمون فرضیات در جدول زیر آمده است که شامل ضرایب متغیرها و احتمال متغیرها می‌باشد. در پژوهش حاضر از آزمون دوربین واتسون برای تشخیص خودهمبستگی عوامل اخلال مدل استفاده شده است. با توجه به اینکه در داده‌های تلفیقی آماره دوربین واتسون کاربرد ندارد از آزمون ولدریج استفاده شده است که بیانگر عدم خودهمبستگی بین اجزای اخلال می‌باشد، اما در فرضیه برحسب معیار نوسان‌های پایین به بالا که داده‌ها از نوع تابلویی بوده و ازآنجایی‌که

مقدار آماره‌ی محاسبه شده آن بین ۱/۵ تا ۲/۵ است، بنابراین همبستگی مرتبه اول بین اجزای باقیمانده وجود ندارد. ضریب تعیین تعدیل‌شده یکی از موارد دیگری که در جدول نتایج آورده می‌شود که بیانگر میزان درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل است. سایر مواردی که در جدول نتایج آورده می‌شود شامل آماره t، Prob و سطح معناداری می‌باشد. پس از انتخاب روش تخمین مدل پژوهش در جدول‌های بالا، نتایج حاصل از برازش مدل‌های آماری مربوط به آزمون فرضیه‌ها در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۵. خلاصه نتایج آماری فرضیات با استفاده از آزمون GLS

متغیر		متغیر وابسته: ریسک سقوط آتی قیمت سهام			
		احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۰۱۸	-۱/۷۴۵	۰/۲۳۴	-۰/۴۳۱
ارزش بازار به دفتری	M/B	۰/۰۰۱	-۳/۵۶۲	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۷
شاخص کیوتوبین	Tobin's q	۰/۰۰۰	-۳/۴۸۱	۰/۰۳۸	-۰/۲۱۸
سود هر سهم	EPS	۰/۰۰۲	-۲/۴۳۲	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۰۷
چولگی منفی بازده سهام	NCSKEW	۰/۰۰۰	۷/۸۹۹	۲/۵۷۲	-۲۱/۲۶
انحراف معیار بازده	SIGMA	۰/۰۰۱	۴/۷۶۷	۰/۱۸۷	-۰/۷۷۶
میانگین بازده روزانه	RET	۰/۰۰۰	-۶/۹۷۸	۰/۳۴۳	۱/۵۰۱
اهرم مالی	LEV	۰/۱۲۲	۱/۲۵۳	۰/۰۸۷	-۰/۱۳۱
لگاریتم کل دارایی‌ها	LNSIZE	۰/۰۰۸	-۲/۵۳۸	۰/۱۸۰	۰/۳۷۷
مقدار ثابت	c	۰/۰۰۰	۶/۴۹۴	۲/۳۵۴	-۱۷/۱۱
آماره‌های آزمون مدل					
سطح معناداری F		۰/۰۰۰۰۰		R^2 تعدیل‌شده	۰/۴۶
آماره F		۱۳/۹۸۷		آماره دوربین-واتسون	۲/۳۲

با توجه به نتایج جدول ۵، رگرسیون مدل داده‌های ترکیبی، شاخص نرخ بازده دارایی‌ها ROA با سطح معنی‌داری (۰/۰۱۸)، شاخص نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری M/B با سطح معنی‌داری (۰/۰۰۱)، شاخصQ توبین با سطح معنی‌داری (۰/۰۰۰) و شاخص سود هر سهم EPS با سطح معنی‌داری (۰/۰۰۲) در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه منفی و معنی‌داری با ریسک سقوط آتی قیمت سهام دارد، هم‌چنین ضریب تعیین تعدیل‌شده در مدل ۴۶٪ می‌باشد و این بدان معناست که ۴۶٪ از

ریسک سقوط آتی قیمت سهام توسط متغیرهای مستقل بیان می‌گردد. علاوه بر آن آماره دوربین واتسون عدد ۲/۳۲ می‌باشد که نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی بین متغیرها می‌باشد.

نتیجه‌گیری و بحث

مدیر به شیوه‌های مختلفی می‌تواند اطلاعاتی در مورد عملکرد و وضعیت مالی شرکت را به سهامداران مخابره کند. سهامداران و مشارکت‌کنندگان در بازار سهام، اطلاعاتی که از شرکت به دست می‌آورند را به‌عنوان اخبار خوب یا اخبار بد تلقی می‌کنند و بر همین مبنا نسبت به آن، واکنش قیمتی مثبت یا واکنش قیمتی منفی نشان می‌دهند (مرادی و همکاران، ۱۳۹۰).

این پژوهش به بررسی رابطه بین معیارهای عملکرد مالی شرکت و ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را در طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ پرداخته شد. نمونه پژوهش شامل ۵۰۰ مشاهده می‌باشد. متغیرهای مستقل شامل نرخ بازده دارایی‌ها، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت، شاخص Q توبین و سود هر سهم بوده و متغیر وابسته پژوهش را ریسک سقوط آتی قیمت سهام تشکیل می‌دهد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین معیارهای عملکرد مالی (نرخ بازده دارایی‌ها، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت، شاخص Q توبین و سود هر سهم) و ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. به عبارتی با توجه به عملکرد یک شرکت، می‌توان ریزش یا عدم ریزش آتی قیمت سهام را پیش‌بینی و نسبت به خرید یا فروش سهام آن شرکت اقدام کرد؛ بنابراین در این پژوهش هم بررسی شد، چنانچه عملکرد شرکت مثبت و رو به افزایش باشد، مدیران بیشتر برای منافع خود، با انباشت اخبار بد باعث رونق و جهش قیمت‌ها می‌شوند. ولی اگر عملکرد منفی باشد نگهداری اخبار بد مشکلاتی برای مدیران دربر خواهد داشت که مجبور می‌شوند این اخبار به‌یک‌باره منتشر کرده و سبب سقوط قیمت‌ها در سال آینده شوند.

مطالعات علمی اخیر ادعا می‌کنند که انباشته ساختن اخبار بد به ریسک سقوط قیمت سهام منجر می‌شود. این مطالعات بر این باورند که مدیران، اخبار بد را به دلیل نگرانی‌های حرفه‌ای و جبران خسارت کوتاه‌مدت از سرمایه‌گذاران مخفی می‌کنند و وقتی‌که حجم اخبار منفی انباشته می‌شود و به آستانه معینی می‌رسد، نگهداری و عدم افشای آن برای مدت‌زمان طولانی‌تر غیرممکن و پرهزینه خواهد شد درنتیجه توده اخبار نامطلوب پس از رسیدن به نقطه‌ی اوج خود به‌یک‌باره وارد بازار می‌شود در این نقطه تمام شوک‌های منفی ویژه شرکت به‌یک‌باره علنی می‌شوند و به یک سقوط

می‌انجامد (کوتاری و همکاران[1]، ۲۰۰۹) و با توجه به عملکرد شرکت‌ها در سال جاری، می‌توان وضعیت قیمت سهام شرکت‌ها را نسبت به سقوط یا عدم سقوط در سال آتی را پیش‌بینی کرد. ریسک سقوط قیمت سهام در بازار یکی از نگرانی‌های اصلی سرمایه‌گذاران است و پژوهش در این زمینه می‌تواند برای بازار سرمایه حائز اهمیت باشد. افزایش پدیده ریزش قیمت سهام، سبب بدبینی سرمایه‌گذاران در مورد سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار می‌شود که این مسئله در نهایت می‌تواند سبب خارج ساختن منبع سرمایه‌گذاران توسط آن‌ها از بورس اوراق بهادار شود؛ بنابراین دانستن علل وجود این پدیده، راه‌کارهایی که از بروز این پدیده در بازارهای سرمایه جلوگیری به عمل می‌آورد و نیز مدل‌هایی که بتواند این پدیده را پیش‌بینی کند از اهمیت بسزایی برای اداره‌کنندگان بازار سرمایه که همواره در پی رونق این بازار از طریق جذب سرمایه‌های راکد است، برخوردار است؛ بنابراین این پژوهش به دنبال این است که آیا سرمایه‌گذاران با شناسایی اخبار بدی که توسط مدیران انباشته‌شده است، شرکت‌هایی که دارای ریسک سقوط آتی هستند را شناسایی و با ارزیابی عملکرد مالی آن، نسبت به خرید یا عدم خرید سهام آن اقدام نمایند.

پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی

۱. استفاده از مدل‌های اقتصادی عملکرد مالی و خطر سقوط قیمت سهام
۲. بررسی رابطه بین دست‌کاری سود و ریسک سقوط قیمت سهام
۳. پیشنهاد می‌شود رابطه بین ویژگی‌های شرکت نظیر اندازه و چرخه عمر شرکت و ریسک سقوط قیمت سهام مطالعه شود.
۴. بررسی رابطه بین عملکرد مالی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام و پیش‌فروش سهام

1 . Kothari & et al

منابع

- برادران حسن زاده، رسول و تقی زاده، وحید. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر استراتژی متنوع‌سازی شرکتی بر خطر سقوط قیمت سهام با تأکید بر هزینه‌های نمایندگی. مجله دانش حسابداری، دوره ۹، شماره ۱، بهار ۱۳۹۷، ۹۰-۶۳.
- بنی مهد، بهمن؛ طالب نیا، قدرت اله و ازوجی، حسین. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین عملکرد زیست‌محیطی و عملکرد مالی. *پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱ (۳)، ۱۷۴-۱۴۹.
- دستگیر، محسن؛ ساکیانی، امین؛ صالحی، نازنین. (۱۳۹۸). تأثیر محدودیت مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن اثر اقلام تعهدی. مجله دانش حسابداری. دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۳۶، بهار ۱۳۹۸، صفحه ۹۰-۶۷.
- دیانتی، زهرا؛ مرادزاده، مهدی و سعید، محمودی. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر سرمایه‌گذاران نهادی بر کاهش ریسک سقوط (ریزش) ارزش سهام. *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، شماره دوم، ص ۱۸-۱.
- عباسی، ابراهیم؛ شهرتی، علی و قدک فروشان، مریم. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر خطر ریزش قیمت سهام در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله دانش حسابداری*، سال پنجم، شماره ۱۹، زمستان ۱۳۹۳، ص ۱۶۲-۱۴۱.
- عرب صالحی، مهدی؛ صادقی، غزل و معین‌الدین، محمود. (۱۳۹۲). رابطه‌ی مسئولیت اجتماعی با عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۳(۹)، ۲۰-۱
- فخاری، حسین و حسنی، ماریه. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین جریان‌های نقدی عملیاتی، عدم شفافیت سود و ریسک سقوط سهام. *پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی*، سال دوم، شماره ۲، ص ۸۸-۶۳.
- فروغی، داریوش، امیری، هادی و هادی، شیخی. (۱۳۹۲). تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال پنجم، شماره اول، ص ۲۸-۱۳.
- فروغی، داریوش؛ امیری، هادی و میرزایی، منوچهر. (۱۳۹۰). تأثیر شفاف نبودن اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال سوم شماره چهارم، شماره پیاپی ۱۰، ص ۴۰-۱۵.
- فروغی، داریوش و میرزایی، منوچهر. (۱۳۹۱). تأثیر محافظه‌کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پیشرفت‌های حسابداری*، دوره‌ی چهارم شماره دوم، شماره پیاپی ۶۳/۳، ص ۱۱۷-۷۷.
- فولاد، فرزانه؛ یعقوب نژاد، احمد و تالانه، عبدالرضا. (۱۳۹۱). محافظه‌کاری و کاهش خطر سقوط قیمت سهم. *مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره‌ی ۱۹ شماره ۳، ص ۱۱۸-۹۹.
- مرادی، جواد؛ ولی پور، هاشم و مرجان، قلمی. (۱۳۹۰). تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر کاهش ریسک سقوط قیمت سهام. *فصلنامه حسابداری مدیریت*، دوره ۴، شماره ۱۱، ص ۱۰۶-۹۳.
- نخعی، حبیب اله و زهرایی، سیده مریم. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد مالی واسطه‌های مالی (بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بیمه) پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات کاربردی در علوم مدیریت و توسعه*، سال دوم تیر ۱۳۹۶ شماره ۲ (پیاپی ۴)، ۱۳۴-۱۱۹.
- نیکبخت، محمدرضا و مرادی، مهدی. (۱۳۸۴). ارزیابی واکنش بیش‌ازاندازه سهامداران عادی در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال نهم، شماره ۴۰، صص ۱۲۲-۹۷.

- Abbasi, A. Shohrati, A. & Ghadakforoshan, M. (2014). Investigating the effect of accounting conservatism on the Stock Price Crash Risk in the context of information asymmetry conditions in Tehran Stock Exchange. Journal of Accounting Knowledge, Year 5, No. 19: 162-141. (in persian)
- Andreou, P.C, Antoniou, C. Horton, J. Louca, C. (2013). Corporate Governance and Firm-Specific Stock Price Crashes. SSRN Working paper.
- Arab Salehi, M. Sadeghi, Gh. & Moin alDin, M. (2013). Socio-social affiliation with financial performance of listed companies in Tehran Stock Exchange, Empirical Accounting Research, 3 (9), 20-1. (in persian)
- Arsoy, A. Arabaci. & Ciftcioglu, A. (2012). "Corporate Social Responsibility And Financial Performance Relationship: The Case Of Turkey". *The Journal of Accounting and Finance.*
- BaniMahd, B. Taliban, Gh. & Osouji, H. (2009). Investigating the relationship between environmental performance and financial performance. Financial Accounting and Auditing Research Journal, 1 (3): 174-149. (in persian)
- Baradaran, H, R. & Taghizadeh, V. (2018). Investigating the effect of corporate diversification strategy on the Stock Price Crash Risk with an emphasis on agency costs. Journal of Accounting Knowledge, Volume 9, Issue 1: 90-63. (in persian)
- Bleck A. & Liu, X. (2007). Market Transparency and the Accounting Regime. Journal of Accounting Research, 45, 229-256.
- Blanchard,Oliver and Watson Mark W. J. (1982),"Bubbles,
- Rational Expectations and Financial Markets".
- Bebchuk, L.A, Stole, L. 1993. Do short-term managerial objectives lead to under- or overinvestment in long-term projects? Journal of Finance 48, 719-729.
- Bleck A. Liu, X. (2007), "Market Transparency and The Accounting Regime", Journal of Accounting Research, Vol. 45, PP. 229–256.
- Campbell, J.Y. and Hentschel, L. (1992),"No News Is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial*
- *Economics*, 31, pp. 281–318.
- Callen, J.L. Fang, X. (2014). Short Interest and Stock Price Crash Risk. Vol 60, 181–194.
- Chang, X, Chen, Y, Zolotoy, L, (2017), Stock Liquidity and Stock Price Crash Risk, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Volume 52, Issue 4 August 2017, pp. 1605-1637.
- 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.
- Diamond, D. & Verrecchia R. (1991),"Disclosure, liquidity and the cost of equity capital", The Journal of Finance, September, PP. 1335-1360.
- Dianti, Z. Moradzadeh, M. & Mahmoudi, S. (1391). Investigating the Effect of Institutional Investors on Risk Falling (Falling) Stock Value. Investment Knowledge Quarterly, No. 2: p. 18-1. (in persian)
- Duffee, Gregory R. 1995, "Stock Returns and Volatility: A Firm-Level Analysis,"*Journal of Financial Economics* 37, 399-420.
- He, G., Ren, H. (2017). Financial constraints and future stock price crash risk. www.ssrn.com.

- Healy, P. & Wahlen, J.(1999). A Review of the Earnings Management Literature and ItsImplication for Standard Setting.*Journal of Accounting Horizons*,Vol:13(4), pp.365-373.
- Hutton,A. p.marcus, A.j.tehranian, H. (2009). "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk ".Journal of Financial Economics, 94, 67-86.
- Fakhari, H. & Hosni, M. (2013). Investigate the relationship between operating cash flows, lack of transparency of profits and the Stock Crash Risk. Applied Research in Financial Reporting, Second Year, No. 2, pp. 88-63. (in persian)
- Foroughi, D. Amiri, H. & Sheikhi, H. (2013). Impact of accruals quality on the risk-taking of shares of companies accepted in Tehran Stock Exchange. Financial Accounting Research, Vol. 5, No. 1: 28-13. (in persian)
- Foroughi, D. Amiri, H. & Mirzaie, M. (2012). The effect of the lack of transparency of financial information on the risk of future stock price collapse in companies admitted to the Tehran Securities Exchange. Journal of Financial Accounting Research, Third Year, No. 4: 40-15. (in persian)
- Foroughi, D. & Mirzai, M. (2011). The effect of conditional conservatism on bookkeeping for future stock price crash in companies listed on the stock exchange. Journal of Accounting Progress, Volume Four, No, 2, Number 3/63: 117-77. (in persian)
- Folad, F. YagoubNejad, A. Talaneh, A. (2012). Conservatism and reducing the risk of falling share prices. Journal of Accounting and Auditing Reviews, Volume 19 Issue 3, pp. 118-99. (in persian)
- Kaplan, R. S. and D. P. Norton: 2001, 'Transforming the Balanced Scorecard from Performance Measurement to Strategic Management: Part 1', Accounting Horizon 15(1), 87–104.
- 28) Kelly, M, 1994, Correlation Stock Answer, Risk, v7, n8, 40-43.
- Kim, J.B. Li, Y. and Zhang, L. (2010), " Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis". Journal of Financial Economics, val 100,pp.639-662.
- Kim, J.B. Luo, L. & Xei, H. (2016). Dividend payments and stock price crash risk. www.ssrn.com.
- Kim, J.B. and Zhang, L. (2010), " Does Accounting Conservatism Reduce Stock Price Crash Risk? Firm-Level Evidence". Availble atURL:Http://Www.Ssrn.Com
- Kim, J.-B. Li, Y. Zhang, L. (2011). Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis. Journal of Financial Economics 100, 639-662.
- Kothari, S.P. Shu S. Wysocki, P. (2009). Do Managers Withhold Bad News? Journal of Accounting Research 47, 241–276.
- Kothari, S. P., Shu, S. & Wysocki, P. D. (2009). " Do managers withhold bad news? " Journal of Accounting Research, 47, 241-276.
- Moradi, J., Valipour, H. Ghalami, M. (1390). The effect of accounting conservatism on reducing the Stock Price Crash Risk. Quarterly Journal of Management Accounting, Vol. 4, No. 11, pp. 106-93. (in persian)
- Nikbakht, M. R. & Moradi, M. (2005). Assessment of the excessive response of ordinary shareholders in Tehran Stock Exchange. Accounting and Auditing Reviews, Year ninth, No. 40, pp. 122-97. (in persian).
- Robin, A. & Zhang, H, (2015), "Do Industry-Specialist Auditors Influence Stock Price Crash Risk?", Auditing: A Journal of Practice & Theory, Vol. 34, No. 3, PP. 47-79.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۸۶-۶۳

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۱۲/۲۲
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۸/۲۴

مقاله پژوهشی

مالکیت عمده و نقدشوندگی سهام: کاربردی از الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی[۱]

عباسعلی دریائی[۲]، یاسین فتاحی[۳]

چکیده

بر اساس تئوری هزینه معاملات، مدیریت فعال شرکت منجر به کاهش هزینه‌های معاملات و درنتیجه باعث کاهش فاصله بین قیمت خریدوفروش سهام و به‌تبع آن باعث افزایش نقدشوندگی سهام شرکت می‌شود. در مقابل، بر اساس فرضیه کژگزینی، زمانی که گروهی از سهامداران نسبت به گروه دیگر از مزیت اطلاعاتی برخوردار باشند، نا قرینگی اطلاعاتی رخ خواهد داد که سبب کاهش نقدشوندگی می‌گردد. پژوهش حاضر با استفاده از اطلاعات ۱۴۸ شرکت طی ۱۰ سال، بر اساس تئوری هزینه معاملات و فرضیه کژگزینی و با استفاده از رویکرد الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی به تبیین رابطه نامتقارن مالکیت عمده و نقدشوندگی می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد، در رژیم اول (سطح آستانه ۳۶/۱ درصد) رابطه مثبت و معناداری بین مالکیت عمده و نقدشوندگی سهام و در رژیم دوم رابطه منفی و معناداری بین مالکیت عمده و نقدشوندگی سهام وجود دارد؛ بنابراین، نمی‌توان به این نتیجه رسید که سرمایه‌گذاران عمده، ذاتاً برای بازار سرمایه خوب یا بد هستند.

واژه های کلیدی: الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی، تئوری هزینه معاملات، فرضیه کژگزینی مالکیت عمده و نقدشوندگی سهام
طبقه‌بندی موضوعی: M41, M42

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.25200.2016
۲. استادیار حسابداری دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، نویسنده مسئول، Email:a.a.daryaei@soc.ikiu.ac.ir
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره).Email:Y.fattahi73@gmail.com

مقدمه

نقدشوندگی، قابلیت خریدوفروش یا هزینه‌های معامله، از ویژگی‌های اولیه بسیاری از طرح‌های سرمایه‌گذاری و ابزارهای مالی می‌باشند؛ بنابراین، شناخت عوامل مؤثر بر نقدشوندگی مهم است (خواجوی و ابراهیمی، ۱۳۹۱). نقدشوندگی سهام در بازار سرمایه عامل مهمی است که تداوم فعالیت‌های شرکت در آینده تا حدود زیادی به آن بستگی دارد (چالاکی و همکاران، ۱۳۹۷). افشای اطلاعات نیز نقش مهمی در نقدشوندگی سهام دارد (فخاری و فلاح‌محمدی، ۱۳۸۸ و مرادزاده فرد و ابوحمزه، ۱۳۹۰). ساختار مالکیت نیز عامل مؤثری بر میزان افشای اطلاعات است (ستایش و میمند، ۱۳۹۴؛ الهزیمه[1] و همکاران، ۲۰۱۴)؛ بنابراین، تبیین ساختار مالکیت و اثر آن بر میزان افشای اطلاعات برای کاهش نا قرینگی اطلاعات[2] و اثر تبعی آن در افزایش نقدشوندگی از اهمیت ویژه‌ای برای سرمایه‌گذاران برخوردار است. سازمان ملی تحقیقات اقتصادی[3] ریز ساختار بازار را به‌عنوان یک حوزه مطالعاتی تعریف می‌کند که به پژوهش‌های نظری و تجربی در بازار سرمایه می‌پردازد. وشامل نقش اطلاعات در فرایند کشف قیمت، تعریف، اندازه‌گیری و کنترل نقدشوندگی، هزینه‌های معامله و معیار آن‌ها برای کارایی، رفاه و تنظیم سازوکارهای جایگزین و ساختارهای بازار است. رابطه بین ریز ساختار بازار و مالی شرکتی اخیراً توجه زیادی را در ادبیات مالی به خود جلب کرده است و بر چگونگی ارتباط حاکمیت شرکتی با نقدشوندگی بازار تمرکز می‌کند. در واقع، حاکمیت شرکتی، نقدشوندگی بازار و تأثیرات آن‌ها بر ارزش شرکت‌ها، معمولاً جداگانه موردبررسی قرار می‌گیرند. به‌هرحال، ویژگی‌های عملیاتی و اطلاعاتی نقدشوندگی، تأثیر زیادی بر ارزش سهامداران دارد، به‌خصوص وقتی‌که آن ویژگی‌ها در سازوکارهای حاکمیت شرکتی دخالت دارند. تئوری ریز ساختار بازار[4] پیش‌بینی می‌کند که منافع اطلاعاتی از طریق هزینه‌های معاملاتی بالا در نقدشوندگی بازار منعکس می‌شود. سهامداران عمده، از اطلاعاتی که دیگر سهامداران از آن‌ها مطلع نیستند؛ استفاده می‌کنند. ودسترسی به این اطلاعات خصوصی، انتخاب نادرست را افزایش می‌دهد (یسرا[5]، ۲۰۱۱).

---

1 . Alhazaimeh
2 . Information Asymmetry
3 . National Bureau of Economic Research
4 . Market Microstructure Theory
5 . Yosra

بررسی بسیاری از پژوهش‌ها در خصوص رابطه بین سهامداران عمده و نقدشوندگی بیانگر وجود رابطه غیرمتقارن است (جاکبی و ژنگ[۱]، ۲۰۱۰؛ کوئتو[۲]، ۲۰۰۹؛ ماگ[۳]، ۱۹۹۸). با توجه به این رابطه، پژوهشگران بر دو فرضیه تمرکز می‌کنند: فرضیه کژگزینی[۴] و فرضیه نظارت کارآمد[۵]. فرضیه کژگزینی نشان می‌دهد هنگامی‌که سهامداران عمده نسبت به سایر سهامداران اطلاعات بیشتری دارند، نا قرینگی اطلاعاتی ایجاد می‌شود و درنتیجه نقدشوندگی بازار کاهش می‌یابد (کیل[۶]، ۱۹۸۵ و اِسلی و اُهارا[۷]، ۲۰۰۴). در مقابل، فرضیه نظارت کارا بیانگر این است که یک نهاد به علت ملاحظات ریسک خود، بیشتر متقاضی نظارت بر مدیران است. منطق این فرضیه این است که به علت بالا بودن هزینه نظارت، فقط سهامداران عمده مانند سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند به مزایای کافی دست یابند تا انگیزه نظارت را داشته باشند. در واقع، سرمایه‌گذاران نهادی و عمده، فرصت، منابع، تخصص و توانایی نظارت و تأثیرگذاری بر مدیران را دارند (کرنت[۸] و همکاران، ۲۰۰۷).

با توجه به آنچه بحث شد؛ پژوهش حاضر با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی[۹] به دنبال تعیین حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی بین سهامداران عمده و نقدشوندگی سهام است. بخش‌های بعدی پژوهش حاضر شامل مبانی نظری، پیشینه تجربی و تبیین فرضیه‌ها، روش‌شناسی، یافته‌ها و درنهایت بحث و نتیجه‌گیری می‌باشد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

رابطه مثبت بین سهامداران عمده و نقدشوندگی

نقدشوندگی یکی از متغیرهای مهم در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران پیرامون ارزیابی ریسک و بازده اوراق بهادار است. بالا بودن میزان نقدشوندگی در یک بورس نشان‌دهنده موفقیت آن بازار در شفاف‌سازی اطلاعات و نزدیکی قیمت اوراق بهادار به ارزش ذاتی آن‌ها است. سهام دارای

---

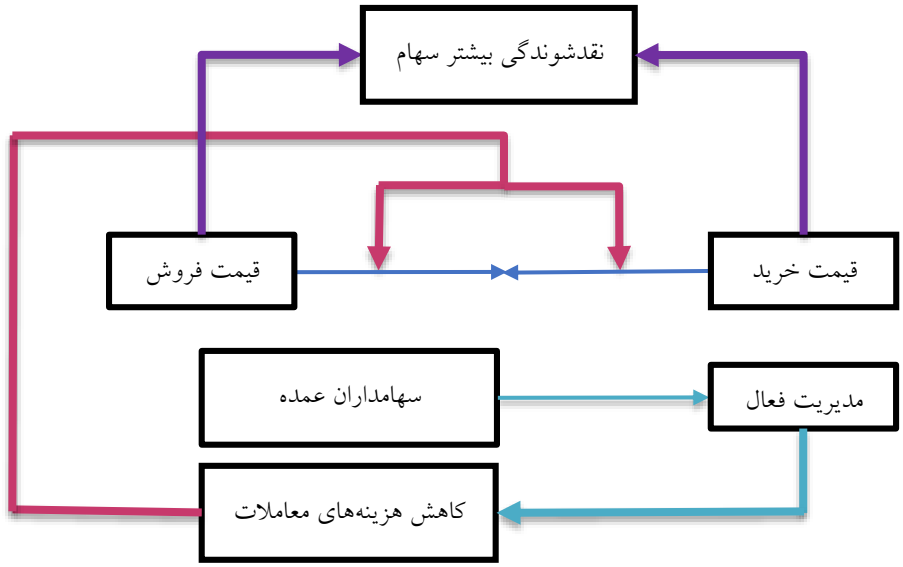
1 . Jacoby and Zheng
2 . Cueto
3 . Magu
4 . Adverse Selection Hypothesis
5 . Hypotheses of Efficient Monitoring
6 . Kyle
7 . Easly and O'Hara
8 . Cornet
9 . Panel Smooth Transition Regression Model

قابلیت نقدشوندگی بالا، طبیعتاً ریسک نگهداری کمتری دارد؛ زیرا سرعت تبدیل به نقد آن بالا است؛ بنابراین، سرمایه‌گذاران به دلیل داشتن ماهیت ریسک‌گریزی، سعی در انتخاب سهمی دارند که قابلیت نقدشوندگی بالایی داشته باشد (نمازی و کاشانی‌پور، ۱۳۹۴). سهامداران عمده به دلیل آنکه بخش زیادی از سهام یک شرکت را در اختیار دارند، به دنبال مدیرانی هستند تا بتوانند در پروژه‌های با ریسک کمتر مشارکت نمایند.

مطابق با فرضیه نظارت کارآمد بـه دلیل حجم ثروت سرمایه‌گذاری شده، سهامداران عمده سرمایه‌گذاری خود را به طور فعال مدیریت می‌کنند. مدیریت فعال شرکت، بر اساس تئوری هزینه معاملات[1]، منجر به کاهش هزینه‌های معاملات و درنتیجه باعث کاهش فاصله بین قیمت خریدوفروش سهام و به‌تبع آن باعث افزایش نقدشوندگی سهام شرکت می‌شود. درنتیجهٔ این استدلال، می‌توان یک رابطه مثبت بین میزان مالکیت متمرکز و نقدشوندگی سهام شرکت پیش‌بینی کرد. پژوهش‌های زیادی نیز رابطه مثبت و معنادار بین مالکیت متمرکز و نقدشوندگی شرکت را تأیید می‌کنند (لئوز[2] و همکاران، ۲۰۰۳ و رحمانی و همکاران، ۱۳۸۹). شفافیت و افشای اطلاعات شرکت‌ها را می‌توان به‌عنوان سازوکاری جهت حمایت از سرمایه‌گذاران در نظر گرفت که این مهم منجر می‌شود تا نا قرینگی اطلاعاتی کمتری به وجود آید و هزینه نمایندگی کم شود. نا قرینگی اطلاعاتی دارای پیامدهای نامطلوب متفاوتی از قبیل افزایش هزینه‌های معاملات، ضعف بازار و نقدشوندگی پایین و به‌طورکلی کاهش سود حاصل از معاملات در بازار سرمایه خواهد شد. باوجود سهامداران عمده و ایجاد رقابت بین آن‌ها، احتمال اثرگذاری اطلاعات در قیمت‌ها افزایش می‌یابد. مندلسن و تونکا[3] (۲۰۰۴) مدعی هستند که مالکیت متمرکز سبب کاهش عدم اطمینان در مورد قیمت واقعی دارایی‌ها، کاهش در زیان‌های ناشی از معاملات، افزایش رغبت سرمایه‌گذاران و درنهایت افزایش در نقدشوندگی بازار می‌شوند. جاکبی و ژنگ (۲۰۱۰) اثر پراکندگی مالکیت بر نقدشوندگی سهام را بررسی کردند و نشان دادند که پراکندگی بیشتر مالکیت، منجر به کاهش نقدشوندگی سهام می‌شود. به بیانی تمرکز مالکیت با نقدشوندگی سهام رابطه مستقیم دارد. چارچوب مفهومی مطالب بیان شده در نمودار شماره یک آمده است.

---

1 . Transaction Cost Theory
2 . Leuz
3 . Mendelson and Tunca

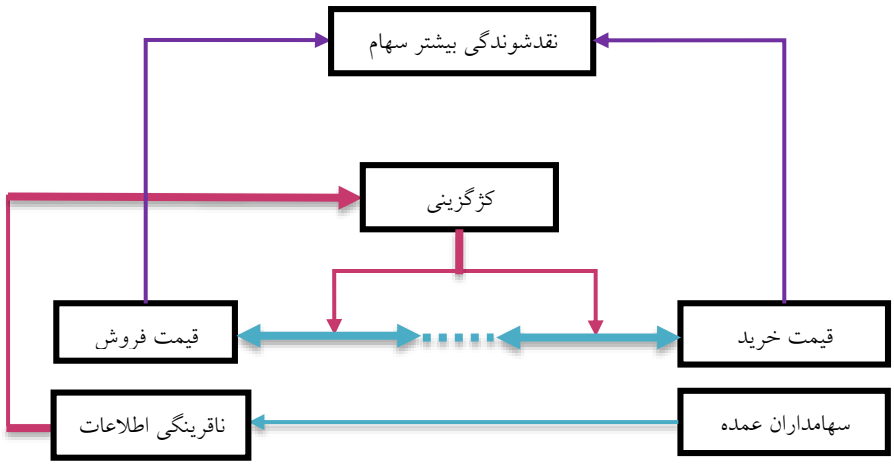


نمودار ۱. مدل مفهومی اثر مثبت سهامداران عمده بر نقدشوندگی سهام شرکت

رابطه منفی بین سهامداران عمده و نقدشوندگی

اولین فرضیه‌های مطرح شده در زمینه اثرات مالکیت متمرکز بر نقدشوندگی را می‌توان در مباحث مطروحه در خصوص نقش مالکان عمده بر محیط اطلاعاتی جستجو نمود. بر اساس فرضیه کژگزینی، زمانی که گروهی از سهامداران نسبت به گروه دیگر از مزیت اطلاعاتی برخوردار باشند، نا قرینگی اطلاعاتی رخ خواهد داد که سبب کاهش نقدشوندگی می‌گردد. درحالی‌که سطح مالکیت متمرکز نمایانگر رفتار معاملاتی مالکان نهادی است، افزایش مالکیت عمده نشان‌دهنده نا قرینگی اطلاعاتی است؛ زیرا باوجود مالکان عمده، تعداد کمی سهامدارِ مطلع، می‌توانند بر اساس مزیت اطلاعاتی خود معامله کنند. تمرکز مالکیت بیان‌کننده میزان انگیزه تعداد اندکی از سهامداران برای جمع‌آوری و تجزیه‌وتحلیل اطلاعات و نهایتاً معامله بر اساس آن اطلاعات است. این امر ریسک کژگزینی را بر سایر سهامداران تحمیل می‌کند و لذا انگیزه سرمایه‌گذاران برای معامله سهام کاهش می‌یابد و نهایتاً نقدشوندگی پایین خواهد آمد (روبین، ۲۰۰۷). هرچند، حضور سرمایه‌گذاران عمده در بلندمدت می‌تواند مزایای نظارتی داشته باشد، اما با توجه به اینکه این سهامداران، بلوک‌های بزرگی از سهام شرکت را در اختیار دارند، می‌توانند موجب کاهش در میزان سهام شناور در بازار شوند. کاهش سهام شناور در بازار نیز منجر به افزایش در هزینه‌های معاملاتی در بازار می‌شود و لذا

سهام شرکت متحمل هزینه‌های بالای نقدشوندگی خواهد شد؛ بنابراین، عملکرد نظارتی سهامداران عمده می‌تواند منجر به کاهش در نقدشوندگی سهام شرکت شود (کوئتو، ۲۰۰۹: ۸۹). چارچوب مفهومی مطالب بیان شده در نمودار شماره دو آمده است.



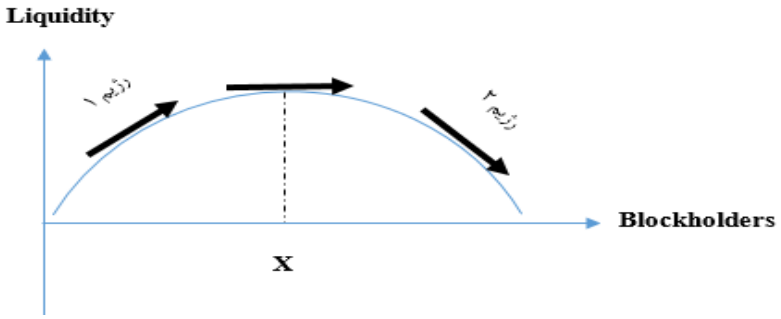
نمودار ۲. مدل مفهومی اثر منفی سهامداران عمده بر نقدشوندگی سهام شرکت

رابطه U شکل معکوس بین سهامداران عمده و نقدشوندگی

هیچ پژوهشی به طور مستقیم رابطه U-شکل معکوس بین سهامداران عمده و نقدشوندگی را پیش‌بینی نکرده است؛ اما وجود ادبیات پیشین در خصوص رابطه مثبت و منفی بین تمرکز مالکیت و نقدشوندگی بیانگر آن است که بر اساس دو فرضیه نظارت کارآمد و کژگزینی می‌توان رابطه U-شکل معکوس بین سهامداران عمده و نقدشوندگی را پیش‌بینی کرد. کما اینکه بسیاری از پژوهش‌ها رابطه U-شکل معکوس بین سهامداران نهادی و عملکرد را پیش‌بینی کرده‌اند (مک‌کانل و سرواس[1]، ۱۹۹۰؛ کویی و مک[2]، ۲۰۰۲ و وو[3]، ۲۰۰۸). نمودار شماره یک این رابطه را به‌خوبی نشان می‌دهد.

1 . McConnell and Servaes
2 . Cui and Mak
3 . Wu

هولمستروم و تیرول[1] (۱۹۹۳) اشاره می‌کنند مالکیت متمرکز که ماهیتاً نقد شوندگی را کاهش می‌دهد، موجب می‌شود که مزایای حاصل از نظارت بازار کاهش پیدا کند. ماگ (۱۹۹۸) این‌طور نتیجه‌گیری می‌کند که موازنه‌ای بین نقد شوندگی و نظارت وجود ندارد. هرچه بازار در سطح بالاتری از نقدشوندگی قرار گرفته باشد، سهامدار عمده راحت‌تر سهام خود را به فروش می‌رساند اما به خاطر همین خصیصه، برای او راحت‌تر خواهد بود تا منافع بیشتری برای خود انباشته سازد. ماگ (۱۹۹۸) مدلی در رابطه با فرایند تصمیم‌گیری سهامدار عمده برای نظارت بر شرکت طراحی می‌کند و رابطه بین نقد شوندگی و شفافیت را از طریق این مدل تحلیل می‌کند، مدل نظری ماگ به طور ضمنی این نتیجه را به دست می‌دهد که بازارهای نقدشونده سهام، گرایش به تقویت سازوکارهای حاکمیت شرکتی و مؤلفه اصلی آن یعنی شفافیت اطلاعات دارند. هرچند این موضوع رابطه متقابل سهامداران عمده و نقدشوندگی سهام را نشان می‌دهد، با این حال، تأکیدی بر این نکته هم هست که مالکیت متمرکز هم می‌تواند باعث نقدشوندگی بیشتر سهام شرکت در بازار و هم بالعکس شود. البته پژوهش حاضر رابطه متقابل بین سهامداران عمده و نقدشوندگی سهام را موردبررسی و پیش‌بینی قرار نداده است.



نمودار ۳. رابطه U–شکل برعکس بین نقدشوندگی سهام و سهامداران عمده

پیشینه پژوهش

هفلین و شاو[2] (۲۰۰۰) با انتخاب نمونه‌ای متشکل از ۲۶۰ شرکت به رابطه مثبتی بین درصد سهامداران عمده و اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام دست یافتند. آن‌ها نشان دادند در شرکت‌هایی که ساختار مالکیت متمرکزی دارند؛ سهامداران عمده به اطلاعات خصوصی دسترسی

1 . Holmstrom and Tirole
2 . Heflin and Shaw

دارند، درنتیجه معاملاتی که آن‌ها در آن دخیل هستند، طرف‌های معامله را با خطر انتخاب نادرست (کژگزینی) مواجه می‌سازد. این امر موجب می‌شود تا طرف‌های معامله سهام، اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام را به‌منظور کاهش خطر انتخاب نادرست، افزایش دهند. درنتیجه با افزایش اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام، معاملات سهام در بازار کاهش و به‌تبع آن نقدشوندگی بازار سهام نیز کاهش می‌یابد. هرچند جنینگز[1] و همکاران (۲۰۰۲) نشان دادند که حضور مالکان نهادی منجر به کاهش نا قرینگی اطلاعاتی و به‌تبع آن افزایش نقدشوندگی سهام می‌شود.

لئوز و همکاران (۲۰۰۳) با به‌کارگیری معیارهای متعددی از حاکمیت شرکتی مانند اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره، نشان دادند که حاکمیت شرکتی خوب و مؤثر با کاهش نا قرینگی اطلاعاتی در مورد سهام شرکت، باعث افزایش شفافیت مالی می‌شود و درنتیجه نقدشوندگی سهام را از طریق کاهش اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام افزایش می‌دهد.

روبین (۲۰۰۷) به بررسی رابطه بین سهامداران نهادی و تمرکز مالکیت بر نقدشوندگی سهام پرداخت. نتایج نشان داد که بین تمرکز مالکیت و نقدشوندگی سهام رابطه معکوسی وجود دارد. هرچند کوئتو (۲۰۰۹) در پژوهشی اثر حضور سهامداران نهادی در ساختار مالکیت بر نقدشوندگی سهام در محیط اقتصادی برزیل و شیلی را بررسی کرد و نشان داد که حضور مالکان نهادی در ساختار مالکیت موجب کاهش نا قرینگی اطلاعاتی می‌گردد و تأثیر مثبتی بر نقدشوندگی سهام دارد.

چانگ و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی بازار سهام پرداختند. آن‌ها نشان دادند شرکت‌هایی که حاکمیت شرکتی بهتری دارند، اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام کمتری دارند؛ شاخص کیفیت بازار بیشتری دارند و احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات پنهانی نیز در آن‌ها کمتر است. همچنین، آن‌ها نشان دادند که تغییرات در معیارهای نقدشوندگی ارتباط معناداری با تغییرات در شاخص حاکمیت شرکتی در طول زمان دارد.

دانگ[2] و همکاران (۲۰۱۸) رابطه بین سهامداران نهادی و نقدشوندگی سهام را بررسی کردند. آن‌ها یافتند که ارتباط مثبت و معناداری بین درصد سهامداران عمده و نقدشوندگی سهام وجود

---

1 . Jennings
2 . Dang

دارد. همچنین، ماهارانی[1] و همکاران (۲۰۱۹) اثر حاکمیت شرکتی (با پروکسی سهامداران عمده) بر نقدشوندگی سهام را موردبررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که رابطه مثبت و معناداری بین حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام وجود دارد. به‌عبارت‌دیگر حاکمیت شرکتی خوب نقدشوندگی سهام را بهبود می‌بخشد.

ایزدی‌نیا و رسائیان (۱۳۸۹) رابطه پراکندگی بین مالکیت و نقدشوندگی سهام را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان بیانگر آن است که بین پراکندگی مالکیت و نقدشوندگی سهام، رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. همچنین، اعتمادی و همکاران (۱۳۸۹) نیز رابطه برخی از ابزارهای حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام را بررسی کردند. آنان از ابزارهای حاکمیت شرکتی شامل درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره و درصد سهامداران نهادی استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه معناداری وجود ندارد. در حالی‌که رحمانی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی رابطه تمرکز مالکیت و نقدشوندگی سهام را بررسی کردند؛ و نتایج نشان داد که بین میزان مالکیت نهادی و نقدشوندگی سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

ثقفی و مهدیه (۱۳۹۵) به بررسی روابط متقابل حاکمیت شرکتی، نقدشوندگی و عملکرد با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان پرداختند. نتایج بررسی آنان نشان می‌دهد که تأثیر برخی از مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی بر عملکرد شرکت‌ها بدون در نظر گرفتن متغیر واسطه‌ای نقدشوندگی معکوس و معنادار است. بین عملکرد و نقدشوندگی بدون در نظر گرفتن متغیر واسطه‌ای حاکمیت شرکتی رابطه دوطرفه وجود دارد و با در نظر گرفتن آن، تنها تأثیر نقدشوندگی بر عملکرد معنادار است. در حالی‌که مهرانی و نصیری‌فروزی (۱۳۹۶) رابطه توأمان سازوکارهای راهبری شرکتی و مدیریت سود بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج پژوهش مؤید وجود رابطه منفی و معنادار معیار حاکمیت شرکتی (میزان تمرکز مالکیت) با نقدشوندگی سهام است. نوروزی نصر و همکاران (۱۳۹۸) به تبیین تأثیر مالکیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر نقدشوندگی سهام پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که بین درصد مالکیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری عمده و دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خریدوفروش، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بر اساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه پژوهش حاضر به صورت زیر تدوین شد:

---

1 . Maharani

فرضیه: مالکیت عمده بر نقدشوندگی سهام، اثر نامتقارن دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های کمّی است که در آن از روش اقتصادسنجی جدیدِ الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی (PSTR) برای آزمون فرضیه استفاده می‌شود. اطلاعات مورد نیاز از طریق بانک‌های اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران (کدال) و نرم‌افزار رهاورد نوین جمع‌آوری شده است. ابتدا داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار EXEL مرتب و سپس با استفاده از نرم‌افزار Win Rats ویرایش نهم، مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته شده است.

تصریح الگو

در این پژوهش جهت بررسی اثر غیرخطی ساختار مالکیت بر نقدشوندگی سهام از الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی استفاده شده است. این الگو توسط گونزالز[1] و همکاران (۲۰۰۵) ارائه و توسعه یافت. یک الگو رگرسیون انتقال هموار تابلویی با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال توسط گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به صورت زیر تصریح شده است:

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta_0 x_{i,t} + \beta_1 x_{i,t} g\left(q_{i,t} : \gamma, c\right) + u_{i,t}, \qquad u_{i,t} \sim i.i.d\left(0, \sigma^2\right) \qquad (۱)$$

که در آن $t = 1,\ldots,T$ نشان‌دهنده زمان، $i = I,\ldots,N$ نشان‌دهنده مقطع، $y_{i,t}$ متغیر وابسته، $x_{i,t}$ برداری X متغیره از متغیرهای برون‌زا و μ_i اثرات ثابت مقطعی است. تابع انتقال $g\left(q_{i,t} : \gamma, c\right)$ یک تابع پیوسته و مشتق‌پذیر از متغیر قابل مشاهده $q_{i,t}$ و دارای کران بالای یک و کران پایین صفر است که رفتار متغیر وابسته در رژیم‌های مختلف را به طور هموار به یکدیگر پیوند می‌دهد. مقدار $q_{i,t}$، مقدار تابع $g\left(q_{i,t} : \gamma, c\right)$ را تعیین می‌کند و این نیز به نوبه خود مقدار ضریب مؤثر رگرسیون را به دست می‌دهد که برابر $\beta_0 + \beta_1 g\left(q_{i,t} : \gamma, c\right)$ است.

مانند گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) تابع انتقال به صورت لجستیکی زیر تصریح می‌شود:

$$g\left(q_{it} : \gamma, c\right) = \left(1 + \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^{m}\left(q_{it} - c_j\right)\right)\right)^{-1} \qquad \gamma > 0, c_1 \le c_2 \le \ldots \le c_m \qquad (۲)$$

---

1 . Gonzalez

$$g\left(q_{i,t}:\gamma,c\right)=\begin{cases}1 & if \quad q_{i,t}>c\\ 0 & otherwise\end{cases} \qquad (۳)$$

در روابط (۲) و (۳)، $q_{i,t}$ متغیر انتقال، $c=(c_1,\ldots,c_m)'$ یک بردار m بعدی از پارامترهای موضعی یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم و γ پارامتر شیب و بیان‌کننده سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است. در عمل مقادیر mبرابر یک و یا دو در نظر گرفته می‌شود؛ زیرا این مقادیر قادر به نشان دادن تغییرات پارامترهای الگو هستند (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵). در چنین الگویی، چنانچه ساختار مالکیت کمتر از سطح آستانه c باشد، اثر ساختار مالکیت بر نقدشوندگی برابر با β_0 و چنانچه ساختار مالکیت برابر یا بیشتر از سطح آستانه c باشد، اثر ساختار مالکیت بر نقدشوندگی برابر $\beta_0+\beta_1$ خواهد بود. الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی را می‌توان برای حالتی که بیش از یک تابع انتقال و حالتی که برخی از ضرایب رگرسیون در رژیم‌های مختلف، ثابت هستند بسط داد (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵).

$$y_{i,t}=\mu_i+\beta_0 x_{i,t}+\sum_{J=1}^{r}\beta_1 x_{i,t}g\left(q_{i,t}^{J}:\gamma_J,c_J\right)+\alpha_0 z_{i,t}+u_{i,t} \qquad (۴)$$

و داریم:

$$g\left(q_{i,t}^{J}:\gamma_J,c_J\right)=\left(1+exp\left(-\gamma_J\prod_{k=1}^{m_J}\left(q_{i,t}^{J}-c_{J,k}\right)\right)\right)^{-1} \qquad (۵)$$

متغیر انتقال می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته یا هر متغیر دیگر خارج از الگو که از حیث مبانی نظری در ارتباط با الگوی مورد مطالعه و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب شود (باجلان و همکاران، ۱۳۹۵). با توجه به هدف مطالعه حاضر که بررسی اثر ساختار مالکیت بر نقدشوندگی سهام با استفاده از الگوی تغییر رژیم است و این که آیا تأثیر ساختار مالکیت بر نقدشوندگی سهام در طول رژیم‌های مختلف، متأثر از نوع رژیم‌ها و سطوح مختلف ساختار مالکیت است یا خیر، از ساختار مالکیت به‌عنوان متغیر انتقال استفاده شده است. در این پژوهش، جهت بررسی اثر ساختار مالکیت بر نقدشوندگی سهام مانند (روبین، ۲۰۰۷: ۲۲۷) از رابطه (۶) استفاده شده است.

$$LIQUIDITY_{it}=\mu_i+\alpha_0 BLOCKHOLDERS_{it}+\beta_0 ROA_{it}+\lambda_0 SIZE_{it}+u_{it} \qquad (۶)$$

جهت بررسی اثر ساختار مالکیت بر نقدشوندگی سهام و با توجه به مبانی نظری پژوهش، ساختار مالکیت به‌عنوان یک متغیر توضیحی و اثرگذار بر نقدشوندگی وارد رابطه (۶) می‌گردد؛ بنابراین، الگوی مطالعه حاضر با لحاظ متغیرهای توضیحی یادشده در قالب یک حالت کلی از الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی، به صورت زیر تصریح می‌شود.

$$\begin{aligned} LIQUIDITY_{it} &= \mu_i + \alpha_0 BLOCKHOLDERS_{it} + \beta_0 ROA_{it} + \lambda_0 SIZE_{it} \\ &+ \left[\alpha_1 BLOCKHOLDERS_{it} + \beta_1 ROA_{it} + \lambda_1 SIZE_{it}\right] g\left(q_{it} : \gamma, c\right) + u_{it} \end{aligned} \quad (۷)$$

تعریف متغیرها

متغیر وابسته

LIQUIDITY: نقدشوندگی سهام از دامنه قیمت خریدوفروش برای هر شرکت به دست می‌آید. شاخص نقدشوندگی به صورت روزانه برای هر شرکت محاسبه شده و سپس برای هر سال از میانگین مقادیر روزانه طبق رابطه هشت به دست می‌آید (احمدپور و باغبان، ۱۳۹۳: ۶۸ و نوروزی نصر و همکاران، ۱۳۹۸: ۳۱).

$$RS = \frac{AP_{i,t} - BP_{i,t}}{\frac{AP_{i,t} + BP_{i,t}}{2}} \quad (۸)$$

که در آن:

AP: بهترین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در هر روز

RS: اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش نسبی روزانه سهام

BP: بهترین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در هر روز

متغیر انتقالی (در مدل رگرسیونی PSTR، به‌جای متغیر مستقل از متغیر انتقالی استفاده می‌شود)

BLOCKHOLDERS: درصد مالکیت سهامداران عمده (مجموع سهامداران بالای ۵ درصد) (هفلین و شاو، ۲۰۱۴: ۶۲۱).

متغیرهای کنترلی

ROA: بازده دارایی‌ها که از تقسیم سود خالص به میانگین مجموع دارایی‌ها به دست می‌آید (خواجوی و قدیریان‌آرانی، ۱۳۹۴). با توجه به آن‌که شرکت‌های با سودآوری بالاتر نسبت به

دارایی‌های تحت عملکرد، باعث می‌شوند سرمایه‌گذاران بالقوه تمایل بیشتری به خرید سهام این نوع شرکت‌ها از خود نشان دهند و به‌تبع، این امر می‌تواند منجر به کاهش فاصله بین قیمت خریدوفروش شود؛ بنابراین، انتظار بر آن است که سهام آن‌ها از قابلیت نقدشوندگی بالاتری برخوردار باشد.

SIZE: اندازه شرکت که از لگاریتم طبیعی فروش شرکت در پایان دوره به دست می‌آید. شرکت‌های کوچک‌تر به دلیل آنکه تعداد سرمایه‌گذاران کمتری دارند و آگاهی عموم سرمایه‌گذاران در خصوص آن‌ها کمتر است، ممکن است ریسک نقدشوندگی بالاتری داشته باشند. برخی از پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که نا قرینگی اطلاعاتی در شرکت‌های کوچکتر، بیشتر است (چائه[1]، ۲۰۰۵). همچنین، لافوند[2] و همکاران (۲۰۰۷) نشان دادند که سهام شرکت‌های بزرگتر نقدشوندگی بالاتری دارند.

جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری پژوهش حاضر، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۶، در بورس اوراق بهادار تهران فعال بوده‌اند. در این پژوهش، شرکت‌های نمونه بر اساس محدودیت‌های ذکرشده در جدول شماره یک انتخاب شده‌اند.

جدول ۱. جامعه آماری و نمونه پژوهش

شرایط	تعداد شرکت‌ها
جامعه آماری (کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران)	٤٦٧
شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها منطبق با ۲۹ اسفند نمی‌باشند.	(۱۳۲)
شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و بیمه‌ها	(۱۲٤)
شرکت‌هایی که بیشتر از سه ماه وقفه معاملاتی دارند.	(٤٦)
شرکت‌هایی که اطلاعات مورد نیاز آن‌ها در دسترس نیست.	(۱۷)
تعداد نمونه انتخاب شده	۱٤۸

1 . Chae
2 . Lafond

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، در جدول شماره دو خلاصه شده است. آماره‌های گزارش‌شده، شاخص‌های مرکزی (میانگین و میانه)، شاخص‌های پراکندگی (انحراف معیار، حداقل و حداکثر) و شاخص‌های شکل توزیع (کشیدگی و چولگی) را نشان می‌دهد.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	تعداد مشاهدات	شاخص‌های مرکزی		شاخص‌های پراکندگی			شکل توزیع	
			میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	کشیدگی	چولگی
نقدشوندگی	LIQUIDITY	۱٤۸۰	۰/۲٦٤	۰/۱۹۱	۰/۱۲	-۰/۲۳	۱/٤۲۱	۱/۰٦۳	۰/۰۸۳
سهامداران عمده	BLOCKHOLDERS	۱٤۸۰	۰/۷٤	۰/۷۷	۰/۱۷	۰/۰۰	۰/۹۷	۱/۱۲۰	۰/۳۱۲
بازده دارایی‌ها	ROA	۱٤۸۰	۰/۱۱۳	۰/۰۹۲	۰/۱۷٦	-۱/۲٥٤	۱/۱٦۲	۱٤/۱۲۳	-۰/۳٥۱
اندازه شرکت	SIZE	۱٤۸۰	۱۳/٥۱۸	۱۳/٥۱۳	۱/۸۲٦	۱۹/۸۰۸	۲/۸۹۰	۳/٤۳۳	۰/۱۱۰

با توجه به جدول شماره دو، می‌توان نتیجه گرفت که نقدشوندگی سهام پایین بوده و دچار مشکلاتی است که اثرات آن در بازار تا حدودی مشاهده می‌شود. بالا بودن میانگین اختلاف قیمت‌های پیشنهادی خریدوفروش سهام به‌عنوان معیار عدم نقدشوندگی و نا قرینگی اطلاعاتی، پایین بودن نقدشوندگی سهام شرکت‌های نمونه را تأیید می‌کند. بالا بودن میانگین شاخص سهامداران عمده، نشان‌دهنده ساختار مالکیت متمرکز شرکت‌های نمونه پژوهش است و عدد میانگین (۰/۷۴)، بیانگر این موضوع است که ۷۴ درصد از سهام شرکت‌های نمونه در اختیار سهامداران عمده است. همچنین، برای بررسی ارتباط بین متغیرهای پژوهش، از همبستگی پیرسون استفاده شده است. نتایج حاصل، در جدول شماره سه نشان داده شده است.

جدول ۳. ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون متغیرهای پژوهش

	LIQUIDITY	BLOCKHOLDERS	ROA	SIZE
LIQUIDITY	۱			
BLOCKHOLDERS	۰/۳۰۱	۱		
ROA	۰/٤٥۹	۰/۲۰۹	۱	
SIZE	-۰/۳٥٤	-۰/۲٤۹	۰/۳۲۱	۱

آزمون ریشه واحد

قبل از تجزیه‌وتحلیل و آزمون فرضیه‌ها، مانایی متغیرهای پژوهش موردبررسی قرار گرفته است. مانایی متغیرهای پژوهش به این معنی است که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. درنتیجه، استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. بدین منظور از آزمون لوین و چو استفاده شده است که نتایج آن در جدول شماره چهار نشان داده شده است. سطح خطای همه متغیرهای پژوهش کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین، متغیرهای پژوهش، مانا هستند.

جدول ٤. نتایج آزمون لوین و چو جهت بررسی مانایی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	آماره t	P-value	نتیجه آزمون
نقدشوندگی	LIQUIDITY	-٥٦/٢٦٤	۰/۰۰۰۰	H_0 رد می‌شود (متغیر مورد نظر مانا است).
سهامداران عمده	BLOCKHOLDERS	-١٤/٢٥٦	۰/۰۰۰۰	H_0 رد می‌شود (متغیر مورد نظر مانا است).
بازده دارایی‌ها	ROA	-١٨/١٢٦	۰/۰۰۰۰	H_0 رد می‌شود (متغیر مورد نظر مانا است).
اندازه شرکت	SIZE	-٢٨/١٧٥	۰/۰۰۰۰	H_0 رد می‌شود (متغیر مورد نظر مانا است).

آزمون خطی بودن مدل در برابر غیرخطی بودن الگو

در برآورد الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی از روش حداقل مربعات غیرخطی[1] (NLS) که معادل برآوردکننده حداکثر راستنمایی[2] (ML) است، استفاده می‌شود؛ اما پیش از برآورد الگوی نهایی رگرسیون انتقال هموار تابلویی، باید آزمون خطی بودن و همچنین آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده برای تعیین بهترین تصریح از الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی انجام گیرد. فرضیه صفر آزمون خطی بودن، صفر بودن تابع انتقال است. در آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده نیز

1 . Non-Linear Least Squares
2 . Maximum Likelihood

فرضیه صفر مبنی بر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه حداقل وجود دو تابع انتقال ضروری برای الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی بررسی می‌شود (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵). جهت انجام آزمون غیرخطی می‌توان از ضریب لاگرانژ والد[1] (LM_w) و ضریب لاگرانژ فیشر[2] (LM_F) استفاده کرد. نتایج تمام آماره‌های آزمون در جدول شماره پنج بر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها دلالت می‌کنند. همچنین، آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده بر مبنای تمام آماره‌های محاسبه شده نشان می‌دهد که تنها لحاظ یک تابع انتقال برای تعیین رابطه غیرخطی بین متغیرهای الگو کفایت می‌کند.

جدول ۵. آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن الگو

آزمون	m=1		m=2	
	LMw	LM_F	LMw	LM_F
H_0:r=0 vs $H1$:r=1	۹/۳۲۱***	۸/۵۰۰***	۱/۳۹	۱/۷۹
H_0:r=1 vs $H1$:r=2	۱/۷۵	۲/۱۲	۱/۲۱	۱/۷۱

***: معناداری در سطح ۱ درصد، **: معناداری در سطح ۵ درصد و * : معناداری در سطح ۱۰ درصد، r: تعداد توابع انتقال و m: تعداد مکان‌های آستانه‌ای

نتایج حاصل از برآورد الگو

پس از آزمون خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال، در ادامه باید تعداد مکان‌های آستانه‌ای ضروری برای الگوی نهایی انتخاب شوند. بدین منظور و به پیروی از مطالعه انجام شده توسط باجلان و همکاران (۱۳۹۵) دو الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و هر کدام از آن‌ها که آماره شوارتز پایین‌تری دارد به‌عنوان الگوی بهینه انتخاب می‌شود. در این پژوهش با استفاده از معیار شوارتز، یک الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از تخمین الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی دو رژیمی در جدول شماره شش گزارش شده است.

1 . Wald Lagrange Multiplayer
2 . Fischer Lagrange Multiplayer

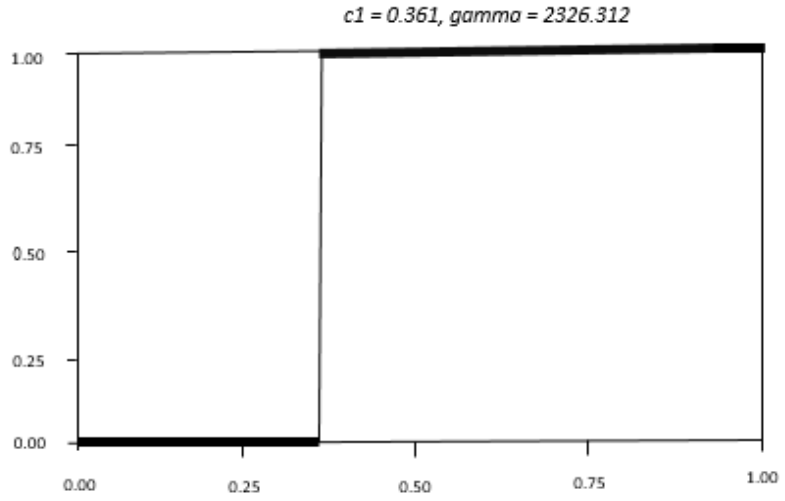
جدول ٦. نتایج حاصل از تخمین الگو

بخش خطی الگو	ضریب	انحراف معیار	آماره t
BLOCKHOLDERS	۰/۰۱٦	۰/۰۰۳***	٤/۲۳۳
ROA	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳*	۱/۸۵
SIZE	-۰/۰۹۱	۰/۰٤۲**	-۲/۱۲
بخش غیرخطی الگو			
BLOCKHOLDERS	-۰/۰۳۷	۰/۰۱٤**	-۲/۵۲
ROA	-	-	-
SIZE	-	-	-
C	۰/۳٦۱	۰/۰۸۳***	٤/۳۲۲
γ	۲۳۲٦/۳۱۲	۱٦٤/٦۸۳***	۱٤/۱۲٦
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۷۰		
آماره دوربین-واتسون	۲/۲۹		
آماره F	۲۹۸/۲۹۵		

***: معناداری در سطح ۱ درصد، **: معناداری در سطح ۵ درصد و * : معناداری در سطح ۱۰ درصد، r: تعداد توابع انتقال و m: تعداد مکان‌های آستانه‌ای

پارامتر شیب که بیان‌کننده سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل **۲۳۲۶،۳۱۲** برآورد شده و حد آستانه‌ای درصد سهامداران عمده نیز برابر **۳۶** است. حد آستانه‌ای در حقیقت نقطه عطف و متمایزکننده دو رژیم بیان شده در مدل رگرسیون انتقال هموار تابلویی است که با توجه به مقدار پارامتر شیب برآورد شده و مقادیر متغیر انتقال (درصد سهامداران عمده)، ضرایب تخمینی مدل از یک رژیم به رژیم دیگر تغییر می‌یابند. البته یادآوری می‌شود، دو رژیم اول و دوم حالت‌های حدی مدل رگرسیون انتقال هموار تابلویی هستند و در حقیقت، با توجه به مشاهدات متغیر انتقال، مقدار ضرایب رگرسیونی بین این دو مقدار حدی در نوسان هستند. آماره F رگرسیون برابر **۲۹۸/۲۹۵** و معنادار است؛ به عبارت دیگر متغیرهای مستقل در مجموع توانسته‌اند که تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. همچنین ضریب تعیین تعدیل‌شده الگو برابر **۰،۹۷** است و بیانگر این است که **۹۷** درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل الگو توضیح داده شده است و نشان‌دهنده قدرت بالای توضیح‌دهندگی الگو است. آماره دوربین-واتسون نیز برابر **۲/۲۹** است که نشان می‌دهد هیچگونه همبستگی پیاپی بین اجزاء خطا وجود ندارد. همان‌طور که جدول شماره شش

نشان می دهد، درصد سهامداران عمده دارای اثر مثبت بر نقدشوندگی در رژیم یک و تاثیر منفی بر نقدشوندگی سهام در رژیم دو است. به‌طوری‌که با افزایش درصد سهامداران عمده تا یک سطح مشخص، نقدشوندگی سهام افزایش می‌یابد و پس از آن کاهش درصد سهامداران عمده موجب کاهش نقدشوندگی سهام می‌شود. موارد مذکور در نمودار شماره چهار مشهود است.



نمودار ٤. تابع انتقال برآورد شده سهامداران عمده

نتیجه‌گیری و بحث

همانطور که جدول شماره شش نشان می‌دهد، درصد مالکیت سهامداران عمده دارای اثر مثبت بر نقدشوندگی در رژیم یک و تأثیر منفی بر عملکرد در رژیم دو است. به‌طوری‌که با افزایش درصد مشخصی از مالکیت سهامداران عمده، نقدشوندگی شرکت افزایش می‌یابد و پس از آن، افزایش درصد مالکیت سهامداران عمده موجب کاهش نقدشوندگی شرکت می‌گردد. نتایج رژیم یک، مطابق با یافته‌های لئوز و همکاران (۲۰۰۳)؛ ماهارانی (۲۰۱۹) و رحمانی و همکاران (۱۳۸۹) است. همچنین، نتایج رژیم دو، مطابق با یافته‌های مهرانی و نصیری‌فروزی (۱۳۹۶) و روبین (۲۰۰۷) می‌باشد. نتایج پژوهش حاضر این دیدگاه را تأیید می‌کند که سرمایه‌گذاران عمده یک گروه بزرگ همگن نیستند و تفاوت‌هایی در خصوصیات آن‌ها وجود دارد که منجر به اثر نامتقارن بر نقدشوندگی می‌شود؛ بنابراین، نمی‌توان به این نتیجه رسید که سرمایه‌گذاران عمده ذاتاً برای بازار سرمایه خوب

یا بد هستند زیرا تأثیر آن‌ها از رژیمی به رژیم دیگر متفاوت است و به نظر می‌رسد به درصد مالکیت سهامداران عمده و ویژگی‌های شرکتی وابسته باشد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، باید نهادهای قانونی و حقوقی برای شفافیت اطلاعات در بازار مالی تقویت شود تا منجر به بالا رفتن کارایی سهامداران عمده و همچنین، منجر به اثر افزایشی بر نقدشوندگی سهام شود. علاوه بر این، به نهادهای قانونی توصیه می‌شود قوانین مرتبط با پشتیبانی از سرمایه‌گذاران مانند تدوین مناسب آیین‌نامه راهبری شرکتی در راستای محیط اقتصادی ایران که درگیر فساد مالی فراگیر، خصوصی‌سازی ناعادلانه و پدیده رانت‌خواری گسترده است را با همکاری مناسب با یکدیگر تدوین کنند. این امر با ترجمه نامناسب از قوانین حاکمیت شرکتی سایر کشورها که فاصله زیادی با شرایط اقتصادی ایران دارند؛ امکان‌پذیر نخواهد بود. محدودیت‌های پژوهش حاضر نیز شامل موارد زیر است:

۱. فقدان برخی از ویژگی‌های شرکتی که باعث حذف برخی از شرکت‌های نمونه شد.
۲. تعیین شاخص ۵ درصد برای معیار سهامدار عمده که تغییر در این شاخص می‌تواند نتایج را تحت تأثیر قرار دهد.
۳. محدودیت‌های ذاتی به‌کارگیری روش الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی

منابع

- احمدپور، احمد و باغبان، محسن. (۱۳۹۳). بررسی رابطه ین نقدشوندگی دارایی‌ها و نقدشوندگی سهام در بورس اوراق‌بهادار تهران، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴(۱۴)، ص‌ص: ۶۱-۷۷.
- اعتمادی، حسین؛ رسائیان، امیر و کردتبار، حسین. (۱۳۸۹). رابطه برخی از ابزارهای حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام، ۳(۵)، ص‌ص: ۳۱-۵۹.
- ایزدی‌نیا، ناصر و رسائیان، امیر. (۱۳۸۹). پراکندگی مالکیت و نقدشوندگی سهام، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷(۶۰)، ص‌ص: ۳-۲۲.
- باجلان، علی‌اکبر؛ کریمی‌پتانلار، سعید و جعفری‌صمیمی، احمد. (۱۳۹۵). اثر تمرکززدایی مالی بر تورم در ایران :کاربردی از الگوی رگرسیون انتقال هموار تابلویی، *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، ص‌ص: ۱(۴)، ۹-۳۲.
- ثقفی، علی و مهدیه، کامران. (۱۳۹۵). بررسی روابط متقابل حاکمیت شرکتی، نقدشوندگی و عملکرد با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان، *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۵(۳)، ص‌ص: ۸۳-۱۱۰.
- چالاکی، پری؛ منصورفر، غلامرضا و کرمی، امیر. (۱۳۹۷). بررسی تاثیر توانایی مدیریت بر درماندگی مالی با تأکید بر انعطاف‌پذیری مالی، *دانش حسابداری مالی*، ۵(۱)، ص‌ص: ۱۵۳-۱۸۰.
- خواجوی، شکراله و ابراهیمی، مهرداد. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر قدرت بازار محصول بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق‌بهادار تهران، *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۵، ص‌ص: ۹۱-۱۰۵.
- خواجوی، شکراله و قدیریان‌آرانی، محمدحسین. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر کیفیت سود بر تجدید ارائه صورت‌های مالی، *پیشرفت‌های حسابداری*، ۶۹(۳)، ص‌ص: ۵۹-۸۴.
- رحمانی، علی؛ حسینی، سیدعلی و رضاپور، نرگس. (۱۳۸۹). رابطه مالکیت نهادی و نقدشوندگی سهام در ایران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷(۶۱)، ص‌ص: ۳۹-۵۴.
- ستایش، محمد حسین و ابراهیمی میمند، مهدی. (۱۳۹۴). رابطه بین نوع مالکیت نهادی و کیفیت افشا در بورس اوراق بهادار تهران، *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۲(۴۸)، ص‌ص: ۵۳-۷۵.

- فخاری، حسین و فلاح‌محمدی، نرگس. (۱۳۸۸). بررسی تاثیر افشای اطلاعات بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱(۵)، ص‌ص: ۱۴۸-۱۶۳.
- مرادزاده‌فرد، مهدی و ابوحمزه، مینا. (۱۳۹۰). اثر کیفیت افشای شرکتی بر نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه تجربی حسابداری مالی*، ۸(۳۲)، ص‌ص: ۷۳-۱۰۲.
- مهرانی، کاوه و نصیری‌فروزی، علیرضا. (۱۳۹۶). بررسی اثر سازوکارهای راهبری شرکتی و مدیریت سود بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *دانش حسابداری مالی*، ۸(۱)، ص‌ص: ۷-۲۷.
- نمازی، محمد و کاشانی‌پور، فرهاد. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین محافظه‌کاری در گزارشگری مالی و نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۲(۴)، ص‌ص: ۵۲۱-۵۴۰.
- نوروزی نصر، حسین؛ مرادزاده فرد، مهدی و شکری، اعظم. (۱۳۹۸). تأثیر مالکیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر نقدشوندگی سهام، *پژوهش‌های حسابداری مالی وحسابرسی*، ۱۱(۴۲)، ۲۳-۴۶.
- Ahmadpoor, A. & Bagheban, M. (2014). The Relation between Asset Liquidity and Stock Liquidity in Tehran Stock Exchange, *Journal of Empirical Research in Accounting*, 4(2), pp: 61-77. (*In Persian*)
- Alhazaimeh, A. Palaniappan, R. & Almsafir, M. (2014). The Impact of Corporate Governance and Ownership Structure on Voluntary Disclosure in Annual Reports among Listed Jordanian Companies, *Procedia- Social and Behavioral Sciences*, 129, pp: 341 – 348. (*In Persian*)
- Bajelan, A. Karimi Potanlar, S. & Jafari Samimi. A. (2016). The Effect of Fiscal Decentralization on Inflation in Iran: An Application of Panel Smooth Transition Regression Model, *Journal of Econometric Modelling*, 2(1), pp: 9-32. (*In Persian*)
- Chae, J. (2005). Trading volume, information asymmetry and timing information, *Journal of Finance*, 60(1), pp: 413-442.
- Chalaki, P. Mansourfar, Gh. & Karami, A. (2018). Review the effect of Management Ability on the Financial Distress, with an emphasis on Financial Flexibility in Tehran Stock Exchange listed companies, *A Quarerly Journal of Empirical Research of Financial Accounting*, 5(1), pp: 153-180. (*In Persian*)
- Chung Kee H. John, E. and Jang-Chul, Kim. (2008). Corporate Governance and Liquidity, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(2), pp: 101-118.

- Cornett, M. Millon, M. Alan J. Saunders, A. Tehranian, H. (2007). The impact of institutional ownership on corporate operating performance, *Journal of Banking & Finance*, 87(2), pp: 357- 375.
- Cueto, D. C. (2009). Market Liquidity and Ownership Structure with weak protection for minority shareholders: evidence from Brazil and Chile, Article in SSRN Electronic Journal · March 2009 DOI: *10.2139/ssrn.1410197*.
- Cui, H. & Mak, Y. T. (2002). The Relationship between Managerial Ownership and Firm Performance in High R&D Firms, *Journal of corporate finance*, 8, pp: 313-336.
- Dang, T. L. Nguyen, T. H. Tran, N. T. and Vo, T. T. (2018). Institutional Ownership and Stock Liquidity: International Evidence, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 47, pp: 21–53.
- Easley, D. M. O'Hara. (2004). Information and the cost of capital, Journal of Finance, 59, pp: 1553- 1583.
- Etemadi, H. Rasaiian, A. & Kordtabar, H. (2001). The Relationship between Some Corporate Governance Instruments and Bid-Ask Spread in Iran**,** *Journal of Development and Capital*, 3(1), pp: 31-59. (*In Persian*)
- Fakhari, H. & Fallah Mohammadi. N. (2009). Investigating the Effect of Disclosure on the Liquidity of Shareholding Companies Accepted in Tehran Stock Exchange, *Accounting and Auditing Research*, 1(5), pp: 148-163. (*In Persian*)
- Gonzalez, A. Terasvirta, T. and D. V. Dijk (2005). Panel Smooth Transition Regression Models, *SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 604.
- Holmstrom, B. Tirole, J. (1993). Market Liquidity and Performance Monitoring, *Journal of Political Economy*, 101(4), pp: 678-709.
- Izadinia, N. & Rasaiian, A. (2010). Ownership Dispersion and Stock Liquidity, *Journal of Accounting and Auditing Reviw*, 17(2), pp: 3-23. (*In Persian*)
- Jacoby, G. Zhen, X. (2010). Ownership Dispersion and Market Liquidity, *International Review of Financial Analysis*, 19, pp: 81-88.
- Jennings, W. W. Schnatterly, K. Seguin, P. J. (2002). Institutional Ownership Information and Liquidity, *Innovations in Investments and Corporate Finance*, 7, pp: 41-71.
- Khajavi, Sh. & Ebrahimi. M. (2013). Investigating the Effect of Market Power on Liquidity of Shares of Companies Accepted in Tehran Stock Exchange, *Financial Management Perspective*, 7(5), pp: 83-110. (*In Persian*)
- Khajavi, Sh. & Ghadirian Arani, M. H. (2016). Investigation of the Impact of Earnings Quality on Restatement of Financial Statements, *Journal of Accounting Advanced*, 69(3), pp: 59-83. (*In Persian*)

- Kyle, A. S. (1985), Continuous auctions and insider trading, *Econometrica*, 53(6), pp: 1315-1335.
- Lafond, R, Lang, M and Skaife, H. A. (2007). Earnings smoothing, governance and liquidity International evidence. *Working Paper*, University of North Carolina.
- Leuza, C. Nandab, D. Wysocki, D. (2003). Earnings management and investor protection: an international comparison, *Journal of Financial Economics*, 69, pp: 505–527.
- Maharani G. Hartoyo I.S. Sasongko H. (2019). The Effect of Corporate Governance on Stock Liquidity in Banking Sub-Sector Companies: Evidence from Indonesian Stock Exchange, *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, 1(85), pp: 15-23.
- Maug, E. (1998). Large Shareholders as Monitors, Is there a trade-Off between Liquidity and Control? *Journal of Finance*, 53(1), pp: 65-98.
- McConnell, J. J. & Servaes, H. (1990). Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics* 27, pp: 595-612.
- Mehrani, K. & Nasiri Farvazi, A. (2017). Impact of Corporate Governance and Earning Management on Liquidity in Companies in the Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting Acknowledge*, 8(1), pp: 7-27. (*In Persian*)
- Mendelson, H. Tunca, T. I. (2004). Strategic trading, liquidity, and information acquisition, *Review of Financial Studies*, 17(2), pp: 295-337.
- Moradzadeh Fard, & M. Aboohamzeh. M. (2011). The Effect of the Quality of Corporate Disclosure on Stock Liquidity by Tehran Stock Exchange (TSE) listed Companies, *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 8(32), pp: 73-102. (*In Persian*)
- Namazi, M. & Kashanipour, F. (2016). Investigation of the relationship between conservatism in financial reporting and stock liquidity of the listed companies on Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting and Auditing Reviw*, 22(4), pp: 521-540. (*In Persian*)
- Noruzi Nasr, H. Moradzadefard, M. Shokry, A. (2019). The impact of bank investment ownership on liquidity, *Financial accounting and auditing researches*, 11(42), 23-46. (*In Persian*)
- Rahmani, A. Hosseini, A. & Rezapour. N. (2010). Institutional Ownership and Stock Liquidity: Evidence from Iran, *Journal of Accounting and Auditing Reviw*, 3(17), pp: 39-54. (*In Persian*)
- Rubin, A. (2007). Ownership level, ownership concentration and liquidity, *Journal of Financial Markets*, 10(3), pp: 219–248.
- Saqafi. A. & Mehdieh, K. (2017). Investigating Mutual Relationships of Corporate Governance, Liquidity and Performance Using Simultaneous Equation System, *Financial Management Perspective*, 15(3), pp: 83-110. (*In Persian*)

- Setayesh, M.H. & Ebrahimi Maimand, M. (2016). Relationship between Institutional Ownership Types and Disclosure Quality in Tehran Stock Exchange, *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 12(48), pp: 53-75. (*In Persian*)
- Wu, H.L. 2008. How do Board–CEO Relationships Influence the Performance of New Product Introduction? Moving from Single to Interdependent Explanations, *Journal of corporate governance, an international review* 16, pp: 77- 89.
- Yosra, Gh. Sioud, O. B. (2011). Ultimate ownership structure and stock liquidity: empirical evidence from Tunisia, *Studies in Economics and Finance*, 28(4), pp: 282-300.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۱۱۸-۸۷

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۲/۰۶
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۴/۱۴

مقاله پژوهشی

تأثیر ویژگی‌های هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌کنندگی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران[1]

محمد وحدانی[2]، جواد محمدی مهر[3]

چکیده

بر اساس تئوری‌های حاکم انتظار بر آن است که سرمایه‌گذاران در قبال اطلاعات مربوط به سودآوری، تصمیمات و رفتار عقلایی و منطقی و فارغ از احساسات داشته باشند. نقش مدیران در تقویت مکانیسم‌های شرکتی می‌تواند موجب اطمینان بیشتر به کیفیت سودآوری شود که خود به‌عنوان عاملی اثرگذار بر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران مطرح است. لذا هدف پژوهش حاضر، تأثیر ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر ارتباط آگاهی دهندگی سود با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌کنندگی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران است.

این پژوهش از نوع مطالعه کتابخانه‌ای و تحلیلی- علمی بوده و مبتنی بر تحلیل داده‌های تابلویی (پانل دیتا) است. در این پژوهش اطلاعات مالی ۱۳۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ بررسی شده است (۹۵۲ شرکت-سال). برای تجزیه‌وتحلیل نتایج به‌دست‌آمده‌ی پژوهش از نرم‌افزار Eviews۱۰ استفاده شده است.

بر اساس یافته‌های این پژوهش بین آگاهی دهندگی سود و گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران رابطه منفی و معناداری وجود دارد و همچنین ویژگی‌ها هیئت‌مدیره ازجمله استقلال، اندازه و سنوات (تجربه) هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود تأثیری معنادار و مستقیم دارد. از طرفی در بررسی اثرات این ویژگی‌ها بر رابطه بین آگاهی دهندگی سود و گرایش‌های احساسی مشخص گردید که استقلال، اندازه و سنوات (تجربه) هیئت‌مدیره موجب تقویت رابطه منفی بین آن‌ها خواهد شد. به عبارتی این ویژگی‌ها منجر به تقویت آگاهی دهندگی سود و در نتیجه بروز کمتر گرایش‌های احساسی در بین سرمایه‌گذاران می‌شود.

واژه های کلیدی: گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، ویژگی‌ها مدیریت، آگاهی دهندگی سود
طبقه‌بندی موضوعی: M10، G10، G30

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.19245.1609
۲. استادیار، حسابداری، دانشگاه بجنورد، بجنورد، نویسنده مسئول، Email:m_vahdani99@yahoo.com
۳. کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه بجنورد، بجنورد.Email:j.mohamadimehr@gmail.com

مقدمه

هدف اصلی گزارشگری مالی ارائه اطلاعات مناسب برای تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی است. نقش اطلاعات حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، به‌طور عمده ناشی از وظیفه ارزش‌گذاری اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا، باعث می‌شود تا اطلاعاتی را برای سرمایه‌گذاران جهت کمک به آن‌ها در ارزش‌گذاری صحیح دارایی‌ها و تصمیمات سرمایه‌گذاری، فراهم آورد و زیان‌های ناشی از ارزش‌گذاری یا تصمیم‌گیری ناصحیح در سرمایه‌گذاری را کاهش دهد (خواجوی و همکاران،۱۳۹۳). در بازار کارا فرض بر این است که اثر وقوع یک رویداد (مانند خبر اعلان سود) بر روی قیمت اوراق بهادار لحظه‌ای است و به‌محض اعلام خبر در تاریخ مشخص، قیمت سهام به میزان ارزش خبر نوسان می‌یابد. وقتی‌که اطلاعات محرمانه در بازار وجود دارد طبق تئوری‌های مالی انتظار بر آن است که بعد از اعلان‌هایی مانند سود، واکنش سهامداران را به دنبال داشته باشد که در نتیجه قیمت‌های سهام به ارزش منصفانه آن نزدیک‌تر می‌شود و حجم مبادلات نیز افزایش می‌یابد (غیاث‌الدین،۱۳۹۳).

مطابق مفروضات تئوری مالی کلاسیک انتظار بر آن است که سرمایه‌گذاران عقلائی رفتار کنند. ولی در طرف مقابل برخی معتقدند که علاوه بر عوامل بنیادی، شرایط رفتاری و احساسی سرمایه‌گذاران نیز تأثیرگذار است. درواقع همه سرمایه‌گذاران کاملاً عقلائی و منطقی رفتار نمی‌کنند و گاهی بواسطه احساسات در فرآیند تصمیم‌گیری، تصمیمات نادرستی اتخاذ می‌کنند (چن[1]، ۲۰۱۱).

از طرفی مدیران برای ارائه عملکرد خود، گزارش‌های مالی دوره‌ای ارائه می‌کنند. سهامداران می‌توانند با سیگنال‌هایی که مدیران از این طریق به بازار مخابره می‌کنند به ارزیابی سرمایه‌گذاری‌هایشان بپردازند. آنچه سهامداران را به سرمایه‌گذاری پس‌اندازهایشان در فعالیت خاصی سوق می‌دهد، عملکرد مطلوب آن شرکت است که در نتیجه، افزایش ارزش و درنهایت افزایش ثروت سهامداران را دربر خواهد داشت. یکی از اطلاعات بسیار مهم که توسط شرکت‌ها در اختیار استفاده‌کنندگان قرار می‌گیرد مربوط به سود است. انتشار اطلاعیه‌های سودآوری شرکت‌ها می‌تواند موجب ایجاد واکنش و در نتیجه تغییراتی در قیمت سهام شود؛ اما واکنش بازار سهام به اطلاعات، متفاوت است. چنانچه واکنش افراد عقلایی نباشد موجب ناهنجاری‌هایی ازجمله افزایش یا کاهش بیش‌ازحد قیمت‌ها می‌شود. واکنش بیش‌ازاندازه یا کمتر از اندازه، زمانی رخ می‌دهد که افراد با توجه به اطلاعات جدید، قیمت سهام را بیشتر یا کمتر از ارزش ذاتی آن تعیین می‌کنند. اگرچه بازار پس از گذشت زمان به‌اشتباه خود پی برده و به حالت تعادل برمی‌گردد، اما این رفتار اقتصادی، نوعی رفتار غیر عقلایی در بازار

---

1 . Chen

محسوب می‌شود که شاید بتوان آن را نوعی واکنش منطقی نسبت به عدم اطمینان سرمایه‌گذاران تلقی کرد. لذا آگاهی دهندگی سود به انتظارات سرمایه‌گذاران جهت می‌دهد. به میزانی که انتظارات سرمایه‌گذاران از سود به یکدیگر نزدیک باشد، آن‌ها تفسیر مشابهی از اخبار موجود در سود خواهند داشت.

مسئله فوق در بازار سرمایه ایران نیز وجود دارد تا جایی که برخی از سهامداران به‌ویژه سهامدارانی با حضور مداوم و نگرشی انحصاری، در بازار اقدام به ایجاد هیجان نموده و با تحریک احساسات سایر سرمایه‌گذاران، آن‌ها را به‌سوی رفتار توده‌وار سوق می‌دهند. همواره کارشناسان بازار سرمایه در خصوص حضور احساسی سرمایه‌گذاران، توصیه‌هایی داشته‌اند و از سرمایه‌گذاران خواسته‌اند؛ بدون اطلاعات کافی وارد بازار نشوند، از خریدوفروش هیجانی در بازار اجتناب کنند. لذا یکی از مسائل پیشرو و دارای اهمیت مضاعف، این است که آیا گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران تحت تأثیر آگاهی دهندگی سود به‌عنوان یکی از ابزارهای مدیریتی قرار می‌گیرد؟

از طرفی ویژگی‌ها هیئت‌مدیره باعث بهبود مکانیسم راهبری شرکت و همچنین جذب سرمایه‌گذاران می‌شود. حضور هیئت‌مدیره قوی به گونه بهتری از منافع سهامداران حمایت می‌کنند و نماینده‌ای مناسب برای آنان هستند، لذا می‌توان گفت مدیران در تلاش خواهند بود با ایجاد سیستم کنترل داخلی قوی، محیط کنترلی مناسب در شرکت، سبب بهبود سازوکارهای کنترلی شده و این امر خود سبب ترغیب مدیریت به ارائه هرچه بهتر و باکیفیت‌تر اطلاعات مالی می‌شود (برادران و تقی‌زاده،۱۳۹۵). لذا از دیگر اهداف این پژوهش بررسی اثرگذاری ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود و نقش تعدیل‌کننده گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران می‌باشد.

اگرچه در مورد آگاهی دهندگی سود پژوهش‌هایی در ایران انجام شده است، اما در مورد گرایش‌های احساسی و آگاهی دهندگی سود تاکنون پژوهشی صورت نگرفته است. همچنین تأثیر ویژگی‌ها مدیریتی بر چنین رابطه‌ای تاکنون مورد واکاوی پژوهشگران واقع نشده است. لذا دستاوردهای این پژوهش، افزایش دانش مخاطبین در زمینه تمایلات احساسی و غیر عقلایی سرمایه-گذاران و آگاهی دهندگی سود با توجه به ویژگی‌ها مدیریتی خواهد بود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در طول سال‌های اخیر، مطالعات و پژوهش‌های مالی وارد دوران فکری جدیدی شده است که در برخی از آن‌ها، مفروضات اقتصاد مالی مدرن موردانتقاد قرارگرفته است. یکی از این مفروضات، منطقی بودن سرمایه‌گذاران است که به‌طورجدی به چالش کشیده شده و مطالعات متعددی به بررسی

این موضوع اختصاص‌یافته‌اند. امروزه این موضوع قوت بیشتری گرفته است که قیمت‌ها بیشتر توسط نگرش‌ها و عوامل روانی تعیین می‌شوند تا متغیرهای بنیادی؛ بنابراین مطالعه روانشناسی بازار اهمیت بیشتری پیداکرده است. (نیکو مرام و همکاران،۱۳۹۱) از دیدگاه فرضیه بازار کارا، قیمت اوراق بهادار منعکس‌کننده تمام اطلاعات موجود در بازار است و انتظار می‌رود که تأثیر هرگونه اطلاعات جدید در بازار، سریعاً در قیمت سهام شرکت‌ها منعکس شود. بر پایه این تئوری، سرمایه‌گذاران دارای رفتار عقلایی بوده، به دنبال حداکثر ساختن مطلوبیت مورد انتظار خود هستند. بر این اساس، تغییرات قیمت سهام به تغییرات سیستماتیک در ارزش‌های بنیادی شرکت مربوط است و رفتار غیر عقلایی سرمایه‌گذار تأثیری بر بازده ندارد؛ اما می‌توان متصور بود که بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهامی که از ارزیابی ذهنی بالاتری برخوردارند، رابطه مثبت وجود داشته باشد (حیدر پور و همکاران،۱۳۹۲). به‌عبارتی به‌جز عوامل بنیادی، باید تأثیر عوامل رفتاری و احساسی سرمایه‌گذاران را نیز بر آگاهی دهندگی قیمت سهام در نظر گرفت. (ستایش و شمس‌الدینی،۱۳۹۵) در تائید این نکته می‌توان به تئوری مالی رفتاری اشاره کرد که فرض اول آن، این است که سرمایه‌گذاران تحت تأثیر گرایش‌های احساسی خود تصمیم می‌گیرند. دومین فرض این است که آربیتراژ در برابر سرمایه‌گذاران احساسی، پر ریسک و پرهزینه است؛ بنابراین سرمایه‌گذاران منطقی یا آربیتراژگرها در برگرداندن قیمت‌ها به قیمت بنیادی، پرتکاپو نیستند. (حیدر پور و همکاران،۱۳۹۲). در حقیقت، فعل‌و انفعال پویا بین معامله‌گران اختلال زا و آربیتراژگران منطقی، قیمت‌ها را شکل می‌دهد و اگر یک سهام، معامله‌گرهای اختلال‌زای بیشتر یا معامله‌گرهای منطقی کمتری داشته باشد، نوسانات قیمتی آن چشمگیر است (لینگ[1] و همکاران،۲۰۱۰).

با توجه به وجود استثناهای بازار سرمایه و در نظر گرفتن نظریه مالی رفتاری، به نظر می‌رسد همراه با متغیرهای کلان اقتصادی و حسابداری، عوامل رفتاری سرمایه‌گذاران نیز می‌تواند بر قیمت سهام شرکت‌ها تأثیرگذار باشد. از دیدگاه مالی رفتاری عوامل گوناگون و متنوعی وجود دارد که به‌موجب آن عوامل، افراد اقدام به اتخاذ تصمیم‌های غیر بهینه می‌کنند. لذا سرمایه‌گذاران باید اهمیت این عوامل را در تصمیم‌گیری‌های خود دریافته و تعیین کنند که آیا این‌گونه از سوگیری‌ها در تصمیمات گذشته آن‌ها دخیل بوده است؟ و آیا در تصمیمات آتی آن‌ها تأثیرگذار است؟ سپس در مرحله بعدی به دنبال فهم رفتار غیر عقلایی در دیگر سرمایه‌گذاران هستند تا بتوانند از اشتباهات

1 . Ling

انجام‌شده توسط آن‌ها در جهت انجام معاملات سودمند و بهینه بهره ببرند (موسوی و آقا-بابائی،۱۳۹۶). برخی از سرمایه‌گذاران برای تعیین ارزش سهام از قضاوت‌های شخصی، مبتنی بر تصورات ذهنی و اطلاعات غیرعلمی و شرایط روانی و احساسی برای تصمیم‌گیری حاکم بر بازار سهام استفاده می‌کنند. این شرایط می‌تواند ناشی از انتشار اطلاعات توسط شرکت‌ها ایجاد شود. مطالعات گسترده مؤید محتوا اطلاعاتی اعلان سودها بر مبنای شواهد ضریب تغییرات بازده‌ها، تغییرات قیمت غیرعادی و حجم معاملات غیرعادی در زمان اعلان سودها می‌باشند (چن[1]،۲۰۱۱). به‌عبارتی‌دیگر اثر این محتوای اطلاعاتی را می‌توان در تغییرات قیمت و حجم معاملات سهام حول‌وحوش تاریخ اعلان سود مشاهده کرد. ازاین‌رو انتظار می‌رود بازده ای که در واکنش به اعلان سود تحقق می‌یابد نیز حاوی اطلاعاتی مفید و به هنگام باشد (میشل[2] و همکاران،۲۰۱۵). البته برخی از پژوهشگران نظیر بالاک ریشنان[3] (۲۰۱۳) معتقدند که اطلاعیه‌های سود منتشرشده در هر فصل تقریباً با ۱٪ تا ۲٪ از کل اطلاعات موجود در ارتباط است، به‌گونه‌ای که دربرگیرنده مقداری متناسب، نه قابل‌ملاحظه، از اطلاعات ارزشی برای بازار است. لذا از منظر ایشان نقش اقتصادی اصلی سود، ارائه اطلاعات به‌موقع جدید به بازار سهام نیست. قاعدتاً، این نقش از موارد دیگری همانند تسویه قراردادهای بدهی و جبران خدمات، ارائه اطلاعاتی مانند افشاهای به‌موقع تر اطلاعات حاصل از سیستم حسابداری، توسط مدیران ناشی می‌شود .(آلوک[4] و همکاران،۲۰۱۷).

به‌هرروی سرمایه‌گذاران مختلف بر مبنای اطلاعات حاصله از شرکت و توانایی‌شان در ارزیابی صورت‌های مالی، انتظارات متفاوتی از شرکت خواهند داشت. بااین‌حال اتکا به یک منبع اطلاعاتی مشترک، شاخص سود حسابداری، ضرورت دارد تا بتواند برآیند انتظارات سرمایه‌گذاران را برآورده نماید. هرچند، شاخص سود حسابداری دارای نواقصی می‌باشد اما تنها شاخصی می‌باشد که با تکیه‌بر آن می‌توان انتظارات سرمایه‌گذاران را شکل داده و انحراف در انتظارات سرمایه‌گذاران را کاهش داد. لذا آگاهی دهندگی سود به انتظارات سرمایه‌گذاران جهت می‌دهد. به میزانی که انتظارات سرمایه‌گذاران از سود به یکدیگر نزدیک باشد، آن‌ها تفسیر مشابهی از اخبار موجود سود خواهند داشت. در نتیجه خروجی فرآیند حسابداری و گزارش هیئت‌مدیره از صورت‌های مالی بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران منطقی، مؤثر خواهد بود.

---

1 . Chen
2 . Michael
3 . Balakrishnan
4 . Alok

هیئت‌مدیره شرکت نقش اصلی را در کنترل مشکلات نمایندگی بر عهده دارد. توانایی‌های هیئت‌مدیره باعث افزایش مکانیسم راهبری شرکت و همچنین جذب سرمایه‌گذاران می‌شود. بعلاوه حضور هیئت‌مدیره قوی به گونه بهتری از منافع سهامداران حمایت می‌کند و نماینده‌ای مناسب برای آنان است. مدیران در تلاش خواهند بود با ایجاد سیستم کنترل داخلی قوی، محیط کنترلی مناسب در شرکت (بونا سانچز[1] و همکاران،۲۰۱۳) و استقرار رویه‌های حاکمیت شرکتی مناسب، مانند وجود اعضای غیرموظف، تعداد اعضا، ثبات جایگاه مدیرعامل و تخصص مالی اعضاء هیئت‌مدیره سبب بهبود سازوکارهای کنترلی گردند و این امر خود سبب ترغیب مدیریت شرکت به افشای هرچه بهتر و باکیفیت‌تر اطلاعات مالی می‌شود (آقایی و همکاران، ۱۳۹۴). از طرفی یکی از مهم‌ترین عوامل پیرامون هیئت‌مدیره، عدم تقارن اطلاعاتی است به عبارتی مدیران، نوعاً اطلاعات بیشتری در زمینه‌های مختلف، نسبت به سرمایه‌گذاران دارند و تمایل دارند که ارزش شرکت خود را به طرز دیگری نشان دهند. فین کلستین[2] و همکاران، (۱۹۹۸) معتقدند که پیشرفت‌های اخیر علمی در زمینه ساختار و فرآیند تصمیم‌گیری مدیریت مستلزم مطالعات بیش‌تر اثرات رفتار مدیریت بر روی خروجی‌های سازمانی است. پژوهش ایشان در زمینه فرآیند تصمیم‌گیری مدیریت الهام گرفته از مطالعه فوربس و میلیکن[3](۱۹۹۹) و در زمینه روابط بین مدیران موظف و غیرموظف نشات گرفته از کار پژوهشی پتیگر و مک نولتی[4](۱۹۹۵) است. پژوهش‌های آن‌ها نشان می‌دهد در صورت مدیریت اثربخش و کارآمد، کیفیت و کفایت اطلاعات منتشرشده توسط مدیریت افزایش می‌یابد و بهبود کیفیت افشای شرکت باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، مدیریت سود کمتری را به همراه دارد (فریرا[5]،۲۰۰۸). به عبارتی، حضور مدیران منصوب‌شده توسط سرمایه‌گذاران، تقویت نظارت، مکانیسم حاکمیت شرکتی موجب افزایش کیفیت گزارشگری مالی می‌شود. (بنت[6] و همکاران،۲۰۱۷) با توجه به پژوهش‌های انجام شده در کشورهای اروپایی مدیران نقش اصلی را در تصمیم‌گیری و آگاهی دهندگی سود دارند. پژوهش‌ها نشان می‌دهد ۴۰ درصد ا مدیران در اسپانیا، ۲۲ درصد در فرانسه و ۱۳ درصد در ایتالیا بر آگاهی دهندگی سود تأثیرگذار

1 . Bona Sánchez
2 . Finklstin
3 . Forbes and Milliken
4 . Pettigrew and McNollety
5 . Ferreira
6 . Bennett

هستند (کابیدو و بلتران[1]،۲۰۱۶). لذا وابستگی رفتار و گرایش سرمایه‌گذاران به تصمیمات مدیران در اعلان سود وابسته بوده و بر اساس اقدام به سرمایه‌گذاری می‌نمایند. در این میان برخی سرمایه‌گذاران بر مدیران نفوذ دارند و برخی بر اطلاعات گزارش‌های مالی مدیران تمرکز می‌نمایند (لوپز[2] و همکاران،۲۰۱۵).

کارولینا[3] و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان تأثیر ساختار هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود پرداختند. ایشان دریافتند که مدیران منصوب‌شده توسط افراد و سرمایه‌گذاران و بانک‌ها، آگاهی دهندگی سود را تحت تأثیر قرار می‌دهند. همچنین با اعلان سود، حفاظت از سهامداران را مدنظر قرار داده و سبب تقویت اعتماد آن‌ها به بازار سرمایه و باعث جذب سرمایه بیشتر می‌شود. لذا ساختار هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود تأثیر معناداری دارد.

فرینجس[4] و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی به این پرسش پرداختند که آیا اعتماد سرمایه‌گذاران می‌تواند عواملی از قبیل بازده سهام را توضیح دهد؟ ایشان دریافتند که عواید بازده سهام عمدتاً به دلیل گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران است.

ژو و نیو[5] (۲۰۱۶) در پژوهشی در کشور چین، به این نتیجه رسیدند که رفتار احساسی سرمایه-گذاران، رشد عایدات مورد انتظار و نرخ بازده مورد توقع را تغییر می‌دهد. هرچند که این تأثیر در دوره بدبینی و خوش‌بینی سرمایه‌گذاران متفاوت است. همچنین نتایج آن‌ها نشان داد که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران به همراه اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام تأثیر معنی‌داری می‌گذارد.

میشل[6] و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان رابطه تمایلات احساسی سرمایه‌گذاران و سطح افشا در شرکت‌ها، به بررسی میزان تأثیرگذاری سیاست‌های افشا در شرکت‌ها بر تصمیمات احساسی سرمایه‌گذاران پرداختند. نتایج این پژوهش‌ها نشان می‌دهد که در دوره‌های که گرایش احساسی بالا در سرمایه‌گذاران وجود دارد، مدیران میزان افشا اطلاعات شرکت را کاهش می‌دهند و دوره‌های که گرایش‌های احساسی پائین در سرمایه‌گذاران وجود دارد، مدیران میزان افشا اطلاعات شرکت را افزایش می‌دهند. ایشان دریافتند که بین سطح افشا اطلاعات در شرکت‌ها و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران رابطه مستقیم و معنای داری وجود دارد.

---

1 . Cabedo& Beltran
2 . Lopez
3 . Carolina
4 . Frijns
5 . Zhu and Niu
6 . Michael

هوانگ[1] و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی نقش گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی بازده آتی پرداختند. با حذف اجزای مشترک در شاخص گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به این نتیجه رسیدند که شاخص‌های گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران به‌طور معناداری هم ازنظر اقتصادی و هم ازنظر آماری قابلیت پیش‌بینی کنندگی بازده آتی و بازده مقطعی آتی را دارد. همچنین گرایش‌های احساسی از قابلیت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی نیز برخوردار است؛ بنابراین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران تأثیرگذاری معناداری بر بازده و جریان‌های نقدی آتی دارد.

هاشمی و مشعشعی (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان، بررسی اثر حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها پرداختند. در پژوهش ایشان، برای متغیر حاکمیت شرکتی از یک چک‌لیست استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که احساسات سرمایه‌گذار دارای اثر معناداری بر سطح سرمایه‌گذاری جدید و بیش سرمایه‌گذاری شرکت‌ها است. همچنین، شاخص حاکمیت شرکتی دارای اثر معناداری بر رابطه بین احساسات سرمایه‌گذار و سرمایه‌گذاری جدید و بیش سرمایه‌گذاری است. به عبارتی، در شرکت‌هایی با سطح حاکمیت شرکتی بالاتر، اثر احساسات سرمایه‌گذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت، بهبود می‌یابد.

زارعی ودارابی (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر افشای اختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران می‌باشد. ایشان دریافتند که بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و افشای اختیاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ اما با دسته‌بندی گرایش‌های احساسی به گرایش‌های احساسی بالا و پایین، رابطه معناداری بین آن‌ها و افشای اختیاری یافت نشده است. همچنین از میان متغیرهای کنترلی، بین رشد اقتصادی، اندازه شرکت، بازده دارایی‌ها و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با افشاء اختیاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ همچنین بین زیان‌ده بودن شرکت‌ها و افشاء اختیاری رابطه منفی و معناداری یافت شده است.

نیکبخت و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام پرداختند. ایشان شاخص رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر چشم‌انداز رشد، عایدات مورد انتظار و نرخ بازده مورد توقع را موردبررسی قرار دادند. علاوه بر این، تأثیر مشترک رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر روی قیمت سهام، از طریق روش همبستگی بررسی شده است. بر اساس نتایج این پژوهش، رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، رشد عایدات مورد انتظار را تغییر می‌دهد و سپس بر روی

---

1 . Huang

قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر می‌گذارد. هرچند رفتار احساسی سرمایه‌گذاران بر نرخ بازده مورد توقع تأثیر معنی‌داری ندارد. همچنین، تقابل اطلاعات حسابداری و رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، قیمت سهام را در نوسانات بالای عایدات توضیح می‌دهد. لازم به ذکر است، اطلاعات حسابداری هنگامی‌که عایدات باثبات‌تر باشد اثرگذاری بیشتری بر قیمت‌های سهام دارد؛ درحالی‌که رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران هنگامی‌که عدم اطمینان بیشتری وجود دارد بر روی قیمت سهام تأثیر بیشتری می‌گذارد.

ستایش و شمس‌الدینی (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی رابطه‌ی بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام پرداختند. بر اساس نتایج پژوهش ایشان، بین سه متغیر اثر برگشت بلندمدت و اثر اندازه و صرف ارزش سهام از دیدگاه نسبت سود به خالص جریان‌های نقدی هر سهم با قیمت سهام رابطه‌ی معناداری یافت نشد. علاوه بر این، متغیر نرخ بازده دارایی‌ها ارتباط مثبت و نرخ بازده فروش ارتباط منفی با قیمت سهام دارد.

حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام پرداختند. در این پژوهش تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران، بر بازده سهام پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس اندازه، قیمت، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی موردبررسی قرار گرفت. در پژوهش ایشان مدل چهار عاملی پرتفوی بازار، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار و گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در تبیین بازده مورداستفاده قرار گرفت. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهام شرکت‌های دارای کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی می‌باشد.

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد غالب پژوهش‌های فوق‌الذکر به بررسی رابطه متغیرهایی چون گرایش‌های سرمایه‌گذاری و قیمت سهام، بازده سهام، افشای اطلاعات حسابداری، سطح افشا و پیش‌بینی بازده آتی و امثالهم پرداخته‌اند. پژوهش‌های صورت گرفته در خصوص ویژگی‌ها هیئت‌مدیره و موضوعات متأثر و یا مرتبط با آن نیز همواره موردتوجه پژوهشگران بوده است. از طرفی موضوع آگاهی دهندگی سود در پژوهش‌های اندکی موردتوجه پژوهشگران قرار گرفته، اما در پژوهش پیشرو به بررسی تأثیر ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود پرداخته شده و نقش تعدیل‌کنندگی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در این رابطه مورد واکاوی قرار گرفته است. لذا از این حیث نسبت به پژوهش‌های پیشین متمایز می‌باشد.

فرضیه‌های پژوهش

مبانی نظری فرضیه اول نظریه تأمین مالی و نظریه پذیرائی است. بر اساس آن‌ها، احساسات سرمایه‌گذاران میزان سرمایه‌گذاری‌های شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد که تبعات نامطلوب آن ناکارایی سرمایه‌گذاری (بیش و کم سرمایه‌گذاری) است. از طرفی با وجود افزایش آگاهی دهندگی سرمایه‌گذاری می‌بایست منتظر بهبود عملکرد سرمایه‌گذاری بود ولی با توجه به تصمیمات غیر عقلایی و احساساتی می‌توان رابطه معکوسی بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری به شرح فرضیه اول متصور بود:

فرضیه اول: گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معکوس دارد.

با توجه به تئوری نمایندگی، مدیران نمایندگان سرمایه‌گذاران نهادی هستند که سهم بزرگی از سرمایه شرکت را در اختیار داشته و همچنین نیاز به حفاظت از منافع موکلان خود دارند لذا انتظار می‌رود به‌عنوان مدیران خوب رفتار کنند. ازآنجایی‌که منافع اصلی سرمایه‌گذاران نهادی در حداکثر سازی سود می‌باشد لذا می‌بایست مکانیسمی ایجاد گردد که مدیران در جهت افزایش سود فعالیت نمایند؛ بنابراین اگر آگاهی دهندگی سود در نتیجه این مکانیسم‌ها افزایش یابد، مدیران ارزش بیشتری برای فهم و ارزش‌گذاری چنین سازوکاری دارند و احتمال کیفیت مطلوب‌تری از سود گزارش شده را مطالبه می‌نمایند. لذا سایر فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده‌اند:

فرضیه دوم: ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

۱) استقلال هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت دارد.

۲) اندازه هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت دارد.

۳) پاداش هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت دارد.

۴) دوگانگی مدیرعامل بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت دارد.

۵) سنوات هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت دارد.

فرضیه سوم: ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر رابطه بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر دارد.

۱) استقلال هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر دارد.

۲) اندازه هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر دارد.
۳) پاداش هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر دارد.
۴) دوگانگی مدیرعامل بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر دارد.
۵) سنوات هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف از نوع کاربردی و برحسب روش گردآوری داده‌ها یک پژوهش به روش توصیفی و از نوع بررسی موردی می‌باشد. با در نظر گرفتن هدف پژوهش و با توجه به ماهیت موضوع جزء پژوهش‌های کاربردی بوده زیرا نتایج حاصل از آن می‌تواند در تصمیم‌های مدیران، سرمایه‌گذاران و تحلیل گران مورداستفاده قرار گیرد. در این پژوهش با استفاده از روش توصیفی - همبستگی و روش اسناد کاوی (صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار)، داده‌های موردنظر برای آزمون فرضیه‌های پژوهش به دست خواهد آمد، روش این پژوهش از نوع همبستگی می‌باشد، چون هدف فرضیه بررسی ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته است از این نوع پژوهش استفاده می‌شود. همچنین روش‌شناسی پژوهش از نوع پس رویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته) می‌باشد.

جامعه‌ی آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله‌ی زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ بوده است. در این پژوهش، برای تعیین نمونه‌ی آماری از روش نمونه‌گیری به‌صورت هدفمند استفاده شد؛ بدین‌صورت که در هر مرحله از بین کلیه شرکت‌های موجود در پایان سال ۱۳۸۹، شرکت‌هایی که دارای شرایط زیر نبوده‌اند، حذف شده و شرکت‌های باقی‌مانده برای انجام آزمون انتخاب شدند

- شرکت‌ها باید در طول دوره‌ی موردبررسی فعالیت داشته باشند.
- نمونه‌ی آماری شامل بانک‌ها و واسطه‌گری مالی نباشد.
- شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها به انتهای اسفندماه ختم می‌شود.

در نهایت تعداد ۱۳۶ شرکت برای انجام آزمون فرضیه‌های پژوهش انتخاب شدند.

در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌های مربوط به مفاهیم نظری و ادبیات پژوهش از کتب مختلف، مقالات منتشرشده در مجلات معتبر و مقالات لاتین استفاده شده است. هم‌چنین از مطالب موجود در روزنامه‌ها و وب‌سایت‌ها نیز استفاده شده است. داده‌های مربوط به متغیرهای موجود از صورت‌های مالی شرکت‌ها استخراج شده است. پس از انتخاب نمونه، با استفاده از متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی به کمک رگرسیون چندمتغیره و با استفاده از نرم‌افزار Eviews ۱۰ تحلیل شده است.

الگوی پژوهش

با توجه به چارچوب نظری و پیشینه‌ی پژوهش، الگوی پژوهش از نوع رگرسیون چند متغیره است. بنابراین، از مدل رگرسیونی به شرح زیر و برمبنای پژوهش های پیشین برای انجام آزمون استفاده شده است.

الگوی (۱): بررسی تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر آگاهی دهندگی سود حسابداری

$$CAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SENT_{i,t} + \alpha_2 AUD_{i,t} + \alpha_3 CASH_{i,t} + \alpha_4 DAC_{i,t} + \alpha_5 LEV_{i,t} + \alpha_6 MTB_{i,t} + \alpha_7 SIZE_{i,t} + \alpha_8 PROF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگوی (۲): بررسی تأثیر ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری

$$CAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BRDIND_{i,t} + \alpha_2 BRDSIZE_{i,t} + \alpha_3 COMP_{i,t} + \alpha_4 DUALITY_{i,t} + \alpha_5 TOP_{i,t} + \alpha_6 AUD_{i,t} + \alpha_7 CASH_{i,t} + \alpha_8 DAC_{i,t} + \alpha_9 LEV_{i,t} + \alpha_{10} MTB_{i,t} + \alpha_{11} SIZE_{i,t} + \alpha_{12} PROF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگوی (۳): بررسی تأثیر ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری

$$CAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SENT_{i,t} + \alpha_2 BRDIND_{i,t} + \alpha_3 BRDSIZE_{i,t} + \alpha_4 COMP_{i,t} + \alpha_5 DUALITY_{i,t} + \alpha_6 TOP_{i,t} + \alpha_7 BRDIND * SENT_{i,t} + \alpha_8 BRDSIZE * SENT_{i,t} + \alpha_9 COMP * SENT_{i,t} + \alpha_{10} DUALITY * SENT_{i,t} + \alpha_{11} TOP * SENT_{i,t} + \alpha_{12} AUD_{i,t} + \alpha_{13} CASH_{i,t} + \alpha_{14} DAC_{i,t} + \alpha_{15} LEV_{i,t} + \alpha_{16} MTB_{i,t} + \alpha_{17} SIZE_{i,t} + \alpha_{18} PROF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: (CAR) آگاهی دهندگی سود حسابداری

اسکات[1] (۱۹۹۷) معتقد است محتوای اطلاعاتی سود به‌وسیله تغییرات در قیمت سهام و میزان بازده غیرعادی، در بازه زمانی انتشار سود خالص (سود هر سهم)، قابل‌اندازه‌گیری است. با توجه به این استدلال،

1 . Scott

پترا[1] (۲۰۰۷) نیز معتقد است وقتی سرمایه‌گذاران به اطلاعات جدیدی دست می‌یابند، انتظارات خود درباره بازده آتی سهام را مورد بازبینی قرار داده و تصمیم‌های خریدوفروش ایشان متأثر خواهد شد. به عبارتی سود گزارش شده اطلاعاتی را به بازار مخابره می‌کند که به‌عنوان ویژگی آگاهی دهندگی سود به سهامداران تلقی شده و واکنشی را در بازار ایجاد خواهد نمود که خود می‌تواند منجر به بازده غیرعادی سهام گردد. لذا متغیر وابسته این پژوهش، واکنش بازار است که از بازده غیرعادی روزانه‌ی انباشته(CAR) ، برای سنجش و ارزیابی واکنش سرمایه‌گذاران استفاده می‌شود. بازده غیرعادی روزانه بر اساس مدل تعدیل‌شده‌ی بازار محاسبه شده است. در این مدل فرض بر این است بازده بازار نشان‌دهنده‌ی بازده مورد انتظار سهام شرکت‌ها در هر دوره‌ی زمانی است و ریسک سهم معادل ریسک بازار در نظر گرفته می‌شود.

بنابراین تفاضل بازده واقعی سهم i و بازده بازار، در دوره‌ی t ، نشانگر بازده غیرعادی است. دوره‌ی تأثیرگذاری رویداد اعلام سود هر سهم پیش‌بینی‌شده بر قیمت سهم به‌طور متوسط حدود ۴ روز است (با احتساب روز اعلام). بر این اساس در این پژوهش، از جمع بازده غیرعادی هر سهم در طول ۱ روز پیش از روز اعلام سود پیش‌بینی‌شده تا ۴ روز پس از اعلام آن (۱ روز قبل از روز اعلام، روز اعلام، ۴ روز بعد از روز اعلام، مجموعاً ۶ روز)، به‌عنوان معیار سنجش واکنش بازار استفاده شده است .بازده غیرعادی روزانه‌ی انباشته بر اساس رابطه‌ی (۱) محاسبه شده است:

$$\mathrm{CAR} = \sum_{-1}^{4} ARi,t \qquad (۱)$$

CARi: بازده غیرعادی روزانه‌ی انباشته برای شرکت i از یک روز قبل از اعلام سود هر سهم پیش‌بینی‌شده تا ۴ روز پس از این رویداد.

بازده غیرعادی روزانه‌ی یک سهم (AR) عبارت است از تفاوت بازده واقعی سهم با بازده مورد انتظار آن سهم در روز موردبررسی که بر اساس مدل تعدیل‌شده‌ی بازار، بر اساس رابطه‌ی (۲) محاسبه می‌شود:

$$AR_{i,t}=R_{i,t}-R_{m,t} \qquad (۲$$

Ri,t: بازده واقعی شرکت i در روز t.

Rm,t: بازده مورد انتظار شرکت i در روز t

$$\mathrm{Ri,t} = \frac{Pi,t - Pi,t-1}{Pi,t}$$

(فروغی و آیسک،۱۳۹۴)

1 . Petra

متغیر مستقل

ویژگی‌ها هیئت‌مدیره:

(COMP) پاداش هیئت‌مدیره: لگاریتم پاداش هیئت‌مدیره

(DUALITY) دوگانگی مدیرعامل: اگر مدیرعامل رئیس یا نایب رئیس هیئت‌مدیره نیز باشد یک است در غیر این صورت صفر

(TOP) سنوات هیئت‌مدیره: متوسط تعداد سال‌های اشتغال هیئت‌مدیره در شرکت

(BRDIND) استقلال هیئت‌مدیره: تعداد اعضای هیئت‌مدیره غیرموظف تقسیم بر تعداد کل اعضای هیئت‌مدیره

(BRDSIZE) اندازه هیئت‌مدیره: تعداد کل اعضای هیئت‌مدیره

(Sent): شاخص تمایلات سرمایه‌گذار

به‌منظور محاسبه شاخص تمایلات سرمایه‌گذار از روش استفاده شده در مطالعه کیم (۲۰۱۶) به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

ابتدا چهار شاخص زیر محاسبه می‌شود:

شاخص ۱: شاخص قدرت نسبی[1]: شاخص قدرت نسبی بازار توسط آقای جی. ولز. وایلدر[2] (۱۹۷۸) ابداع شده است. این اندیکاتور میانگین افزایش قیمت‌ها را در یک بازه زمانی مشخص محاسبه نموده و آن را تقسیم بر میانگین کاهش قیمت‌ها در همان بازه زمانی می‌کند و سپس ماحصل را به‌صورت یک شاخص ریاضی که بین ٪۰ تا ٪۱۰۰ قابل‌نوسان است، ارائه می‌نماید.

$$RSI_t = \left[\frac{RS_t}{1+RS_t}\right]\times 100$$

که در آن:

$$RS_t = \frac{\sum_{k=0}^{13}\max\left(0, P_{t-k} - P_{t-1-k}\right)}{\sum_{k=0}^{13}\max\left(0, P_{t-1-k}P_{t-k}\right)}$$

(RSI) = شاخص قدرت نسبی

(RS) = بازدهی بازار

---

1 . relative strength index

2 . J. Welles Wilder Jr

شاخص ۲: شاخص خط روانشناسی: نسبت شاخص وزنی قیمت سهام می‌باشد.

$$PLI_t = 100 \times \sum_{k=0}^{11} \left\{ \frac{\max\left(0, P_{t-k} - P_{t-1-k}\right)}{P_{t-k} - P_{t-1-k}} \right\} / 12$$

شاخص ۳: شاخص لگاریتم حجم معاملات

$$LTV_t = \ln\left(V_t\right)$$

شاخص ۴: نرخ معاملات تعدیل‌شده

$$ATR_t = \left[\frac{V_t}{\#ofshareoutstanding_t} \right] \times \left[\frac{R_t}{|R_t|} \right]$$

که در آن:

$$R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$$

که در معادلات بالا P مقدار ماهانه شاخص سهام، R بازده شاخص و V حجم معاملات بازار است.

با توجه به آنکه بعضی اجزای این شاخص‌ها مشترک است، به‌منظور جداسازی اجزای مشترک، از روش تجزیه‌وتحلیل مؤلفه اصلی استفاده شده و سپس بر اساس اولین مؤلفه اصلی F_i شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران ترکیبی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Sent_t = F_1 \times RSI_t + F_2 \times PLI_t + F_3 \times LTV_t + F_4 \times ATR_t$$

(Aziz Khan and Ahmad, 2018)

متغیرهای کنترلی

اهرم مالی(lev)؛ اهرم مالی شرکت نسبت ارزش دفتری کل بدهی‌های شرکت به کل دارایی‌های آنان تعریف‌شده است.

اندازه شرکت (size)؛ لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت تعریف‌شده است.

سودآوری شرکت (PROF): نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها

نوع حسابرس (AUD): اگر حسابرس شرکت سازمان حسابرسی باشد، برابر است با یک و در غیر این صورت صفر.

اقلام تعهدی اختیاری (DAC)؛

جریان نقدی (CASH): نسبت جریان نقدی به کل دارایی‌ها

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MTB): نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها

تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها

در بخش آمار توصیفی، تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های مرکزی همچون میانگین، میانه و شاخص‌های پراکندگی انحراف معیار انجام شده است. همچنین، برای آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون داده‌های ترکیبی استفاده شده است. برای انتخاب از بین روش‌های الگوهای رگرسیونی ترکیبی و الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت آزمون F لیمر استفاده شده است. آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می‌شود. (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای الگو

متغیر	نام متغیرها	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
CAR	آگاهی دهندگی سود	71/406	45/517	511/549	0/000	77/286
SENT	گرایش احساسی سرمایه‌گذاران	0/268	0/242	0/488	-0/114	0/145
COMP	پاداش هیئت‌مدیره	2/89	2/34	18/35	0/003	0/239
BRDIND	استقلال هیئت‌مدیره	0/620	0/600	1/000	0/000	0/130
BRDSIZE	اندازه هیئت‌مدیره	5/025	5/000	7/000	3/000	0/250
DUALITY	دوگانگی مدیرعامل	0/239	0/000	1/000	0/000	0/427
TOP	تجربه و سنوات هیئت‌مدیره	0/572	0/590	0/888	0/214	0/143
AUD	نوع حسابرس	0/223	0/000	1/000	0/000	0/416
CASH	گردش نقدی	0/047	0/027	1/080	0/000	0/069
DAC	اقلام تعهدی اختیاری	0/106	0/076	1/052	0/000	0/104
LEV	اهرم مالی	0/669	0/641	4/039	0/079	0/367
MTB	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	1/666	2/079	309/210	-342/772	21/861
PROF	سودآوری	0/078	0/073	0/622	-1/038	0/163
SIZE	اندازه شرکت	13/700	13/603	18/455	9/802	1/346

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، میانگین آگاهی دهندگی سود۷۱,۴۰۶ می‌باشد و همچنین اندازه هیئت‌مدیره در این شرکت‌ها ۵ نفر و میانگین اعضای غیرموظف نیز ۳ نفر می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر، تقریباً ۶۰ درصد اعضای هیئت‌مدیره را افراد غیرموظف تشکیل می‌دهد. همچنین، به‌طور متوسط از هر ۱۰۰ شرکت به‌طور متوسط در ۲ شرکت مدیرعامل عضو هیئت‌مدیره نیز می‌باشد. ضمناً، به‌طور متوسط ۶۶ درصد دارایی‌های شرکت‌های موردبررسی از محل بدهی‌ها تأمین مالی شده‌اند؛ و متوسط بازده دارایی‌های شرکت‌ها نیز ۲۲ درصد می‌باشد لذا با توجه به نتایج به دست آمده از آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش می‌توان بیان کرد که کلیه متغیرها از توزیع مناسبی برخوردار هستند.

بررسی مفروضات مدل رگرسیون خطی

ثابت بودن واریانس جمله خطا (باقیمانده‌ها)

در این مطالعه فرض همسانی واریانس باقیمانده‌ها از طریق آزمون وایت[1] موردبررسی قرار گرفت و نتایج آن در جدول (۲) نشان می‌دهد که در مدل، فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد می‌شود به‌عبارت‌دیگر می‌توان گفت که در مدل پژوهش، ناهمسانی واریانس وجود دارد؛ بنابراین، به‌منظور رفع ناهمسانی واریانس در مدل از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) استفاده می‌کنیم.

جدول ۲. نتایج حاصل آزمون ثابت بودن واریانس جمله خطا

مفروضات	آماره F	احتمال	نتیجه
مدل اول رگرسیونی	2.670516	0.0067	ناهمسانی واریانس جمله خطا
مدل دوم رگرسیونی	2.193712	0.0104	ناهمسانی واریانس جمله خطا
مدل سوم رگرسیونی	32.23690	0.0000	ناهمسانی واریانس جمله خطا

1 . White

عدم وجود خودهمبستگی جمله خطا (باقیمانده‌ها)

برای بررسی استقلال باقیمانده‌ها آزمون خودهمبستگی سریالی بروش-پاگان[1] استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر بیانگر عدم وجود خودهمبستگی می‌باشد و فرضیه مقابل بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی بین خطاها می‌باشد. نتایج حاصل آزمون نشان می‌دهد که با توجه به اینکه در سطح اطمینان ۹۵٪ مقدار احتمال آماره F، در مدل بیشتر از ۵٪ می‌باشد بنابراین می‌توان فرضیه صفر را در مدل تائید کرد لذا دلیلی برای رد عدم وجود خودهمبستگی بین جملات باقیمانده وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر، فرض عدم وجود خودهمبستگی جزء خطا در مدل مورداستفاده در پژوهش برقرار است.

جدول ۳. نتایج حاصل آزمون عدم وجود خودهمبستگی جزء خطا

مفروضات	آماره F	احتمال	نتیجه
مدل اول رگرسیونی	0.100331	۰,٤۰٤٦	عدم وجود همبستگی جمله خطا
مدل دوم رگرسیونی	0.100331	۰,۸۷٦۷	عدم وجود همبستگی جمله خطا
مدل سوم رگرسیونی	0.207933	۰,۲٤٦۷	عدم وجود همبستگی جمله خطا

بررسی مانایی متغیرها

به‌منظور **بررسی** مانایی، آزمون دیکی فولر[2] استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون مانایی چون مقدار P-Value برای تمامی متغیرهای کمتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه این متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش در مانا بوده‌اند و متغیرها در هر سال از دوره پژوهش در سطح مانایی می‌باشند.

1 . Breusch–Pagan
2 . Dickey-Fuller

جدول ٤. آزمون ریشه واحد

متغیرها	نماد	آزمون لوین و لین، چو		نتایج
		آماره	احتمال	
آگاهی دهندگی سود	CAR	–33.9491	0.0000	مانا
گرایش احساسی سرمایه‌گذاران	SENT	–15.01809	0.0000	مانا
پاداش هیئت‌مدیره	COMP	–60.0750	0.0000	مانا
استقلال هیئت‌مدیره	BRDIND	–26.2616	0.0000	مانا
اندازه هیئت‌مدیره	BRDSIZE	–2.20525	0.0137	مانا
دوگانگی مدیرعامل	DUALITY	–21.5979	0.0000	مانا
تجربه و سنوات هیئت‌مدیره	TOP	–4.36711	0.0000	مانا
نوع حسابرس	AUD	–2.4656	0.0068	مانا
گردش نقدی	CASH	–83.2355	0.0000	مانا
اقلام تعهدی اختیاری	DAC	–24.7700	0.0000	مانا
اهرم مالی	LEV	–21.3129	0.0000	مانا
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MTB	–54.2495	0.0000	مانا
سودآوری	PROF	–41.5999	0.0000	مانا
اندازه شرکت	SIZE	–76.6691	0.0000	مانا

نرمال بودن جمله خطا

به‌منظور آزمون نرمال بودن جمله خطا از آماره آزمون جارکو–برا[1] استفاده شده است. با توجه به نتایج به دست آمده، مقدار احتمال آماره آزمون جارکو–برا، در مدل پژوهش بیشتر از ۵ درصد می‌باشد؛ بنابراین در مدل فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جمله خطا پذیرفته می‌شود.

جدول ۵. نتایج حاصل از نرمال بودن جمله خطا

مفروضات	آماره جارکو برا	احتمال	نتیجه
مدل اول رگرسیونی	41.824	0.3506	نرمال بودن جز خطا
مدل دوم رگرسیونی	69.576	0.5279	نرمال بودن جز خطا
مدل سوم رگرسیونی	70.519	0.0543	نرمال بودن جز خطا

1 . Jarque-Bera

آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

قبل از تخمین الگو لازم است تا آزمون F لیمر به‌منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی برای الگوی بالا انجام شود. فرضیه‌های این آزمون به‌صورت زیر است:

H_0: دادهای ترکیبی معمولی

H_1: داده‌های تابلویی با اثرات ثابت

نتایج حاصل آزمون F لیمر در جدول ۶ نمایش داده شده است.

جدول ٦. نتایج آزمون F لیمر

آماره	سطح خطا	روش پذیرفته‌شده
2.760	0.000	روش داده‌های تابلویی
1.954	0.000	روش داده‌های تابلویی
3.061	0.000	روش داده‌های تابلویی

همان‌طور که در جدول شماره (۶) نیز قابل‌مشاهده است، نتایج حاکی از رد فرض H_0 است. در نتیجه الگوی، داده‌های تابلویی با اثرات ثابت روش ارجح است. حال لازم است تا در ادامه آزمون هاسمن نیز به‌منظور انتخاب از میان روش‌های داده‌های تابلوی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی نیز انجام شود. فرضیه‌های این آزمون به‌صورت زیر است:

H_0: دادهای تابلویی با اثرات تصادفی

H_1: داده‌های تابلویی با اثرات ثابت

نتایج حاصل آزمون هاسمن در جدول ۷ نمایش داده شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون هاسمن

آماره	سطح خطا	روش پذیرفته‌شده
۲۳/۸۰۱	۰/۰٤۳٦	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت
۱۷/٦٤٥	۰/۰۱۲۲	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت
٤۱/۰٤۷۳	۰/۰۰۰	روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت

همان‌طور که در جدول ۷ نیز قابل‌مشاهده است، نتایج حاکی از رد فرض H_0 است در نتیجه الگوی، داده‌های تابلویی با اثرات ثابت روش ارجح است.

فرضیه اول: گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

برای آزمون فرضیه‌ها در مدل رگرسیونی با اثرات ثابت به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته متغیر وابسته (آگاهی دهندگی سود) به همراه متغیرهای مستقل (ویژگی‌ها هیئت‌مدیره و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران) و کنترلی موردبررسی قرار گرفت؛ نتایج جدول با توجه به فزونی تعداد شرکت‌های نمونه از تعداد سال‌های موردبررسی، مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد که بایستی هنگام انجام رگرسیون به آن توجه کرد .این مشکل با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی حل می‌شود.

با توجه به نتایج قابل‌مشاهده در جدول ۸ و با توجه آماره‌ی F به دست آمده (۵۳/۷۱۱) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰) ، می‌توان بیان کرد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، درمجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به دست آمده برای الگو که برابر ۵۲ درصد است، می‌توان بیان کرد که درمجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۵۲ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این با توجه مقدار آماره‌ی دوربین واتسون که برابر ۲،۰۳ است، می‌توان بیان کرد که خودهمبستگی مرتبه‌ی اول میان باقیمانده‌های الگو وجود ندارد.

جدول ۸. نتایج تخمین الگوی پژوهش

متغیر	نام متغیرها	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره تی	احتمال
SENT	گرایش احساسی سرمایه‌گذاران	-21/828	6/116	-3/569	0/000
AUD	نوع حسابرس	7/544	2/418	3/120	0/002
CASH	نسبت جریان نقدی	31/866	17/109	1/863	0/063
DAC	اقلام تعهدی اختیاری	-0/004	0/002	-2/129	0/034
LEV	اهرم مالی	4/563	4/367	1/045	0/296
MTB	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	0/076	0/084	0/907	0/365
SIZE	اندازه شرکت	-5/903	9/460	-0/624	0/533
PROF	سودآوری شرکت	3/080	0/468	6/580	0/000
C	ضریب ثابت	0/949	6/180	0/154	0/878
	F-statistic (P-Value)		53/711(0/00)		
	R- Squared		0/531		
	Adjusted R- Squared		0/522		
	Durbin – Watson Stat.		2/03		

هدف آزمون فرضیه، بررسی تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر آگاهی دهندگی سود حسابداری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. با توجه به نتایج به دست آمده در جدول ۸ از تخمین الگوی پژوهش و ضریب متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران (۲۱/۸۲۸-) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰) می‌توان بیان کرد که در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران تأثیر منفی و معناداری بر آگاهی دهندگی سود شرکت‌ها دارد.

آزمون فرضیه دوم: ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

با توجه به نتایج قابل‌مشاهده در جدول ۹ و با توجه آماره‌ی F به دست آمده (۴۴/۶۰) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰)، می‌توان بیان کرد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، درمجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده به دست آمده برای الگو که تقریباً برابر ۴۳ درصد است، می‌توان بیان کرد که درمجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش ۴۳ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این با توجه مقدار آماره‌ی دوربین واتسون که برابر ۲،۰۶ است، می‌توان بیان کرد که خودهمبستگی مرتبه‌ی اول میان باقیمانده‌های الگو وجود ندارد.

جدول ۹. نتایج تخمین الگوی پژوهش

متغیر	نام متغیرها	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره تی	احتمال
BRDIND	استقلال هیئت‌مدیره	0/031	0/006	5/524	0/000
BRDSIZE	اندازه هیئت‌مدیره	0/056	0/009	6/054	0/000
COMP	پاداش هیئت‌مدیره	–0/182	5/138	–0/035	0/972
DUALITY	دوگانگی مدیرعامل	–0/007	0/003	–2/207	0/028
TOP	سنوات هیئت‌مدیره	3/002	1/182	2/541	0/011
AUD	نوع حسابرس	7/136	3/282	2/174	0/030
CASH	نسبت جریان نقدی	6/126	21/576	0/284	0/777
DAC	اقلام تعهدی اختیاری	–0/010	0/003	–2/844	0/005
LEV	اهرم مالی	2/696	4/516	0/597	0/551
MTB	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	0/114	0/092	1/244	0/214
PROF	اندازه شرکت	0/128	0/010	12/227	0/000
SIZE	سودآوری شرکت	0/663	2/451	0/270	0/787
C	ضریب ثابت	28/396	37/091	0/766	0/444
F-statistic (P-Value)			44/608(0/00)		
R- Squared			0/457		
Adjusted R- Squared			0/428		
Durbin – Watson Stat.			2/06		

۱) استقلال هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول ۹ از تخمین الگوی پژوهش و ضریب متغیر استقلال هیئت‌مدیره (۰/۰۳۱) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰) می‌توان بیان کرد که در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، متغیر استقلال هیئت‌مدیره تأثیر مثبت و معناداری بر آگاهی دهندگی سود شرکت‌ها دارد.

۲) اندازه هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

ازآنجاکه ضریب متغیر اندازه هیئت‌مدیره (۰/۰۵۶) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰) می‌باشد، لذا در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، متغیر اندازه هیئت‌مدیره تأثیر مثبت و معناداری بر آگاهی دهندگی سود شرکت‌ها دارد.

۳) پاداش هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

تخمین الگوی پژوهش در جدول ۹ و ضریب متغیر پاداش هیئت‌مدیره (۰/۱۸۲-) و سطح خطای آن (۰/۹۷۲) نشان می‌دهد که در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، متغیر پاداش هیئت‌مدیره تأثیر معناداری بر آگاهی دهندگی سود شرکت‌ها ندارد.

۴) دوگانگی مدیرعامل بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

با توجه به نتایج حاصل از تخمین الگوی پژوهش در جدول ۹ و ضریب متغیر دوگانگی مدیرعامل (۰/۰۰۷-) و سطح خطای آن (۰/۰۲۸) می‌توان بیان کرد که در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، متغیر دوگانگی مدیرعامل تأثیر منفی و معناداری بر آگاهی‌دهندگی سود شرکت‌ها دارد.

۵) سنوات هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

نتایج به دست آمده در جدول ۹ از تخمین الگوی پژوهش نشان می‌دهد که ضریب متغیر سنوات هیئت‌مدیره (۳/۰۰۲-) و سطح خطای آن (۰/۰۱۱) می‌باشد بنابراین می‌توان بیان کرد که در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، متغیر سنوات هیئت‌مدیره تأثیر مثبت و معناداری بر آگاهی‌دهندگی سود شرکت‌ها دارد.

آزمون فرضیه سوم: ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

جدول ۱۰. نتایج تخمین الگوی پژوهش

متغیر	نام متغیر	ضریب متغیر	خطای استاندارد	آماره تی	احتمال
BRDIND	استقلال هیئت‌مدیره	۰/۰۱۶	۰/۰۰۶	۲/۷۸۸	۰/۰۰۵
BRDSIZE	اندازه هیئت‌مدیره	۰/۰۱۰	۰/۰۰۳	۲/۸۴۴	۰/۰۰۵
COMP	پاداش هیئت‌مدیره	۳/۸۲۰	۲۲/۰۵۵	۰/۱۷۳	۰/۸۶۳
DUALITY	دوگانگی مدیرعامل	-۶۴/۳۵۶	۲۹/۴۹۹	-۲/۱۸۲	۰/۰۲۹
TOP	سنوات هیئت‌مدیره	۰/۰۷۲	۰/۰۰۶	۱۲/۰۵۶	۰/۰۰۰
SENT	گرایش احساسی سرمایه‌گذاران	۰/۰۹۵	۰/۰۲۹	۳/۲۴۷	۰/۰۰۱
BRDIND*SENT	اثر متقابلی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و استقلال هیئت‌مدیره	۰/۳۸۷	۰/۰۸۷	۴/۴۳۰	۰/۰۰۰
BRDSIZE*SENT	اثر متقابلی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و اندازه هیئت‌مدیره	۰/۱۰۵	۰/۰۵۳	۱/۹۷۷	۰/۰۴۸
COMP*SENT	اثر متقابلی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و پاداش هیئت‌مدیره	-۱۴/۳۶۹	۳۶/۴۰۲	-۰/۳۹۵	۰/۶۹۳
DUALITY*SENT	اثر متقابلی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و دوگانگی	-۱۳۰/۹۶۱	۵۰/۴۷۰	-۲/۵۹۵	۰/۰۱۰
TOP*SENT	سنوات هیئت‌مدیره	۶/۰۷۸	۱۶/۲۲۸	۰/۳۷۵	۰/۷۰۸
AUD	نوع حسابرس	۹/۸۸۴	۳/۴۰۰	۲/۹۰۷	۰/۰۰۴
CASH	نسبت جریان نقدی	۱۴/۲۰۹	۲۱/۹۵۳	۰/۶۴۷	۰/۵۱۸
DAC	اقلام تعهدی اختیاری	-۱۱/۳۲۷	۱۱/۰۵۴	-۱/۰۲۵	۰/۳۰۶
LEV	اهرم مالی	۲/۰۷۱	۴/۲۱۹	۰/۴۹۱	۰/۶۲۴
MTB	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۱۲۹	۰/۰۹۲	۱/۴۱۰	۰/۱۵۹
SIZE	اندازه شرکت	۸/۴۰۰	۱۳/۶۴۵	۰/۶۱۶	۰/۵۳۸
PROF	سودآوری شرکت	۴/۳۸۰	۱/۲۱۹	۳/۵۹۴	۰/۰۰۰
C	ضریب ثابت	۲۶/۹۶۳	۱۵۸/۵۴۱	۰/۱۷۰	۰/۸۶۵
F-statistic (P-Value)		۷۰/۴۲۰(۰/۰۰)			
R- Squared		۰/۵۲۱			
Adjusted R- Squared		۰/۵۱۱			
Durbin – Watson Stat.		۱/۹۵۳			

۱) استقلال هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

بر اساس نتایج حاصله، مندرج در جدول‌ی شماره (۱۰)، از تخمین الگوی پژوهش و ضریب متغیر اثر متقابلی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و استقلال هیئت‌مدیره (۰/۳۸۷) و سطح خطای آن (۰/۰۰۰) می‌توان بیان کرد که در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، استقلال هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت و معناداری دارد.
۲) اندازه هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

همان‌طور که در جدول شماره (۱۰) مشاهده می‌شود، ضریب متغیر اثر متقابلی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و اندازه هیئت‌مدیره (۰/۱۰۵) و سطح خطای آن (۰/۰۴۸) می‌باشد. لذا در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، اندازه هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت و معناداری دارد.
۳) پاداش هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

نتایج ناشی از تخمین الگوی پژوهش، جدول شماره (۱۰)، ضریب متغیر اثر متقابلی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و پاداش هیئت‌مدیره (۱۴/۳۶۹-) و سطح خطای آن (۰/۶۳۹) را نشان می‌دهد؛ بنابراین در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، پاداش هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری ندارد.
۴) دوگانگی مدیرعامل بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول شماره (۱۰) از تخمین الگوی پژوهش و ضریب متغیر اثر متقابلی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و دوگانگی مدیرعامل (۱۳۰/۹۶۱-) و سطح خطای آن (۰/۰۱۰) می‌توان بیان کرد که در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، دوگانگی مدیرعامل بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر منفی و معناداری دارد.
۵) سنوات هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد

با توجه به نتایج حاصله در جدول شماره (۱۰) از تخمین الگوی پژوهش و ضریب متغیر اثر متقابلی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و سنوات هیئت‌مدیره (۶/۰۷۸) و سطح خطای آن (۰/۷۰۸) می‌توان بیان کرد که در سطح خطای قابل‌پذیرش ۵ درصد، سنوات هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد.

نتیجه‌گیری و بحث

یکی از گام‌های مؤثر در جهت توسعه‌یافتگی، توسعه و رشد و حرکت به‌سوی کارایی بازار سرمایه است. زمانی می‌توان به این مهم دست‌یافت که اطلاعات کافی در اختیار سرمایه‌گذاران قرارگرفته و در نهایت ایشان با تصمیمات منطقی و فارغ از گرایش‌های و تمایلات احساسی به‌طور منطقی اقدام به تصمیم‌گیری نمایند. اما در عمل بسیاری از حرکت‌ها و نابسامانی‌ها در بازارهای مالی، با استفاده از تئوری‌های مربوط به بازار کارا قابل توجیه نبوده لذا همین امر موجب بروز مباحث رفتاری در حوزه مالی گردید. هدف این پژوهش بررسی تأثیر ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر ارتباط آگاهی دهندگی سود با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌کنندگی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است.

در فرضیه اول به بررسی تأثیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بر آگاهی دهندگی سود حسابداری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. نتایج آماری حاصل آزمون این فرضیه نشان داد که متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذاران تأثیر منفی و معناداری بر آگاهی دهندگی سود شرکت‌ها دارد. در راستای نتیجه به دست آمده با پژوهش فرینجس[1] و همکاران (۲۰۱۷) می‌توان بیان کرد که گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، باعث جو روانی و رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران شده لذا آگاهی دهندگی سود کاهش می‌یابد (آجی و آجی[2]، ۲۰۱۷). همچنین یافته‌های این پژوهش با پژوهش ژو و نیو[3] (۲۰۱۶) در کشور چین مطابقت دارد که ایشان نیز دریافته بودند، رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، رشد عایدات مورد انتظار و نرخ بازده مورد توقع را تغییر می‌دهد؛ و قیمت سهام را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. نتایج حاصل از پژوهش‌های دیگری

1 . Frijns
2 . Adjei and Adjei
3 . Zhu and Niu

همچون میشل [1] و همکاران (۲۰۱۵) هوانگ [2] و همکاران (۲۰۱۵) در راستای تأثیرگذاری گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران نسبت به بازدهی و به‌تبع آن آگاهی دهندگی سود می‌باشد. در پژوهش‌های داخلی می‌توان به یافته‌های نیکبخت و همکاران (۱۳۹۵) اشاره نمود که ایشان نیز دریافتند رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، رشد عایدات مورد انتظار را تغییر می‌دهد و درنهایت بر روی قیمت سهام شرکت‌ها تأثیرگذار است. لذا آگاهی دهندگی سود به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر در تعیین قیمت‌ها تحت تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران کاهش خواهد داشت. یافته‌های حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) نیز همسو با یافته‌های این پژوهش می‌باشد که مطابق آن گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازده شرکت رابطه مثبت و معناداری دارد.

اما در فرضیه دوم پژوهش به بررسی رابطه ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری پرداخته شد. ویژگی‌هایی که در این پژوهش بدان‌ها پرداخته شد شامل استقلال هیئت‌مدیره، اندازه هیئت‌مدیره، پاداش هیئت‌مدیره، دوگانگی مدیرعامل و درنهایت سنوات هیئت‌مدیره می‌باشد. ازآنجاکه هیئت‌مدیره شرکت نقش اصلی را در کنترل مشکلات نمایندگی بر عهده دارد. توانایی‌های هیئت‌مدیره باعث افزایش مکانیسم راهبری شرکت و در نهایت جذب سرمایه‌گذاران می‌شود؛ بنابراین می‌توان متصور بود مدیران در جهت افزایش سود فعالیت نمایند. لذا اگر آگاهی دهندگی سود در نتیجه این مکانیسم‌ها افزایش یابد، مدیران ارزش بیشتری برای فهم و ارزش‌گذاری چنین سازوکاری دارند و احتمال کیفیت مطلوب‌تری از سود گزارش شده را مطالبه می‌نمایند. به‌بیان‌دیگر مدیران در تلاش برای تقویت سرمایه‌گذاران و جذب سرمایه‌گذاران جدید سعی در تقویت آگاهی دهندگی سود خواهند داشت. نتایج حاصل آزمون‌های آماری در این خصوص نشان می‌دهد که

- ✓ استقلال هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت و معناداری دارد.
- ✓ اندازه هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر مثبت و معناداری دارد.
- ✓ پاداش هیئت‌مدیره تأثیر معناداری بر آگاهی دهندگی سود شرکت‌ها ندارد.
- ✓ دوگانگی مدیرعامل تأثیر منفی و معناداری بر آگاهی دهندگی سود شرکت‌ها دارد.
- ✓ سنوات هیئت‌مدیره تأثیر مثبت و معناداری بر آگاهی دهندگی سود شرکت‌ها دارد.

---

1 . Michael
2 . Huang

در بین ویژگی‌ها مذکور عواملی چون استقلال، اندازه، دوگانگی مدیرعامل تأثیر معناداری بر آگاهی دهندگی سود داشتند که یافته‌های این پژوهش مطابق با یافته‌های کارولینا[1] و همکاران (۲۰۱۸) می‌باشد. هوانگ[2] (۲۰۱۵) در پژوهشی مشابه دریافت که ترکیب هیئت‌مدیره دارای اثرات مثبت بر عملکرد بانک‌ها می‌باشد. در پژوهش‌های داخلی می‌توان به پژوهش کاشانی پور و کریمی (۲۰۱۳) اشاره نمود که بر اساس آن نسبت اعضای غیرموظف، مالکیت مدیریت شرکتی با افشای اختیاری به‌عنوان یکی از راه‌های جذب اعتماد سرمایه‌گذاران، رابطه مثبت و معنادار داشته و پژوهش پیشرو نیز در پی بررسی تأثیرات ویژگی‌ها مدیریت با آگاهی دهندگی سود به‌عنوان راهکاری برای جلب اعتماد و جذب سرمایه‌گذاران جدید است. لذا نتایج این دو پژوهش همسو می‌باشند. در پژوهش دیگری که نیکبخت و همکاران (۱۳۹۵) انجام دادند نتایج مشابه و همسو با پژوهش حاضر دارند که بر اساس آن درصد مالکیت مدیریت، نسبت اعضای غیرموظف، تعداد اعضای هیئت‌مدیره و دوگانگی مسودیت، رابطه معناداری با زمان‌بندی گزارش‌های مالی دارند.

در خصوص فرضیه سوم پژوهش: ویژگی‌ها هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد. از آنجاکه هیئت‌مدیره می‌تواند موجب بهبود فرایندهای راهبری شرکتی شده و تلاش در جهت ارتقا سازوکارهای کنترلی دارند، افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان را به همراه خواهد داشت. لذا منجر به افزایش کیفیت سود خواهد شد. از طرفی رفتار و گرایش سرمایه‌گذاران به تصمیمات مدیران در اعلان سود وابسته است و طبیعت رفتار احساسی سرمایه‌گذاران نسبت به آگاهی دهندگی سود متأثر خواهد شد. لذا انتظار بر این بوده که ویژگی‌ها مدیریتی بر رابطه بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود تأثیر معناداری داشته باشد. نتایج حاصل آزمون آماری فرضیه سوم نشان می‌دهد:

استقلال هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد. به‌نحوی‌که با افزایش استقلال هیئت‌مدیره، رابطه منفی و معنادار گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود تقویت می‌یابد.

اندازه هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد. به‌طوری‌که با افزایش استقلال هیئت‌مدیره، رابطه منفی و معنادار گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود شدت بیشتری خواهد داشت.

پاداش هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری ندارد.

---

1 . Carolina
2 . Huang

دوگانگی مدیرعامل بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد. به‌نحوی‌که با افزایش دوگانگی مدیرعامل رابطه منفی و معنادار گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود کاهش خواهد یافت.

سنوات هیئت‌مدیره بر ارتباط بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود حسابداری تأثیر معناداری دارد، به‌نحوی‌که با افزایش استقلال هیئت‌مدیره، رابطه منفی و معنادار گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود شدت بیشتری خواهد داشت. نتایج حاصل از پژوهش پیشرو در راستای پژوهش کارولینا[1] و همکاران (۲۰۱۸) می‌باشد که ایشان نیز دریافتند ساختار هیئت‌مدیره بر آگاهی دهندگی سود تأثیر مثبت و معناداری دارد و همچنین منجر به تقویت رابطه منفی بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و آگاهی دهندگی سود می‌گردد.

پیشنهادها و محدودیت‌ها

بازار سهام کشور ما بخصوص در سال‌های اخیر دستخوش هیجانات و نوسانات بسیاری شده که خود معلول عوامل بسیاری است. گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به‌عنوان یکی از عوامل مهم در نوسانات مطرح شده منجر به کاهش کارایی بازار سرمایه خواهد شد. لذا شناخت احساسات، از طرفی برای سوق دادن بازار به سمت عقلانیت توسط سیاست‌گذاران بازار و از طرفی دیگر به‌عنوان مبنای طراحی راهبردهای سرمایه‌گذاری برای مدیران سرمایه‌گذاری می‌تواند حائز اهمیت باشد. از طرفی برای فعالان بازار سرمایه اثبات وجود گرایش‌های احساسی نسبت به آگاهی دهندگی سود می‌تواند به‌عنوان مبنایی برای تعدیل برخی تصمیمات مطرح گردد. با توجه به نقش مدیران در تقویت رابطه فوق‌الذکر، اقدامات آن‌ها نیز می‌تواند موجب ایجاد اطمینان بیشتر و رفتار غیراحساسی در بین سرمایه‌گذاران گردد.

اما در پژوهش‌های آتی بررسی عوامل بروز گرایش‌های احساسی در بین سرمایه‌گذاران نیز می‌تواند بسیار مفید باشد. همچنین بررسی مدت‌زمان بازبینی و تغییر نگرش نسبت به واکنش احساسی و تعدیل قیمت‌ها برای سرمایه‌گذاران دستاورد بسیار مناسبی است.

لازم به ذکر است که با توجه به تعداد نسبتاً پایین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به نسبت بورس‌های توسعه‌یافته و همچنین وجود اثرات کلان ناشی از تورم و سیاست و وضعیت شاخص‌های اقتصادی تعمیم نتایج به سنوات بعد می‌بایست بااحتیاط بیشتری صورت پذیرد.

---

1 . Carolina

منابع

- آقایی، محمدعلی، انواری رستمی، علی‌اصغر، ساری، محمدعلی، سلمانی، یونس. (۱۳۹۴). بررسی رابطه ویژگی‌ها حاکمیت شرکتی و طرح‌ریزی مالیات شرکتی. *راهبرد مدیریت مالی*، ۳(۲)، ۱-۲۱.
- برادران حسن زاده، رسول. تقی زاده خانقاه، وحید.(۱۳۹۵) تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر رفتار سرمایه‌گذاری، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۳۲،۱۳۹-۱۶۳.
- حیدر پور، فرزانه، یدالله تاری وردی و مریم محرابی، (۱۳۹۲)، «تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام»، *پژوهش‌های دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، شماره ۱۷، دوره ۶، ۱۳-۱.
- خواجوی، شکراله و ممتازیان، علیرضا، (۱۳۹۳)، بررسی تأثیر کیفیت افشای اطلاعات مالی بر بازده جاری و آتی سهام، *دانش حسابداری مالی*، ۱(۱): ۹-۲۷.
- زارعی. علی. دارابی، رویا (۱۳۹۶)، تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر افشای اختیاری در بازار سرمایه ایران، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۳۱،۳۷-۱۵۷.
- ستایش، محمدحسین و کاظم شمس‌الدینی، (۱۳۹۵)، «بررسی رابطه بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، شماره ۸، ۱۲۵-۱۰۳.
- فروغی، داریوش، مهرداد آیسک، سید سعید. (۱۳۹۴). بررسی واکنش بازار به زمان اعلام سود هر سهم پیش‌بینی‌شده. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۵(۱)، ۱۳۹-۱۶۲.
- غیاث‌الدین، عماد، ابراهیمی، کاظم، بهرامی نسب، علی، (۱۳۹۳). بررسی تأثیر رتبه‌بندی‌های انجام شده توسط نماگر بورس بر محتوای اطلاعاتی سود حسابداری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه سمنان.
- کاشانی پور، محمد، کریمی، حسن، کریمی، ولی‌الله. (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین ساختار هیئت‌مدیره و مالکیت شرکت با افشای اختیاری .*پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴(۲)، ۱۶۷-۱۸۶ .
- نیک‌بخت، محمدرضا، حسین پور، امیرحسین، اسلامی مفیدآبادی، حسین. (۱۳۹۵) .بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام .*پژوهش‌های تجربی حسابداری*،۶(۲) ، ۲۵۵-۲۱۹.
- نیکو مرام، هاشم، فریدون رهنمای رود پشتی، فرشاد هیبتی و شهره یزدانی، (۱۳۹۱)، تأثیر سوگیری شناختی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران بر ارزشیابی سهام، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره ۱۳ ، ۸۱-۶۱.

- هاشمی، سید عباس، مشعشعی، سید محمد. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر رابطه بین احساسات سرمایه گذار و تصمیمات سرمایه گذاری شرکت‌ها .پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۷(۳)، ۲۲۶-۱۹۹
- Alok, Shashwat, Felipe Cortes and Radhakrishnan Gopalan, (۲۰۱۷), Stock price informativeness and executive compensation. Unpublished working paper. Washington University in St. Louis.
- Aghaei, M. Anvari Rostami, A. Sari, M. Salmani, Y. (2015). The Investigation of the Relationship between Corporate Governance and Corporate Tax Planning. *Financial Management Strategy*, 3(2), 1-21. (In Persian)
- Aziz Khan. M and Ahmad. E, (2018), Measurement of Investor Sentiment and Its Bi-Directional Contemporaneous and Lead–Lag Relationship with Returns: Evidence from Pakistan, *Sustainability*, vol. 11 and issue 1, 1-20.
- Balakrishnan, K. Billings, M. B. Kelly, B. T. and Ljungqvist, A. (2013). Shaping Liquidity: On the Causal Effects of Voluntary Disclosure. *The Journal of Finance*, Forthcoming.
- Baradaran Hassanzadeh, Rasoul. Taqizadeh Khaneghah, Vahid, (2017)Impact of agency costs on investment behavior, *Financial Accounting and Audit Research*, Volume 8, Number 32, p. 139-170(In Persian)
- Bennett, Benjamin, J. Carr Bettis, Radhakrishnan Gopalan, and Todd T. Milbourn. (2017). Compensation goals and firm performance. Forthcoming at Journal of Financial Economics.
- Bona Sánchez, C. Pérez Alemán, J. & Santana Martín, D. J. (2013). Dominant institu-tional control and earnings informativeness. *Revista Espa˜nola De Financiación Y Contabilidad*, 42(159), 371–394.
- Cabedo, J. & Beltrán, J. (2016). Quantity and quality of risk information disclosed by Spanish firms: An analysis in different periods of the economic cycle. *Revista de Contabilidad – Spanish Accounting Review*, 19, 261–270.
- Carolina Bona-Sánchez, Emma García-Mecab, Jerónimo Pérez-Alemána. Earnings informativeness and institutional investors on boards. Revista de Contabilidad – Spanish Accounting Review (2018).
- Chen, Hailiang. De, Prabuddha. Yu, Hu. And Hwang, Byoung-Hyoun, (2011), "Sentiment Revealed In Social Media and Its Effect on the Stock Market", Available at www.ssrn.com
- Ferreira D, Ferreira M, Raposo C. (۲۰۱۱). Board structure and price informativeness. *Journal of Financial Economics* 99, 523–545.
- Ferreira, M. A. & Matos, P. (2008). The colors of investors' money: The role of institutional investors around the world. *Journal of Financial Economics*, 88(3), 499–533.
- Finklstin and D.C.Ha m brick, (1989).Chief executive compensation: astudy of the intersection of markets and political processes.*Strategic Management Journal*, 1 21-134
- Forooghi, D. Mehrdad Ayask, S. (2015). Market Reaction to the Timing of EPS Forecast. *Empirical Research in Accounting*, 5(1), 139-162. (In Persian)
- Frijns, B. Willem F.C. Verschoor, R. Zwinkels, C.J. (2017). Excess stock return comovements and the role of investor sentiment. *Journal of International Financial Markets*, 49, 74-87.

- Ghyasoddin, Emad, Ebrahimi, Kazem, Bahramini, Nasab, (2015) Ali, Effect of Ratings by Stock Exhibitor on the Information Content of the Accounting Estimates of Companies Accepted in Tehran Stock Exchange, Master's Theses. Semnan University. (In Persian)
- Hashemi, A. moshashae, M. (2018). Corporate Governance and the Relation between Investor Sentiment and Corporate Investment Decisions. *Empirical Research in Accounting*, 7(3), 199-226. (In Persian)
- Heydarpur, F, Tariverdi, Y, Mehrabi, M. (2014). The effect of investors' emotional tendencies on stock returns. Financial *Knowledge of Securities Analysis*, 6 (No. 1 (17)), 1-13. (In Persian)
- Huang, D, Jiang, F, Tu, J, & Zhou, G, (2015), "Investor Sentiment Aligned: A Powerful Predictor of Stock Returns", *Review of financial study*, 28(3), PP. 791-837
- Kashanipour, M. Karimi, H. Karimi, V. (2015). The Relation of Ownership and board Structure with Voluntary Disclosure. *Empirical Research in Accounting*, 4(2), 167-186. (In Persian)
- Khajavi؛ Shokrollah momtazian, alireza, (2014), Investigation The quality of financial information disclosure effect on current and future stock return of listed companies of Tehran Stock Exchange,*A Quarerly Journal of Emprical Research of FinancialAccounting*, Volume 1, Issue 1, Page 9-27 (In Persian).
- Kim, J.S. Kim, D.H. Seo, S.W. (2016). Investor sentiment and return predictability of the option to stock volume ratio. *Financial Management*, 46, 767-796.
- Ling, D. Naranjo, A. Scheik B, (2010), "Investor Sentiment and Asset Pricing in Public and Private Markets", Available atwww.ssrn.com
- Lopez-iturriaga, F. García-Meca, E. & Tejerina-Gaite, F. (2015). Institutional Investors and board compensation: Spanish evidence. *Business Research Quarterly*, 18(3), 161–173.
- Michael J. Cooper. Jing He. Marlene A. Plumlee, (2015), "Voluntary Disclosure and Investor Sentiment", onlinelibrary.wiley.com.
- Nikbakht, M. Hossein Pour, A. Eslami Mofidabadi, H. (2017). The Effect of Investors Sentiment and Accounting Information on Stock Price. *Empirical Research in Accounting*, 6(2), 219-255. (In Persian)
- Nicomaram, Hashem, Fereydoun Rahnameh Rostashi, Farshad Hibati and Shohreh Yazdani (2012). Investors Cognitive biases Effect on Stock Valuation. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 5(13), 61-81. (In Persian)
- Petra, S. T. (2007). The effects of corporate governance on the informativeness ofearnings. *Economics of Governance*, 8(2), 129–152.
- Scott, W. (1997). *Financial accounting theory*. Prentice Hall: Upper Saddle River.
- Setayesh, M. Shamsedini, K. (2016). An Investigation of the Relationship between Investor Sentiment and Price Stocks in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Accounting Advances*, 8(1), 103-125. (In Persian)
- Zarei, Ali, Darabi, Roya. (2018). the Effect of Emotional Trends of Investors on Optional Disclosures in Iran's Capital Market. *Financial Accounting and Audit Research*, 10 (37), 131-158. (In Persian)
- Zhu, B. Niu, F. (2016). Investor sentiment, accounting information and stock price: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 38, 125-134.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۱۴۶-۱۱۹

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۰۴/۱۴
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۱۲/۰۱

مقاله پژوهشی

بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای کلان اقتصادی بر هزینه سرمایه شرکت‌ها[1]

یادگار محمدی[2]، اسفندیار محمدی[3]، غریبه اسماعیلی کیا[4]

چکیده

هزینه سرمایه یکی از اساسی‌ترین معیارها در اتخاذ تصمیم‌های مالی و همچنین ارزیابی عملکرد مالی مدیریت تلقی می‌گردد. این معیار علاوه بر تأثیرپذیری از متغیرهای داخلی شرکت، از عوامل محیطی شرکت خصوصاً متغیرهای اقتصادی نیز تأثیر می‌پذیرد، با توجه به تغییرات عمده اخیر متغیرهای اقتصادی در کشور ما، هدف مطالعه حاضر بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای کلان اقتصادی بر هزینه سرمایه می‌باشد. پنج فرضیه پژوهش با استفاده از اطلاعات ۲۱۹ شرکت پذیرفته‌شده در شرکت بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ (شامل و به‌کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) آزمون و تجزیه‌وتحلیل شدند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که نتایج تخمین روابط بلندمدت نشان داد که ضرایب نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ تغییرات قیمت نفت برابر انتظار معنادار بوده و به‌این‌ترتیب این متغیرها دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر هزینه سرمایه شرکت هستند. همچنین در کوتاه‌مدت متغیر نرخ بهره با یک دوره تأخیر، متغیر نرخ تورم با ۳ دوره تأخیر، متغیر نرخ ارز با ۴ دوره تأخیر، متغیر نقدینگی با ۴ دوره تأخیر و همچنین متغیر قیمت نفت با ۲ دوره تأخیر تأثیر خود را بر هزینه سرمایه شرکت‌ها نشان می‌دهند.

واژه های کلیدی: هزینه سرمایه، متغیرهای کلان اقتصادی، آزمون کرانه‌ها، ARDL.
طبقه‌بندی موضوعی: C32، C58، M49

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2020.27080.2140
۲. دکتری مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، گروه مدیریت، ایلام، ایران، Email:Mohamadi.y.57@gmail.com
۳. دانشیار گروه مدیریت، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران، نویسنده مسئول، Email:e.Mohamadi@ilam.ac.ir
٤. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه ایلام، گروه حسابداری، ایلام، ایران. Email:Gh.esmailikia@.ac.ir

مقدمه

هزینه سرمایه یکی از مفاهیم است که همواره موردتوجه صاحب‌نظران مالی بوده است و عامل اصلی در ایجاد شکاف بین سود حسابداری و سود اقتصادی است، این مفهوم به شکل‌های مختلف تعریف‌شده است، اما یکی از تعریف‌هایی که مقبولیت بیشتری دارد، هزینه سرمایه را به‌عنوان کمینه نرخ بازدهی تعریف می‌کند که با کسب آن ارزش واحد اقتصادی ثابت می‌ماند (جهانخانی و پارسائیان، ۱۳۹۶). درابتز و همکاران[1] (۲۰۱۸) هزینه سرمایه را حداقل نرخ بازدهی تعریف می‌کنند که تأمین‌کنندگان سرمایه در زمان تأمین سرمایه شرکت مطالبه می‌کنند. هزینه سرمایه دارای دو جنبه مهم است، اول اینکه نرخ تنزیل تمام مدل‌های ارزیابی اوراق بهادار بر اساس هزینه سرمایه شرکت منظور می‌شود بنابراین بدون محاسبه دقیق هزینه سرمایه نمی‌شود به نتایج این مدل‌ها خوش‌بین بود، دوم، تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری‌های شرکت، تعیین اولویت‌های سرمایه‌گذاری و همچنین ساختار مطلوب سرمایه بدون دانستن هزینه سرمایه امکان‌پذیر نخواهد بود (اسماعیل‌زاده و همکاران، ۱۳۹۷)؛ بنابراین مفهوم هزینه سرمایه، نه‌تنها معیار سرمایه‌گذاری است، بلکه در ارزیابی عملکرد مالی مدیریت نیز مورداستفاده قرار می‌گیرد. آشنایی با عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه می‌تواند مدیریت را در افزایش ارزش سهام شرکت یاری رساند، ازاین‌رو بررسی عوامل تأثیرگذار بر هزینه سرمایه بسیار مهم است (صفری بیدسکان، ۱۳۹۵).

به‌طورکلی عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه شرکت‌ها به دودسته عوامل درونی و عوامل بیرونی تقسیم‌بندی می‌شوند. منظور از عوامل درونی، عواملی است که از ماهیت و ویژگی‌های فعالیت شرکت ناشی می‌شوند. به‌عبارت‌دیگر ناشی از ویژگی‌های عملیاتی نظیر سودآوری، میزان دارایی‌های ثابت شرکت، فرصت‌های رشد شرکت، حجم بدهی‌ها، روش‌های تأمین مالی، حقوق صاحبان سهام، سود انباشته و نسبت بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام می‌باشد. مراد از عوامل بیرونی نیز عواملی است که از خارج از موسسه و یا شرکت پدید می‌آیند و مربوط به محیط سیاسی، اجتماعی و اقتصادی موسسه یا شرکت خواهند بود (موخوا[2] و همکاران، ۲۰۱۸). عوامل بیرونی یا محیطی شرکت که منابع ایجاد ریسک سیستماتیک شرکت نیز به حساب می‌آیند تحت کنترل شرکت نبوده و تأثیرگذار بر هزینه سرمایه شرکت می باشند. این عوامل طیف وسیعی از متغیرهای سیاسی، اجتماعی، اقتصادی را در برمی‌گیرند (هیسائو[3] و همکاران، ۲۰۱۸). عوامل اقتصادی و

---

1 . Drobetz et al
2 . Mokhova et al
3 . Hsiao et a

یا به طور خاص متغیرهای اقتصادی در ادبیات اقتصادی به‌عنوان آیینه شرایط و وضعیت کلی یک جامعه بشمار می‌روند. به نحوی که می‌توان حتی تأثیرات سایر ویژگی‌های محیط اجتماعی، سیاسی را در آن مشاهده نمود (شکرخواه، ۱۳۹۵). این متغیرها در برگیرنده، نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز، نرخ رشد نقدینگی، قیمت نفت و بسیاری دیگر از متغیرهای مرتبط است که ممکن است تأثیرات بااهمیتی بر مسائل مربوط به روش‌های تأمین مالی و به‌تبع آن هزینه سرمایه شرکت داشته باشد. در اقتصاد ایران که در دهه‌های اخیر تجربه نرخ رشد بالای نقدینگی، افزایش نرخ ارز و نرخ بالای تورم را دارا می‌باشد اثرگذاری متغیرهای مذکور بسیار شدیدتر بوده است. بر اساس نتایج تجربی، نرخ‌های بالای تورم منجر به تورم‌های بالاتر و نوسان بیشتر آن، باعث کاهش فعالیت‌های مالی بلندمدت شرکت‌ها می‌گردد. در اقتصادهای با تورم بالا واسطه‌گران مالی کمتر وام می‌دهند، بنابراین سرمایه به طور کارا تخصیص داده نمی‌شود، لذا تورم باعث کاهش ارزش پس‌اندازها شده و میزان وام‌دهی بانک‌ها را کاهش می‌دهد و هزینه معاملات و کسب اطلاعات افزایش می‌یابد (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۲). همچنین تغییرات غیرقابل‌پیش‌بینی نرخ ارز که منجر به ریسک نرخ ارز برای شرکت‌ها می‌شود تسویه وام‌های که به پول خارجی پرداخت می‌شوند را برای شرکت‌ها سخت و غیرممکن می‌سازد که این مسئله هزینه سرمایه شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار خواهد داد (گری و همکاران، ۲۰۰۳)؛ بنابراین پژوهش حاضر تلاش می‌نماید که برخلاف عمده پژوهش‌های داخلی که تنها اثرات عوامل داخلی شرکت و یا عوامل غیراقتصادی را بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی می‌کنند، برای نخستین بار اثر متغیرهای کلان اقتصادی را به‌عنوان یک عامل محیطی اثرگذار بر فعالیت‌های شرکت‌ها موردبررسی قرار دهد خصوصاً اینکه این متغیرها با تأثیر بر منابع تأمین مالی شرکت‌ها، می‌تواند هزینه سرمایه شرکت را دچار تغییرات نماید. برای تحقق این هدف، ساختار مقاله بدین‌صورت تدوین‌شده است، در ادامه پس از بیان مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش، در بخش بعد به روش‌شناسی پژوهش پرداخته می‌شود، در ادامه تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش ارائه می‌گردد و یافته‌ها و نتایج حاصل از پژوهش بخش انتهایی مقاله را شامل می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

استفاده از متغیرهایی که با محیط کلان اقتصادی شرکت‌ها در ارتباط هستند، اولین بار توسط راس[1] (۱۹۷۶) در نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ[2] (APT) مورداستفاده قرار گرفت. راس برای تشریح

1 . Ross
2 . Arbitrage Pricing Theory

تئوری آربیتراژ، تأثیر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازده‌های سهام در بازارهای سرمایه کشور آمریکا را موردبررسی قرار داد، یافته‌ها نشان داد که تولیدات صنعتی، تغییرات در صرف ریسک و تغییرات در ساختار دوره‌ای، رابطه مثبتی با بازده مورد انتظار سهام، دارند. این در حالی بود که رابطه‌ی نرخ تورم پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده، با بازده‌های سهام مورد انتظار، به‌طور معنی‌داری منفی است. چن و همکاران[1] (۱۹۸۶)، بازده سهام را به‌عنوان تابع متغیرهای کلان اقتصادی در مدل ارائه شده تحت عنوان مدل عوامل کلان اقتصادی بیان می‌کنند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که بازده سهام به‌واسطه متغیرهای نرخ تنزیل و سود سهام مورد انتظار تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ بنابراین متغیرهای کلان اقتصادی به‌عنوان عوامل مورداستفاده برای فرآیند محاسبه بازده سهام در تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ مورداستفاده قرارگرفته‌اند.

به‌هرحال در دهه‌ی گذشته کوشش‌هایی برای بررسی تأثیر نیروهای اقتصادی بر بازار سرمایه به شکل نظری و سنجش اثرات آن به‌صورت تجربی انجام شده است. رابطه پویای بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده‌های سهام و همچنین شاخص بازار به شکل گسترده‌ای موردبررسی قرارگرفته است. چندین پژوهش انجام شد تا اثر نیروهای اقتصادی را بر بازده‌های سهام (فاما[2]، ۱۹۸۱ و فلانری و پروتوپاپاداکیس[3]، ۲۰۰۲ و تریپات و ست[4]، ۲۰۱۴) در کشورهای مختلف نشان دهند. در خصوص تأثیر متغیرهای اقتصادی بر شاخص بازار (ماخرجی و ناکا[5]، ۱۹۹۵ و جاکوب و مدسن[6]، ۲۰۰۲ و کریستوفر گان و همکاران[7]، ۲۰۰۶) نیز پژوهش‌های مشابهی شکل گرفت. در بسیاری از پژوهش‌ها این تئوری استوار گردید که قیمت‌های سهام منعکس‌کننده ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده آن سهم است (مدل ارزش فعلی). به همین دلیل هم به جریان‌های نقدی آینده و هم به نرخ بازده مورد انتظار (نرخ تنزیل) نیاز است ازاین‌رو، متغیرهای اقتصادی هم بر جریان‌های نقدی و هم بر نرخ بازده‌های مورد انتظار اثرگذار هستند؛ بنابراین می‌توانند بر قیمت‌های سهام اثرگذار باشند. این ادعا که متغیرهای اقتصادی مانند تورم، نقدینگی، نرخ ارز و ... محرک و مؤثر بر تغییرات قیمت‌های سهام هستند، به‌عنوان یک تئوری موردپذیرش واقع‌شده است (سهیل و حسین[8]، ۲۰۰۹ و لی و

---

1 . Chen et al
2 . Fama
3 . Flannery & Protopapadakis
4 . Tripati &Seth
5 . Mukherjee & Naka
6 . Jakoob & Mudsen
7 . Christopher Gan et al
8 . Sohail and Hussain

دیگران[1]، ۲۰۱۰) در راستای پژوهش‌های مذکور پژوهش‌هایی نیز در خصوص تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ساختار سرمایه انجام گرفت. (مودیلیانی و میلر[2]،۱۹۵۸ و بوک پین[3]، ۲۰۰۹ و سونگ شین و آدرین[4]، ۲۰۰۹) در پژوهش‌های دیگری اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تأمین مالی شرکت‌ها انجام شد (کلارک[5]،۲۰۱۰ و مایرز، برونن و همکاران[6]، ۲۰۰۶) که همه این موارد نشان از متأثر بودن امور مختلف در یک شرکت ازجمله هزینه سرمایه شرکت از عوامل کلان اقتصادی به‌عنوان یک عامل محیطی بر شرکت‌ها می‌باشد.

اثر نرخ بهره بر بازار سرمایه

نرخ بهره به‌عنوان یک شاخص اقتصادی در بنگاه‌های اقتصادی نقش کلیدی دارد. ازآنجایی‌که در تصمیم‌گیری‌های مدیران، پول نقش کلیدی را بر عهده دارد، تغییرات نرخ بهره در این مورد بااهمیت است (شکرخواه، ۱۳۹۵). به‌طورکلی تغییراتی که در نرخ بهره ایجاد می‌شود، بر کلیه تصمیم‌گیری‌ها درباره تأمین مالی تأثیرگذار است. به‌طوری‌که افزایش در نرخ بهره باعث خواهد شد تا نرخ بازده مورد انتظار اعتباردهندگان نیز افزایش یابد. این افزایش باعث بالا رفتن نرخ بهره بدون ریسک می‌شود؛ که هزینه تأمین مالی شرکت از آن متأثر می‌گردد (بوک پین[7]، ۲۰۰۹). با یک شوک منفی نرخ بهره (افزایش نرخ بهره واقعی) ، ریسک و نرخ بازگشت از سرمایه‌گذاری‌های خاص و سود حاصل از یک شرکت تمایل به کاهش خواهد داشت که به دلیل افزایش هزینه سرمایه نیز می‌تواند صورت پذیرد و درنهایت ممکن است منجر به کاهش ارزش سهام شرکت گردد(کامارا[8]، ۲۰۱۲).

اثر نرخ تورم بر بازار سرمایه

تورم به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر قیمت سهام، از دیرباز موردتوجه بوده است رابطه‌ی میان تورم و بازده‌های سهام ازجمله مباحث جدال‌برانگیز میان محققان است (کریم زاده و همکاران،

---

1 . Lee et al
2 . Modigliani & Miller
3 . Bokpin
4 . Song shin & Adrian
5 . Clark
6 . Myers & Brounen et al
7 . Bokpin
8 . camara

۱۳۹۲). تعادل در بازار بر اساس ارزش‌های اسمی پدید نمی‌آید و سرمایه‌گذاران تورم را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار در تصمیم‌گیری برای یک سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند. راس و رول[1] نیز در مقاله خود به رابطه منفی بین بازدهی میانگین موزون شاخص بورس نیویورک با تورم مورد انتظار و غیرقابل‌انتظار دست یافته بودند. با افزایش نرخ تورم، نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد، بنابراین نرخ تنزیل جریان‌های نقدی و همچنین هزینه‌های فرصت ازدست‌رفته‌ی پول نیز افزایش خواهد یافت(سجادی و همکاران، ۱۳۸۹). از مطالعات تجربی که توسط چن، رول و راس (۱۹۸۶) باروز و ناکا[2] (۱۹۹۴) موخرجی و ناکا[3] (۱۹۹۵) انجام شده این نتیجه‌گیری شده است که تورم اثرات منفی بر بازار سرمایه می‌گذارد، ازاین‌رو انتظار می‌رود بین افزایش نرخ تورم به دلیل تأثیرگذاری آن بر نرخ بهره و هزینه سرمایه شرکت‌ها یک رابطه مثبت وجود داشته باشد.

اثر نرخ ارز بر بازار سرمایه

نقش نرخ ارز در نظام‌های اقتصادی به خصوص در کشورهای توسعه‌نیافته انکارناپذیر است. علت آن نیز روشن است، کشورهای توسعه‌نیافته در اغلب بخش‌های اقتصادی خود به کشورهای صنعتی وابسته هستند و برای واردات نیازمند ارز بیشتری هستند (بخشانی، ۱۳۹۴). بیشتر بنگاه‌های تولیدی برای خرید مواد اولیه، فناوری و ماشین‌آلات اقدام به واردات می‌کنند. اگر در اثر تغییر و تحولات اقتصادی و عوامل متعدد دیگر تأثیرگذار، نرخ ارز افزایش یابد، بنگاه‌های اقتصادی مجبور به پرداخت مبالغ بیشتری وجه بابت واردات می‌شوند. افزایش نرخ ارز از یک‌سو باعث افزایش میزان بدهی و به‌تبع آن باعث افزایش هزینه بهره پرداختی و نهایتاً افزایش هزینه سرمایه شرکت خواهد شد (بدری و همکاران، ۱۳۹۵). ازاین‌رو انتظار می‌رود بین افزایش نرخ ارز و هزینه سرمایه شرکت‌ها یک رابطه مثبت وجود داشته باشد.

اثر نرخ رشد نقدینگی بر بازار سرمایه

تأثیر عرضه پول بر قیمت سهام، در ادبیات اقتصادی به‌طور گسترده موردبحث قرارگرفته است. عرضه پول به‌واسطه نرخ تنزیل بر ارزش فعلی جریان‌های نقدی تأثیر می‌گذارند. اگرچه رابطه بسیار قوی بین عرضه پول و قیمت‌ها در بازار سهام وجود دارد، اما اثر تغییر در عرضه پول بر قیمت بازار سهام هنوز جای بحث دارد (صفرزاده و همکاران، ۱۳۸۹). هامبورگر و کوچین[4] (۱۹۷۲) استدلال می‌کنند که به پرسش

---

1 . Roll & Ross
2 . Baroz & Naka
3 . Mukherjee & Naka
4 . Hamburger & Kochin

تأثیر پول بر بازار سهام و نحوه اندازه‌گیری اثرات پول هیچ پاسخی وجود ندارد. عرضه پول به‌صورت انقباضی، نرخ بهره واقعی را بالا می‌برد و درنهایت افزایش نرخ بهره واقعی به افزایش در نرخ تنزیل که خود باعث کاهش ارزش سهام خواهد شد منجر می‌گردد. درنتیجه فعالیت‌های اقتصادی در سطح پایین‌تری صورت گرفته و اساساً به طور بالقوه کاهش سود شرکت‌ها را به دنبال خواهد داشت. در این صورت، سرمایه‌گذاران سهم و پرداختی بالاتر از ریسک را تقاضا خواهد کرد. ازاین‌رو انتظار می‌رود بین نرخ رشد نقدینگی و هزینه سرمایه شرکت‌ها یک رابطه مثبت وجود داشته باشد.

اثر قیمت نفت بر بازار سرمایه

افزایش قیمت نفت هرچند باعث افزایش درآمدهای نفتی کشور می‌گردد ولی افزایش قیمت نفت منجر به افزایش بهای مواد اولیه موردنیاز شرکت‌ها می‌شود که این نیز منجر به افزایش بدهی‌های شرکت‌ها و افزایش هزینه بهره پرداختی بابت بدهی‌های حاصل از خرید مواد اولیه می‌گردد(فدایی نژاد و فراهانی، ۱۳۹۶). از طرفی قیمت سهام، همان ارزش جریان نقدی آتی تنزیلی است، قیمت سهام می‌تواند به‌واسطه تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی تحت تأثیر قرار گیرد. قیمت نفت خام با تأثیرگذاری بر جریانات نقدی می‌تواند بر روی نرخ تنزیل این رویداد مؤثر واقع‌شده و باعث افزایش نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران گردد (اسماعیل‌زاده و همکاران،۲۰۱۲). ازاین‌رو انتظار می‌رود بین افزایش قیمت نفت و هزینه سرمایه شرکت‌ها یک رابطه مثبت وجود داشته باشد.

چن و همکاران[1] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان «آیا مسئولیت‌های اجتماعی شرکت بر هزینه سرمایه آن مؤثر است؟» در بررسی خود در کشور چین نشان داد که رعایت مسئولیت‌های اجتماعی شرکت‌ها بر کاهش هزینه‌های تأمین مالی و به‌تبع آن هزینه سرمایه شرکت‌ها مؤثر است، هرچند نتایج به‌دست‌آمده با نتایج مطالعات مشابه در کشورهای غربی یکسان نیست.

موخوا و همکاران[2] (۲۰۱۸) در یک مطالعه با عنوان «عوامل داخلی مؤثر بر هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام» پرداختند آن‌ها عوامل داخلی را در سه سطح اصلی افشاء اطلاعات، حاکمیت شرکتی و مسئولیت‌های اجتماعی دسته‌بندی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که سطح افشاء بالاتر، نظامات بهتر حاکمیت شرکتی و همچنین انجام مسئولیت‌های اجتماعی شرکت‌ها خصوصاً در حوزه زیست‌محیطی می‌تواند منجر به کاهش هزینه سرمایه شرکت‌ها گردد.

---

1 . Chin-Chen Yeh et al
2 . Mokhova et al

درابتز و همکاران[1] (۲۰۱۸) در مطالعه خود با عنوان «تأثیر عدم قطعیت سیاست‌ها بر رابطه سرمایه‌گذاری و هزینه سرمایه» به بررسی رابطه میزان سرمایه‌گذاری‌ها و هزینه سرمایه شرکت‌ها در بیست‌ویک کشور در طول دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۹ تحت تأثیر عدم قطعیت سیاست‌های کشورها پرداختند، نتایج پژوهش نشان داد که نتیجه عدم قطعیت سیاست، باعث رابطه منفی بین سرمایه‌گذاری و هزینه سرمایه می‌گردد. هرچند این مسئله در شرکت‌هایی که یارانه دولتی دریافت می‌کنند یا تحت مالکیت دولتی هستند کمتر خواهد بود.

گپتا و همکاران[2] (۲۰۱۸) در پژوهشی با موضوع «توسعه مالی، حاکمیت شرکتی و هزینه حقوق صاحبان سرمایه» به تأثیر مثبت نهادهای حقوقی برتر و مقررات مربوط به هزینه سرمایه پرداختند آن‌ها اثرات توسعه مالی و ویژگی‌های حکمرانی شرکت‌ها بر هزینه سرمایه را مطالعه کردند. نتیجه پژوهش آن‌ها نشان داد، در کشورهایی با سطوح بالایی از توسعه مالی، حاکمیت شرکتی دارای تأثیر مثبت بر هزینه سرمایه می‌باشد.

موخورا و زینکر[3] (۲۰۱۴) در خصوص تأثیر شرایط کلان اقتصادی بر ساختار سرمایه در کشورهای مختلف پژوهش نمودند. آن‌ها نتیجه گرفتن که عوامل کلان اقتصادی بر ساختار سرمایه در کشورهای مختلف اثر متفاوت دارد. به‌طوری‌که نرخ تورم دارای تأثیر مثبت بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در بازارهای نوظهور و آلمان و دارای تأثیر منفی بر ساختار سرمایه شرکت‌ها در فرانسه و یونان دارد همچنین نرخ بهره تأثیر مثبت معنادار بر ساختار سرمایه در کشورهای فرانسه و یونان دارد.

اسماعیل‌زاده و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی با موضوع «شناسایی عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه و تعیین یک مدل مناسب برای محاسبه هزینه سرمایه» به بررسی اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آن‌ها ابتدا هزینه سرمایه را با استفاده از پنج مدل مختلف محاسبه و سپس نتایج به‌دست‌آمده مورد مقایسه قرار گرفت، پژوهش آن‌ها نشان داد که اعتبار نتایج مدل ارزیابی بر اساس اطلاعات حسابداری از دیگر مدل‌ها بیشتر بوده و متغیرهای نوع صنعت و اندازه شرکت بر هزینه سرمایه شرکت‌ها مؤثرند.

کامارا[4] (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان «سرعت تعدیل ساختار سرمایه و شرایط کلان اقتصادی: شرکت‌های داخلی و چندملیتی آمریکا» نشان داد که تورم رابطه منفی با اهرم دارد و شرکت‌های داخلی نسبت به شرکت‌های چندملیتی بیشتر تحت تأثیر این عامل اقتصاد کلان قرار می‌گیرند.

---

1 . Drobetz et al
2 . Gupta et al
3 . Mokhora & Zinecker
4 . Camara

همچنین فاکتورهای اقتصاد کلان تأثیر زیادی بر پویایی ساختار سرمایه دارد و شرکت‌های چندملیتی در شرایط خوب اقتصادی سریع‌تر اهرم هدف خود را تعدیل می‌کنند.

عمران و پوینتون[1] (۲۰۰۴) پژوهشی با عنوان «عوامل تعیین‌کننده‌ی هزینه‌ی سرمایه به‌وسیله صنعت در یک اقتصاد نوظهور، بر مبنای شواهدی از مصر» انجام داده‌اند. در این پژوهش ۱۱۹ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب گردید. با استفاده از رگرسیون چند متغیره عوامل اصلی مؤثر بر هزینه سرمایه مشخص گردید. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که به‌طور کلی رشد و اندازه حائز اهمیت هستند. هم‌چنین در خصوص شرکت‌های فعال و صنایع سنگین خصوصاً ریسک‌های تجاری و مالی جزء عوامل حائز اهمیت بودند.

لی، ان جی و سامینتان[2] (۲۰۰۳) در پژوهش تحت عنوان «برش مقطعی از هزینه سرمایه در سطح بین الملل» از رویکردی جدید بر مبنای مدل جریان نقدی تنزیل شده به‌منظور تخمین هزینه سرمایه سهام عادی برای شرکت‌های در کشورهای G-7 استفاده کردند. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که خصوصیت شرکت همانند نوسانات گذشته، اندازه، نسبت B/M و پیش‌بینی تحلیلگران از رشد در سطح کشوری و صنعتی که شرکت به آن متعلق است در حدود بیست تا سی درصد تفاوت‌های مقطعی در صرف ریسک را توضیح می‌دهد.

در پژوهشی که هایل و لوز[3] (۲۰۰۴) تحت عنوان «تفاوت‌های بین‌المللی در هزینه‌ی سهام عادی» انجام داده‌اند، تفاوت‌های بین‌المللی در هزینه‌ی سهام شرکت‌ها در میان چهل کشور موردبررسی قرار گرفت. این مقاله ۳۵۱۲۲ شرکت را طی دوره‌ی ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۱ موردبررسی قرار داد. در این مقاله تأثیر تعدادی از عوامل مرتبط با ریسک در سطح شرکت شامل اندازه‌ی شرکت، تغییرپذیری بازده سهام (بتا) و نسبت ارزش دفتری به بازار بر روی هزینه‌ی سرمایه بررسی شد همچنین تعدادی از عوامل در سطح کشوری ازجمله نرخ تورم و تفاوت‌های زمانی در نرخ‌های بهره بدون ریسک در نظر گرفته شد. درمجموع این عوامل بیشتر از شصت درصد تفاوت‌ها در سطح کشوری و چهل درصد تفاوت‌ها در سطح شرکتی در هزینه‌ی سهام عادی را توضیح می‌دهند.

محسنی (۱۳۹۷) به بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۷ با استفاده از روش تحلیل رگرسیون پرداخت یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین ارتباطات سیاسی و هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد؛ بنابراین با افزایش ارتباطات سیاسی شرکت‌ها هزینه سرمایه کاهش می‌یابد.

---

1 . Omran& pointion
2 . Lee, N.g & Swaminathan
3 . Hail & Leuz

شکرخواه و قاصدی دیزجی (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تصمیمات تأمین مالی مدیران شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۵ با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره پرداختند. آن‌ها نرخ تورم، نرخ برابری ارز، نرخ رشد اقتصادی، نرخ بهره بانکی و میزان اعتبارات بانکی را به‌عنوان نماینده متغیرهای کلان اقتصادی و نسبت کل بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام را به‌عنوان شاخصی جهت نشان دادن نحوه تأمین مالی انتخاب نمودند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که از بین متغیرهای کلان اقتصادی سه متغیر نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی و نرخ بهره بانکی با نسبت بدهی رابطه معنادار و با جهت منفی دارد، ولی متغیرهای نرخ برابری ارز و میزان اعتبارات بانکی با نسبت بدهی رابطه معنادار ندارد.

حجازی و جلالی (۱۳۸۶) طی پژوهشی اثر عواملی از قبیل اندازه شرکت، نوع صنعت، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها، نسبت آنی، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام و رشد سود خالص بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را در یک نمونه آماری شامل ۱۰۱ شرکت از هفت صنعت مختلف بین سال‌های ۸۰-۷۵ موردبررسی قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که بین رشد سود خالص، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها و نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام وهزینه سرمایه ارتباط معناداری وجود دارد.

عثمانی در پایان‌نامه خود با عنوان «شناسایی مدل هزینه‌ی سرمایه و عوامل مؤثر بر آن» به بررسی هزینه سرمایه ۸۶ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۰ – ۱۳۷۶ پرداخت در این پژوهش ابتدا پنج مدل معرفی گردید. نتایج نشان می‌دهد که مدل ارزیابی حسابداری نسبت به سایر مدل‌ها نتایج معتبرتری داشته و بین اندازه شرکت و هزینه سرمایه ارتباط معکوسی وجود دارد. همچنین نوع صنعت بر هزینه سرمایه مؤثر است.

همان‌طور که در پیشینه پژوهش بیان شد تاکنون مطالعات متعدد داخلی و خارجی در زمینه ارتباط متغیرهای اقتصادی با بازار سرمایه صورت گرفته است که عمده این پژوهش‌ها در خصوص تأثیرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر ساختار سرمایه، بازده سهام و قیمت سهام بوده است. از سوی دیگر در پژوهش‌های صورت گرفته در خصوص هزینه سرمایه شرکت‌ها ازجمله پژوهش‌ها (چن و همکاران،۲۰۱۹)، (موخوا و همکاران، ۲۰۱۸)، (درابتز و همکاران، ۲۰۱۸)، (گپتا وهمکاران، ۲۰۱۸)، (اسماعیل‌زاده و همکاران، ۲۰۱۲) و همچنین (شکرخواه و قاصدی، ۱۳۹۵) نیز تنها تأثیر عوامل داخلی شرکت‌ها بر هزینه سرمایه را موردبررسی قرار داده و ارزیابی در خصوص آثار عوامل محیطی شرکت‌ها خصوصاً عوامل اقتصادی بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام نشده است. لذا تمایز پژوهش حاضر نسبت به پژوهش‌های صورت گرفته، اولاً بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر هزینه سرمایه به‌عنوان یک عنصر اولیه و تأثیرگذار بر قیمت و بازده سهام و همچنین منابع تأمین مالی شرکت‌ها و به‌تبع آن ساختار سرمایه و از سوی دیگر بررسی تأثیر عوامل محیطی اقتصادی بر هزینه

سرمایه می‌باشد. ضمناً در این پژوهش متغیرهای کلان اقتصادی شامل: نرخ بهره، نرخ تغییر قیمت نفت، نرخ رشد نقدینگی، نرخ ارز و نرخ تورم مورداستفاده قرارگرفته‌اند که ارتباط معنادار آن‌ها با بازار سرمایه در پژوهش‌های گذشته ازجمله (بدری، ۱۳۹۵) و (شکرخواه، ۱۳۹۵) و (بخشانی، ۱۳۹۴) و (شیخ و همکاران، ۱۳۹۲) و (صمدی، ۱۳۹۰) به‌دست‌آمده است. در این تحقیقات به نحو بارزی عدم ثبات در اقتصاد ایران برخلاف اقتصادهای توسعه‌یافته در دنیا به‌عنوان یک عامل اثرگذار بر بازده، عملکرد، ارزش و .... بازار سرمایه و شرکت‌های فعال در آن مورد تأیید قرارگرفته است، این عدم ثبات باعث شده تا نیاز به بررسی‌ها و پژوهش‌ها بیشتر به‌منظور دست‌یابی به راه‌حل‌های به‌منظور خنثی نمودن آثار زیان‌بار نوسان‌های اقتصادی و همچنین دستیابی به روش‌هایی که بتواند بازار سرمایه و عوامل فعال در آن را به اتخاذ تصمیمات بهینه رهنمود نماید احساس گردد. لذا انتظار می‌رود نوآوری پژوهش حاضر علاوه بر غنی‌سازی ادبیات موجود در حوزه هزینه سرمایه، به مدیران، سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران و سایر فعالان بازار سرمایه در اتخاذ تصمیمات مناسب و کاهش احتمال زیان‌های شدید و همچنین افت ارزش سهام از طریق کنترل آثار منفی نوسانات عوامل اقتصادی بر هزینه سرمایه شرکت‌ها، کمک نماید.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش‌های انجام‌گرفته در داخل و خارج از کشور، فرضیه‌های پژوهش عبارت‌اند از:

فرضیه اول: نرخ بهره بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

فرضیه دوم: تورم بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

فرضیه سوم: تغییرات نرخ ارز (برابری دلار در مقابل ریال) بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

فرضیه چهارم: نرخ رشد نقدینگی بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

فرضیه پنجم: نرخ تغییرات قیمت نفت بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

روش‌شناسی پژوهش

در دو دهه گذشته، چندین روش برای بررسی هم‌انباشتگی بلندمدت، میان متغیرهای سری زمانی مطرح شده و به طور گسترده در پژوهش‌های تجربی مورداستفاده قرارگرفته است. برای مثال روش تک متغیره هم انباشتگی

شامل آزمون انگل و[1] (۱۹۸۷) و روش OLS[2] اصلاح شده فیلیپس و هنسن[3] (۱۹۹۰) برخی از این موارد می‌باشد. همچنین هم انباشتگی چندمتغیره توسط جوهانسن و جوسیلیوس[4] (۱۹۹۰) و جانسون[5] (۱۹۹۶) موردبررسی قرارگرفته بود. در پژوهش حاضر از رهیافت اتورگرسیو توزیعی با وقفه[6] (ARDL) پسران و همکاران (۲۰۰۱) به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها بهره‌گیری خواهد شد. رهیافت ARDL ارائه شده توسط محققین مذکور دارای چندین مزیت است: ۱) پارامترهای کوتاه و بلندمدت به طور هم‌زمان برآورد می‌شوند ۲) برخی از تکنیک‌های هم انباشتگی به حجم نمونه حساس هستند، اما برای نمونه‌های کوچک می‌توان از رهیافت ARDL بهره‌گیری کرد ۳) عدم توانایی آزمون فرضیه برای ضرایب برآورد شده در درازمدت که در استفاده از روش انگل –رخ می‌دهد، رفع می‌گردد. ۴) رهیافت ARDL بدون در نظر گرفتن اینکه آیا متغیر I(0) یا I(1) هستند می‌تواند برآورد را انجام دهد. این آزمون با استفاده از داده‌های اقتصادی که از سایت بانک مرکزی به‌دست‌آمده و همچنین هزینه سرمایه شرکت‌ها که برحسب اطلاعات ارائه شده توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران محاسبه گردیده است. با استفاده از نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews ۹ انجام شده است.

مطالعه حاضر در حوزه پژوهش‌های اثباتی و از لحاظ هدف در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد. همچنین برحسب روش، جزء پژوهش‌های توصیفی - همبستگی می‌باشد. جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ است که حائز شرایط زیر می باشند:

۱) حداقل در ابتدای سال ۱۳۸۵ به عضویت بورس اوراق بهادار تهران درآمده باشند.

۲) دوره مالی شرکت‌ها، منتهی به تاریخ ۲۹ اسفند هرسال باشد.

۳) اطلاعات مالی آن‌ها ازجمله صورت‌های مالی و سود هر سهم در دسترس باشد.

۴) شرکت‌ها از نوع شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک و بیمه به دلیل ماهیت متفاوت آن‌ها نباشند.

با اعمال شرایط فوق فهرست نهایی شامل ۲۱۹ شرکت به دست آمد و بر این اساس اطلاعات مربوط به نمونه در طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ در دسترس قرار گرفت.

---

1 . Engle and Granger
2 . Ordinary Least Squares
3 . Philips and Hansen
4 . Johansen & Juselius
5 . Johansens
6 . Autoregressive Distributed Lag

پس از محاسبه میانگین موزون هزینه سرمایه شرکت‌ها، عوامل کلان اقتصادی به‌عنوان متغیرهای مستقل، با استفاده از داده‌های رسمی اعلام‌شده توسط بانک مرکزی محاسبه شدند. متغیرهای کنترلی شامل اهرم مالی و اندازه شرکت می‌باشند. آنگاه با استفاده از روش ARDL اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها کلان اقتصادی بر هزینه سرمایه با استفاده از مدل زیر در نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews8، موردبررسی و سنجش قرارگرفته و فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار می‌گیرند.

$$K_0 = f(INF_t, ERA_t, INT_t, Liq_t, Oil_t, Size_t, FL_t)$$

در این رابطه، K_0 معرف هزینه سرمایه شرکت، INF_t نرخ تورم در زمان t است، ERA_t نرخ تبادل قیمت رسمی ریال ایران در مقابل دلار آمریکا در زمان t و INT_t نرخ بهره وام بانکی یک‌ساله در زمان t خواهد بود همچنین Liq_t نرخ رشد نقدینگی کشور در زمان t و Oil_t نرخ تغییرات قیمت هر بشکه نفت به دلار در زمان t می‌باشد. اندازه شرکت در زمان t با $Size_t$ و اهرم مالی شرکت در زمان t با FL_t نشان داده می‌شود.

متغیر وابسته

متغیر وابسته در پژوهش حاضر، هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. هزینه سرمایه در هر سرمایه‌گذاری، خواه یک پروژه، یک بخش تجاری یا در سطح کل شرکت عبارت است از: نرخ بازده مورد انتظار تأمین‌کنندگان سرمایه که انتظار دارند تا آن را هر جای دیگر با ریسک مشابه سرمایه‌گذاری نمایند، دریافت کنند. به‌عبارت‌دیگر، هزینه سرمایه عبارت است از هزینه فرصت سرمایه‌گذاری[1] از مفاهیم فوق می‌توان نتیجه گرفت که:

۱- هزینه سرمایه مبتنی بر بازده مورد انتظار[2] است و بنابراین بازده تاریخی[3] نمی‌باشد.

۲- هزینه سرمایه عبارت است از هزینه فرصتی که منعکس‌کننده بازده سرمایه‌گذارانی است که از سرمایه‌گذاری‌های دیگر با ریسک مشابه انتظار دارند.

هزینه خاص سهام عادی

هزینه خاص سهام عادی به روش‌های گوناگون محاسبه می‌شود. چالش ناشی از سنجش هزینه خاص سهام عادی شرکت ناشی از نیاز به برآورد انتظارات سرمایه‌گذاران از ریسک و پاداشی است که در این فرصت

---

1 . Opportunity Cost
2 . Expected Return
3 . Historical Return

سرمایه‌گذاری سبک و سنگین می‌گردد. به‌عبارت‌دیگر، شرکت بایستی به سهامداران خود با بازده اقتصادی پاداش بدهد که به‌طور ضمنی شامل عملکرد گذشته و چشم‌انداز آینده است. چندین رویکرد به سنجش هزینه سهام عادی وجود دارد. همه آن‌ها شامل فرضیه‌های بسیار و قضاوت‌های متعددی می‌باشند. بااین‌حال روش معمول‌تر و پذیرفته تر برای محاسبه هزینه سرمایه استفاده از روش سود تقسیمی گوردون می‌باشد.

رویکرد سود تقسیمی (مدل گوردون)

راه مستقیم‌تر برای برخورد با منافع مستقیم سهامداران عبارت است از سود تقسیم‌شده جهت برآورد هزینه خاص حقوق صاحبان سهام، جهت رفع مشکل معیار رویکرد سودآوری، در این مدل رشد در سود تقسیمی به‌عنوان تعدیلی برای سهم سرمایه‌گذاری مجدد از ارزش دریافتی توسط سهامداران بکار می‌رود. این فرض در اینجا وجود دارد که سرمایه‌گذاری مجدد سود انباشته منجر به رشد سودآوری و درنهایت، تقسیم سود شده است. طبق مدل گوردون رشد ثابت تلقی می‌شود و از طرف دیگر مقدار رشد الزاماً کمتر از هزینه سرمایه سهام عادی است.

$$K_e = \frac{DPS}{P} + g$$

g = ROE × نسبت نگهداری سود

ROE = حقوق صاحبان سهام/ سود پس از کسر مالیات

$$\text{نسبت نگهداری سود} = \text{۱} - \frac{DPS}{EPS} = \text{۱-نسبت پرداخت سود}$$

$$k_e = \text{هزینه سهام عادی}$$

DPS: سود تقسیمی (سود پرداختی شرکت‌ها به سهامداران در هرسال)

P: قیمت سهام عادی (قیمت جاری هر سهم در بازار سرمایه)

g: نرخ رشد تقسیم سود

هزینه بدهی‌ها

هزینه بدهی‌ها از حاصل‌ضرب نرخ بهره در (۱-t) به دست می‌آید که t برابر با نرخ مالیات شرکت خواهد بود.

$$K_d = k * (1 - t)$$

K_d= هزینه بدهی‌ها

K = نرخ بهره (نرخ بهره بانکی یک‌ساله بر اساس اطلاعات بانک مرکزی)

t = نرخ مالیات شرکت

میانگین موزون هزینه سرمایه شرکت

میانگین موزون هزینه سرمایه کل شرکت از حاصل‌ضرب ارزش دفتری بدهی‌ها و سهام عادی در نرخ هزینه خاص هرکدام به دست می‌آید.

$$\text{WACC} = (W_d \times K_d) + (W_s \times K_s)$$

W_d= وزن بدهی‌ها (حاصل تقسیم ارزش مجموع بدهی‌ها بر حاصل جمع بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام)

W_s= وزن سهام عادی (حاصل تقسیم ارزش جمع ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر جمع بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام)

متغیرهای مستقل

در این پژوهش متغیرهای کلان اقتصادی به‌عنوان متغیرهای مستقل، بر اساس داده‌های منتشره توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه شده‌اند.

متغیرهای کنترلی

به‌منظور بررسی دقیق‌تر عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه شرکت‌ها، متغیرهای اندازه شرکت و اهرم مالی به‌عنوان عوامل مؤثر داخلی شرکت به‌عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته‌شده‌اند.

اندازه شرکت (SIZE): لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت در پایان سال

اهرم مالی (FL): ارزش دفتری کل بدهی‌ها تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان سال

تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها

آمارهای توصیفی در زمینه متغیرهای پژوهش در جدول شماره ۱ ارائه شده است. به طور کلی، روش‌هایی را که به‌وسیله آن‌ها می‌توان اطلاعات جمع‌آوری‌شده را پردازش کرده و خلاصه نمود، آمار توصیفی می‌نامند این نوع آمار صرفاً به توصیف جامعه یا نمونه می‌پردازد و هدف از آن محاسبه پارامترهای جامعه یا نمونه تحقیق است (آذر و مؤمنی، ۱۳۸۹). در بخش آمار توصیفی، تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های مرکزی همچون میانگین و شاخص‌های پراکندگی انحراف معیار، چولگی و کشیدگی انجام پذیرفته است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرها

	ERA	INF	LIQUID	OIL	INT	FL	K	SIZE
میانگین	۹.۸۲۲	۱۸.۳۷۳	۱۵.۱۶۸	۷۴.۷۵۴	۰.۱۷۳	۰.۶۱۵	۰.۱۹۷	۱۳.۵۵۱
میانه	۹.۷۹۴	۱۵.۶۰۰	۱۵.۰۸۰	۷۵.۱۹۰	۰.۱۶۰	۰.۶۱۹	۰.۲۱۹	۱۳.۴۷۵
بیشترین	۱۰.۵۶۳	۳۴.۷۰۰	۱۶.۳۴۴	۱۱۵.۶۳۰	۰.۲۴۰	۲.۶۵۸	۱۰.۳۵۹	۱۹.۰۶۶
کمترین	۹.۱۳۰	۹.۰۰۰	۱۴.۰۶۶	۲۹.۶۲۰	۰.۱۴۰	۰.۰۳۹	-۱۰.۸۷۲	۹.۸۲۱
انحراف معیار	۰.۶۳۴	۸.۶۳۲	۰.۷۶۷	۳۰.۳۵۲	۰.۰۳۲	۰.۲۳۰	۰.۷۸۴	۱.۳۵۶
چولگی	۰.۰۲۶	۰.۷۳۰	۰.۱۲۶	-۰.۰۱۹	۱.۰۱۴	۱.۳۹۹	۰.۱۰۵	۰.۵۷۳
کشیدگی	۱.۱۵۵	۲.۲۰۰	۱.۷۲۹	۱.۴۹۶	۲.۸۰۳	۱۱.۴۸۷	۸۵.۱۷۳	۳.۸۷۷

منبع: یافته‌های پژوهش

همبستگی متغیرهای پژوهش

جدول ۲ میزان ضرایب همبستگی بین متغیرها را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود ضریب همبستگی بین نرخ تبادل قیمت رسمی ریال ایران در مقابل دلار آمریکا (ریال-دلار) (ERA) و نرخ رشد نقدینگی(Liq) مثبت و قوی و برابر **۰,۹۳۶** می‌باشد.

جدول ۲. ضرایب همبستگی بین متغیرها

	SIZE	K	FL	INT	OIL	LIQUID	INF	ERA
SIZE	۱.۰۰۰	-۰.۰۲۱	۰.۰۶۹	۰.۱۹۵	-۰.۰۷۰	۰.۳۱۷	-۰.۰۰۲	۰.۳۰۰
K	-۰.۰۲۱	۱.۰۰۰	-۰.۰۸۴	-۰.۰۲۳	۰.۰۰۴	-۰.۰۷۰	۰.۰۲۴	-۰.۰۶۳
FL	۰.۰۶۹	-۰.۰۸۴	۱.۰۰۰	-۰.۰۵۷	۰.۰۱۶	-۰.۰۱۶	-۰.۰۲۲	-۰.۰۲۴
INT	۰.۱۹۵	-۰.۰۲۳	-۰.۰۵۷	۱.۰۰۰	-۰.۱۴۲	۰.۵۶۶	۰.۲۸۵	۰.۶۵۴
OIL	-۰.۰۷۰	۰.۰۰۴	۰.۰۱۶	-۰.۱۴۲	۱.۰۰۰	-۰.۱۸۲	۰.۵۲۵	-۰.۰۷۲
LIQUID	۰.۳۱۷	-۰.۰۷۰	-۰.۰۱۶	۰.۵۶۶	-۰.۱۸۲	۱.۰۰۰	-۰.۰۲۵	۰.۹۳۶
INF	-۰.۰۰۲	۰.۰۲۴	-۰.۰۲۲	۰.۲۸۵	۰.۵۲۵	-۰.۰۲۵	۱.۰۰۰	۰.۱۹۰
ERA	۰.۳۰۰	-۰.۰۶۳	-۰.۰۲۴	۰.۶۵۴	-۰.۰۷۲	۰.۹۳۶	۰.۱۹۰	۱.۰۰۰

منبع : یافته‌های پژوهش

مانایی متغیرهای پژوهش

با توجه به اینکه معمولاً سری‌های زمانی در بررسی‌های اقتصاد کلان ناپایا هستند و ناپایایی آن‌ها امکان بروز رگرسیون کاذب در مطالعات تجربی را فراهم می‌آورد، ازاین‌رو پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) مورد آزمون قرارگرفته است. در جدول شماره

۲ خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) ارائه شده است. بر اساس این نتایج به‌غیراز متغیرهای هزینه سرمایه (K)، اهرم مالی (FL) و اندازه شرکت (SIZE) بقیه متغیرهای در تفاضل‌های مرتبه اول ایستا هستند. به همین دلیل برآورد مدل از طریق روش حداقل مربعات معمولی (OLS) امکان‌پذیر نیست. درصورتی‌که همه متغیرها پایا باشند نیازی به استفاده از روش ARDL نخواهد بود و می‌شود از روش حداقل مربعات معمولی استفاده کرد؛ اما با توجه به نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده‌شده است. برای انتخاب وقفه‌های بهینه از معیار آکائیک استفاده می‌گردد.

جدول ۳. آزمون پایایی متغیرها برحسب آزمون دیکی فولر

متغیر	آماره محاسبه‌شده	مقادیر بحرانی			درجه ایستایی
		۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد	
SIZE	-۹.۱۲	-۳.۴۳	-۲.۸۶	-۲.۵۷	سطح
K	-۵۵.۱۸	-۳.۴۳	-۲.۸۶	-۲.۵۷	سطح
FL	-۱۷.۷۹	-۳.۴۳	-۲.۸۶	-۲.۵۷	سطح
INT	-۱.۹۹۵	-۴.۴۲۱	-۳.۲۶۰	-۲.۷۷۱	I
OIL	-۱.۷۰۵	-۴.۲۹۷	-۳.۲۱۳	-۲.۷۴۸	۱
LIQUID	۰.۷۵۵	-۴.۲۹۷	-۳.۲۱۳	-۲.۷۴۸	۱
INF	-۲.۳۷۵	-۴.۴۲۱	-۳.۲۶۰	-۲.۷۷۱	۱
ERA	-۰.۵۰۳	-۴.۲۹۷	-۳.۲۱۳	-۲.۷۴۸	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۴ مرتبه انباشتگی متغیرها آمده است. با توجه به اینکه درجه پایایی متغیرها یکسان نیست، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود. به این منظور برای هرکدام از فرضیات فرعی، مدل خاص آن فرضیه ایجاد و سپس آماره فیشر و مقادیر بحرانی کرانه آزمون موردبررسی قرار می‌گیرد. در جدول ۵ مقدار آماره فیشر و مقادیر بحرانی کرانه آزمون برای پنج مدل جهت آزمون پنج فرضیه فرعی پژوهش آمده است. چنانچه مقادیر آماره محاسبه شده از کرانه بالا بزرگ‌تر باشد می‌توان بدون توجه به درجه پایایی متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد کرد. همان‌طور که مشاهده می‌شود آماره محاسبه شده در هر پنج مدل پژوهش بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی جدول است. بنابراین، می‌توان گفت که در سطح معنی‌داری ۵ درصد آزمون کرانه‌ها وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید می‌کند، ازاین‌رو نمی‌توان ارتباط بلندمدت میان متغیرها را رد کرد.

جدول ٤. مرتبه انباشتگی متغیرها

متغیر	تعریف	مرتبه انباشتگی
SIZE	اندازه شرکت	I(0)
K	هزینه سرمایه	I(0)
FL	اهرم مالی	I(0)
INT	نرخ بهره	I(1)
OIL	نرخ تغییرات قیمت نفت	I(1)
LIQUID	نرخ رشد نقدینگی	I(1)
INF	نرخ تورم	I(1)
ERA	نرخ رسمی ارز در بازار	I(1)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. مقدار آماره فیشر و مقادیر بحرانی کرانه آزمون

مدل	K	آماره F		مقادیر بحرانی			
				10%	5%	2.5%	1%
مدل ۱- نرخ بهره	3	141.516	I0 Bound	2.72	3.23	3.69	4.29
			I1 Bound	3.77	4.35	4.89	5.61
مدل ۲- نرخ تورم	3	139.248	I0 Bound	2.72	3.23	3.69	4.29
			I1 Bound	3.77	4.35	4.89	5.61
مدل ۳-نرخ ارز	3	141.062	I0 Bound	2.72	3.23	3.69	4.29
			I1 Bound	3.77	4.35	4.89	5.61
مدل ٤- نرخ رشد نقدینگی	3	141.182	I0 Bound	2.72	3.23	3.69	4.29
			I1 Bound	3.77	4.35	4.89	5.61
مدل ٥- نفت	3	142.499	I0 Bound	2.72	3.23	3.69	4.29
			I1 Bound	3.77	4.35	4.89	5.61

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۶ تخمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL برای فرضیه‌های فرعی پنج گانه پژوهش آمده است. در ابتدا برای هر فرضیه مدل آن بر اساس مدل اصلی پژوهش تعریف گردیده و سپس بررسی لازم صورت می گیرد همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضرایب نرخ بهره (INT)، نرخ تورم (INF) و نرخ تغییرات قیمت نفت (OIL) در مدل‌های اول، دوم و پنجم به ترتیب برابر ۱,۲۱ و ۰,۰۱۸ و ۰,۰۰۴ می باشند و مقدار احتمال آماره تی استودنت برای این ضرایب کمتر از سطح معنی‌داری ۰,۰۵ می‌باشد. به‌این‌ترتیب نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ تغییرات قیمت نفت دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر هزینه سرمایه شرکت هستند؛ اما معناداری ضرایب نرخ ارز رسمی و نرخ رشد نقدینگی در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. دلیل این مسئله برای متغیر نرخ ارز اولاً به دلیل استفاده از نرخ ارز رسمی و کنترل شدید آن توسط دولت‌ها در اقتصاد ایران است که عمل آن را از یک عامل اقتصادی تغییر پذیر

که بر اساس وضعیت بازار واکنش داشته باشد دور می‌کند. که در پژوهش‌ها مشابه در حوزه بازار سرمایه (فدایی نژاد و فراهانی، ۱۳۹۶) نیز اثر نرخ ارز رد شده است. ثانیاً استفاده خیلی پایین شرکت‌های بورسی از وام‌های ارزی بر مبنای دلار می‌باشد. معنادار نبودن ضریب متغیر نرخ رشد نقدینگی به علت شکل ورود آن توجیه‌پذیر بوده و بهتر است در پژوهش‌های مشابه به‌جای آن از متغیر عرضه پول استفاده گردد.

جدول ٦. تخمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL برای فرضیه‌های فرعی پنج‌گانه

مدل	موضوع	عناوین	مقادیر مدل			
مدل ۱- فرضیه ۱	بررسی تأثیر نرخ بهره بر هزینه سرمایه شرکت‌ها	متغیر	SIZE	FL	INT	C
		ضریب	–0.001	–0.301	1.211	0.611
		آماره t	–0.128	–4.624	2.150	3.703
		مقدار احتمال	0.898	0.000	0.032	0.000
مدل ۲ – فرضیه ۲	بررسی تأثیر نرخ تورم بر هزینه سرمایه شرکت‌ها	متغیر	SIZE	FL	INF	C
		ضریب	–0.008	–0.290	0.018	0.815
		آماره t	–0.664	–4.448	3.680	4.245
		مقدار احتمال	0.507	0.000	0.000	0.000
مدل ۳ – فرضیه ۳	بررسی تأثیر نرخ ارز بر هزینه سرمایه شرکت‌ها	متغیر	SIZE	FL	ERA	C
		ضریب	–0.009	–0.297	–0.059	1.084
		آماره t	–0.697	–4.576	–1.246	2.300
		مقدار احتمال	0.486	0.000	0.213	0.022
مدل ٤– فرضیه ٤	بررسی تأثیر نرخ رشد نقدینگی بر هزینه سرمایه شرکت‌ها	متغیر	SIZE	FL	LIQUID	C
		ضریب	–0.010	–0.295	–0.034	1.038
		آماره t	–0.819	–4.547	–0.832	1.686
		مقدار احتمال	0.413	0.000	0.405	0.092
مدل ٥– فرضیه ٥	بررسی تأثیر نرخ تغییرات قیمت نفت بر هزینه سرمایه شرکت‌ها	متغیر	SIZE	FL	OIL	C
		ضریب	–0.012	–0.293	0.004	0.848
		آماره t	–0.940	–4.484	3.240	4.170
		مقدار احتمال	0.347	0.000	0.001	0.000

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه تحلیل آماری و با استفاده از رابطه تعادلی بلندمدت می‌توان به برآورد روابط کوتاه‌مدت که از آن به الگوی تصحیح خطا تعبیر می‌شود پرداخت. الگوی تصحیح خطا (ECM) نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در جدول ۷ نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل اول مربوط به فرضیه فرعی شماره ۱ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در کوتاه‌مدت در مدل اول برای متغیر موردبررسی نرخ بهره با یک دوره تفاضل بر هزینه سرمایه تأثیر دارد. کمیت محاسباتی آماره F برای مدل در سطح معناداری ۵٪ نشان می‌دهد که عدم معناداری معادله رگرسیون از نظر آماری رد می‌شود یعنی ضرایب همه متغیرها به طور هم‌زمان برابر با صفر نبوده و می‌پذیریم که در کل رگرسیون معنادار است. علاوه بر آن قدرت توضیح دهندگی مدل برابر با $R^2 = 0.25$ بیانگر این است مدل در راستای رسیدن به هدف تعیین اثر نرخ بهره بر هزینه سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا کوچک‌تر از یک و از نظر آماری معنادار است نفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که عدم تعادل‌ها در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کند.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل ۱

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	مقدار احتمال
K (-1)	–0.129	0.020	–6.322	0.000
K (-2)	–0.010	0.021	–0.484	0.629
K (-3)	0.031	0.020	1.500	0.134
K (-4)	0.047	0.020	2.314	0.021
SIZE	–0.002	0.012	–0.128	0.898
FL	–0.320	0.070	–4.596	0.000
INT	0.224	0.677	0.331	0.741
INT(-1)	1.509	0.686	2.199	0.028
C	0.649	0.175	3.707	0.000
ECM(-1)	–0.106	0.044	–2.397	0.000
ضریب تعیین		0.286	AC	2.330
ضریب تعیین تعدیل‌شده		0.254	SC	2.352
آماره F		8.826	DW	1.995
مقدار احتمال			0.000	

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۸ نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل دوم مربوط به فرضیه فرعی شماره ۲ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در کوتاه‌مدت در مدل دوم برای متغیر موردبررسی نرخ تورم با سه دوره تفاضل بر هزینه سرمایه تأثیر دارد. کمیت محاسباتی آماره F برای مدل در سطح معناداری ۵٪ نشان می‌دهد که عدم معناداری معادله رگرسیون از نظر آماری رد می‌شود یعنی ضرایب همه متغیرها به طور هم‌زمان برابر با صفر نبوده و می‌پذیریم که در کل رگرسیون معنادار است. علاوه بر آن قدرت توضیح دهندگی مدل برابر با $R^2 = 0.31$ بیانگر این است مدل در راستای رسیدن به هدف تعیین اثر نرخ تورم بر هزینه سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا کوچک‌تر از یک و از نظر آماری معنادار است منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که عدم تعادل‌ها در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کند.

جدول ۸. نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل ۲

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	مقدار احتمال
K (-1)	*–0.132*	*0.020*	*–6.478*	*0.000*
K (-2)	*–0.007*	*0.020*	*–0.357*	*0.721*
K (-3)	*0.033*	*0.020*	*1.628*	*0.104*
K (-4)	*0.048*	*0.020*	*2.377*	*0.018*
SIZE	*0.021*	*0.026*	*0.812*	*0.417*
SIZE(-1)	*–0.008*	*0.032*	*–0.263*	*0.792*
SIZE(-2)	*–0.016*	*0.032*	*–0.506*	*0.613*
SIZE(-3)	*0.080*	*0.034*	*2.333*	*0.020*
SIZE(-4)	*–0.085*	*0.027*	*–3.188*	*0.002*
FL	*–0.307*	*0.069*	*–4.424*	*0.000*
INF	*–0.008*	*0.003*	*–2.672*	*0.008*
INF(-1)	*0.003*	*0.003*	*0.975*	*0.330*
INF(-2)	*–0.002*	*0.003*	*–0.845*	*0.398*
INF(-3)	*0.012*	*0.003*	*4.191*	*0.000*
C	*0.862*	*0.203*	*4.256*	*0.000*
ECM(-1)	*–0.106*	*0.044*	*–2.395*	*0.000*
ضریب تعیین		*0.374*	*AC*	*2.326*
ضریب تعیین تعدیل‌شده		*0.317*	*SC*	*2.362*
آماره F		*6.630*	DW	*2.003*
مقدار احتمال			*0.000*	

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۹ نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل سوم مربوط به فرضیه فرعی شماره ۳ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در کوتاه‌مدت در مدل سوم برای متغیر موردبررسی نرخ ارز با چهار دوره تفاضل بر هزینه سرمایه تأثیر دارد. کمیت محاسباتی آماره F برای مدل در سطح معناداری ۵٪ نشان می‌دهد که عدم معناداری معادله رگرسیون از نظر آماری رد می‌شود یعنی ضرایب همه متغیرها به طور هم‌زمان برابر با صفر نبوده و می‌پذیریم که در کل رگرسیون معنادار است. علاوه بر آن قدرت توضیح دهندگی مدل برابر با $R^2 = 0.32$ بیانگر این است مدل در راستای رسیدن به هدف تعیین اثر نرخ ارز بر هزینه سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا کوچک‌تر از یک و از نظر آماری معنادار است منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که عدم تعادل‌ها در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کند.

جدول ۹. نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل ۳

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	مقدار احتمال
K (-1)	–0.129	0.020	–6.328	0.000
K (-2)	–0.009	0.021	–0.461	0.645
K (-3)	0.030	0.020	1.480	0.139
K (-4)	0.046	0.020	2.277	0.023
SIZE	0.041	0.028	1.445	0.149
SIZE(-1)	–0.050	0.038	–1.313	0.189
SIZE(-2)	–0.002	0.038	–0.042	0.966
SIZE(-3)	0.101	0.038	2.626	0.009
SIZE(-4)	–0.099	0.028	–3.511	0.001
FL	–0.316	0.069	–4.548	0.000
ERA	–0.136	0.046	–2.987	0.003
ERA(-1)	0.112	0.054	2.064	0.039
ERA(-2)	–0.054	0.054	–0.994	0.320
ERA(-3)	–0.108	0.054	–1.990	0.057
ERA(-4)	0.123	0.045	2.728	0.006
C	1.151	0.502	2.291	0.022
ECM(-1)	–0.106	0.044	–2.398	0.000
ضریب تعیین		0.386	AC	2.325
ضریب تعیین تعدیل‌شده		0.326	SC	2.364
آماره F		6.398	DW	2.001
مقدار احتمال			0.000	

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۱۰ نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل چهارم مربوط به فرضیه فرعی شماره ۴ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در کوتاه‌مدت در مدل چهارم برای متغیر موردبررسی نقدینگی با چهار دوره تفاضل بر هزینه سرمایه تأثیر دارد. کمیت محاسباتی آماره Fبرای مدل در سطح معناداری ۵٪ نشان می‌دهد که عدم معناداری معادله رگرسیون از نظر آماری رد می‌شود یعنی ضرایب همه متغیرها به طور هم‌زمان برابر با صفر نبوده و معنادار بودن کل رگرسیون پذیرفته می‌شود. علاوه بر آن قدرت توضیح دهندگی مدل برابر با $R^2 = 0.35$ بیانگر این است مدل در راستای رسیدن به هدف تعیین اثر نقدینگی بر هزینه سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا کوچک‌تر از یک و از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که عدم تعادل‌ها در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کند.

جدول ۱۰. نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل ٤

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	مقدار احتمال
K (1)	–0.130	0.020	–6.401	0.000
K (-2)	–0.010	0.020	–0.513	0.608
K (-3)	0.030	0.020	1.489	0.137
K (-4)	0.050	0.020	2.471	0.014
SIZE	0.033	0.030	1.122	0.262
SIZE(-1)	–0.034	0.041	–0.847	0.397
SIZE(-2)	–0.004	0.040	–0.088	0.930
SIZE(-3)	0.117	0.041	2.879	0.004
SIZE(-4)	–0.123	0.030	–4.159	0.000
FL	–0.313	0.069	–4.520	0.000
LIQUID	–0.081	0.032	–2.507	0.012
LIQUID(-1)	0.026	0.038	0.704	0.482
LIQUID(-2)	–0.019	0.038	–0.499	0.618
LIQUID(-3)	–0.094	0.038	–1.892	0.053
LIQUID(-4)	0.130	0.032	4.047	0.000
C	1.100	0.656	1.678	0.093
ECM(-1)	–0.106	0.044	–2.397	0.000
ضریب تعیین		0.412	AC	2.323
ضریب تعیین تعدیل‌شده		0.351	SC	2.361
آماره F		6.837	DW	2.000
مقدار احتمال			0.000	

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۱۱ نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل پنجم مربوط به فرضیه فرعی شماره ۵ آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در کوتاه‌مدت در مدل پنجم برای متغیر موردبررسی قیمت نفت با دو دوره تفاضل بر هزینه سرمایه تأثیر دارد. کمیت محاسباتی آماره F برای مدل در سطح معناداری ۵٪ نشان می‌دهد که عدم معناداری معادله رگرسیون از نظر آماری رد می‌شود یعنی ضرایب همه متغیرها به طور هم‌زمان برابر با صفر نبوده و معنادار بودن کل رگرسیون پذیرفته می‌شود. علاوه بر آن قدرت توضیح دهندگی مدل برابر با $R^2 = 0.29$ بیانگر این است مدل در راستای رسیدن به هدف تعیین اثر قیمت نفت بر هزینه سرمایه شرکت‌ها می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا کوچک‌تر از یک و از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که عدم تعادل‌ها در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کند.

جدول ۱۱. نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL برای مدل ۵

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	مقدار احتمال
K (-1)	–0.129	0.020	–6.346	0.000
K (-2)	–0.010	0.020	–0.485	0.628
K (-3)	0.031	0.020	1.526	0.127
K (-4)	0.052	0.020	2.539	0.011
SIZE	–0.010	0.027	–0.385	0.700
SIZE(-1)	0.032	0.035	0.923	0.356
SIZE(-2)	–0.023	0.036	–0.647	0.518
SIZE(-3)	0.080	0.038	2.111	0.035
SIZE(-4)	–0.091	0.027	–3.305	0.001
FL	–0.310	0.069	–4.458	0.000
OIL	–0.001	0.001	–0.889	0.374
OIL(-1)	–0.002	0.001	–1.809	0.071
OIL(-2)	0.002	0.001	2.428	0.015
C	0.896	0.214	4.195	0.000
ECM(-1)	–0.106	0.044	–2.386	0.000
ضریب تعیین		0.357	AC	2.328
ضریب تعیین تعدیل‌شده		0.297	SC	2.367
آماره F		5.899	DW	2.003
مقدار احتمال		0.000		

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و بحث

این پژوهش به ارزیابی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر هزینه سرمایه شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال ۱۳۹۵ پرداخته است. هزینه سرمایه شرکت‌ها به‌عنوان متغیر وابسته و

مشابه پژوهش سجاد و همکاران (۱۳۸۸) متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ تورم (INF)، نرخ ارز رسمی در بازار آزاد(ریال-دلار) (ERA)، نرخ بهره (INT)، نرخ رشد نقدینگی (Liq)، نرخ تغییرات قیمت نفت (Oil) به‌عنوان متغیر مستقل و همچنین اهرم مالی و اندازه شرکت به‌عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته‌شده‌اند. برای محاسبه هزینه سرمایه شرکت از میانگین موزون هزینه سرمایه سهام عادی و هزینه بهره بدهی‌ها استفاده شده است. پنج متغیر اقتصاد کلان که اثر آن‌ها بر بازار سرمایه در پژوهش‌های گذشته موردبررسی قرارگرفته است به‌عنوان متغیر مستقل و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران موردمحاسبه قرارگرفته‌اند. بر اساس فرضیه‌های پژوهش پنج مدل رگرسیون چند متغیره برای آزمون رابطه بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی اهرم مالی و اندازه شرکت‌ها به‌صورت جداگانه طراحی شده است. در ابتدا آزمون ریشه واحد به اجرا درآمد و پس از آن به‌منظور بررسی وجود یا عدم وجود روابط بلندمدت، آزمون کرانه انجام گردید و درنهایت مدل ARDL به دست آمد.

نتایج تخمین روابط بلندمدت بر اساس مدل ARDL نشان می‌دهد ضرایب نرخ بهره (INT)، نرخ تورم (INF) و نرخ رشد قیمت نفت (OIL) برابر انتظار در مدل‌های اول، دوم و پنجم معنادار بوده و به‌این‌ترتیب نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ تغییرات قیمت نفت دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر هزینه سرمایه شرکت هستند؛ اما معناداری ضرایب نرخ ارز رسمی و نرخ رشد نقدینگی در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL انتخابی نشان می‌دهد. در کوتاه‌مدت متغیر نرخ بهره با یک دوره تأخیر، متغیر نرخ تورم با ۳ دوره تأخیر، متغیر نرخ ارز با ۴ دوره تأخیر، متغیر نقدینگی با ۴ دوره تأخیر و همچنین متغیر قیمت نفت با ۲ دوره تأخیر تأثیر خود را بر هزینه سرمایه شرکت‌ها نشان می‌دهند.

همان‌طور که پیش از این گفته شد. مطالعات کاملاً مرتبطی با این حوزه انجام نشده است. ازاین‌رو نمی‌توان نتایج این مطالعه را جزءبه‌جزء با مطالعات دیگر مقایسه کرد، اما به‌طورکلی و بر اساس ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش، نتایج پژوهش با یافته‌های فدایی‌نژاد وهمکاران (۱۳۹۶)، سجادی و همکاران (۱۳۸۹)، شکرخواه و همکاران (۱۳۹۵)، ایزدی نیا و همکاران (۱۳۹۰) در خصوص تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده و عملکرد شرکت‌های بازار سرمایه و همچنین شاخص بازار سرمایه همخوانی دارد.

ازجمله محدودیت‌های پژوهش می‌توان به روش‌های مختلف محاسبه هزینه سرمایه شرکت‌ها اشاره کرد؛ که این مسئله می‌تواند باعث به وجود آمدن نتایج مختلف برای این متغیر گردد. از دیگر محدودیت‌ها می‌توان به دامنه وسیع متغیرهای اقتصادی اشاره نمود که منظور نمودن همه‌ی آن‌ها در یک پژوهش به‌آسانی محقق نمی‌گردد. لذا پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های مشابه آثار دیگر متغیرهای اقتصادی نیز منظور گردد. ضمناً بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر هزینه سرمایه شرکت‌ها برحسب صنعتی که در آن فعالیت می‌کنند نیز می‌تواند پاسخگوی مناسب‌تر سؤالات باشد.

منابع

- ایزدی نیا، ناصر و کربلایی کریم، امیرحسین.(۱۳۹۰).شناسایی تأثیر متغیرهای منتخب مالی بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. مجله پژوهش‌های حسابداری ، سال ۴ ، شماره ۱ (پیاپی ۱۱) ، بهار ۹۱، ص ۳۰-۱۷.
- حجازی، رضوان و جلالی، فاطمه.(۱۳۸۶). بررسی عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی (علوم اقتصادی)، سال هفتم ، شماره ۲۴ ، بهار ۸۶ ، ص ۳۰-۱۳.
- سجادی، سید حسن و فرازمند، حسن و علی صوفی، هاشم. (۱۳۸۹). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه علوم اقتصادی ، سال دهم ، شماره ۲ (پیاپی۳۹)، نیمه دوم ۸۹ ، ص ۱۵۰-.۱۲۳
- -شکرخواه ، جواد و قاصدی یزدی، کیوان (۱۳۹۵). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تصمیمات تأمین مالی مدیران. فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال ۱۳ ، شماره ۵۱، پاییز ۹۵، ص ۱۲۰-۸۷
- صالحی، مهدی، بیرامی، لاله و هشیار، رحمان.(۱۳۹۵). عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه با تأکید بر کیفیت حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، سال چهارم، شماره ۱۵، پاییز ۱۳۹۵، ص ۱۵۸-۱۳۵.
- صفری بیدسکان، سعید. (۱۳۹۵). بررسی تأثیرپذیری هزینه سرمایه از سرمایه فکری(موردمطالعه شرکت‌ها و بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران).فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، سال دوم، شماره ۴، پاییز و زمستان ۹۵، ص ۱۷۲-۱۵۳.
- عثمانی ، محمد قسیم .(۱۳۸۸). شناسایی مدل هزینه سرمایه و عوامل مؤثر بر آن . رساله دکتری، دانشگاه علامه طباطبایی.
- فدائی نژاد، محمداسماعیل و فراهانی، رضا.(۱۳۹۶). اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه اقتصاد مالی، سال یازدهم، شماره ۳۹، تابستان ۹۶، ص۲۵-۱.
- محسنی، عبدالرضا. (۱۳۹۶). ارتباطات سیاسی و هزینه سرماه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار ، شماره ۳۴، بهار ۹۷ ، ص ۲۹۱-۲۷۳.
- نوو، ریموند پی.(۱۹۸۶) . مدیریت مالی، ترجمه علی جهانخانی و علی پارسائیان ، جلد دوم، تهران، انتشارات سمت، چاپ ۱۳۹۶.
- Bokpin , G.A.(2009).”Macroeconomic Development and Capital structure Decisions of Firms”. Studies in Economics and Finance, vol .26, No.2, pp 129-142.

- Camara ,Omar .(2012). "Capital Structure Adjustment Speed and Macroeconomic Conditions". US MNCs and DCs Intertional Research of Finance and Economics, 84, pp106-120.
- -Chen, N.F, Roll, R.Ross, S.A. (1986). "Economic Forces and the Stock Market". Journal of Business 59, pp 383-403.
- Chin-Chen Yeh, Fengyi Lin,Teng-Shih Wang , Chia-Ming Wu. (2019) " . Does corporate social responsibility affect cost of capital in China?". Asia Pacific Management Review.
- Fadaeinejad, Mohammad Ismail and Farahani, Reza .(1396). The effects of macroeconomic variables on the total index of Tehran Stock Exchange. Financial Economics Quarterly. 11(39), pp 25-1. (in Persian)
- Glies, Tim & Darren , Butter Worth(2003)."Cost of Capital Estimation in the UK".
- Hail, Luzi & Christian, Leuz. (2004). "International differences in the cost of equity capital: Do Legal Institutions and Securities Regulation Matter?"
- Hejazi, Rezvan ., Jalali, Fatemeh .(2007). Investigating the factors affecting the cost of capital in companies listed on the Tehran Stock Exchange. Journal of Macroeconomics, 7,1(24), pp13-30. (in Persian)
- Izadinia, N., Karbalaee, A. (2012). Identifying the Effect of Selected Financial Variables on Stock Return in listed firms onTehran Stock Exchange.Journal of Financial Accounting Research, 4(1),pp 17-30.(in Persian)
- Kartick Gupta, Chandrasekhar Krishnamurti, Alireza Tourani-Rad (2018) , "Financial Development, Corporate Governance and Cost of Equity Capital". Journal of Contemporary Accounting & Economics
- Mohseni, A. (2018). Political connections and the cost of equity capital in listed firms on Tehran Stock Exchange. , 9(34), 273-291. (in Persian)
- Mokhoua, Natalia & Zinecker, Marek (2014). Macroeconomic factors and corporate capital structure procedia." social and Behavioral sciences, 110, pp530-540
- Natalia Mokhova, Marek Zinecker, Tomas Meluzin . (2018). "INTERNAL FACTORS INFLUENCING THE COST OF EQUITY CAPITAL ". ENTREPRENEURSHIP AND SUSTAINABILITY ISSUES.
- Natalia Mokhova, Marek Zinecker, Tomas Meluzin. (2018). "Internal factors influencing the cost of equity capital".
- Neveu, Raymond P. (1986). Financial Management, translated by Jahankhani, Ali and Parsaian, Ali, Volume 2, Tehran, Samat Publications. (in Persian)
- Omran , Mohammed & John , poiton(2004) ."The determinants of Cost of Capital by industry Within an emerging economy, Evidence from Egypt". International journal of Business, 9(3), pp 237-258
- Osmani, Mohammad Qasim .(۲۰۰۹). Identify the cost model of capital and the factors affecting it. Doctoral dissertation, Allameh Tabatabai University. (in Persian)

- Roll,R. , Ross,s.(1980). "An empirical investigation of the arbitrage pricing theory". Journal of Economic Theory, 13(2), pp 341-360.
- Safari Bideskan, S. (2017). The Impact of Intellectual Capital on The Cost of Capital (Case: Firms Listed in Tehran Stock Exchange). Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies, 2(4), pp153-172. (in Persian)
- Sajjadi, Seyed Hassan ., Farazmand, Hassan ., Ali Sufi, Hashem.(2011). Investigating the Relationship between Macroeconomic Variables and Cash Returns Index on Tehran Stock Exchange.Journal of Macroeconomics, 10.1(39), 123-150. (in Persian)
- Salehi,M .,hoshyar ,R ., beyrami ,L .(2017). Effective reasons on cost of equity capital by emphasise on audit quality in the Tehran security exchange. quarterly journal of fiscal and Economic policies. 4 (15) ,PP135-158. (in Persian)
- Sardar Esmaeelzadeh, Mohammad Ahmadifard, Mehrdad Boustani. (2012)."Identifying the Factors Affecting the Cost of Capital and Determining an Appropriate Model for Calculating the Cost of Capital". Journal of Basic and Applied Scientific Research
- Shekarkhah, J., Ghasedi Dizaji, K. .(2016). the Effect of Macroeconomic Variables on Management Financing Decision. Empirical Studies in Financial Accounting, 13(51), pp 87-120. (in Persian)
- Swan Son Z. (2010). "Dose the weighted cost of capital Associate with Returns on Operation and Financial Assets with Investor Anticipation or Reaction?". Academy of Accounting and Financial Studies Journal, vol.15, No.3.
- Wolfgang Drobetz, Sadok El Ghoul, Omrane Guedhami, Malte Janzen.(2018)."Policy Uncertainty, Investment, and the Cost of Capital ."Journal of Financial Stability.
- Yu-Jen Hsiao, Te-Chien Lo, Sheng-Che Lin.(2018). "Information Security Risk and Costs of Capital: Evidence from Taiwan Semiconductor Companies" In Advances in Pacific Basin Business, Economics and Finance. Published online, 21 Aug 2018; pp 191-206.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۱۷۴-۱۴۷

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۱۰/۰۴
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۲/۰۷

مقاله پژوهشی

بررسی رابطه بین شاخص‌های سرمایه و نقدینگی با وقوع بحران مالی در بانک‌ها[1]

غلامحسین اسدی[2]، محمد سلیمانی[3]

چکیده

از آنجایی که بازار پول نقش انکارناپذیری در اقتصاد ایران ایفا می‌کند، وقوع بحران مالی در این بازار کل اقتصاد کشور را با بحران مواجه می‌کند. پیش‌بینی بحران‌های بانکی برای مقابله با آن‌ها و کاهش اثرات آن‌ها ضروری است. لذا هدف از انجام این پژوهش، بررسی وجود رابطه بین شاخص‌های سرمایه و نقدینگی با احتمال وقوع بحران مالی در بانک‌ها و امکان پیش‌بینی آن می‌باشد. برای بررسی این موضوع، از معیارهای سرمایه و نقدینگی معرفی‌شده توسط کمیته بازل به‌عنوان شاخص سرمایه و نقدینگی و از آماره Z آلتمن به‌عنوان معیار بحران مالی استفاده شده است و نمونه‌ای متشکل از ۱۶ بانک پذیرفته‌شده در بورس تهران و فرابورس ایران انتخاب و داده‌های آن‌ها بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ با استفاده از روش رگریسیون لجستیک مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج به دست آمده از پژوهش نشان داد بین شاخص سرمایه با احتمال وقوع بحران مالی در بانک‌های نمونه، رابطه منفی و معناداری وجود دارد درحالی‌که بین شاخص نقدینگی و احتمال وقوع بحران رابطه معناداری مشاهده نگردید.

واژه های کلیدی: بحران مالی در بانک‌ها، کمیته بازل، شاخص نقدینگی، شاخص سرمایه
طبقه‌بندی موضوعی: M41, G33, G01

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.23728.1907
۲. دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.Email:h-assadi@sbu.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، نویسنده مسئول.
Email:mohammad.soleymani70@yahoo.com

مقدمه

در هر اقتصاد، بازارهای مالی وظیفه تخصیص بهینه منابع را بر عهده دارند تا بین پس‌انداز کنندگان (تأمین‌کنندگان وجوه) و استقراض کنندگان (اشخاص و نهادهایی که برای گسترش کسب‌وکار خود به وجوه نیاز دارند) ارتباط برقرار کرده و وجوه مازاد در اقتصاد را به سمت تولید سوق دهند. بازارهای مالی را می‌توان به دو دسته بازار پول و بازار سرمایه تقسیم‌بندی کرد که بازار پول وظیفه تأمین مالی کوتاه‌مدت و بازار سرمایه تأمین مالی بلندمدت را بر عهده دارند.

در کشورهای توسعه‌یافته، بازارهای سرمایه با توجه به کارایی و گستردگی‌شان در کنار بازار پول وظیفه تأمین مالی را بر عهده دارند اما در کشور ما نقش بازار سرمایه کم‌رنگ بوده و تأمین مالی عمدتاً از طریق سیستم بانکی صورت می‌گیرد. بازار اصلی تأمین مالی در ایران، بازار پول بوده و کارایی و عملکرد این بازار تأثیر عمده‌ای بر کل اقتصاد کشور دارد، به‌طوری که عملکرد مناسب این بازار آثار مثبتی برای کل اقتصاد کشور داشته و بحران مالی در این بازار نیز می‌تواند باعث بحران در کل اقتصاد کشور شود. بانک‌ها و سیستم بانکی به‌عنوان بازیگران اصلی بازار پول نقش اساسی و بی‌بدیلی را در اقتصاد ایران ایفا می‌کنند. لذا انجام پژوهش‌ها پیرامون بانک‌ها و افزایش دانش در مورد این حوزه در شرایط کنونی بسیار ضروری بوده که این مهم نیازمند توجه بیشتر پژوهشگران می‌باشد.

طی چند سال گذشته اوضاع نابسامان اقتصادی و گرفتاری اقتصاد در رکود تورمی و از طرف دیگر اعمال تحریم‌های چندجانبه بین‌المللی، مشکل دسترسی به منابع مالی را حادتر از گذشته کرده و در این بین سیستم بانکی کشور کارایی لازم را از خود نشان نداده است. عدم نظارت کافی بر عملکرد بانک‌ها توسط بانک مرکزی، منجر به اعطای وام‌هایی بی‌ضابطه و بدون توجه به نیاز بخش‌های تولیدی کشور گردیده است و از طرف دیگر بخش‌های مولد از دسترسی به تسهیلات محروم ماندند (مرکز تحقیقات و بررسی‌های اقتصادی،۱۳۹۴).

در کنار مشکلات ناشی از وام‌دهی غیراصولی، نرخ بهره بالا و دستوری، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های با نقد شوندگی کم (ازجمله سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات) علیرغم حجم بالای دارایی‌های بانک‌ها، سوء مدیریت و سیستم کنترل‌های داخلی ضعیف، مطالبات معوق بانکی و عدم بازپرداخت اصل و بهره تسهیلات و همچنین افزایش بی‌رویه بدهی دولت به بانک‌ها باعث زیان‌ده شدن برخی از بانک‌ها در سال‌های اخیر شده است، به‌طوری که زیان انباشته برخی از بانک‌ها به چندین برابر مبلغ سرمایه‌شان رسیده است. تمامی عوامل ذکرشده بانک‌ها را به سمت بحران مالی

پیش برده است. این موضوع بیش‌ازپیش اهمیت پیش‌بینی ریسک‌های موجود و برنامه‌ریزی برای مدیریت این ریسک‌ها توسط بانک‌ها و نهادهای نظارتی را پررنگ کرده است.

کمیته نظارت بانکی بازل، معتبرترین نهاد برای همکاری در زمینهٔ مسائل نظارت بانکی است. هدف آن بالا بردن درک موجود در خصوص مسائل نظارتی کلیدی و همچنین بهبود کیفیت نظارت بانکی در سراسر جهان می‌باشد. از مهم‌ترین اقدامات کمیتهٔ بازل، تهیه و انتشار اصول اساسی در نظارت بانکی کارا، مؤثر و همچنین مقررات مربوط به کفایت سرمایه است. بانک‌های مرکزی هر کشور، با در نظر گرفتن مقررات بازل و قوانین داخلی کشور، نظارت بر بانک‌ها را به‌صورت غیرحضوری و از طریق بررسی گزارش‌های مالی بانک‌ها انجام می‌دهند. هدف از این تجزیه‌وتحلیل مالی و نظارت مستمر بر بانک‌ها، شناسایی به‌موقع ریسک‌ها، پیشگیری از وقوع بحران‌های مالی احتمالی و انجام اقدامات اصلاحی جهت نیل به اهداف نظارتی از پیش تعیین شده است (ولی‌زاده و محمدی کهورین، ۱۳۹۰).

بحران مالی بین‌المللی باعث ایجاد اتفاق‌نظر در مورد اهمیت نگهداری سرمایه و نقدینگی در ارتقای امنیت و ثبات مالی بانک‌ها شده است. این موضوع موجب اصلاح چارچوب‌های قانونی قبلی شده است که نتیجه آن معرفی استانداردهای نقدینگی در چارچوب کفایت سرمایه بازل ۳ شده است. مقررات مربوط به سرمایه به دنبال کم کردن ریسک عدم توانگری مالی[1] بانک‌ها با افزایش ظرفیت جذب زیان[2] هستند، درحالی‌که مقررات مربوط به نقدینگی با هدف کاهش عدم تطابق سررسید[3] تعهدات و منابع بانک‌ها برای کاهش ریسک تأمین مالی و ریسک نقدینگی بازار تدوین شده‌اند (چیارامونت و کاسو، ۲۰۱۶).

بحران‌های مالی اغلب پس از شکل‌گیری با درگیر کردن نظام بانکی موجب بحران در این بخش از سیستم اقتصادی می‌شوند و می‌تواند کشور را در معرض ورشکستگی قرار دهد. ازاین‌رو بررسی ابعاد مختلف نظام بانکداری و نظارت بر این ابعاد عملکردی می‌تواند مانع از بروز وقایع مخرب شده و در صورت بروز بحران امکان مقابله با آن را تسهیل می‌نماید (راعی، انصاری و پورطالبی، ۱۳۹۷). لذا این مقاله سعی دارد به مبانی نظری موجود در زمینه کارایی معیارهای معرفی‌شده توسط کمیته بازل در مورد سرمایه و نقدینگی برای پیش‌بینی و کاهش احتمال بحران مالی[4] و به‌طور خاص در بانک‌های ایرانی، با پاسخ دادن به سؤالات ذیل بیفزاید:

---

1 . Insolvency risk
2 . Loss-absorbing capacity
3 . Maturity mismatch
4 . Financial Distress

۱) آیا نسبت سرمایه معرفی‌شده در بازل ۳، توانایی پیش‌بینی بحران‌های مالی بانکی را دارا می‌باشند؟

۲) آیا نسبت نقدینگی معرفی‌شده در بازل ۳، توانایی پیش‌بینی بحران‌های مالی بانکی را دارا می‌باشند؟

برای پاسخگویی به این سؤالات، ابتدا مبانی نظری و تجربی موجود در مورد بحران مالی در بانک‌ها و قواعد نقدینگی و سرمایه بازل ۳ و همچنین رابطه آن با یکدیگر بررسی می‌گردد. از نسبت تأمین مالی باثبات خالص[1] به‌عنوان شاخص ریسک نقدینگی استفاده می‌کنیم و معیار نسبت جمع سرمایه درجه‌یک و درجه‌دو تقسیم بر دارایی‌های موزون شده با ریسک، به‌عنوان شاخص‌های سرمایه استفاده می‌شود و بحران مالی نیز با استفاده از شاخص Z-Score آلتمن اندازه‌گیری می‌شود. سپس پیرامون نمونه و روش انجام پژوهش بحث کرده و با استفاده از داده‌های ۱۶ بانک بورسی و فرابورسی بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶، با استفاده از مدل رگریسیون لجستیک

فرضیه‌های پژوهش را آزمون می‌کنیم. در قسمت آخر پژوهش، نتایج به دست آمده را ارائه و تحلیل کرده و در مورد آن‌ها نتیجه‌گیری می‌کنیم.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

کمیته نظارت بانکی بازل و مقررات آن در مورد نقدینگی و سرمایه

هدف اصلی الزامات قانونی در بانک‌ها کاهش ریسک پرتفوی بانک و درنتیجه کاهش احتمال ورشکستگی بانک است. محدودیت‌های قانونی اعمال‌شده بر رفتار بانک‌ها به‌منظور حمایت از سپرده‌گذاران در وهله اول و در ادامه محافظت از سیستم بانکی به‌عنوان یک کل طراحی‌شده است (کوهن و سانتومرو، ۱۹۸۰).

قبل از سال ۱۹۸۸، هیچ استاندارد واحد بین‌المللی برای مقررات گذاری در مورد سرمایه بانک‌ها وجود نداشت. در سال ۱۹۸۸ کمیته نظارت بانکی بازل الزامات سرمایه بانک‌ها را تدوین کرد که این موضوع به بازل ۱ معروف شد. بازل یک دو مفهوم کلیدی را معرفی کرد: اول، آنچه را که بانک‌ها می‌بایست به‌عنوان سرمایه نگهداری کنند تعریف کرده و سرمایه را به سرمایه درجه ۱ و درجه ۲ تقسیم‌بندی کرد. مفهوم کلیدی دومی که به‌وسیله بازل یک معرفی شد تعیین میزان سرمایه موردنیاز بانک با توجه به ریسک‌هایی است که بانک با آن مواجه می‌گردد. ریسک‌های عمده‌ای که بانک با آن مواجه می‌شود، مربوط به دارایی‌های که در ترازنامه گزارش می‌شوند می‌باشد. لذا

---

1 . Net Stable Funding Ratio

بازل یک حداقل سرمایه موردنیاز بانک را بر اساس درصدی از دارایی‌ها که با توجه به میزان ریسکشان موزون شده‌اند، محاسبه می‌کند (بانک مرکزی نپال،۲۰۱۵).

کمیته بازل در ژوئن سال ۲۰۰۴ چارچوب اصلاح شده مربوط به استانداردهای سرمایه را منتشر کرد که به بازل ۲ معروف شده است. بازل ۲ عمدتاً بر پایه بازل ۱ با افزایش حساسیت سرمایه‌بر ریسک‌های کلیدی بانک، تدوین شده است. بازل ۲ به این موضوع که بانک با ریسک‌های متفاوت و گسترده‌ای روبرو است، توجه نشان داده است. در دسامبر سال ۲۰۱۰ و پس از بحران مالی سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸، دوباره اصلاحات جدیدی توسط کمیته بازل با هدف بهبود توانایی سیستم بانکی در جذب شک‌های ناشی از بحران‌های مالی و اقتصادی انجام گرفت که با نام بازل ۳ شناخته می‌شود. این استاندارد نظارتی بین‌المللی جدید به دنبال افزایش کیفیت و سطح سرمایه، افزایش توان جذب زیان بانک‌ها، ایجاد استاندارد برای فرآیند نظارتی و افشای عمومی بود (بانک مرکزی نپال،۲۰۱۵).

بازل ۳ برای مستحکم‌تر کردن الزامات سرمایه، یک نسبت اهرمی موزون نشده با ریسک (نسبت سرمایه به دارایی‌ها) را به‌عنوان مکمل الزامات سرمایه موزون شده با ریسک (سرمایه درجه‌یک و جمع سرمایه درجه‌یک و درجه‌دو) معرفی کرده است تا از نگهداری منابع کافی در زمان بحران اطمینان پیدا کند. بعلاوه، بازل ۳ دو معیار کمی را برای نقدینگی تدوین کرد: نسبت پوشش نقدینگی[1] با هدف کسب اطمینان از وجود دارایی‌های نقد شونده در بانک‌ها برای مقابله با فشار نقدینگی در کوتاه‌مدت و نسبت تأمین مالی باثبات خالص با هدف تشویق بانک‌ها برای نگهداری منابع تأمین مالی بادوام‌تر و بلندمدت‌تر. هر دو نسبت باید بالای ۱۰۰ درصد باشند (چیارامونت و کاسو،۲۰۱۶).

بازل ۳ بیانگر اصلاحات انجام‌گرفته توسط کمیته بال به‌منظور تقویت قواعد مربوط به سرمایه و نقدینگی با هدف بهبود بخش بانکی می‌باشد. هدف اصلاحات مذکور بهبود توانایی بخش بانکی به‌منظور جذب شوک‌های ناشی از بحران مالی و اقتصادی فارغ از ریشه شکل‌گیری آن بحران، در راستای کاهش ریسک سرایت از بخش مالی به بخش واقعی اقتصاد است. کمیته بال، در بسته اصلاحی جامع خود آموزه‌های بحران مالی اخیر را نیز موردتوجه قرار می‌دهد. کمیته همچنین به‌واسطه بسته اصلاحی، به دنبال بهبود مدیریت ریسک و حکمرانی و نیز تقویت سطح شفافیت و افشاء بانک‌ها می‌باشد (ترجمه سند بال ۳، بانک مرکزی،۱۳۹۶).

---

1 . Liquidity Coverage Ratio

پس از انتشار بازل ۳ در سال ۲۰۱۰، چندین بار این استاندارد مورد تجدیدنظر قرار گرفت. در مورد نسبت تأمین مالی باثبات خالص به‌طور خاص، هدف اصلی تغییرات، این بود که شاخص محاسبه شده ریسک نقدینگی بانک را بهتر منعکس کند. نسبت تأمین مالی باثبات خالص، یک افق زمانی یک‌ساله دارد و به‌منظور فراهم نمودن یک ساختار سررسیدی[1] پایدار مربوط به دارایی‌ها و بدهی‌ها تدوین شده است و این نسبت از طریق تقسیم تأمین مالی باثبات در دسترس[2] بر تأمین مالی با ثبات الزامی[3] محاسبه می‌گردد (کمیته نظارت بانکی بازل، ۲۰۱۴).

ریسک نقدینگی و ریسک ساختار سرمایه در سیستم بانکی

ریسک نقدینگی ناشی از کمبود نقدینگی برای ایفای تعهدات مالی است. این ریسک بیانگر آن است که بانک برای پرداخت مطالبات خود، از منابع نقدی یا دارایی قابل فروش با نقد شوندگی بالا به میزان کافی بهره‌مند نباشد. ازآنجاکه بیش از دو سوم منابع بانک‌ها شامل سپرده‌های دیداری، قرض‌الحسنه و کوتاه‌مدت است. همچنین سپرده‌های بلندمدت نیز با نرخ جریمه پایین امکان برداشت پیش از سررسید را دارا می‌باشند. بدین ترتیب می‌توان گفت منابع بانک برای سپرده‌گذاران نقد شوندگی بالایی دارد. از سوی دیگر، مصارف بانک‌ها که بخش عمده آن تسهیلات اعطایی است، دارای سررسید بلندمدت است و معمولاً از یک تا دوازده سال می‌باشند. همچنین بانک‌ها امکان درخواست اخذ پیش از موعد تسهیلات پرداختی را نیز دارا نمی‌باشند. این مورد لزوم توجه ویژه به ریسک نقدینگی را نشان می‌دهد (حسینی،۱۳۹۱).

ریسک نقدینگی را می‌توان به ریسک تأمین وجه نقد[4] (طرف بدهی بانک) و ریسک نقدشوندگی دارایی بانک[5] تقسیم نمود. ریسک نقدینگی طرف دارایی امکان در معرض زیان قرارگرفتن بانک است، خواه از بابت آنکه فروش دارایی بانک به لحاظ حجم و اندازه در قیمت جاری بازار غیرممکن باشد یا ظرفیت نقدینگی بازار دچار افت شدید شده باشد. الزام به فروش در شرایط افت و رکود بازار ممکن است زیان‌های هنگفتی به بانک وارد نماید. ریسک تأمین وجه نقد

1 . Contractual maturity
2 . Available Stable Funding (ASF)
3 . Required Stable Funding (RSF)
4 . Funding liquidity risk
5 . Asset liquidity risk

در طرف بدهی بانک به معنای در معرض زیان قرار گرفتن بانک است، در شرایطی که بانک از تأمین وجوه نقد موردنیاز خود ناتوان باشد (ولی پور پاشاه، ۱۳۹۳).

ریسک تأمین منابع مالی (تأمین وجه نقد) ناشی از نیاز بانک به منابع مالی برای ایفای تعهداتش می‌باشد که بانک می‌تواند این کار را از طریق ایجاد تعهدات جدید، افزایش سرمایه و یا از طریق دارایی‌های فعلی‌اش انجام دهد. با توجه به امکان هزینه‌بر بودن یا در دسترس نبودن دو روش اول برای بانک، بهترین راه وجود دارایی‌هایی با نقد شوندگی بالا در ترازنامه بانک می‌باشد؛ که در صورت عدم وجود دارایی‌های نقد شونده، بانک با ریسک نقد شوندگی دارایی‌ها مواجه می‌شود؛ که یکی از مشکلات اساسی در بانک‌های ایرانی نیز وجود دارایی‌های با مبالغ بسیار زیاد و نقد شوندگی کم (مانند سرمایه‌گذاری در املاک و مطالبات از دولت) می‌باشد.

بانک‌ها به‌منظور پوشش ریسک نقدینگی، ناچار به نگهداری وجه نقد هستند. نگهداری وجه نقد از یک‌سو هزینه فرصت را به بانک‌ها تحمیل می‌کند، زیرا این‌گونه دارایی‌ها اغلب بدون بازده یا با بازدهی پایین هستند و نگهداری آن‌ها، بازده دارایی‌ها و حقوق صاحبان سهام بانک را تحت تأثیر قرار داده و نوسان سودآوری، بی‌ثباتی را در عملکرد بانک به وجود می‌آورد (عبدالرحمان، ۲۰۱۰ به نقل از خوش طینت، امیدی نژاد و رضوانیان، ۱۳۹۴). از سوی دیگر، عدم نگهداری نقدینگی کافی نیز بانک را با مخاطره جدی روبرو می‌کند؛ زیرا در زمان‌هایی که بانک نیازمند وجه نقد است، نمی‌تواند با سرعت و هزینه معقول منابع لازم را از محل افزایش بدهی یا تبدیل دارایی به وجه نقد تأمین کند و این امر نیز بر سودآوری بانک اثر می‌گذارد. در شرایط بحرانی، نداشتن نقدینگی کافی حتی به درماندگی مالی بانک‌ها می‌انجامد؛ بنابراین، بانک‌ها باید هزینه نگهداری نقدینگی و هزینه کمبود نقدینگی را با هم در نظر بگیرند (گروه مطالعات و مدیریت ریسک بانک اقتصاد نوین، ۱۳۸۷، به نقل از خوش طینت و همکاران، ۱۳۹۴).

تقریباً تمامی جنبه‌های بانکداری به‌صورت مستقیم یا غیرمستقیم تحت تأثیر در دسترس بودن و هزینه سرمایه می‌باشند. زمانی که ایمنی[1] و ثبات[2] یک بانک ارزیابی می‌شود، سرمایه یک از عوامل اساسی است که باید بررسی شود. یک سرمایه پایه مناسب مانند یک سپر محافظ در برابر ریسک‌های گوناگونی که یک شرکت در طول چرخه عمرش با آن روبرو است، عمل می‌کند. سرمایه، زیان‌های احتمالی را جذب می‌کند و بنابراین باعث حفظ اعتماد سپرده‌گذاران نسبت به بانک می‌شود.

---

1 . Safety
2 . Soundness

همچنین، سرمایه شاخص نهایی برای تعیین ظرفیت وام دهندگی بانک می‌باشد. هرچند، سرمایه جایگزین مدیریت بد، مدیریت ریسک ضعیف، حاکمیت شرکتی ضعیف و یا کنترل‌های داخلی ضعیف نمی‌باشد (گرونینگ و براتانویک، ۲۰۰۹). هدف اصلی سرمایه، ایجاد ثبات و جذب زیان می‌باشد تا حفاظی را برای سپرده‌گذاران و سایر بستانکاران در شرایط بحرانی فراهم کند؛ بنابراین، سرمایه یک بانک می‌بایست سه ویژگی مهم را دارا باشد:

- باید دائمی باشد.
- نباید هزینه‌های ثابتی را به بانک تحمیل کند.
- باید از نظر قانونی پس از حقوق سپرده‌گذاران و بستانکاران قرار گیرد. (گرونینگ و براتانویک، ۲۰۰۹).

رابطه بین سرمایه بانک و ریسک‌پذیری یکی از موضوعات مهم در ادبیات بانکداری است. استانداردهای حداقل سرمایه توصیه‌شده توسط کمیته بازل، بر این عقلانیت استوار است که افزایش سرمایه امنیت بانک را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر ممکن است سرمایه بیشتر بانک را برای پذیرش ریسک بالاتری تحریک نماید. اگر این اثر بزرگ‌تر از تأثیر محافظ سرمایه[1] باشد، بانک‌های دارای سطح سرمایه مناسب ممکن است با احتمال بیشتری، شکست را تجربه کنند. چنین رفتار ریسک‌طلبانه‌ای نشان می‌دهد چرا بانک‌های دارای سرمایه مناسب اغلب کاهش چشمگیری در وضعیت سرمایه خود تجربه می‌کنند. ازاین‌رو می‌توان گفت که الزامات سرمایه‌ای به‌تنهایی ممکن است برای تضمین سلامت نظام بانکی کافی نباشد (گوش، ۲۰۱۴ به نقل از طالبی و سلگی،۱۳۹۵).

بحران مالی در بانک‌ها

بحران بانکی به وضعیتی اطلاق می‌گردد که تعداد زیادی از بانک‌ها در یک کشور قادر به بازپرداخت دیون و بدهی‌های خود نباشند. ذات حرفه بانکداری به علت ویژگی‌های خاص خود همواره مستعد بی‌ثباتی و ریسک‌ها و در درجات بالاتر بحران‌ها می‌باشد (نوری، قادری و مدنی اصفهانی، ۱۳۸۸). به‌طورکلی درجه اهرمی بالا و کم بودن سرمایه بانک‌ها در تناسب با حجم ترازنامه‌های آن‌ها در مقایسه با سایر شرکت‌های تجاری، عدم تناسب زمانی سررسید بین دارایی‌ها و بدهی‌ها، لزوم حفظ اعتماد دائمی سپرده‌گذاران، ابتلا به ریسک‌های متنوعی ازجمله ریسک نرخ

---

1 . Capital Buffer

ارز و عدم وجود شفافیت قطعی در صورت‌های مالی منتشره به دلیل سرعت بالای تغییر در اقلام ترازنامه‌ای در مقایسه با شرکت‌های تجاری و تولیدی از مواردی می‌باشند که بانک‌ها را به‌عنوان یکی از مراجع بروز بحران‌ها در اقتصاد شناسانده است (همان منبع). در اکثر بحران‌های بزرگ بانکی مشاهده شده است، دو جزء مهم بحران‌های بانکی (مالی) که همانا از دست رفتن اعتماد به نهادهای مالی و ورشکستگی طلبکاران می‌باشد روی می‌دهد. به دلیل ایجاد بحران و عدم توانایی بدهکاران بانکی که از بیکاری و کم درآمدی آنان ناشی می‌شود، بانک‌ها با عدم دریافت مطالبات خود مواجه شده و درنتیجه ذخایر آن‌ها رو به کاهش نهاده و به دنبال آن تعهدات خود در قبال سپرده‌گذاران را نیز پاسخگو نمی‌باشند. نتیجه اینکه ایجاد بحران موجب سلب اعتماد عمومی از بانک‌ها و هجوم سپرده‌گذاران به بانک‌ها جهت بازپس‌گیری سپرده‌های خود می‌گردد. در این وضعیت به دلیل وجود ریسک سیستمی در صنعت بانکداری مشکلات حاد و ورشکستگی بانک‌های کوچک به سایر بانک‌ها سرایت نموده و کل نظام بانکی کشور و پس از آن فضای اقتصاد کلان کشور و سایر کشورها را نیز درگیر می‌نماید. در این وضعیت بحران بانکی وضعیت اقتصادی کشور را ویران می‌نماید. بحران‌های بانکی که دارای تأثیراتی با مقیاس بزرگ باشد به‌طور مرتب اتفاق میافتد. به گونه‌ای‌که از اواخر دهه ۱۹۷۰ بیش از ۱۰۰ بحران بانکی در ۹۳ کشور درحال‌توسعه رخ داده است (همان منبع).

ورشکستگی بانک‌ها در مقایسه با کسب‌وکارهای دیگر آثار به‌مراتب زیان‌بارتری را بر جای می‌گذارد، چراکه آثار زنجیره‌ای ورشکستگی و ناتوانی بانک‌ها به آنچه به اثر دومینویی معروف شده است، برمی‌گردد. اثر دومینو که از آن با عنوان اثر سرایت نیز یاد می‌شود، عبارت است از احتمال ورشکستگی زنجیره‌ای شرکت‌های فعال در یک صنعت که به دلیل انتشار خبر ورشکستگی یکی برای شرکت‌های دیگر فعال در آن صنعت یا شرکت‌های مرتبط رخ می‌دهد که این موضوع اهمیت بسیار زیاد درماندگی و ورشکستگی صنعت بانکداری را نسبت به صنایع دیگر غیرمالی نشان می‌دهد (رنجی و همکاران، ۱۳۹۶).

زمانی که بحران بانکی شروع می‌شود، به‌سرعت گسترش می‌یابد. در توضیح این جمله به‌طورکلی می‌توان گفت، از بین رفتن اعتماد به نهادهای مالی و ورشکستگی طلبکاران بارزترین شاخصه بروز بحران می‌باشد. به دلیل وجود بحران و عدم توانایی مالی بدهکاران که از بیکاری و یا کم درآمدی آن‌ها نشات می‌گیرد، بانک‌ها با عدم دریافت مطالبات خود روبرو شده و درنتیجه ذخایر آن‌ها رو به کاهش نهاده و با افزایش ریسک نقدینگی قادر به ایفای تعهدات خود در قبال سپرده‌گذاران نمی‌باشند (بزرگ اصل،

برزیده و صمدی، ۱۳۹۷). نتیجه اینکه بحران مالی موجب سلب اعتماد عمومی و هجوم سپرده‌گذاران به بانک‌ها جهت بازپس‌گیری سپرده‌های خود می‌باشند. بحران‌های بانکی که اقتصاد جهانی را در رکود فرو بردند و نقشی که بانک‌ها در آن رویدادها ایفا نمودند، ضرورت کنترل و نظارت بیشتر بر فعالیت بانک‌ها را نمایان ساخت. بروز این بحران‌ها، نهادهای نظارتی بانکی در مقیاس بین‌المللی نظیر کمیته نظارت بر امور بانکی بازل را بر آن داشت دستورالعمل‌های دقیقی برای حفظ پایداری و جلوگیری از ورشکستگی بانک‌ها تدوین کند (همان منبع).

پیشینه تجربی پژوهش

پیشینه خارجی

وانگ و سان (۲۰۱۸) به بررسی اثر نوع مالکیت و مقررات گذاری بر ریسک ایجاد بحران بانکی در کشورهای درحال‌توسعه پرداختند. آنان نمونه‌ای شامل ۳۵۷ بانک از ۴۳ کشور درحال‌توسعه را بین سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۱۲ مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش آنان نشان داد که مقررات گذاری در مورد کفایت سرمایه و همچنین مالکیت سرمایه‌گذاران بزرگ موجب کاهش ریسک ایجاد بحران می‌شود. مقررات گذاری در بانک‌ها سبب بهبود کیفیت دارایی‌ها، افزایش نقدشوندگی، بهبود کفایت سرمایه و درنتیجه کاهش ریسک بانک‌ها در کشورهای درحال‌توسعه می‌گردد.

چیارامونت و کاسو (۲۰۱۶)، طی پژوهشی به بررسی رابطه بین نسبت‌های سرمایه و نقدینگی با بحران مالی در بانک‌های اروپایی، با استفاده از مدل لجستیک پرداختند. آن‌ها مربوط بودن نسبت‌های سرمایه و نقدینگی معرفی‌شده در بازل ۳، در پیش‌بینی احتمال ورشکستگی بانک‌ها را مورد آزمون قرار دادند. تعریف آن‌ها از بانک‌های ورشکسته، تنها محدود به بانک‌هایی که دچار ورشکستگی شده بودند، نبود بلکه تمامی بانک‌های مشکل‌دار (شامل بانک‌های ورشکسته، در حال تسویه، منحل شده، بانک‌هایی که دولت در آن‌ها مداخله کرده است[1] و بانک‌های ادغام‌شده) را به‌عنوان بانک‌های مشکل‌دار مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش ایشان نشان داد که احتمال ورشکستگی با افزایش نقدینگی، کم می‌شود و نسبت تأمین مالی باثبات خالص نشانگر بااهمیتی از شکنندگی بخش بانکی در اروپا می‌باشد، درحالی‌که نسبت‌های سرمایه، تنها برای پیش‌بینی ورشکستگی بانک‌های بزرگ کاربرد دارند. درواقع، بانک‌هایی که دچار مشکل می‌شوند

1 . State Interventions

همیشه نسبت تأمین مالی باثبات خالص کمی دارند، هرچند ممکن است میزان نسبت‌های سرمایه‌شان بیش از حداقل سرمایه موردنیاز باشد.

واسکز و فدریکو (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای با عنوان «ساختار تأمین مالی بانک و ریسک: شواهدی از بحران مالی بین‌المللی» به تحلیل ساختار تأمین مالی بانک‌ها پیش از آغاز بحران پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش آنان نشان داد که بانک‌های دارای ساختار نقدینگی ضعیف‌تر و اهرم مالی بالاتر در قبل از وقوع بحران، احتمال ورشکستگی زیادتری در زمان بحران داشته‌اند. آنان همچنین دریافتند که بانک‌های کوچک‌تر عمدتاً به دلیل مشکلات نقدینگی و گروه‌های بانکی بزرگ عمدتاً به دلیل عدم‌کفایت محافظ سرمایه، دچار ورشکستگی شده‌اند.

هونگ، هانگ و وو (۲۰۱۴)، به بررسی محتوای اطلاعاتی معیارهای ریسک نقدینگی بازل ۳ پرداختند. آن‌ها بانک‌های تجاری آمریکا را بین سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۱ برای یافتن ارتباط بین معیارهای ریسک نقدینگی بازل ۳ و ورشکستگی بانک‌ها، موردبررسی قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش ایشان نشان داد که هر دو معیار نسبت تأمین مالی باثبات خالص و نسبت پوشش نقدینگی تأثیر کمی بر ورشکستگی بانک‌ها دارند.

بتز، اپریکا، پلاتونن و سارلین (۲۰۱۴) در پژوهشی به پیش‌بینی بحران در بانک‌های اروپایی پرداختند. نتایج پژوهش ایشان که حاصل از بررسی نمونه‌ای متشکل از ۵۴۶ بانک بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ بود، نشان داد که کفایت سرمایه، سودآوری، کارایی عملیاتی، نسبت تسهیلات به سپرده‌ها و کفایت دارایی‌ها معیارهای مناسبی در پیش‌بینی بحران در بانک‌های اروپایی هستند.

ایمبیرویچ و راچ (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی رابطه هم‌زمان ریسک نقدینگی و اعتباری به‌عنوان دو منبع اصلی ریسک در بانک‌ها و تأثیر آن دو بر پایداری و بحران مالی در بانک‌ها، با استفاده از روش لجستیک پرداخته‌اند. نتایج حاصل از پژوهش آنان نشان داد که هر دو ریسک نقدینگی و اعتباری بر احتمال ورشکستگی بانک‌ها تأثیر بااهمیتی دارند. همچنین آنان نشان دادند که تعامل بین این دو ریسک، احتمال ورشکستگی بانک‌های با احتمال ورشکستگی بین ۱۰ درصد تا ۳۰ درصد را بیشتر کرده و احتمال ورشکستگی بانک‌های با ریسک زیاد با احتمال ورشکستگی بین ۷۰ درصد تا ۹۰ درصد را کمتر می‌کند.

پیشینه داخلی

بزرگ اصل، برزیده و صمدی (۱۳۹۷)، در پژوهشی با عنوان «بررسی رابطه هم‌زمان ریسک‌های نقدینگی و اعتباری و بررسی تأثیر آن‌ها بر پایداری مالی بانک‌ها؛ رهیافت رگرسیون چندک» رابطه توأمان ریسک‌های

نقدینگی و اعتباری و تأثیر آن‌ها بر پایداری مالی در صنعت بانکداری در ایران را به روش پنل دیتا مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش ایشان نشان داد که متغیرهای ریسک اعتباری و نقدینگی در حالت عادی رابطه مثبت و معنی‌داری با یکدیگر دارند. از نظر آنان اندازه بانک یک شاخص اثرگذار بر وضعیت درآمدها و سوددهی بانک‌ها محسوب می‌شود و کوچک بودن اندازه بانک به گسترش ریسک‌ها و ناپایداری مالی منجر می‌گردد. همچنین نتایج بررسی تأثیر ریسک نقدینگی و اعتباری بر پایداری مالی با استفاده از روش رگریسیون چندک نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنی‌دار این دو ریسک بر پایداری مالی در اکثر دهک‌های موردبررسی بود.

نوری شکری (۱۳۸۹)، در پژوهش خود به بررسی رابطه نسبت کفایت سرمایه با ریسک ورشکستگی و عملکرد بانک‌ها می‌پردازد و در پی آن است تا با جمع‌آوری داده‌های مربوط از بانک‌های کشور و معرفی شاخص ریسک ورشکستگی و شاخص‌هایی برای عملکرد مالی بانک‌ها، با استفاده از مدل داده‌های تلفیقی، به آزمون تأثیر کفایت سرمایه‌بر شاخص ریسک ورشکستگی و عملکرد مالی بانک‌ها و تأثیر شاخص ریسک ورشکستگی بر عملکرد مالی بانک‌ها به‌طور جداگانه در بانک‌های خصوصی و دولتی بپردازد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های خصوصی و دولتی کشور بر شاخص ریسک ورشکستگی و نیز بازده دارایی آن‌ها تأثیر معکوس داشته است (به نقل از خوش طینت، امیدی نژاد و رضوانیان، ۱۳۹۴).

از مرور مبانی نظری و پژوهش‌های انجام شده در گذشته، می‌توان به این نتیجه رسید که هرچند گاهی معیارهای ریسک نقدینگی و بخصوص معیار سرمایه، با توجه به نوع و اندازه بانک، تأثیرات متفاوتی در پژوهش‌های تجربی انجام شده، داشته است اما به‌طورکلی، ریسک نقدینگی و ریسک مربوط به میزان سرمایه بانک دو نوع از ریسک‌های اساسی سیستم بانکی در کشورهای مختلف بوده‌اند که شاخصی برای نشان دادن وضعیت کلی بانک‌ها بوده و توانسته‌اند به‌عنوان ابزارهایی برای پیش‌بینی وضعیت آینده صنعت بانکداری و پیش‌بینی بحران‌های احتمالی پیش رو، جایگاهی برای خود در مبانی نظری موجود به دست آورند.

فرضیه‌های پژوهش

برای بررسی توانایی معیارهای نقدینگی و سرمایه معرفی‌شده در بازل ۳ برای پیش‌بینی احتمال وقوع بحران مالی در بانک‌های ایرانی و همچنین جهت پاسخگویی به سؤالات پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین شده است:

۱) معیار سرمایه معرفی‌شده در استاندارد بازل ۳ با احتمال وقوع بحران در بانک‌ها رابطه منفی و معناداری دارد.

۲) معیار نقدینگی معرفی‌شده در استاندارد بازل ۳ با احتمال وقوع بحران در بانک‌ها رابطه منفی و معناداری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش به لحاظ هدف، پژوهشی کاربردی و از لحاظ رویکرد، دارای رویکرد کمی می‌باشد. این پژوهش از نظر روش، توصیفی و از نوع مطالعات همبستگی بوده به دنبال توصیف روابط بین متغیرهاست و همچنین این پژوهش از نوع پژوهش‌های پس‌رویدادی می‌باشد، زیرا متغیرهای مستقل و وابسته پژوهش در گذشته رخ داده‌اند و پژوهشگران پس از روی دادن پدیده به بررسی آن پرداخته است. اطلاعات مربوط به بانک‌ها از صورت‌های مالی منتشرشده در سامانه کدال و نرم‌افزار رهاورد نوین جمع‌آوری شده است و سپس داده‌ها در صفحه اکسل طبقه بندی شده و در نهایت به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز ۸ مدل پژوهش تخمین زده شده است و برای بررسی اعتبار مدل نیز از نرم‌افزار SPSS 20 استفاده شده است.

جامعه پژوهش شامل کل بانک‌های ایرانی و نمونه پژوهش شامل بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران و فرابورس ایران بوده است که داده‌های آن‌ها برای کل سال‌های موردبررسی در دسترس باشد. در نهایت تعداد ۱۶ بانک به شرح جدول شماره یک به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب گردید. بازه زمانی که پژوهش در آن انجام شده است از سال ۱۳۹۱ تا پایان سال ۱۳۹۶ به مدت ۶ سال بوده است و برای بررسی رابطه بین نسبت‌های نقدینگی و سرمایه معرفی‌شده در بازل ۳ با بحران‌های مالی، از روش لجستیک استفاده شده است، زیرا در پژوهش‌های انجام شده قبلی (مانند پناهی، اسد زاده و جلیلی مرند، ۱۳۹۳؛ فورتس و کالوتیچو، ۲۰۰۶) توانایی بیشتر این مدل در پیش‌بینی بحران مالی نسبت به سایر مدل‌ها اثبات گردیده است.

جدول ۱. لیست بانک‌های نمونه

بانک اقتصاد نوین	بانک انصار	بانک ایران زمین	بانک پارسیان
بانک تجارت	بانک حکمت ایرانیان	بانک خاورمیانه	بانک دی
بانک سامان	پست بانک ایران	بانک سرمایه	بانک سینا
بانک صادرات	بانک ملت	بانک کارآفرین	بانک شهر

تعریف متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

در این پژوهش ابتدا بانک‌ها به دو دسته درگیر بحران مالی و دارای سلامت مالی تقسیم شده‌اند که بانک‌های درگیر بحران مالی مقدار یک و بانک‌های دارای سلامت مالی مقدار صفر می‌گیرند. با توجه به اینکه در کشور ایران ورشکستگی بانک‌ها زیاد اتفاق نمی‌افتد و نمی‌توان بانک‌های ورشکسته را به‌عنوان بانک‌های

دارای بحران مالی شناسایی کرد، لذا برای تمیز بین بانک‌های درگیر بحران مالی و بانک‌های دارای سلامت مالی، از شاخص ورشکستگی آلتمن استفاده کرده‌ایم؛ که دلیل اصلی استفاده از این شاخص، وجود پشتوانه نظری در مورد این شاخص و قدرت پیش‌بینی کنندگی آن می‌باشد.

نخستین مطالعه‌ای که به‌صورت جامع و منسجم موضوع پیش‌بینی ورشکستگی را بررسی کرده و مدل و الگو برای آن ارائه کرده است آلتمن (۱۹۶۸) است. در مطالعهٔ آلتمن و اکثر مطالعات بعد و قبل از آن، پیش‌بینی ورشکستگی برپایهٔ تحلیل نسبت‌های مالی است که از ترازنامه و جریان سود و زیان شرکت‌ها استخراج می‌شود. آلتمن ۲۲ نسبت مالی را بر اساس رایج و مشهور بودن در متون موضوع و مناسب بودن برای پیش‌بینی ورشکستگی انتخاب و آن‌ها را در پنج دسته با عناوین زیر قرارمی دهد: قدرت نقدشوندگی (نقدینگی)، سوددهی، نسبت‌های اهرمی، توانایی پرداخت بدهی و نسبت‌های فعالیت؛ و بعد از ارزیابی مدل‌های مختلف و بررسی قدرت پیش‌بینی آن‌ها، در نهایت پنج نسبت مالی را انتخاب می‌کند. این نسبت‌ها عبارت‌اند از:

X1 = نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی

X2 = نسبت سود انباشته به کل دارایی

X3 = نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی

X4 = نسبت ارزش دفتری سهام به ارزش دفتری کل بدهی‌ها

X5 = نسبت فروش به کل دارایی

وی مدل زیر را برای پیش‌بینی ورشکستگی برآورد کرده است (پناهی و همکاران، ۱۳۹۳).

$$Z = 1.2X1 + 1.4X2 + 3.3X3 + 0.6X4 + 0.1X5$$

پس از معرفی الگوی آلتمن، این مدل مورد بازبینی قرار گرفت و مدل جدیدی برای شرکت‌های غیر تولیدی به شرح ذیل معرفی گردید:

$$Z = 6.56X1 + 3.26X2 + 6.72X3 + 1.05X4$$

این شاخص هر سال برای هر بانک محاسبه می‌گردد و اگر نتایج حاصل از این مدل کمتر از ۱٫۱ باشد بانک مستعد بحران مالی است. اگر نتیجه بین ۱٫۱ تا ۲٫۶ باشد، بانک در منطقه خاکستری و اگر بیش از ۲٫۶ باشد، در سلامت مالی است. در این پژوهش از مدل آلتمن مخصوص شرکت‌های غیر تولیدی استفاده شده است و درصورتی‌که نمره Z بانک‌ها در هر سال کمتر از ۱٫۱ باشد، به‌عنوان بانک‌های دارای بحران مالی و در غیر این صورت به‌عنوان بانک سالم در نظر گرفته‌شده‌اند. جدول شماره یک وضعیت بانک‌های موردبررسی را بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ بر اساس نتایج حاصل از آماره Z نشان می‌دهد.

جدول ۲. وضعیت بانک‌های موردبررسی بر اساس شاخص Z

سال	۹۱	۹۲	۹۳	۹٤	۹۵	۹٦
بانک ۱	سالم	سالم	سالم	سالم	درمانده	سالم
بانک ۲	سالم	سالم	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری	سالم
بانک ۳	سالم	سالم	سالم	درمانده	درمانده	درمانده
بانک ٤	درمانده	سالم	سالم	درمانده	درمانده	درمانده
بانک ۵	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری	درمانده	درمانده
بانک ٦	سالم	سالم	سالم	درمانده	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری
بانک ۷	سالم	سالم	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری	سالم	سالم
بانک ۸	سالم	درمانده	منطقه خاکستری	درمانده	درمانده	درمانده
بانک ۹	سالم	درمانده	درمانده	درمانده	درمانده	درمانده
بانک ۱۰	منطقه خاکستری	درمانده	درمانده	درمانده	درمانده	درمانده
بانک ۱۱	سالم	سالم	سالم	درمانده	سالم	سالم
بانک ۱۲	منطقه خاکستری	درمانده	درمانده	درمانده	درمانده	درمانده
بانک ۱۳	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری	درمانده	درمانده	درمانده	درمانده
بانک ١٤	سالم	منطقه خاکستری	سالم	سالم	سالم	منطقه خاکستری
بانک ۱۵	منطقه خاکستری	درمانده	درمانده	درمانده	درمانده	درمانده
بانک ١٦	درمانده	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری	منطقه خاکستری	درمانده	منطقه خاکستری

متغیرهای مستقل

شاخص سرمایه

استفاده از معیار ساده سرمایه به دارایی‌ها شامل محدودیت‌هایی است که استفاده از آن را برای قضاوت در خصوص کفایت سرمایه یک بانک با مشکلاتی همراه می‌کند. مهم‌ترین محدودیت این است که با استفاده از آن به‌صورت کامل نمی‌توان میزان سرمایه بانک را با میزان ریسکی که بانک نسبت به دارایی‌های خود در معرض آن قرار دارد، مرتبط نمود. به‌عبارت‌دیگر، نسبت ساده سرمایه به دارایی‌ها وجود تفاوت در ساختار ریسکی دارایی‌های بانکی گوناگونی را که بانک‌ها در اختیاردارند، نادیده می‌گیرد. کمیته بال برای غلبه بر مشکلات مزبور نسبت کفایت سرمایه‌ای را توصیه می‌کند که ضمن تعریف اجزای مختلف سرمایه، ریسک دارایی‌های مختلف از طریق کاربرد ضرایب گوناگون و متناسب با درجه ریسکی آن‌ها قابل اندازه‌گیری و تعدیل باشد. ازنظر کمیته بال، سرمایه حائز شرایط از سرمایه اصلی (سرمایه درجه‌یک) و سرمایه تکمیلی (سرمایه

درجه‌دو) تشکیل شده است (فتاحی، رضایی و جاهد، ۱۳۹۵). لذا در این پژوهش برای اندازه‌گیری سرمایه بانک، ما از یک معیار موزون شده با ریسک استفاده می‌کنیم. این معیار از جمع سرمایه درجه‌یک (شامل سهام عادی و سود انباشته و سایر اندوخته‌ها) و سرمایه درجه‌دو (شامل ذخیره عمومی مطالبات و سرمایه‌گذاری‌ها، اندوخته ناشی از تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت و سهام) تقسیم بر دارایی‌های موزون شده با ریسک به دست می‌آید.

شاخص نقدینگی

مشکلاتی که برخی از بانک‌ها با آن مواجه شدند به دلیل انحراف در اصول پایه‌ای مربوط به مدیریت ریسک نقدینگی بود. در واکنش به این موضوع، کمیته بال در سال ۲۰۰۸، «اصول مربوط به مدیریت و نظارت صحیح ریسک نقدینگی» را به‌عنوان مبنای چارچوب نقدینگی خود منتشر نمود. این استانداردها به‌منظور حصول به دو هدف مجزا اما مکمل همدیگر تدوین شده است. اولین هدف آن است که سطح مقاومت کوتاه‌مدت بانک در خصوص نمایه ریسک نقدینگی آن بانک از طریق حصول اطمینان از وجود منابع نقد با کیفیت بالا جهت ادامه فعالیت بانک تحت سناریوی بحران شدید که به مدت یک ماه به طول انجامد، بهبود یابد. کمیته بال به‌منظور دستیابی به این هدف، نسبت پوشش نقدینگی را تدوین نمود. دومین هدف آن است که سطح مقاومت بانک در یک افق زمانی بلندمدت از طریق ایجاد انگیزه‌های بیشتر برای بانک‌ها به‌منظور تأمین مالی فعالیت‌های خود با منابع باثبات‌تر تأمین مالی بر یک پایه ساختاری مستمر، افزایش یابد. نسبت تأمین مالی خالص با ثبات یک افق زمانی یک‌ساله دارد و به‌منظور فراهم نمودن یک ساختار سررسیدی پایدار مربوط به دارایی‌ها و بدهی‌ها تدوین شده است (ترجمه سند بال ۳، بانک مرکزی، ۱۳۹۶).

در این پژوهش از نسبت تأمین مالی با ثبات خالص به‌عنوان شخص نقدینگی استفاده می‌کنیم، زیرا هدف از انجام این پژوهش تأکید بر سلامت سیستم بانکی در بلندمدت می‌باشد. شاخص تأمین مالی با ثبات خالص از تقسیم بدهی موزون به دارایی موزون به دست می‌آید و درواقعید آید این شاخص، میزان تأمین مالی در دسترس را به میزان تأمین مالی موردنیاز نشان می‌دهد و از فرمول ذیل محاسبه می‌گردد:

$$NSFR=\frac{\text{سرمایه درجه ۱ + سرمایه درجه ۲ + بدهی‌ها و سپرده‌های بلندمدت + سپرده‌های پایدار کمتر از یک سال * ۰,۹ + سایر سپرده‌ها * ۰,۸ + سایر بدهی‌های پایدار * ۰,۵}}{\text{(موجودی نقد + وام‌های پرداختی به مؤسسات مالی با سررسید کمتر از یک سال)* ۰ + مطالبات از دولت* ۰,۰۵ + (اوراق بدهی و مالکانه شرکت‌ها با سررسید کمتر از یک سال+ وام‌های پرداختی به شرکت‌های غیرمالی با سررسید کمتر از یک سال)* ۰,۵ + وام‌های رهنی * ۰,۶۵ + وام‌های پرداختی به اشخاص حقیقی با سررسید باقیمانده کمتر از یک سال * ۰,۸۵ + سایر دارایی‌ها}}$$

متغیرهای کنترلی

هم‌راستا با ادبیات نظری موجود (مانند چیرامونت و کاسو، ۲۰۱۶، وانگ و سان، ۲۰۱۸ و گوش، ۲۰۱۴) در این پژوهش از برخی متغیرهای کنترلی شناخته‌شده به‌عنوان پیش‌بینی کننده بحران مالی، به شرح ذیل استفاده می‌کنیم:

اندازه بانک

همان‌طور که در ادبیات نظری موجود (چیرامونت و کاسو، ۲۰۱۶، گوش، ۲۰۱۴) ذکر شده است، اندازه بانک می‌تواند عاملی تعیین‌کننده در ریسک ایجاد بحران مالی باشد. اندازه بانک به‌وسیله لگاریتم طبیعی دارایی‌های بانک محاسبه می‌شود.

کیفیت دارایی‌ها

کیفیت دارایی‌ها یکی از معیارهایی است که در شاخص کملز[1] مورداستفاده قرار می‌گیرد. برای اندازه‌گیری کیفیت دارایی‌ها از نسبت تسهیلات غیر جاری به کل تسهیلات استفاده می‌کنیم. هر چه این نسبت بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده کیفیت پایین‌تر دارایی‌های بانک است.

کارایی عملیاتی

نسبت هزینه به درآمد جزو نسبت‌هایی است که در شاخص‌های سودآوری کملز بیان شده است. برای اندازه‌گیری این نسبت کل هزینه‌های بانک به‌جز هزینه بهره بر کل درآمدها تقسیم شده است. هر چه این نسبت در یک بانک بیشتر باشد، احتمال وقوع بحران در آن افزایش می‌یابد.

سودآوری

در این پژوهش مانند ایمبیرویچ و راچ (۲۰۱۲)، بتز و همکاران (۲۰۱۴) و چیرامونت و کاسو (۲۰۱۶)، برای اندازه‌گیری سودآوری بانک از نسبت بازده دارایی‌ها استفاده می‌کنیم. این نسبت از تقسیم سود خالص بانک بر متوسط دارایی‌ها به دست می‌آید.

---

۱. شاخص کملز (CAMELS) مدلی برای ارزیابی سلامت بانک‌ها می‌باشد. این مدل شامل ۵ معیار کفایت سرمایه، کیفیت دارایی‌ها، کیفیت مدیریت، سودآوری و نقدینگی می‌باشد.

متنوع سازی

برای اندازه‌گیری میزان متنوع بودن درآمدهای بانک ما در این پژوهش مانند استیرو (۲۰۰۴) از نسبت درآمدهای غیر بهره به درآمد عملیاتی استفاده می‌کنیم.

مدل پژوهش

رگرسیون لجستیک یکی از تکنیک‌های کاربردی برای تحلیل داده‌های طبقه‌بندی شده است. وجه تمایز مدل لجستیک رگرسیون با مدل خطی رگرسیون در این است که متغیر وابسته در رگرسیون لجستیک طبقه‌بندی شده است. به‌عبارت‌دیگر رگرسیون لجستیک نوع خاصی از رگرسیون‌های چندگانه است که در آن متغیر وابسته گسسته است (بشیری، کامران راد، ۱۳۹۰). ازآنجاکه در این پژوهش متغیر وابسته از نوع گسسته بوده و در دو سطح صفر و یک قرار گرفته است، لذا برای بررسی رابطه بین بحران مالی بانک‌ها و معیارهای نقدینگی و سرمایه بازل ۳، ما از روش لجستیک به شرح ذیل استفاده می‌کنیم:

$$P(y = 1|X) = \frac{1}{1 + e^{-X\beta}}$$

در این مدل، y امکان وقوع بحران مالی در بانک‌هاست. درصورتی‌که بانک دچار بحران مالی باشد این متغیر مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. X شامل تمامی متغیرهای مستقل (شاخص سرمایه و شاخص نقدینگی) و کنترلی (اندازه بانک، کیفیت دارایی‌ها، کارایی عملیاتی، سودآوری و متنوع‌سازی) پژوهش و β نیز ضریب متغیرهای مستقل و کنترلی می‌باشد. چون در این مدل ضرایب به‌صورت غیرخطی با متغیر وابسته در ارتباط‌اند، بنابراین نمی‌توان برای برآورد آن از تخمین زننده‌های خطی مانند تخمین زننده حداقل مربعات استفاده کرد. به همین دلیل از تخمین زننده حداکثر راست نمایی برای تخمین این مدل استفاده می‌شود. مزیت اصلی مدل لجستیک این است که مقدار برآوردشده برای احتمال وقوع متغیر وابسته در این مدل الزاماً در بازه [۰, ۱] خواهد بود. در این روش y، تابعی خطی از متغیرهای توضیحی یعنی XB نیست بلکه این احتمال تابع توزیع لجستیک دارد (هیل و همکاران، ۲۰۰۸، به نقل از پناهی و همکاران،۱۳۹۳).

تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها

در ابتدای فرآیند تحلیل آماری، شاخص‌های آمار توصیفی برای کل نمونه در جدول ۲ ارائه گردیده است و سپس آزمون برابری میانگین‌ها برای مقایسه متغیرهای پژوهش در بانک‌های سالم و ورشکسته در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرهای مستقل

نام متغیر	شاخص نقدینگی	شاخص سرمایه	سودآوری	اندازه بانک	کیفیت دارایی‌ها	متنوع سازی	کارایی عملیاتی
میانگین	۱/۲۵۷	۰/۰۹۸	۰/۰۰۳	۸/۲۸۵	۰/۱۶۶	۰/۲۶۴	۰/۲۴۸
میانه	۱/۱۹۳	۰/۰۸۳	۰/۰۱۰	۸/۲۶۰	۰/۱۳۵	۰/۲۱۳	۰/۱۷۷
بیشترین	۲/۴۰۸	۱/۰۵۱	۰/۰۷۳	۹/۳۶۵	۰/۷۶۷	۰/۹۰۰	۱/۷۷۷
کمترین	۰/۱۵۳	-۰/۶۸۲	-۰/۳۱۵	۶/۷۴۷	۰	-۰/۱۸۱	۰/۰۳۴
انحراف معیار	۰/۴۵۰	۰/۱۵۳	۰/۰۵۰	۰/۵۶۶	۰/۱۳۸	۰/۱۸۹	۰/۲۴۱

جدول ٤. آزمون برابری میانگین‌ها

نام متغیر	بانک‌های سالم	بانک‌های درمانده	آماره t	سطح معنی‌داری
شاخص نقدینگی	۱/۲۶۵	۱/۲۴۵	۰/۲۱۰	۰/۸۳۴
شاخص سرمایه	۰/۱۴۶	۰/۰۳۵	۳/۷۴۱	۰/۰۰۰
سودآوری	۰/۰۱۸	-۰/۰۱۶	۳/۴۷۱	۰/۰۰۱
اندازه بانک	۸/۰۷۶	۸/۵۴۲	-۴/۲۵۹	۰/۰۰۰
کیفیت دارایی‌ها	۰/۱۱۹	۰/۲۲۷	-۴/۱۲۵	۰/۰۰۰
متنوع‌سازی	۰/۲۸۱	۰/۲۴۱	۱/۰۴۵	۰/۲۹۸
کارایی عملیاتی	۰/۲۱۰	۰/۲۹۶	-۱/۷۴۲	۰/۰۸۵

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌گردد، بانک‌های ایرانی از نظر شاخص نقدینگی با میانگین ۱/۲۵۷، دارای وضعیت مطلوبی (بالای ۱) هستند. میانگین شاخص سرمایه نیز برابر ۹/۸ درصد است که کمی بیش از الزام قانونی (۸٪) می‌باشد. میانگین سودآوری بانک‌ها ۰/۰۰۳ است که نشانگر سودآوری ضعیف بانک‌ها در دوره مورد پژوهش است. همچنین میانگین شاخص متنوع‌سازی ۲۶ درصد است که نشان می‌دهد حدود یک چهارم درآمدهای بانک از محل درآمدهای غیر مشاع تأمین شده است.

جدول ۴، بانک‌ها بر اساس سالم یا درمانده بودن به دو دسته تقسیم شده و آزمون برابری برای میانگین متغیرهای مستقل انجام شده است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که در شاخص نقدینگی تفاوت معناداری بین بانک‌های سالم و درمانده وجود ندارد اما بانک‌های سالم به‌طور معناداری شاخص سرمایه بیشتری نسبت به بانک‌های درمانده دارند به‌طوری‌که شاخص سرمایه بانک‌های سالم نزدیک به ۱۵ درصد و شاخص سرمایه بانک‌های درمانده زیر ۴ درصد می‌باشد که

کمتر از الزام قانونی است. بانک‌های سالم به‌طور معناداری سودآوری بیشتری نسبت به بانک‌های درمانده داشته (۱/۸٪ در مقابل ۱/۶-٪) و همچنین میانگین اندازه آن‌ها از بانک‌های درمانده کمتر بوده است. بانک‌های سالم نسبت به بانک‌های درمانده، تسهیلات غیر جاری کمتری دارند که موجب بهتر بودن کیفیت دارایی‌هایشان نسبت به بانک‌های درمانده شده است؛ اما در سطح معناداری ۵ درصد بین متنوع‌سازی و کارایی عملیاتی دو دسته، تفاوت معنی‌داری وجود ندارد.

آمار استنباطی

همبستگی بین متغیرهای مستقل

جدول ۵، نتایج آزمون همبستگی بین متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد.

جدول ۵. آزمون همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	شاخص سرمایه	شاخص نقدینگی	کارایی عملیاتی	سود آوری	متنوع سازی	کیفیت دارایی‌ها	اندازه بانک
شاخص سرمایه	۱						
شاخص نقدینگی	-۰/۰۵٤	۱					
احتمال	۰/۵۹۹						
کارایی عملیاتی	-۰/٤۹۳	-۰/۲۲۸	۱				
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۲٦					
سودآوری	۰/۷۱۵	-۰/۱٤۵	-۰/٦۵۲	۱			
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۱۵۹	۰/۰۰۰				
متنوع سازی	۰/۲۷۱	۰/۱۳٤	-۰/۰۹۱	۰/۲۳٦	۱		
احتمال	۰/۰۰۱	۰/۱۹٤	۰/۳۷۹	۰/۰۲۰			
کیفیت دارایی‌ها	-۰/۵۵٦	-۰/۱۸۲	۰/٤۳۰	-۰/٦۰۸	-۰/۱۷۷	۱	
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۷۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۸٤		
اندازه بانک	-۰/۲٤۳	-۰/۱۰۲	-۰/۰۱۵	-۰/۱۷۵	-۰/۱۵٤	۰/۳٤٤	۱
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۳۲۵	۰/۸۸۷	۰/۰۸۷	۰/۱۳۳	۰/۰۰۱	

نتایج حاصل از تحلیل نشان می‌دهد که بین شاخص سرمایه و سودآوری عملیاتی، رابطه مثبت و معنی‌داری (۷۲٪) وجود دارد؛ زیرا با افزایش سودآوری بانک، سرمایه درجه‌یک افزایش می‌یابد.

از طرف دیگر، بین شاخص سرمایه با کیفیت دارایی‌ها (۵۶٪-) و کارایی عملیاتی (۴۹٪-) رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. افزایش نسبت تسهیلات غیر جاری به کل تسهیلات (کیفیت دارایی‌ها) از یک‌سو سبب افزایش ریسک دارایی‌ها و از سوی دیگر سبب کاهش سود انباشته‌شده و درنتیجه شاخص سرمایه را کاهش می‌دهد. افزایش نسبت هزینه به درآمد (کارایی عملیاتی) نیز با کاهش سودآوری سبب کاهش شاخص سرمایه می‌گردد؛ اما همبستگی بین شاخص نقدینگی و سایر متغیرهای پژوهش به‌جز کارایی عملیاتی، عمدتاً معنی‌دار نمی‌باشد؛ یعنی با کاهش نسبت هزینه به درآمد، وضعیت نقدینگی بانک بهبود می‌یابد.

نتایج حاصل از انجام آزمون رگریسیون لجستیک برای پی بردن به توانایی شاخص‌های نقدینگی و سرمایه معرفی‌شده در استاندارد بازل ۳ برای پیش‌بینی وقوع بحران مالی در بانک‌های ایرانی در جدول شماره ۶ نشان داده شده است.

جدول ٦. نتایج تخمین آزمون فرضیه‌های پژوهش

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره Z	سطح معناداری
عدد ثابت	-۱۹/۷۲۲	٦/۳٦٥	-۳/۰۹۸	۰/۰۰۲
شاخص سرمایه	-۲/٤٤۳	۱/۰۹۳	-۲/۲۳٤	۰/۰۲٥
شاخص نقدینگی	۱/۰۳۸	۳/٥٤٥	۰/۲۹۳	۰/۷٦۹
اندازه بانک	۱/۷۷٤	۰/٦۹۲	۲/٥٦۲	۰/۰۱۰
سودآوری	-۲٤/۰۱٤	۲۲/۹۰۰	-۱/۰٤۸	۰/۲۹٤
کارایی عملیاتی	٤/٤۷۷	۲/۱٤۸	۲/۰۸٥	۰/۰۳۷
متنوع سازی	-۰/٤۰٥	۲/۳۲٦	-۰/۱۷٤	۰/۸٦۲
کیفیت دارایی‌ها	٦/۸۰۳	۳/٤۲٤	۱/۹۸۷	۰/۰٤۷
آماره LR	٤۰/٤۷۷	ضریب تعیین مک فادن		۰/٤٦۲
احتمال آماره LR	۰/۰۰۰	احتمال آماره هاسمر – لمشو		۰/۷۹۳

احتمال آماره LR (۰/۰۰۰) که مقدارش کمتر از ۱ درصد می‌باشد، نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب کلیه متغیرها می‌باشد، لذا با سطح اطمینان ۹۹ درصد کلیت مدل معنی‌دار بوده و اعتبار بالایی دارد. آماره هاسمر-لمشو نیز دارای احتمال بیش از ۰/۰۵ درصد می‌باشد، لذا فرض صفر مبتنی بر توضیح قابل قبول داده‌ها توسط مدل تائید می‌شود. این آماره نشانگر برازش مناسب مدل بوده و نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل توانایی توضیح متغیر وابسته را دارا

می‌باشند. ضریب تعیین مک فادن ۰/۴۶۲ است که نشان می‌دهد بیش از ۴۶ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی تبیین شده است.

در سطح معنی‌داری ۵ درصد، رابطه منفی و معناداری بین شاخص سرمایه با احتمال وقوع بحران مالی در بانک‌های نمونه وجود دارد. رابطه منفی شاخص سرمایه با احتمال بحران مالی نشان می‌دهد که با افزایش نسبت سرمایه بانک (سرمایه اصلی و تکمیلی) به دارایی‌های موزون شده با ریسک، احتمال وقوع بحران مالی در بانک کاهش می‌یابد. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که رابطه معنی‌داری بین نسبت تأمین مالی باثبات خالص به‌عنوان شاخص نقدینگی با احتمال وقوع بحران مالی در بانک‌های نمونه وجود ندارد که با نتیجه پژوهش هونگ و همکاران (۲۰۱۴) هم‌خوانی دارد. آنان معتقدند که ریسک نقدینگی سیستماتیک می‌تواند پیش‌بینی کننده خوبی برای احتمال بحران مالی در بانک‌ها باشد اما ریسک نقدینگی در سطح هر بانک، توانایی کمی در پیش‌بینی احتمال وقوع بحران مالی دارد، لذا شاخص تأمین مالی با ثبات خالص معرفی‌شده در بازل ۳ که بر ویژگی‌های خاص هر بانک تأکید می‌کند، نمی‌تواند وقوع بحران مالی را به‌خوبی پیش‌بینی کند.

در سطح معنی‌داری ۵ درصد، بین کارایی عملیاتی، کیفیت دارایی‌ها و اندازه بانک با احتمال ایجاد بحران مالی رابطه مثبت و معناداری مشاهده می‌گردد. با افزایش سطح هزینه‌ها نسبت به درآمدهای بانک و کاهش سود انباشته انتظار می‌رود احتمال بحران مالی در بانک افزایش یابد. همچنین با افزایش نسبت تسهیلات غیر جاری به کل تسهیلات (به‌عنوان شاخص کیفیت دارایی‌ها) و اندازه بانک نیز احتمال وقوع بحران مالی در بانک‌های نمونه افزایش می‌یابد که با نتایج پژوهش چیارامونت و کاسو (۲۰۱۶) هم‌راستا می‌باشد. همچنین در این مدل بین متنوع سازی و سودآوری با احتمال وقوع بحران مالی در سطح معنی‌داری ۵ درصد، رابطه‌ای مشاهده نگردیده است.

در این پژوهش برای بررسی اعتبار مدل، از روش اعتبارسنجی متقابل استفاده کرده‌ایم. اعتبار سنجی متقابل، روشی آماری برای ارزیابی و مقایسه الگوریتم‌های یادگیری است که داده‌ها را به دو بخش متمایز تقسیم می‌کند: یک بخش برای یادگیری یا آموزش مدل و دیگری برای ارزیابی مدل استفاده می‌شود. HoldOut Validation یکی از روش‌های اعتبارسنجی مدل است که از هم‌پوشانی بین داده‌های آموزش و ارزیابی جلوگیری می‌کند. در این روش به‌طورمعمول داده‌های موجود را با نسبت ۷۰ به ۳۰، به دو بخش غیرهم پوشان تقسیم می‌کنند: ٪ ۷۰ داده‌ها برای آموزش و ٪۳۰ دیگر برای ارزیابی مدل استفاده خواهند شد (رضائی نوائی و کوشا، ۱۳۹۵). نتایج حاصل از این آزمون به شرح جدول ۷ می‌باشد.

جدول ۷. نتایج بررسی اعتبار مدل پژوهش

نمونه	مشاهده شده	پیش‌بینی شده		
		۰	۱	درصد صحت
آموزشی	۰	۳۲	۷	٪ ۸۲
	۱	۷	۲۳	٪ ۷۷
	درصد کل	٪ ۵۷	٪ ٤۳	٪ ۸۰
آزمایشی	۰	۱۱	٤	٪ ۷۳
	۱	٤	۸	٪ ٦۷
	درصد کل	٪ ٥٦	٪ ٤٤	٪ ۷۰
متغیر وابسته: بحران مالی				

جدول شماره ۷ نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل وارد شده در مدل توانسته‌اند در تشخیص ۸۲ درصد (۳۲ از ۳۹) بانک‌های سالم و ۷۷ درصد از بانک‌های درمانده (۲۳ از ۳۰) موفق باشند. به‌طورکلی ۸۰ درصد از موارد آموزش به‌درستی طبقه‌بندی شده‌اند که نشان‌دهنده اعتبار مطلوب مدل می‌باشد.

نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش ما به دنبال بررسی توانایی معیارهای معرفی‌شده در استاندارد بازل ۳ در پیش‌بینی وقوع بحران مالی در بانک‌ها بودیم. نتایج حاصل از تخمین مدل رگریسیون لجستیک نشان داد که معیار سرمایه (نسبت سرمایه اصلی و تکمیلی به دارایی‌های موزون شده با ریسک) معرفی‌شده در بازل ۳ با احتمال وقوع بحران مالی در بانک‌ها رابطه منفی و معناداری دارد. لذا فرضیه اول پژوهش مورد تائید قرار می‌گیرد. میزان سرمایه بانک‌ها موضوعی کلیدی در سلامت سیستم بانکی است که می‌تواند مانند سپری از بانک در برابر شرایط و ریسک‌های مختلف، محافظت نماید. کم بودن نسبت سرمایه و افزایش اهرم مالی در بانک‌ها موجب افزایش ریسک و آسیب‌پذیری بانک‌ها شده و آن‌ها را به سمت بحران مالی سوق می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه پژوهش با نتایج پژوهش نوری شکری (۱۳۸۹)، واسکز و فدریکو (۲۰۱۵)، چیارامونت و کاسو (۲۰۱۶) و وانگ و سان (۲۰۱۸) هم‌راستا می‌باشد.

نتایج پژوهش حاکی از عدم وجود رابطه معنادار بین نسبت تأمین مالی باثبات خالص با احتمال وقوع بحران مالی بود، لذا فرضیه دوم پژوهش رد می‌شود. شاخص نقدینگی معرفی‌شده در استاندارد بازل ۳، به ریسک سیستماتیک موجود توجه نکرده و فقط با استفاده از داده‌های خاص هر بانک محاسبه شده است، لذا توانایی زیادی در پیش‌بینی بحران مالی بانک نداشته است. نتایج حاصل از این پژوهش با نتیجه پژوهش هونگ و همکاران (۲۰۱۴) هم‌راستا بوده و با نتیجه پژوهش چیارامونت و کاسو (۲۰۱۶) در تضاد می‌باشد.

ازآنجاکه اهمیت شاخص سرمایه به‌عنوان شاخصی کلیدی در سلامت سیستم بانکی و شاخصی مناسب برای پیش‌بینی بحران مالی، تائید شد، به بانک‌ها و بانک مرکزی به‌عنوان نهاد ناظر توصیه می‌شود که برای برون‌رفت از وضعیت بحران مالی الزامات مربوط به کفایت سرمایه بانک‌ها با جدیت پیگیری شده و بانک‌های با نسبت کفایت سرمایه کم، برای کاهش ریسک و جلوگیری از بحران مالی در کنار سایر اقدامات لازم، اقدام به افزایش سرمایه نمایند.

با توجه به رد فرضیه دوم و عدم توانایی نسبت تأمین مالی با ثبات خالص در پیش‌بینی بحران مالی، به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌گردد تا از شاخص‌های دیگری برای اندازه‌گیری ریسک نقدینگی استفاده کنند. این شاخص باید بتواند علاوه بر ویژگی‌های خاص هر بانک، ریسک سیستماتیک را نیز در اندازه‌گیری دخیل کند. همچنین به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود رابطه بین معیارهای معرفی‌شده در بازل ۳ با ریسک ایجاد بحران مالی بانک‌ها را در بانک‌های کوچک و بزرگ و یا بانک‌های دولتی و خصوصی به‌صورت جداگانه موردبررسی قرار دهند.

منابع

- بزرگ اصل، موسی. برزیده، فرخ و صمدی، محمد تقی. (۱۳۹۷). بررسی رابطه همزمان ریسکهای نقدینگی و اعتباری و بررسی تأثیر آن‌ها بر پایداری مالی بانکها؛ رهیافت رگرسیون چندک. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری، سال هفتم، شماره بیست و پنجم*، صفحات ۲۹۹-۳۱۶.
- بشیری مهدی، کامران راد رضا، (۱۳۹۰)، به‌کارگیری تخمین پارامتر برای بهبود شاخص‌های ارتباطی در رگرسیون لجستیک باینری، مجله علمی- پژوهشی مدیریت تولید و عملیات، سال دوم، شماره دوم، بهار و تابستان ۱۳۹۰، صص ۱-۲۲.
- پناهی، حسین. اسد زاده، احمد و جلیلی مرند، علیرضا. (۱۳۹۳). پیش‌بینی پنج‌ساله ورشکستگی مالی برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله تحقیقات مالی، دورهٔ ۱۶، شمارهٔ ۱*، بهار و تابستان ۱۳۹۳، صفحات ۵۷-۷۶.
- حسینی، فرهنگ (۱۳۹۱)، بررسی ریسک نقدینگی و درماندگی مالی در بانک‌های خصوصی ایران، *مجموعه مقالات پنجمین کنفرانس توسعه نظام تأمین مالی در ایران*.
- خوش طینت، محسن. امیدی نژاد، محمد و رضوانیان، منیره. (۱۳۹۴). اثر ساختار تأمین مالی بر ریسک درماندگی بانک‌ها. *فصل نامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، دوره یک*، پاییز و زمستان ۱۳۹۴، صفحات ۱-۲۷.
- راعی، رضا. انصاری، حجت اله و پورطالبی جاغرق، محمد. (۱۳۹۷). بررسی اثرات قدرت بازار و ساختار درآمدی بر سودآوری و ریسک ورشکستگی در نظام بانکداری ایران. فصل‌نامه علمی – پژوهشی راهبرد مدیریت مالی، دوره ۶، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۵، صفحات ۶۰-۸۱.
- رضائی نوائی، سمیرا. کوشا، حمیدرضا. (۱۳۹۵). به‌کارگیری و ارزیابی تکنیک‌های داده‌کاوی جهت پیش‌بینی رویگردانی مشتری در صنعت بیمه، نشریه بین‌المللی مهندسی صنایع و مدیریت تولید، دوره ۴، شماره ۲۷، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۶۳۶ -۶۵۳.
- رنجی، فریبرز. قلی زاده، محمد حسن، رمضانپور، اسماعیل و موسوی نیا، سید مرتضی. (۱۳۹۶). تحلیل تأثیر ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی بر ریسک درماندگی بانک‌های ایران. *فصلنامه روند، سال بیست و چهارم، شماره ۸۷*، تابستان ۱۳۹۶، صفحات ۸۷-۷۸.
- طالبی، محمد. سلگی، محمد. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین ریسک و نسبت کفایت سرمایه: شواهدی از بانک‌های ایران. *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی، سال نهم، شماره ۳۰*، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۵۱۳-۵۴۳.

- فتاحی، شهرام. رضایی، مهدی و جاهد، طاهره. (۱۳۹۵). تأثیر سلامت بانکی بر سودآوری بانک‌های تجاری: رویکرد رگرسیون پانل آستانه. *مجله راهبرد مدیریت مالی، سال پنجم، شماره شانزدهم*، بهار ۱۳۹۶، صفحات ۵۰-۲۹.
- مدیریت دارایی – بدهی و ریسک نقدینگی در مؤسسات مالی. (۱۳۸۷). *بانک اقتصاد نوین، گروه مطالعات و مدیریت ریسک*، نشر فرا سخن.
- مرکز تحقیقات و بررسی‌های اقتصادی. (۱۳۹۴). بررسی بازار پول در ایران. *معاونت اقتصادی اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی ایران*، اردیبهشت ۱۳۹۴.
- معاونت نظارتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۶). ترجمه سندبال ۳: چارچوب مقرراتی جهانی به‌منظور داشتن بانک‌ها و سیستم‌های بانکی مقاوم‌تر (نسخه اصلاح‌شده: ژوئن ۲۰۱۱). *از انتشارات کمیته نظارت بانکی بال*.
- موسوی، سید رضا. جباری، حسین و طالب بیدختی، عباس. (۱۳۹۳). حاکمیت شرکتی و تجدید ارائه صورت‌های مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۲۵*، بهار ۱۳۹۴، صفحات ۹۷-۱۱۹.
- نوری. پیمان. قادری، امید و مدنی اصفهانی، محبوبه. (۱۳۸۸). بررسی نقش بحران‌های مالی بر شاخص‌های کلیدی بانک‌ها.
- ولی‌پور پاشاه، محمد. (۱۳۹۳). مدیریت ریسک نقدینگی در بانک‌ها؛ یک چارچوب مفهومی. *فصلنامه روند، سال بیست و یکم، شماره‌های ۶۵ و ۶۶*، بهار و تابستان ۱۳۹۳، صفحات ۲۰۱ – ۲۲۲.
- ولی‌زاده، کتایون و محمدی کهورین، مهدی. (۱۳۹۰). «بازل ۳ و تأثیر منفی آن بر تأمین مالی تجاری بین‌المللی و بیمه‌های اعتباری». *ماهنامه تازه‌های جهان بیمه، شماره ۱۶۳*، صفحات ۴۰ تا ۴۹.
- Abdul Rahman, Aisyah. (2010). Financing structure and insolvency risk exposure of Islamic banks. *Finance Market Portfo Management,24*:419-440.
- Altman, E. (1968). Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *Journal of Finance, 23 (4)*: 589-609.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2014). *Basel III*: the Net Stable Funding Ratio, October.
- Asset-liability management and Liquidity risk in financial institution. (2008). Eghtesad Novin Bank, Study and management of risk group, Fara Sokhan publication. (in Persian).
- Bashiri, Mehdi. Kamran Rad, Reza. (2011). Parameter estimation for improving association indicators in binary logistic regression, *Journal of Production and Operations Management,2(1), 135-154.* (in Persian).
- Betz, F. Peltonen, T. Sarlin, P. (2014). Predicting distress in European banks. *Journal of Banking & Finance*, 45, 225-241.

- Björn Imbierowicz, Christian Rauch. (2014). The relationship between liquidity risk and credit risk in banks. *Journal of Banking & Finance, 40*,242–256.
- Bozorgh Asl, Moosa. Barzide, Farrokh. Samadi, Mohammad Taghi. (2018). Investigating the Simultaneous Relationship between Credit and Liquidity Risks and Their Impacts on Financial Stability of Banks; A Quintile Regression Approach. *Investment Knowledge Journal, 7 (25)*, 299-316. (in Persian).
- Chiaramonte, L. Casu, B. (2016). Capital and Liquidity Ratios and Financial Distress:Evidence from the European Banking Industry. *The British Accounting Review*, doi: 10.1016/j.bar.2016.04.001.
- Fattahi, Shahram. Rezaei, Mehdi & Jahed, Tahere. (2016). The Effect of Banking Soundness on Profitability of Commercial Banks: Threshold Panel Regression Approach. *Journal of financial Management Sterategy, 16(1)*, 29-50. (in Persian).
- Fuertes, A. Kalotychou, E. (2006). Early warning system for sovereign debt crisis: the role of heterogeneity, *Computational Statistics and Data Analysis, 5*, 1420–1441.
- Ghosh, S. (2014). Risk, capital and financial crisis : Evidence for GCC banks. *Borsa Istanbul Review, 14(3)*, 145–157.https://doi.org/10.1016/j.bir.2014.06.003.
- Vazquez, F. Federico, P. (2015). Bank Funding Structures and Risk: Evidence from the Global Financial Crisis. *Journal of Banking and Finance, 61*, 1-14.
- Hong, H. Huang, J-Z. Wu, D. (2014). The information content of Basel III liquidity risk measures. *Journal of Financial Stability, 15*, 91-111.
- Hosseini, Farhangh. (2012). Investigation of liquidity risk and financial distress in iranian private banks, *5th Conference on development of financial system in Iran*. (in Persian).
- Khoshtinat, Mohsen. Omidi Nejad, Mohammad & Rezvanian, Monire. (2015). The effect of finance structure on banks distress risk. Quarterly Journal of Islamic Finance and Banking Studies, 1 (2), 1-27. (in Persian).
- Koehn, M. & Santomero, Anthony M. (1980). Regulation of Bank Capital and Portfolio Risk. *Journal of Finance, 35(5)*, 1235–1244.
- Manish Kumar, Ghanshyam Chand Yadav. (2013), liquidity risk management in bank: A conceptual framework. *Journal of Management & Research, Volume 7, Issue 2/4*, ISSN 0974 – 497.
- Moosavi, Seyed Reza. Jabbari, Hossein & Talebebidokhti, Abbas. (2014). Corporate governance and financial statements restatement, *Financial accounting and auditing researches, 25 (1)*, 97-119. (in Persian).
- Nepal Rastra Bank. (2015). Capital Adequacy Framework, www.nrb.org.np.
- Noori, peyman. Ghaderi Omid and Madani Esfahani, Mahboobe. (2009). Investigation the role of financial crisis on banks key indexes. (in Persian).
- Panahi, Hossein. Asadzade, Ahmad & Jalili Marand, Alireza. (2014). A Five-Year-Ahead Bankruptcy Prediction: the Case of Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal, 16(1)*, 57-76. (in Persian).
- Poghosyan, T. Čihák, M. (2011). Distress in European Banks: An Analysis Based on a New Dataset. *Journal of Financial Services Research, 40*, 163–184.

- Raei, Reza. Ansari, Hojjat-Allah. PoorTalebi Jaghargh. (2018). The impact of market power and income structure on the profitability and insolvency risk in iran banking system, *Journal Of Financial Management Strategy*, 6(2), 60-81. (in Persian).
- Ranji, Fariborz. Gholizade, Mohaamad Hassan, Ramezanpour, Esmaeil & Moosaviniya, Seyed Morteza. (2017). Analyze the effect of Credit and Liquidity risks on Iranian banks financial distress. *Quarterly Journal of Ravand, 87 (2)*, 78-87. (in Persian).
- Rezaei Navaei, Samira. HamidReza, Koosha. (2016). Applying data mining techniques for customer churn prediction in insurance industry, *International Journal of Industrial Engineering & Production Management, 27(4).635-653.* (in Persian).
- Stiroh, K.J. (2004). Do community banks benefit from diversification? *Journal of Financial Services Research,25*, 135–160.
- Talebi, Mohaamad. Salki, Mohaamad. (2017). Capital adequacy and risk : Evidence form Iranian banks. *Journal of monetary and banking research, 30 (4)*. 513-543. (in Persian).
- The Institution of Economic Research and Review. (2015). Review of money market in Iran, The Economics vice president of commerce, industrial, mineral and agricultural Chamber. (in Persian).
- Valipour Pasha, Mohammad. (2014). Liquidity risk management in banks; a conceptual framework. *Quarterly Journal of Ravand, 65-66 (1-2),* 201-222. (in Persian).
- Valizade, Katayoun. Mohammadi Kahrooein, Mehdi. (2011). Basel III and its negative effects on international financing and insurance. *Tazehaye Jahane Bime, 163*, 40-49. (in Persian).
- van Greuning, Hennie. Sonja Brajovic Bratanovic. (2009). *Analyzing Banking Risk A Framework for Assessing Corporate Governance and Risk Management*, Third edition, Washangton DC, World Bank.
- Vice Governor Supervision of Central Bank of Iran. (2017). Translation of Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems. (in Persian).
- Wang, M. Sun, X. (2018). Identity of Large Owner, Regulation and Bank Risk in Developing Countries, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Accepted Manuscript.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۲۰۰-۱۷۵

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۱۱/۱۴
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۴/۱۴

مقاله پژوهشی

انتخاب عملکرد چند دوره‌ای مبتنی بر الگوی برینستون: مطالعه موردی صندوق‌های مبتنی بر سهام و مختلط بورس اوراق بهادار تهران[۱]

غلامرضا زمردیان[۲]، سید مجید شریعت پناهی[۳]، میرفیض فلاح شمس لیالستانی[٤]، محمدرضا فقیری[٥]

چکیده

یکی از چالش‌های مدیران سرمایه‌گذاری، پاسخ به این پرسش است که ارزش‌افزوده کل هریک از گروه‌های تشکیل‌دهنده دارایی (سپرده، اوراق با درآمد ثابت و سهام) پرتفوی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مختلط و سهامی بورسی، ناشی از کدام‌یک از تصمیمات دوگانه انتخاب گروه‌های دارایی و وزن‌دهی به هریک از این گروه‌ها (تخصیص دارایی) می‌باشد. با توجه به اینکه عموماً بدون در نظر گرفتن تأثیر هریک از تصمیمات انتخاب اوراق بهادار و وزن‌دهی به آن‌ها، به‌منظور سنجش عملکرد و درنتیجه آن سنجش مهارت مدیران، از ارزش‌افزوده کل استفاده می‌شود و در پاسخ به پرسش فوق و گسترش روش‌های سنتی، در این مقاله با ارائه چارچوبی، ارزش‌افزوده هریک از گروه‌های دارایی پرتفوی صندوق‌های سرمایه‌گذاری فوق، به ارزش‌افزوده ناشی از تخصیص دارایی (وزن‌دهی) و انتخاب اوراق بهادار تقسیم‌شده و بدین گونه مهارت مدیران هریک از این صندوق‌ها در این دو تصمیم‌گیری، موردسنجش قرارگرفته است.

با توجه به تازه‌کار بودن این گونه صندوق‌ها در بورس ایران و اطلاعات محدود، نتایج این مقاله نشان می‌دهد که مدیران این صندوق‌ها دارای مهارت پایداری در هیچ‌یک از دو سنجه فوق نمی‌باشند. البته شایان ذکر است که با افزایش زمان فعالیت این صندوق‌ها و همچنین به‌کارگیری مدل‌های پیچیده‌تری که در آن‌ها بازده و ریسک به‌طور هم‌زمان موردبررسی قرار می‌گیرند، می‌توان چارچوب پایداری برای سنجش کامل مهارت مدیران ارائه نمود.

واژه های کلیدی: الگوی برینستون، الگوریتم هموار سازی، انتخاب و تخصیص
طبقه‌بندی موضوعی: G11، G14

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.24671.1976
۲. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، Email:Gho.zomorodian@iauctb.ac.ir
۳. استادیار دانشگاه علامه طباطبائی، Email:majedshp@yahoo.com
٤. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، Email:fallahshams@gmail.com
۵. دانشجوی مقطع دکترای دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز، نویسنده مسئول، Email:mahan4247@gmail.com

مقدمه

روشی که در مدیریت سرمایه‌گذاری برای ارزیابی اثر تصمیمات در تشکیل پرتفوی، استفاده می‌شود، مدل انتساب برینستون است که در سال‌های ۱۹۸۵ و ۸۶ توسط برینستون[1] و همکاران توسعه‌یافته است (برینستون و فچلر[2]، ۱۹۸۵، ۷۳).

این مدل به‌طور وسیعی توسط کاربران جهت تجزیه‌وتحلیل ارزش‌افزوده تصمیماتی که در خلال فرآیند سرمایه‌گذاری اخذ می‌شود، به کار می‌رود. ولی جنبه بحث‌برانگیز مدل برینستون، تک دوره‌ای بودن آن می‌باشد (گایوورونسکی[3]، ۲۰۰۵، ۱۵).

در این مدل، وزن‌های اول دوره جهت محاسبه تفاوت بین بازده پرتفوی و معیار، طی دوره موردنظر لحاظ می‌شود. طبیعتاً برای انتخاب یک دوره معین، پوشش کامل زمان، متناظر با دو تصمیم متوالی خواهد بود (الگاوویی[4]، اوکس[5] و اوستری[6]، ۲۰۰۳، ۵۵۱) که عبارتند از: وزن دهی به گروه دارایی‌ها (تخصیص دارایی) و انتخاب اوراق بهادار در بین این گروه‌های دارایی. در عمل، نتایجی که از تجزیه‌وتحلیل این مدل حاصل می‌شود، برای نظارت ذینفعان بر سرمایه گذری، ضروری می‌باشد.

اغلب گزارش‌های عملکرد مالی، در مقاطع هفتگی، ماهیانه یا سه‌ماهه منتشر می‌شوند، میدانیم که مقاطع تصمیم‌گیری یا دوره اثر تصمیم‌گیری در سرمایه‌گذاری در این گزارش‌ها مشخص نیست. یک راه‌حل برای این مسئله، کوتاه کردن دوره‌های تجزیه‌وتحلیل و درنهایت ترکیب نتایج تجزیه‌وتحلیل چندگانه می‌باشد (بن تال[7] و نمیرووسکی[8]، ۱۹۹۸، ۷۸۵). باید دقت داشت که در ترکیب نتایج تجزیه‌وتحلیل چندگانه، فقط نتایجی ترکیب شوند که در دوره مرتبط تصمیمی اتخاذ نشده باشد (باکن[9]، ۲۰۰۴، ۴۵).

هدف این پژوهش ارائه چارچوبی جهت همگن کردن اثرات تصمیم طی دوره‌های سرمایه‌گذاری از طریق الگوریتم هموارسازی و نهایتاً ادراکی شدن تأثیر تصمیمات که از تجزیه‌وتحلیل انتساب منتج شده است، می‌باشد.

---

1 . Brinson
2 . Fachler
3 . Gaivoronski
4 . ElGhaoui
5 . Oks
6 . Oustry
7 . Ben-Tal
8 . Nemirovski
9 . Bacon

مقاله حاضر در شش بخش تنظیم‌شده است. پس از بیان اهمیت و ضرورت مطالعه در مقدمه، فرضیه‌های پژوهش بیان‌شده و به تشریح مبانی نظری پرداخته‌شده است و سپس پیشینه پژوهش ارائه‌شده است. در بخش چهارم مدل و متغیرهای پژوهش شرح داده‌شده است و در بخش پنجم تجزیه‌وتحلیل نتایج از طریق الگوریتم هموارسازی کارینو ارائه‌شده است و پس از بررسی مدل برینستون، چالش‌های انتخاب برینستون چند دوره‌ای مطرح شده است و نشان داده‌شده است که چارچوب موجود انتساب برینستون چند دوره‌ای، دارای برخی نتایج نامفهوم یا غیر ادراکی می‌باشد. بعدازآن به علل ایجاد این نتایج و ارائه چارچوبی برای نتایج قابل‌فهم بهتر یا ادراکی‌تر، در مدل برینستون چند دوره‌ای پرداخته‌شده است و درنهایت با بررسی ۱۱ صندوق سرمایه‌گذاری سهامی و مختلط فعال در بازار[1] ازلحاظ مهارت مدیران در تخصیص دارایی، انتخاب اوراق بهادار و تعامل این دو، نتایجی حاصل شد که طبق جداول انتهای مقاله و رتبه‌بندی‌ای که در آن‌ها شده است، مشخص گردید که مهارت‌ها همواره پایدار نمی‌باشد و در سال‌های مختلف متغیر بوده است.

درگذشته برای اندازه‌گیری عملکرد پرتفوی مدل ارائه‌شده مارکوئیتز برای چندین سال مورداستفاده قرار می‌گرفته است و روش‌های ارائه‌شده از طرف شارپ، جنسس و نظایر آن‌ها، عمدتاً برای اندازه‌گیری عملکرد پرتفوی، از بازده کل و ریسک کل استفاده می‌نمودند؛ اما در سال‌های ۱۹۸۵ و ۸۶ میلادی، برینستون و همکاران مدلی را ارائه دادند که کل بازده پرتفوی را به دو تصمیم مجزای مدیران تفکیک نمودند که هریک از آن تصمیمات می‌تواند بر روی بازده کل پرتفوی تأثیرگذار باشد. لذا سرمایه‌گذاران و همچنین فعالان بازارهای مالی می‌توانند با استفاده از نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش اولاً مشخص کنند که بازده به‌دست‌آمده این صندوق‌ها به کدام‌یک از دو تصمیم تخصیص دارایی و یا انتخاب اوراق بهادار مربوط بوده است؛ لذا به‌ویژه سرمایه‌گذاران در صندوق‌ها با آگاهی بیشتری از مهارت مدیران، می‌توانند در انتخاب سرمایه‌گذاری خود، تصمیم‌گیری نمایند. ثانیاً هر مقدار اطلاعات و آگاهی‌های بیشتری در بازارهای مالی وجود داشته باشد، این بازارها کارایی بیشتری خواهند داشت و منابع مالی را به‌طور بهینه‌تری تخصیص خواهند داد. نتیجه این پژوهش می‌تواند در این راستا نیز یاری بخش باشد.

---

۱. سپهر اندیشه نوین، ثروت آفرین پارسیان، آرمان سپهر آیندگان، آرمان آتیه درخشان مس، سپهر کاریزما، آسمان آرمانی سهام، توسعه اندوخته آینده، امین تدبیرگران فردا، شاخص سی شرکت بزرگ فیروزه، تجارت شاخصی کاردان و هستی بخش آگاه

همچنین با توجه به اینکه مدل برینستون نسبت به مدل‌های قبلی نسبتاً جدید می‌باشد و به‌خصوص در بازارهای مالی ایران به نظر می‌رسد که با استفاده از این مدل پژوهشی صورت نگرفته باشد، در این صورت این پژوهش اولین مقاله پژوهشی در ایران در این زمینه می‌باشد و درنهایت به دانش مدیریت سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی می‌افزاید.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

نهادهای مالی نظیر صندوق‌های بازنشستگی و شرکت‌های بیمه و کمک‌های نقدی بلاعوض که در اختیار دانشگاه‌ها قرار می‌گیرد و حتی سرمایه‌گذاران فردی، وجوهی را در اختیار فردی قرار می‌دهند که اصطلاحاً «حامی برنامه»، «مدیر سرمایه‌گذاری» و یا «مدیر پول» نامیده می‌شود. این نهادها از وی می‌خواهند تا با تأسیس صندوق سرمایه‌گذاری و یا سرمایه‌گذاری در سایر صندوق‌ها، وجوه آن‌ها را سرمایه‌گذاری کند. مدیر صندوق می‌تواند صندوق سرمایه‌گذاری مبتنی بر شاخص را تأسیس کند که با مدیریت غیرفعال اداره می‌شود (بلک[1] و لیترمن[2]، ۱۹۹۰، ۱۶۹) و یا با این وجوه پرتفویی تشکیل دهد که با معیار معینی ازلحاظ تخصیص وجوه به گروه دارایی و انتخاب اوراق بهادار عیناً برابری کند و درنتیجه همان بازده و ریسکی را ایجاد کند که از شاخص حاصل می‌گردد (برتسیماس[3]، براون[4] و کارامانیس[5]، ۲۰۱۱، ۴۷۹)؛ اما عموماً نهادهای فوق به دنبال صندوق‌های سرمایه‌گذاری با مدیریت فعال هستند. در این نوع مدیریت تصمیم‌گیری در میزان سرمایه‌گذاری در گروه دارایی و یا انتخاب اوراق بهادار یا هر دو متفاوت با معیار صورت می‌گیرد. در این صورت پرتفوی تشکیل‌شده در مقایسه با پرتفوی معیار، بازده متفاوتی خواهد داشت (کارهارت[6]، ۱۹۹۷، ۶۲). به این مابه‌التفاوت اصطلاحاً ارزش‌افزوده یا بازده فعال گفته می‌شود.

در ارزیابی عملکرد پرتفوی سنتی چارچوب میانگین- واریانس، اساس کار است (ترینور[7]، ۱۹۶۵، ۶۶). در این روش بدون در نظر گرفتن فرایند سرمایه‌گذاری در پرتفوی، بازده کل پرتفوی و ریسک کلی آن که عموماً با استفاده از واریانس محاسبه می‌شود با بازده و ریسک معیار معینی

---

1 . Black
2 . Litterman
3 . Bertsimas
4 . Brown
5 . Caramanis
6 . Carhart
7 . Treynor

مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد. در سال ۱۹۸۵ برینستون و همکاران، این موضوع را مطرح کردند که در تشکیل پرتفوی با رویکرد فعال دو تصمیم کلیدی تخصیص وجوه به گروه دارایی‌ها و انتخاب اوراق بهادار در بین این گروه‌ها صورت می‌گیرد که هرکدام از این تصمیمات با عدم اطمینان خاص خود روبرو هستند (برینستون و فچلر، ۱۹۸۵، ۷۵). ازاین‌رو برای سنجش عملکرد پرتفوی نیز باید تعیین کرد که چنانچه بازده پرتفوی تشکیل‌شده از بازده معیار بزرگ‌تر شود، ارزش‌افزوده‌ای که از تفاوت نسبی بازده پرتفوی و بازده معیار به دست می‌آید در حالی پاسخی داده نمی‌شود که باید به یکی از این دو تصمیم یا هر دو منتسب کرد (جنسن[۱]، ۱۹۶۸، ۳۹۷)؛ یعنی در روش‌های قبلی، سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری در این مورد که چگونه می‌توان مهارت مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری را موردسنجش قرار داد که حداقل در دو سال گذشته عملکرد مطلوبی داشته‌اند و عملکرد آن‌ها بر اساس تجزیه ارزش‌افزوده صندوق سرمایه‌گذاری تحت اداره آن‌ها به میزان تخصیص وجوهی که به دارایی‌ها تخصیص داده‌اند و همچنین بازده اوراق بهاداری که انتخاب نموده‌اند و تعامل این دو تصمیم، راهکاری ندارند.

مدیر پول در تشکیل صندوق سرمایه‌گذاری به دنبال انتخاب مدیرانی است که مهارت لازم را برای تشکیل پرتفوی داشته باشند. یکی از عوامل مهم در شناسایی مهارت این مدیران عملکرد چند دوره گذشته آن‌ها است.

در این اندازه‌گیری ابتدا باید بازده تحقق‌یافته صندوق سرمایه‌گذاری به همراه ریسک این بازده محاسبه شود (آگاروال[۲]، فانگ[۳]، لوون[۴] و نایک[۵]، ۲۰۰۵، ۱۶۳). سپس این بازده با بازده معیار معینی[۶] مقایسه گردد تا بازده مازاد یا ارزش‌افزوده حاصله تعیین گردد (ترینور، ۱۹۶۵، ۶۸). در مرحله بعد مشخص گردد که این بازده مازاد مربوط به کدام‌یک از تصمیمات دوگانه تخصیص دارایی یا انتخاب اوراق بهادار بوده است. درنهایت با استفاده از مدلی، این مدیران بر اساس عملکردشان رتبه‌بندی می‌شوند تا بتوان از بین آن‌ها مدیرانی انتخاب شوند که دارای بیشترین مهارت هستند (بناتی[۷] و ریزی[۸]، ۲۰۰۷، ۴۳۶).

---

1 . Jensen
2 . Agarwal
3 . Fung
4 . Loon
5 . Naik
٦. که در این پژوهش در مورد سهام از شاخص وزنی – ارزشی، در مورد اوراق بهادار با درآمد ثابت از شاخص فرابورس و در مورد سپرده ها از اطلاعات بانک مرکزی استفاده شده است.
7 . Benati
8 . Rizzi

بازده پرتفوی را می‌توان با دو روش حسابی و هندسی محاسبه کرد. در روش حسابی بازده هر دوره (سه‌ماهه) از مابه‌التفاوت ارزش پرتفوی در پایان دوره منهای ارزش پرتفوی در اول دوره تقسیم بر بازده پرتفوی در اول دوره به دست می‌آید (فانگ و حسیه[1]، ۲۰۰۲، ۲۲). درحالی‌که برای محاسبه بازده هندسی ابتدا بازده هر زیر دوره محاسبه می‌شود و سپس برای به دست آوردن بازده کل دوره، بازده هر زیر دوره با یک جمع می‌شود و سپس با یکدیگر ضرب می‌گردند و درنهایت یک از جمع به‌دست‌آمده کسر می‌شود (ترینور و مازوی[2]، ۱۹۶۶، ۱۴۵). شایان ذکر است که در این پژوهش از بازده حسابی استفاده گردیده است.

به‌هرحال پس از به دست آمدن بازده دوره‌های مختلف و سالانه کردن آن‌ها، این بازده‌ها از بازده معیار کسر می‌گردد تا بازده مازاد به دست آید.

پیشینه پژوهش

سینک[3] و رونکالی[4]، در پژوهش خود بیان می‌کنند که از روش‌های سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری که به‌صورت فعال مدیریت می‌شوند نمی‌توان برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مبتنی بر شاخص و مدیریت غیرفعال آن‌ها استفاده کرد. آن‌ها در این پژوهش خود برای سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری بورسی از مدل ارزش درخطر[5] استفاده کرده‌اند. خلاصه آن‌ها مدل پیشنهادی خود را بر مبنای سه عامل مابه‌التفاوت عملکرد، دامنه تغییرات ردیابی خطا و مابه‌التفاوت نقدشوندگی قرار داده‌اند (حسینک و رونکالی، ۲۰۱۳، ۴۵).

پترونیو[6]، لاندو[7]، بیگلوا[8] و ارتوبلی[9]، در مقاله خود بیان نموده‌اند که مسئله انتخاب پرتفوی با استفاده از سنجه های مختلف و ارائه سنجه عملکرد جدیدی است که با انتخاب سرمایه‌گذاران ریسک گریز ناپایدار، هماهنگ باشد. آن‌ها در مقاله خود ویژگی‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری بورسی آمریکایی و اروپایی را مورد مقایسه قرار داده‌اند (از سال ۲۰۰۶ الی ۲۰۱۲). خلاصه به این

---

1 . Hsieh
2 . Mazuy
3 . Hassinc
4 . Roncalli
5 . Value at Risk
6 . Petronio
7 . Lando
8 . Biglova
9 . Ortobelli

نتیجه رسیده اند که تجزیه‌وتحلیل آماری بازده‌های این صندوق‌ها نشان می‌دهد که بازده‌های آن‌ها دارای توزیع گوس[1] است (پترونیو، لاندو، بیگلوا و ارتوبلی، ۲۰۱۴، ۱۷).

مارفور[2] در پژوهش خود روش‌های عمده سنتی سنجش عملکرد را مرور و تعریف کرده است و نقاط قوت و ضعف این روش‌ها را موردبررسی قرار داده است. در آن مشخص شده است که رویکرد شرطی یکی از معایب اصلی رویکرد سنتی است (فرض ثابت بودن ریسک) و درنهایت پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده سنجش عملکرد پرتفوی، ارائه گردیده است (مارفور، ۲۰۱۶، ۴۳۵).

کوگنی[3] و هابنر[4] در پژوهش خود چندین روش اندازه‌گیری عملکرد پرتفوی را موردنقد و بررسی قرار داده‌اند و بر اساس ویژگی‌ها و اهداف، درجه عمومیت استفاده از آن‌ها، همچنین مطلق یا نسبی بودن، بازده مازاد و بازده به‌تنهایی، آن‌ها را گروه‌بندی نموده‌اند (کوگنی و هاینر، ۲۰۰۹، ۱۰۱). برینستون، هود[5] و بی بوئر[6] تعداد ۹۱ صندوق بازنشستگی آمریکایی را در طی سال‌های ۱۹۷۴ الی ۱۹۸۳ را از دید سیاست‌گذاری، زمان‌سنجی بازار (وزن دهی) و انتخاب اوراق بهادار موردبررسی قرار داده‌اند. در این مقاله بر اساس پرتفوی غیرفعال معیار که نمایانگر گروه‌های دارایی بلندمدت و تخصیص‌های بلندمدت است، چهارچوبی تهیه شده است. در حالی که بازده پرتفوی این صندوق‌ها به‌طور متوسط ۹/۰۱ درصد بوده است، پرتفوی معیار ۱۰/۱۱ درصد بازده داشته است. این موارد عمدتاً ناشی از انتخاب اوراق بهادار بوده است (برینستون، هود و بی بوئر، ۱۹۸۶، ۴۲).

کالسینک[7] و مایرز[8] در مقاله خود ادعا می‌کنند که روش‌های انتساب عملکرد دقیقاً مهارت تخصیص پویای مدیران در ارجحیت عامل را مورد معینی قرار نمی‌دهد. در مقابل متدولوژی انتساب تخصیص پویایی را پیشنهاد کرده‌اند که ویژگی‌های تجزیه‌وتحلیل مدل برینستون را در بردارد. آن‌ها در این متدولوژی خود یعنی انتخاب اوراق بهادار و انتخاب عامل قائل می‌شوند. همچنین تأثیر تخصیص را نیز به جزء پویا و ایستا تقسیم می‌کنند (کالسینک و مایرز، ۲۰۱۰، ۶۶).

برینستون، سینگر[9] و بی بوئر در مقاله خود برای تعیین انتساب جنبه‌های مختلف فرایند مدیریت سرمایه‌گذاری - سیاست تخصیص دارایی، تخصیص دارایی فعال و انتخاب اوراق بهادار - برای

---

1 . Gaussiab
2 . Marhfor
3 . Cogneay
4 . Hubner
5 . Hood
6 . Beebower
7 . Kalesink
8 . Mayers
9 . Singer

بازده کل پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری چارچوبی ارائه‌شده است. این مدل در مورد ۸۲ صندوق بازنشستگی بزرگ در آمریکا طی سال‌های ۱۹۷۷ الی ۱۹۸۷ مورد آزمون قرارگرفته است و این نتیجه حاصل‌شده است که سیاست تخصیص دارایی، مشارکت فوق‌العاده‌ای بر روی بازده داشته است و تصمیمات سرمایه‌گذاران فعال، عملکرد دوره ۱۰ ساله را فقط اندکی بهبود بخشیده است (برینستون، سینگر و بی بوئر، ۱۹۹۱، ۴۵).

هود تقریباً همان نتایجی را به دست آورده است که در ۲۰ سال قبل از صندوق‌های بازنشستگی حاصل گردیده است (هود، ۲۰۰۲، ۱۲).

جیرارد[1]، پوندیلو[2] و پرودور[3] در رساله خود تکنیکی جهت اندازه‌گیری عملکرد و انتساب عملکرد پرتفوی با نام تجزیه‌وتحلیل انتساب عملکرد پرتفوی (PAA) ارائه داده‌اند (جیرارد، پوندیلو و پرودور، ۲۰۰۵، ۶۱).

دونگ[4] و تیل[5] در رساله خود چارچوب میانگین-واریانسی برای مسئله پرتفوی مدیر سرمایه‌گذاری ارائه داده‌اند که در آن عدم اطمینان ناشی از تخصیص دارایی مدیران صندوق در نظر گرفته شده است (دونگ و تیل، ۲۰۱۴، ۱۰).

گالاگر[6]، هارمن[7]، اشمیت[8] و وارن[9] در مقاله خویش از داده‌های دارایی‌های نگهداری شده پرتفوی برای بررسی عملکرد ۱۴۳ صندوق سهامی جهانی در طی سال‌های ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۲ استفاده نمودند. آن‌ها دریافتند که به‌طور متوسط این صندوق‌ها در سال نسبت به معیار ۱/۲ الی ۱/۴ درصد عملکرد مطلوب‌تری داشته‌اند. تجزیه‌وتحلیل انتساب نشان می‌دهد که منبع اصلی بازده مازاد آن‌ها به انتخاب سهمی مربوط می‌شود که بازده بهتر محلی داشته است (گالاگر، هارمن، اشمیت و وارن، ۲۰۱۷، ۱۴).

والبروک[10] و گومز[11] در مقاله خود متدولوژی‌ای برای ارزیابی مهارت مبادله‌ای پیشنهاد داده‌اند که با عملکرد پرتفوی هم‌راستا می‌باشد و درنتیجه می‌تواند از تلاش‌ها برای شدت بخشیدن به فرایند بهینه‌سازی کلی از طریق بهینه‌سازی استاتیک، حمایت نماید (والبروک و گومز، ۲۰۱۸، ۵۵-۶۰).

---

1 . Girard
2 . Pondillo
3 . Prodor
4 . Dong
5 . Thiele
6 . Gallagher
7 . Harman
8 . Schmidt
9 . Warren
10 . Waelbroeck
11 . Gomes

لستل[1] در مقاله خود مروری بر ارزیابی عملکرد و ریسک پرتفوی صورت داده است که مشمول تحلیل‌های عملکرد و نحوه استفاده از آن‌ها نیز می‌شود. همچنین در این مقاله جداولی برای مرور توابع مشابه ارائه گردیده است که در آن‌ها از دیدگاه‌های مشابه سنجش عملکرد، استفاده گردیده است (لستل، ۲۰۱۹، ۱۷).

فرضیه‌ها و سؤالات پژوهش

سؤال پژوهش

بازده اضافه یا ارزش‌افزوده ایجادشده توسط مدیر صندوق سرمایه‌گذاری، به کدام‌یک از تصمیمات تخصیص دارایی یا انتخاب اوراق بهادار نسبت داده می‌شود؟

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه ۱: مهارت مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری را می‌توان با استفاده از مدل برینستون اندازه‌گیری نمود؛

فرضیه ۲: بین تخصیص دارایی یا وزن دهی به گروه دارایی‌ها در پرتفوی و عملکرد آن‌ها، رابطه وجود دارد؛

فرضیه ۳: بین انتخاب اوراق بهادار و عملکرد پرتفوی، رابطه وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع کاربردی و پس رویدادی است و از طریق اندازه‌گیری یا سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری بورسی، مهارت مدیران از دید تخصیص دارایی و انتخاب اوراق بهادار رتبه‌بندی می‌گردد. به‌طور روشن‌تر ابتدا با استفاده از اطلاعات صندوق‌های سرمایه‌گذاری بورسی سهامی و مختلط، عملکرد سه‌ماهه محاسبه و سپس با استفاده از مدل برینستون مهارت‌های مدیران آن‌ها مستندسازی شده و درنهایت با استفاده از میانگین‌گیری، رتبه‌بندی در بین آن‌ها انجام‌گرفته است.

---

1 . Lestel

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

مدل برینستون:

در سال‌های ۸۶-۱۹۸۵، برینستون و همکاران، مدلی ارائه کردند که در آن، مابه‌التفاوت بین بازده پرتفوی و معیار (که بازده فعال یا مازاد نیز نامیده می‌شود) را به اثرات برآمده از تصمیمات تخصیص و انتخاب افراز کردند (برینستون، هود و بی بوئر، ۱۹۸۶، ۴۳). در این مدل فرض شده که هر تصمیم سرمایه‌گذاری فعال، تصمیمی بین یا داخل یک یا چند بخش است. جمع اوزان بازده‌ها- بخش‌ها، بازده پرتفوی و معیار را به دست می‌دهد. دو نوع از تصمیماتی که می‌تواند روی بازده پرتفوی در مقایسه با بازده معیار مرتبط، تأثیر بگذارد، عبارت است از:

۱- وزن بیشتر یا کمتر قائل شدن برای بخش یا گروه دارایی‌ها در مقایسه با وزن معیار (که تصمیم تخصیص نامیده می‌شود)

۲- انتخاب اوراق بهادار متفاوت در هر بخش انتخابی در مقایسه با معیار آن بخش (که تصمیم انتخاب نامیده می‌شود) (چن و برر، ۲۰۱۲، ۵۰).

جدول ۱. مدل برینستون

بازده بخش پرتفوی	بازده بخش معیار	
تخصیص دارایی پرتفوی (Q_2) $\sum w_j^p \times r_j^B$	پرتفوی (Q_4) $\sum w_j^p \times r_j^p$	وزن بخش پرتفوی
معیار (Q_1) $\sum w_j^B \times r_j^B$	انتخاب سهم پرتفوی فعال (Q_3) $\sum w_j^B \times r_j^P$	وزن بخش معیار

منبع: مقاله انتساب عملکرد چند دوره‌ای، لرینک[1] و بروکلین[2] و مقاله عوامل تعیین‌کننده کارایی پرتفولیو، برینستون، هود و بی بوئر

$w_j^p =$ وزن دارایی در پرتفوی

1 . Leerink
2 . Breukelen

w_j^B =وزن دارایی در معیار

r_j^P = بازده دارایی در پرتفوی

r_j^B = بازده دارایی در معیار

در شکل (۱) مدل برینستون برای فهم عملکرد فعال تشریح شده است. (Q_1) که همان میانگین وزنی بازده‌های معیار بخش‌ها (اوراق درآمد ثابت، سپرده و سهام) می‌باشد، بازده معیار است. (Q_4) مشابه (Q_1)، اما بازده پرتفوی را نشان می‌دهد. (Q_2) برای حالتی است که وزن‌ها مرتبط با پرتفوی ولی سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار در داخل بخش‌ها، مطابق با معیار انجام گرفته است. مقایسه (Q_1) و (Q_2) ،تأثیر تصمیمات تخصیص دارایی را نمایان می‌کند. فرمول تأثیر تخصیص دارایی کلی عبارت است از:

$$\text{تأثیر تخصیص} = \sum_j w_j^P \times r_j^B - \sum_j w_j^B \times r_j^B = \sum_j \left(w_j^P \times w_j^B\right) \times r_j^B \qquad (۱)$$

که در این معادله w_j^P وزن بخش jام در پرتفوی، w_j^B وزن بخش jام در معیار، و r_j^B، بازده معیار مرتبط با بخش jام است. فرمول فوق برای تأثیر تخصیص در بخش‌های مستقل است، زیرا وزن بیشتر با بازده منفی در صورتی می‌تواند تصمیم مناسبی باشد که بخش‌های دیگر، دارای عملکرد به‌مراتب بدتری باشند.

بنابراین روش مناسب‌تر برای محاسبه تأثیر تخصیص در حالتی که تصمیم تخصیص در یک بخش، به سرشکن شدن تخصیص بخش‌های دیگر نیاز دارد. عبارت است از:

$$\text{تأثیر تخصیص} = \sum_j \left(w_j^P - w_j^B\right) \times \sum_j \left(r_j^B - R^B_{\text{کل}}\right) \qquad (۲)$$

که در آن $R^B_{\text{کل}}$ بازده کل معیار است. با توجه به این‌که $\sum_j \left(w_j^P - w_j^B\right)$ برابر صفر است درنتیجه $\sum_j \left(w_j^P \times w_j^B\right) \times R^B_{\text{کل}} = 0$

و لذا تأثیر تخصیص کل تغییر نمی‌کند. در ادامه این مقاله برای محاسبه تأثیر تخصیص از فرمول (۲) استفاده می‌کنیم.

(Q_3) در شکل (۱) بیانگر بازده ای است که در هر بخش طبق پرتفوی سرمایه‌گذاری شده است ولیکن اوزان منطبق بر اوزان بخش‌ها در معیار می‌باشد. مقایسه (Q_3) با (Q_2) تأثیر تصمیمات انتخاب را نشان می‌دهد. تأثیر انتخاب را می‌توان به شرح ذیل نوشت:

$$\text{تأثیر انتخاب} = w_j^B \times (r_j^P - r_j^B) \qquad (۳)$$

که در آن r_j^P بازده پرتفوی بخش jام است.

تأثیر تخصیص و انتخاب با مابه‌التفاوت بین بازده پرتفوی و معیار جمع نمی‌شود. برای توضیح بیشتر، کل مابه‌التفاوت تأثیر تعامل این دو، نشان می‌دهد که تأثیر ترکیبی هنگامی به دست می‌آید که تصمیم انتخاب و تخصیص توأماً اتخاذ شود. این تأثیر برای بخش‌هایی مثبت خواهد شد که بازده پرتفوی از بازده معیار مطلوب‌تر باشد و دارای تخصیص بالاتری در پرتفوی در مقایسه با معیار باشد یا اینکه در بخش‌هایی که بازده پرتفوی عملکرد نامطلوبی نسبت به معیار دارد، وزن کمتری داشته باشد. فرمول تأثیر تعامل عبارت است از:

$$\text{تأثیر تعامل} = \sum_j \left(w_j^P - w_j^B\right) \times \left(r_j^P - r_j^B\right) \qquad (۴)$$

مدل برینستون، یک مدل حسابی است. جمع تأثیر تخصیص، انتخاب و تعامل، تفاوت بازده پرتفوی و معیار را نتیجه می‌دهد (آرتزنر[1]، دلبین[2]، ابر[3] و هث[4]، ۱۹۹۹، ۲۲۰). این معادله برای یک دوره برقرار است، همان‌طور که در شکل (۲a) نشان داده‌شده است.

در این شکل تجزیه‌وتحلیل انتساب برای دو دوره متوالی انجام‌شده است. مدیر، دارای حق انتخاب سرمایه‌گذاری بین دو بخش است و تصمیم می‌گیرد که در مقایسه با وزن‌های معیار، برای بخش یک وزن بیشتری تخصیص دهد و درنتیجه وزن بخش دو کمتر از معیار می‌شود. هم‌چنین وی تصمیم می‌گیرد به‌صورت مدیریت فعال کند و درنتیجه برای بخش یک انحراف (تفاوت) نسبت به معیار ایجاد نماید و بازده پرتفوی بخش یک از بازده معیار متفاوت می‌شود. وی در بخش دو به‌صورت غیرفعال عمل می‌کند و مطابق معیار سرمایه‌گذاری می‌کند، فلذا بازده معیار و پرتفوی در این بخش، مساوی هستند.

با توجه به فرمول (۲) و نیز نظر به این‌که بازده معیار در بخش یک، از بازده کل معیار، بزرگ‌تر بوده است، می‌توان گفت که وزن دهی بیشتر به بخش یک در دوره اول، تصمیم مناسبی بوده است و به همین ترتیب وزن دهی کمتر به بخش دو نیز تصمیم درستی بوده است. باید دقت داشت که وزن دهی در معیار به‌صورت مساوی در دو بخش بوده است.

نکته دیگر این است که کل بازده معیار، مقداری بین بازده‌های معیار این دو بخش است و قدر مطلق اختلاف بین بازده معیار بخش یک و کل بازده معیار برابر است با قدر مطلق تفاوت بین بازده معیار بخش دو و کل بازده معیار. با علامت مخالف. تأثیر تخصیص یکسان هر دو بخش، از این

---

1 . Artzner
2 . Delbean
3 . Eber
4 . Heath

حقیقت ناشی می‌شود که میزان وزن بیشتر بخش یک مساوی است با میزان وزن کمتر بخش دو (لیرینک[1] و بروکلین[2]، ۲۰۱۵، ۱۲۵).

جدول ۲. دو دوره به‌صورت جمع نتایج تک دوره

	وزن پرتفوی	وزن معیار	بازده پرتفوی	بازده معیار	بازده فعال	تأثیر تخصیص	تأثیر انتخاب	تأثیر تعامل	تأثیر کل
a(دوره ۱									
بخش ۱	٪۶۰	٪۵۰	٪۱۲	٪۸	٪۴	٪۶۵	٪۲	٪۴	۳/۰۵٪
بخش ۲	٪۴۰	٪۵۰	-٪۵	-٪۵	٪۰	۰/۶۵٪	٪۰	٪۰	۰/۶۵٪
کل	٪۱۰۰	٪۱۰۰	۵/۲٪	۱/۵٪	۳/۷٪	۱/۳٪	٪۲	۰/۴٪	۳/۷٪
b) دوره ۲									
بخش ۱	۶۳/۹٪	۵۳/۲٪	-٪۳	-٪۲	-٪۱	٪۰/۲	٪-۰/۵۳	٪-۰/۱۱	٪-۰/۸۴
بخش ۲	۳۶/۱٪	۴۶/۸٪	٪۲	٪۲	٪۰	٪-۰/۲۳	٪۰	٪۰	٪-۰/۲۳
کل	٪۱۰۰	٪۱۰۰	-۱/۱۹٪	-۰/۱۳٪	-۱/۰۷٪	-۰/۴۳٪	-۰/۵۳٪	-۰/۱۱٪	-۱/۰۷٪
C) دو دوره به‌صورت جمع نتایج تک دوره									
بخش ۱	٪۶۰	٪۵۰	۸/۶۴٪	۵/۸۴٪	۲/۸٪	۰/۴۵٪	۱/۴۶٪	۰/۲۹٪	۲/۲٪
بخش ۲	٪۴۰	٪۵۰	-۳/۱۰٪	-۳/۱۰٪	٪۰	۰/۴۲٪	٪۰	٪۰	۰/۴۲٪
کل	٪۱۰۰	٪۱۰۰	۳/۹۴٪	۱/۳۷٪	۲/۵۷٪	۰/۸۷٪	۱/۴۶٪	۰/۲۹٪	۲/۶۲٪
d) دو دوره به‌مثابه تک دوره									
بخش ۱	٪۶۰	٪۵۰	۸/۶۴٪	۵/۸۴٪	۲/۸٪	۰/۴۵٪	۱/۴٪	۰/۲۸٪	۲/۱۳٪
بخش ۲	٪۴۰	٪۵۰	-۳/۱٪	-۳/۱٪	٪۰	۰/۴۵٪	٪۰	٪۰	۰/۴۵٪
کل	٪۱۰۰	٪۱۰۰	۳/۹۴٪	۱/۳۷٪	۲/۵۷٪	۰/۸۹٪	۱/۴٪	۰/۲۸٪	۲/۵۷٪

منبع: مقاله انتساب عملکرد چند دوره‌ای، لرینک و بروکلین و مقاله عوامل تعیین‌کننده کارایی پرتفولیو، برینستون، هود و بی بوئر

مثال تجزیه‌وتحلیل مدل انتساب برینستون که در آن از فرمول‌های ۲ الی ۴ استفاده‌شده است: (a) و (b) تجزیه‌وتحلیل برینستون برای دو تک دوره را نشان می‌دهد. (c) تجزیه‌وتحلیلی را نشان می‌دهد که در آن نتایج ناشی از (a) و (b) خلاصه‌شده است و (d) تجزیه‌وتحلیل برینستون را برای حالتی نشان می‌دهد که در آن دو دوره قبل از این‌که تجزیه‌وتحلیل ارائه شود، با یکدیگر ترکیب‌شده‌اند.

1 . Leerink
2 . Breukelen

تأثیر انتخاب در اولین دوره برای بخش یک مثبت است زیرا عملکرد بهتری از معیار داشته است، این یعنی در بخش یک، تأثیر تصمیمات انتخاب و تخصیص توأماً حادث‌شده است و نیز تأثیر تعامل این دو تصمیم برای بخش یک واقع‌شده است.

در بخش دو، با توجه به این‌که مدیریت غیرفعال انتخاب‌شده است، ریسک انتخاب صفر و درنتیجه تأثیر انتخاب و تأثیر تعامل نیز صفر است.

انتساب دو دوره‌ای برینستون برای دو بخش:

در بخش قبلی مدل برینستون برای دو بخش ارائه شد، در این قسمت ترکیب نتایج را برای دو دوره متوالی بررسی خواهیم کرد. در شکل (۲b) دوره دوم بدون تصمیم اضافی نشان داده‌شده است. در دوره دوم، با توجه به این‌که پرتفوی بخش اول نسبت به معیار، عملکرد نامطلوب‌تری داشته است، درنتیجه تأثیر انتخاب منفی است. در شکل (۲c) تأثیرهای دو دوره از روش اثرهای هندسی تک دوره محاسبه‌شده است؛ اما ترکیب تأثیرها باهم، بازده مازاد در طی دو دوره را به دست نمی‌دهد.

اگرچه تجزیه‌وتحلیل هر دوره به‌صورت تکی، بازده مازاد کل دوره را تشریح می‌کند (آرنوت[1]، جسو[2] و موری[3]، ۲۰۰۵، ۸۸). چنان چه تجزیه‌وتحلیل برای دو دوره به‌صورت تکی انجام پذیرد، همان‌گونه که در شکل (۲b) نیز نشان داده‌شده است، تجزیه‌وتحلیل بازده مازاد کل را تشریح می‌کند.

تفاوت بین تأثیر کل برای دو دوره به‌صورت یکپارچه، به دلیل این حقیقت است که تأثیرهای حسابی انتساب، تفاوت حسابی بین بازده پرتفوی و معیار را تشریح می‌کند، این موضوع در شکل (۲c) نشان داده‌شده است. برای دو دوره، بازده‌های پرتفوی و معیار ارتباط هندسی دادند و بازده مازاد حسابی دو دوره، مجدد محاسبه می‌شود. در تجمیع بازده پرتفوی دوره و معیار، بازده دوره دوم نیز بر روی ارزش‌افزوده دوره اول، ایجاد می‌شود. این تأثیر ترکیب مازاد با تأثیرهای انتساب اولین دوره یا دومین دوره، تشریح نمی‌شود و درنتیجه ترکیب تأثیرهای انتساب، بازده مازاد دو دوره کل را تشریح نمی‌کند (کمپبل[4]، هایسمن[5] و کودیجک[6]، ۲۰۰۱، ۱۸۰۰).

---

1 . Arnott
2 . Jsu
3 . Moore
4 . Campbell
5 . Huisman
6 . Koedijk

برآورد مدل و آزمون فرضیه‌های مربوط به آن

الگوریتم‌های هموارسازی:

برای حل مسئله تأثیرهای انتساب، در زمان ترکیب چند دوره، روش‌های توسعه‌یافته‌ای وجود دارد که از جمع تأثیر انتساب با بازده مازاد کل جلوگیری می‌کند (باساک[۱] و شاپیرو[۲]، ۲۰۰۱، ۳۹۵). این روش‌ها را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد. در گروه اول، نتایج چهار ربع پرتفوی در طی زمان، تجمیع می‌شود و تأثیرهای انتساب مبتنی بر پرتفوهای تجمیع شده، محاسبه می‌گردد (کریا[۳]، مارگات[۴]، رنشاو[۵] و ساکنا[۶]، ۲۰۰۹، ۳۶). مثال‌هایی از روش CNP[۷] توسط دیویس[۸] و لاکر[۹] در سال ۲۰۰۱ و دیویس (۲۰۰۶) و برگ[۱۰] (۲۰۱۴) ارائه‌شده است.

در گروه دوم، برای تعدیل تأثیرهای انتساب تک دوره‌ای، نظیر آن‌ها طی چند دوره جمع می‌شوند تا ارزش‌های افزوده کل را دقیقاً تشریح کنند. در این گروه از الگوریتم‌هایی که به الگوریتم‌های هموارسازی مشهور هستند، استفاده می‌کنند.

مثال‌هایی از این گروه توسط کارینو[۱۱] (۱۹۹۹)، منچرو[۱۲] (۲۰۰۰) و فرونگلو[۱۳] (۲۰۰۲) ارائه‌شده است. قابل‌ذکر است که نتایج روش‌های منچرو و فرونگلو، بسیار مشابه با نتایج روش کارینو برای این تجزیه‌وتحلیل می‌باشد.

این تأثیر انتخاب به این دلیل ایجاد می‌شود که پرتفوهای فرضی مورداستفاده برای محاسبه تأثیرهای انتساب بخش‌ها، با بازده پرتفوی فرضی دوره قبل، تصحیح می‌شود. بخش یک دارای تأثیر انتخاب در دوره اول است و درنتیجه بازده کل انتخاب پرتفوی فرضی در دوره اول، بازده دارد. این امر پرتفوی فرضی بخش دو را برای دوره دوم منتج شده در تأثیر انتخاب برای بخش دو، در این تجزیه‌وتحلیل تحت تأثیر قرار داده است. در ادامه این مقاله الگوریتم هموارسازی کارینو را شرح بیشتری می‌دهیم.

---

1 . Basak
2 . Shapiro
3 . Ceria
4 . Margat
5 . Renshaw
6 . Saxena
7 . Compounded National Portfolios
8 . Davies
9 . Laker
10 . Berg
11 . Carino
12 . Menchero
13 . Frongello

الگوریتم هموارسازی کارینو

محاسبه تأثیر انتساب تخصیص دارایی، انتخاب اوراق بهادار و تعامل آن‌ها به بازده دوره، اطلاعات فراوانی را درباره پرتفوی در طی زمان در اختیار می‌گذارد (الکساندر[1]، کلمن[2] و می نیمیزینگ[3]، ۲۰۰۶، ۶۰۰). در این بخش بررسی می‌کنیم که چگونه می‌توان این انتساب‌ها را برای دوره زمانی یکپارچه کرد تا اطلاعات مفیدی در طی چند دوره ایجاد شود.

بازده r_p در طی T دوره را می‌توان از بازده دوره‌های مستقل از طریق فرمول برقراری پیوند بین این بازده‌ها برای T دوره به دست آورد:

$$r_{pt}= \quad (1+r_{P1})(1+r_{P2}) \dots (1+r_{PT}) - 1 \qquad (۵)$$

با در نظر گرفتن اندیس b برای معیار، بازده معیار برای چند دوره به شرح ذیل قابل‌محاسبه است:

$$r_{bt}= \quad (1+r_{b1})(1+r_{b2}) \dots (1+r_{bT}) - 1 \qquad (۶)$$

در انتساب حسابی، مابه‌التفاوت $r_{Pt} - r_{bt}$ هر دوره به مجموع چند عدد تجزیه می‌شود، که این تجزیه را می‌توان برای مابه‌التفاوت بازده چند دوره‌ای نیز انجام داد. یکی از رویکردهای ساده آن، اضافه کردن این اعداد باهم است، اما با انجام این کار مقداری باقی می‌ماند، زیرا جمع مابه‌التفاوت‌های بازده با مابه‌التفاوت بین بازده‌های مرکب شده، مساوی نیست (گابریل[4]، مورات[5] و تیل[6]، ۲۰۱۲، ۵۶). یعنی،

$$r_{Pt} - r_{bt} \neq (r_{P1} - r_{b1}) + (r_{P2} - r_{b2}) + \dots + (r_{Pt} - r_{bt})$$

چالش ارتباط تأثیر انتساب‌ها در طی زمان از ارزش‌های بازار- و درنتیجه وزن‌ها، بازده‌های موزون شده و اثرات – طبیعتاً در داخل دوره‌ها جمع‌پذیرند، در حالی که بازده‌ها در سراسر دوره‌ها ضرب پذیر هستند. تلاش برای جمع کردن بازده در طی زمان، باقیمانده بر جای می‌گذارد. به‌منظور برخورد با این چالش ابتدا فرمول برقراری پیوند، برای بازده مازاد حسابی در سطح کل پرتفوی ارائه می‌شود. این فرمول محصولات مشترک (مقادیری که از حاصل‌ضرب $(1+r_P)(1+r_b)$ یعنی $r_P \times r_b$ به دست می‌آید) بین دوره‌ها را روشن می‌نماید که

---

1 . Alexander
2 . Coleman
3 . Minimizing
4 . Gabrel
5 . Murat
6 . Thiele

کلیدی برای درک پسماند در فرمول فوق است (ستینکایا[1] و تیل، ۲۰۱۲، ۱۴۵). روش‌های مختلف برخورد با این محصولات مشترک به فرمول‌های مختلفی برای برقراری پیوند تأثیر انتساب تخصیص دارایی، انتخاب اوراق بهادار و تعامل آن‌ها وجود دارد که از بین آن‌ها در این مقاله از روش ضریب برقراری پیوند لگاریتمی پیشنهادی کارینو استفاده می‌شود که تقریباً معادل روش ویژه حل این محصولات مشترک است.

ضرایب برقراری پیوند لگاریتمی کارینو:

با شناخت این موضوع که بازده‌ها و اثر انتساب‌ها به‌صورت تقریب درآمده‌اند، توزیع پسماند به‌طور متناسب منطقی می‌نماید. ضریب برقراری پیوند لگاریتمی به شرح ذیل محاسبه می‌شود:

$$k_t = \frac{Ln(1+r_{Pt}) - Ln(1+r_{Bt})}{r_{Pt} - r_{bt}} \qquad (۷)$$

که در آن اگر $r_{Pt} = r_{bt}$ باشد در این صورت $k_t = \frac{1}{1+r_{Pt}}$ می‌شود، با این ضریب، معادله به شرح ذیل درخواهد آمد:

$$Ln(1+r_{Pt}) - Ln(1+r_{bt}) = k_t(r_{Pt} - r_{bt})$$

سپس ضریب k برای دوره ترکیب‌شده به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$$K = \frac{Ln(1+r_P) - Ln(1+r_B)}{r_P - r_b} \qquad (۸)$$

که در آن اگر $r_P = r_b$ باشد، در این صورت $k = \frac{1}{1+r_P}$ می‌شود.

به‌منظور به‌کارگیری ضریب هموارسازی، کلیه ارقام داخل جدول چهار دوره پرتفوی در زمان t در $\frac{k_t}{k}$ ضریب می‌شود تا مجموع کلیه ارقام جداول پرتفوی‌های هموارشده در کل دوره‌ها بازده‌ها پرتفوی مرکب شده را در همان دوره ایجاد می‌کند (بلک و لیترمن، ۱۹۹۲، ۱۶).

برآورد مدل پژوهش

اطلاعات مربوط به پرتفوی و معیار (وزن‌ها و بازده‌ها در طی چهار دوره Q_1، Q_2، Q_3 و Q_4) در جداول زیر آمده است:

---

1 . Cetinkaya

جدول ۳. اطلاعات مربوط به پرتفوی و معیار (وزن‌ها و بازده‌ها در طی چهار دوره Q_1، Q_2، Q_3 و Q_4)

	w_p وزن پرتفوی	w_B وزن معیار	r_p بازده پرتفوی	r_b بازده معیار
دوره یک (Q_1)				
بخش یک	٪۳۰	٪۱۰	-٪۲۰	٪۰
بخش دو	٪۱۰	٪۲۰	٪۲۰	٪۲۰
بخش سه	٪۶۰	٪۷۰	-٪۲۰	٪۲۰
کل	٪۱۰۰	٪۱۰۰	-٪۱۶	٪۱۸
دوره دو (Q_2)				
بخش یک	٪۴۰	٪۱۰	٪۱۰	٪۳۰
بخش دو	٪۴۰	٪۴۰	-٪۳۰	٪۰
بخش سه	٪۲۰	٪۵۰	٪۲۰	٪۰
کل	٪۱۰۰	٪۱۰۰	-٪۴	٪۳
دوره سه (Q_3)				
بخش یک	٪۲۰	٪۳۰	٪۲۰	-٪۲۰
بخش دو	٪۱۰	٪۲۰	-٪۲۰	-٪۲۰
بخش سه	٪۷۰	٪۵۰	٪۳۰	-٪۲۰
کل	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۲۳	-٪۲۰
دوره چهار (Q_4)				
بخش یک	٪۲۰	٪۴۰	٪۲۰	٪۲۰
بخش دو	٪۲۰	٪۲۰	٪۳۰	٪۳۰
بخش سه	٪۶۰	٪۴۰	٪۱۰	٪۰
کل	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۶	٪۱۴

منبع: مقاله انتساب عملکرد چند دوره‌ای، لرینک و بروکلین

در جدول زیر $r_p \times w_p$ هر بخش در دوره‌های مختلف آمده است.

جدول ۴. $r_p \times w_p$ هر بخش در دوره‌های مختلف

مشارکت در عملکرد Cp	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4
بخش یک	٪۶	٪۴	٪۴	٪۴
بخش دو	٪۲	-٪۱۲	-٪۲	٪۶
بخش سه	-٪۱۲	٪۴	٪۲۱	٪۶
کل	-٪۱۶	-٪۴	٪۲۳	٪۱۶

منبع: مقاله انتساب عملکرد چند دوره‌ای، لرینک و بروکلین

همچنین $w_b \times r_b$ هر بخش در دوره‌های مختلف عبارت است از:

جدول ۵. $r_b \times w_b$ هر بخش در دوره‌های مختلف

مشارکت در عملکرد C_B	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4
بخش یک	٪۰	٪۳	٪۶-	٪۸
بخش دو	٪۴	٪۰	٪۴-	٪۶
بخش سه	٪۱۴	٪۰	٪۱۰-	٪۰
کل	٪۱۸	٪۳	٪۲۰-	٪۱۴

منبع: مقاله انتساب عملکرد چند دوره‌ای، لرینک و بروکلین

عملکرد یکپارچه شده پرتفوی در طی این چهار دوره عبارت است از:

۲P (۱-٪۱۶) (۱-٪۴) (۱+٪۲۳) (۱+٪۱۶) -۱ = ۱۵/۰۵۷۲٪

عملکرد یکپارچه شده معیار در طی این چهار دوره عبارت است از:

۲B (۱+٪۱۸) (۱+٪۳) (۱-٪۲۰) (۱+٪۱۴)-۱ =۱/۱۸*۱/۰۳*۰/۸*۱/۱۴-۱ =۱۰/۸۴۴۵٪

در این صورت عملکرد خالص مساوی است با:

عملکرد خالص (ارزش‌افزوده) (بازده فعال) ۱۵/۰۵۷۲-۱۰/۸۴۴۵=۴/۲۱۲۷

رویکرد کارینو

$$K_p = \begin{cases} \dfrac{log_e(1+r_p) - log_e(1+r_b)}{r_p - r_b} & \text{چنانچه } r_p \neq r_b \text{ باشد} \\ 1 & \text{چنانچه } r_p = r_b \text{ باشد} \end{cases}$$

r_p و r_b بازده‌های یکپارچه شده پرتفوی و معیار در طی کل دوره، و عامل R_t برای هر دوره به شرح زیر به دست می‌آید:

$$K_{tp} = \begin{cases} \dfrac{log_e(1+r_{tp}) - log_e(1+r_{tb})}{r_{tp} - r_{tb}} & \text{چنانچه } r_{tp} \neq r_{tb} \text{ باشد} \\ 1 & \text{چنانچه } r_{tp} = r_{tb} \text{ باشد} \end{cases}$$

که در آن r_{tp} و r_{tb} بازده پرتفوی و معیار برای هر دوره است.

$$K = \frac{log_e(1 + \%15/0572) - log_e(1 + \%10/8445)}{\%15/0572 - \%10/8445} = 0/885444$$

و

$$K_1 = \frac{log_e(1 + \%16) - log_e(1 + \%18)}{\%16 - \%18} = 0/999611$$

به‌منظور به‌کارگیری هموارسازی کلیه Cp ها در زمان t را در $\frac{K_t}{K}$ ضرب می‌کنیم. مجموع کلیه Cp های هموارشده در کل دوره‌ها بازده پرتفوی مرکب شده را در همان دوره به دست می‌دهد. برای مثال. در دوره Q_1، $\frac{K_1}{K} = \frac{0/999611}{0/885444} = 1/128938$ می‌شود.

ضرب کردن هر یک از خانه‌های جدول Cp با این ضریب ثابت و جمع‌کردن آن‌ها بازده هموارشده برای این دوره ٪۱۸/۰۶۳۰- به دست می‌آید.

بازده هموار شدن به کار گرفته شده برای دوره یک (Q_1) به شرح زیر به دست می‌آید.

جدول ٦. بازده هموارشده دوره اول

Q_1	Cp
٪۶/۷۷۳۶-	بخش یک
٪۲/۲۵۷۹	بخش دو
٪۱۳/۵۴۷۳-	بخش سه
٪۱۸/۰۶۳۰-	کل

منبع: مقاله انتساب عملکرد چند دوره‌ای، لرینک و بروکلین

این اصلاح را می‌توان برای بازده‌های پرتفوی هر دوره و همچنین برای Cp مستقل به کار گرفت تا بازده‌های تصحیح شده زیر حاصل گردد.

جدول ۷. عامل‌ها و بازده‌های هموارشده

r_b	r_p	R	دوره
٪۲۰/۳۲۰۹	٪۱۸/۰۶۳۰	۰/۹۹۹۶۱۱	Q_1
٪۳/٤۰٦٦	-٪٤/٥٤۲۱	۱/۰۰٥٤٤۰	Q_2
-٪۲۲/٥۹٥۸	٪۲٥/۹۸٥۲	۱/۰۰۰۳٦۷	Q_3
٪۱۳/۷٤۹۳	٪۱٥/۷۱۳٥	۰/۸٦۹٥۸۷	Q_4
٪۱٤/۸۸۰۹	٪۱۹/۰۹۳٦	۰/۸۸٥٤٤٤	کل

منبع: مقاله انتساب عملکرد چند دوره‌ای، لرینک و بروکلین

حال تساوی زیر حاصل می‌شود:

۱۹/۰۹۳۶-۱۴/۸۸۰۹ =۴/۲۱۲۷

نتیجه‌گیری و بحث

همان‌طور که بیان گردید این مدل به‌طور وسیعی توسط کاربران جهت تجزیه‌وتحلیل ارزش‌افزوده تصمیماتی که در خلال فرآیند سرمایه‌گذاری اخذ می‌شود، به کار می‌رود. جنبه بحث‌برانگیز مدل برینستون، تک دوره‌ای بودن آن می‌باشد. در این مدل، اوزان اول دوره جهت محاسبه تفاوت بین بازده پرتفوی و معیار، طی دوره موردنظر را لحاظ می‌کند. طبیعتاً برای انتخاب یک دوره معین، پوشش کامل زمان، متناظر با دو تصمیم متوالی خواهد بود. در عمل، نتایجی که از تجزیه‌وتحلیل این مدل حاصل می‌شود، برای نظارت ذینفعان بر سرمایه‌گذاری، ضروری می‌باشد.

با توجه به مباحث فوق و محاسبات انجام‌شده نتایج زیر رتبه‌بندی صندوق‌های سرمایه‌گذاری بورسی مبتنی بر سهام و مختلط را بر اساس مهارت مدیرانشان در تأثیر تخصیص دارایی، تأثیر انتخاب اوراق بهادار، تأثیر تعامل این دو و کل بازده فعال، نشان می‌دهد که در هر مورد نتایج زیر به‌دست‌آمده است:

کل بازده فعال سالانه (بازده شاخص – بازده پرتفوی)

جدول ۸. کل بازده فعال سالانه (بازده شاخص – بازده پرتفوی)

رتبه‌بندی مهارت مبتنی بر بازده فعال دارایی (سال اول)			رتبه‌بندی مهارت مبتنی بر بازده فعال دارایی (سال دوم)		
رتبه	نام صندوق	بازده فعال	رتبه	نام صندوق	بازده فعال
1	آسمان آرمانی‌سهام	13.82%	1	سپهر کارزما	11.69%
2	تجارت‌شاخصی کاردان	12.91%	2	تجارت‌شاخصی کاردان	6.24%
3	سپهر کارزما	10.01%	3	هستی بخش آگاه	5.01%
4	شاخص‌سی‌شرکت بزرگ فیروزه	9.12%	4	سپهر اندیشه نوین	1.37%
5	سپهر اندیشه نوین	8.18%	5	آسمان آرمانی‌سهام	0.56%
6	توسعه اندوخته آینده	3.29%	6	آرمان‌سپهر آیندگان	0.32%
7	ثروت آفرین پارسیان	1.96%	7	امین تدبیرگران فردا	0.40%
8	امین تدبیرگران فردا	0.86%	8	شاخص‌سی‌شرکت بزرگ فیروزه	1.69%
9	آرمان‌سپهر آیندگان	0.31%	9	ثروت آفرین پارسیان	4.66%
10	آرمان آتیه درخشان مس	3.62%	10	توسعه اندوخته آینده	5.22%
11	هستی بخش آگاه	17.37%	11	آرمان آتیه درخشان مس	5.26%

منبع: نتایج پژوهش

دامنه بازده مازاد یا مابه‌التفاوت بازده کل پرتفوی سالانه و بازده معیار در این جداول قابل‌مشاهده است. در سال ۱۳۹۵ صندوق‌های سرمایه‌گذاری مبتنی بر سهام و مختلط بورسی، بازده مازادی نسبت به معیار با شاخص وزنی ارزشی و در دامنه ٪۱۳/۸۴ تا ٪۱۷/۳۸- و در سال ۱۳۹۶ در دامنه ٪۱۱/۶۹ تا ٪۵/۲۶- قرار داشته‌اند. رتبه‌بندی‌ای که بر این اساس انجام‌شده است ناپایداری کلی مهارت مدیران را نشان می‌دهد، یعنی صندوقی که در سال ۱۳۹۵ در رتبه اول قرار داشته است، در سال ۱۳۹۶ به رتبه پنجم سقوط کرده است.

تأثیر تخصیص دارایی

جدول ۹. تأثیر تخصیص دارایی

رتبه بندی مهارت مبتنی بر تخصیص دارایی (سال اول)		
رتبه	نام صندوق	اثر تخصیص
1	هستی بخش آگاه	17.41%
2	امین تدبیرگران فردا	0.11%
3	آرمان سپهر آیندگان	0.38%
4	ثروت آفرین پارسیان	1.75%
5	توسعه اندوخته آینده	2.07%
6	آرمان آتیه درخشان مس	2.49%
7	شاخص سی شرکت بزرگ فیروزه	6.49%
8	سپهر اندیشه نوین	6.64%
9	تجارت‌شاخصی کاردان	7.22%
10	سپهر کارزما	10.00%
11	آسمان آرمانی سهام	15.38%

رتبه بندی مهارت مبتنی بر تخصیص دارایی (سال دوم)		
رتبه	نام صندوق	اثر تخصیص
1	ثروت آفرین پارسیان	1.30%
2	توسعه اندوخته آینده	1.66%
3	سپهر اندیشه نوین	2.79%
4	شاخص سی شرکت بزرگ فیروزه	3.26%
5	آرمان سپهر آیندگان	6.71%
6	امین تدبیرگران فردا	7.03%
7	آرمان آتیه درخشان مس	9.42%
8	تجارت‌شاخصی کاردان	12.04%
9	آسمان آرمانی سهام	12.95%
10	هستی بخش آگاه	14.22%
11	سپهر کارزما	25.15%

منبع: نتایج پژوهش

ده صندوق از این یازده صندوق سرمایه‌گذاری با تأثیر تخصیص دارایی منفی روبه‌رو بوده‌اند (٪۰/۱۱- الی ٪۱۵/۳۸-).

صندوق شماره یک که از این لحاظ در سال اول با اثر تخصیص ٪۱۷/۴۱ روبه‌رو بوده است در سال دوم با اثر تخصیص ٪۱۴/۲۲- به رتبه دهم سقوط کرده است؛ و صندوق رتبه اول در سال دوم با اثر تخصیص ٪۱/۳۰، در سال پنجم در رتبه چهارم قرار داشته است (٪۱/۷۵-).

درمجموع مشاهده می‌شود که از دید تأثیر تخصیص دارایی، مدیران صندوق‌ها مهارت پایداری نداشته‌اند و در رتبه‌بندی صندوق‌ها از این دید در دو سال متوالی به‌شدت جابه‌جاشده‌اند.

تأثیر انتخاب

جدول ۱۰. تأثیر انتخاب دارایی

رتبه بندی مهارت مبتنی بر انتخاب دارایی (سال اول)			رتبه بندی مهارت مبتنی بر انتخاب دارایی (سال دوم)		
رتبه	نام صندوق	اثر انتخاب	رتبه	نام صندوق	اثر انتخاب
1	آسمان آرمانی سهام	21.42%	1	ثروت آفرین پارسیان	25.17%
2	آرمان سپهر آیندگان	21.20%	2	سپهر کارزما	21.21%
3	سپهر کارزما	20.00%	3	سپهر اندیشه نوین	11.61%
4	ثروت آفرین پارسیان	15.99%	4	آرمان آتیه درخشان مس	7.61%
5	تجارت‌شاخصی کاردان	14.40%	5	آسمان آرمانی سهام	5.00%
6	سپهر اندیشه نوین	13.00%	6	تجارت‌شاخصی کاردان	4.37%
7	شاخص سی شرکت بزرگ فیروزه	11.69%	7	آرمان سپهر آیندگان	2.72%
8	آرمان آتیه درخشان مس	10.45%	8	هستی بخش آگاه	0.54%
9	توسعه اندوخته آینده	5.00%	9	امین تدبیرگران فردا	0.66%
10	امین تدبیرگران فردا	0.71%	10	شاخص سی شرکت بزرگ فیروزه	8.07%
11	هستی بخش آگاه	15.77%	11	توسعه اندوخته آینده	11.38%

منبع: نتایج پژوهش

از دید تأثیر انتخاب در مقایسه با تأثیر تخصیص، مهارت مدیران صندوق‌ها وضعیت مطلوب‌تری به‌ویژه در سال اول داشته است و فقط یکی از صندوق‌ها با تأثیر انتخاب منفی (٪۱۵/۷۷-) روبه‌رو بوده است، اگرچه در سال دوم این تعداد به چهار صندوق رسیده است (٪۰/۵۴- الی ٪۱۱/۳۸-).

ولی مهارت انتخاب نیز مانند تخصیص دارایی در دو سال متوالی پایدار نبوده است و صندوقی که در سال اول در رتبه اول قرار داشته است در سال دوم به رتبه پنجم سقوط نموده است (تأثیر انتخاب آن از ٪۲۱/۴۲ به ٪۵ رسیده است) و یا صندوق رتبه دوم در سال اول (تأثیر انتخاب ٪۲۱/۲) به رتبه هفتم در سال دوم رسیده است.

تأثیر تعامل

جدول ۱۱. تأثیر تعامل دارایی

رتبه بندی مهارت مبتنی بر تعامل دارایی (سال اول)			رتبه بندی مهارت مبتنی بر تعامل دارایی (سال دوم)		
رتبه	نام صندوق	اثر تعامل	رتبه	نام صندوق	اثر تعامل
1	آسمان آرمانی سهام	13.82%	1	سپهر کارزما	11.69%
2	تجارت‌شاخصی کاردان	12.91%	2	تجارت‌شاخصی کاردان	6.24%
3	سپهر کارزما	10.01%	3	هستی بخش آگاه	5.01%
4	شاخص سی شرکت بزرگ فیروزه	9.12%	4	سپهر اندیشه نوین	1.37%
5	سپهر اندیشه نوین	8.18%	5	آسمان آرمانی سهام	0.56%
6	توسعه اندوخته آینده	3.29%	6	آرمان سپهر آیندگان	0.32%
7	ثروت آفرین پارسیان	1.96%	7	امین تدبیرگران فردا	0.40%
8	امین تدبیرگران فردا	0.86%	8	شاخص سی شرکت بزرگ فیروزه	1.69%
9	آرمان سپهر آیندگان	0.31%	9	ثروت آفرین پارسیان	4.66%
10	آرمان آتیه درخشان مس	3.62%	10	توسعه اندوخته آینده	5.22%
11	هستی بخش آگاه	17.37%	11	آرمان آتیه درخشان مس	5.26%

منبع: نتایج پژوهش

در سال اول دو صندوق تأثیر تعامل منفی داشته‌اند (٪۳/۶۲- و ٪۱۷/۳۷-) و در سال دوم ازیک‌طرف تعداد آن‌ها به پنج صندوق رسیده است (از ٪۰/۴۰- الی ٪۵/۲۶-) و از طرف دیگر یکی از صندوق‌هایی که در سال اول با تأثیر تعامل منفی روبه‌رو بوده است، در سال دوم در رنج تأثیر تعامل مثبت قرارگرفته است.

این جدول نیز ناپایداری رتبه‌بندی سال‌های اول و دوم را نشان می‌دهد. صندوق شماره یک در سال اول با اثر تعامل ٪۱۳/۸۲ در سال دوم در جایگاه پنجم با تأثیر تعامل ٪۰/۵۶ قرارگرفته است.

با توجه به اینکه صندوق‌های سرمایه‌گذاری بورسی در بازار سرمایه ایران سابقه چندانی ندارند، لذا اطلاعات مربوط به آن‌ها فقط در دو سال خلاصه می‌شوند. گرچه به نظر می‌رسد در ایران پژوهشی که در آن انتساب عملکرد به این صندوق‌ها به روش برینستون موردبررسی قرارگرفته باشد، وجود ندارد؛ ولی نتایج به‌دست‌آمده با توجه به این محدودیت نشان می‌دهد که بخش بزرگی از ارزش‌افزوده ایجادشده این صندوق‌ها به تخصیص دارایی مربوط می‌گردد که با پژوهش‌های انجام‌شده در سایر کشورها منطبق می‌باشد.

منابع

- A.Marhfor. (2016). Portfolio Performance Measurement Review of Literature and Avenues of Future Research, 20,April 2016,American Journal of Industrial and Business Management,6,432-438
- *Acerbi. (2002). Spectral measures of risk: a coherent representation of subjective risk aversion. Journal of Banking and Finance, 26(7):1505–1518.*
- *Agarwal, W. Fung, Y. C. Loon, and N.Y. Naik.(2005). Risks in hedge fund strategies: The case of convertible arbitrage. Working Paper, Georgia State University and London Business School.*
- *Alexander, T.F. Coleman, and Y. Li.(2006). Minimizing cvar and var for a portfolio of derivatives. Journal of Banking and Finance, 30(2):583–605.*
- *Arnott, J. Jsu, and P. Moore.(2005). Fundamental indexation. Finanical Analysts Journal, 61: 83–99.*
- *Artzner, F. Delbean, J.M. Eber, and D. Heath.(1999). Coherent measure of risks. Mathematical Finance, 9(3):203–228.*
- *B.Leerink and G.V.Breukelen.(2015). Multi-Performance Attribution,Ortec-Finance.*
- *Bacon.(2004). Practical portfolio performance measurement and attribution. Wiley Finance.*
- *Ben-Tal and A.S. Nemirovski.(1998). Robust convex optimization. Mathematics of Operations Research, 23(4):769–805.*
- *Bertsimas, D.B. Brown, and C. Caramanis.(2011) Theory and applications of robust optimization. SIAM Review, 53:464–501.*
- *Black and R. Litterman.(1990). Asset allocation: Combining investor views with market equilibrim. Fixed Income Resarch, Gold man Sachs, September.*
- *Brinson and N. Fachler.(1985). Measuring non-us equity portfolio performance. Journal of Portfolio Management, pages 73–76.*
- *Carhart.(1997). On persistence in mutual fund performance. Journal of Finance, 52:57–82.*
- *Carino.(1999). Arithmetic and geometric attribution. Journal of Performance Mea- surement, Fall: 59–68.*
- *Cetinkaya and A. Thiele.(2012). Data-driven portfolio management with quantile constriants. Working Paper, Lehigh University.*
- Chen and S. Burer.(2012). Globally solving nonconvex quadratic programming problems via completely positive programming. Manthmatical Programming Computations, 4:33–52.
- D. Gallagher, G. Harman, C. Schmidt, G. Warren.(2017). Global Equity Fund Performance: An Attribution Approach, Financial Analysts Journal/Publication of CFA Institute: First Quarter.
- Davies and D Laker.(2001). Multiple-period performance attribution using the brin- son model. Journal of Performance Measurement, Fall:12–22.
- Dong and A.C. Thiele.(2014). Robust portfolio management with uncertainty in asset allocation. Working paper.
- E. F. Fama and K. R. French.(2000). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics, 1:3–56.
- E.Girard, A.Pondillo and R.Prodor.(2005). Conducting Performance a Hribution Analysis in Classroom Using Meal Market Data, Journal of Financial Education, Vol.31, P.P 57-76
- ElGhaoui, M. Oks, and F Oustry.(2003).Worst-case value-at-risk and robust portfolio optimization: a conic programming approach. Operations Research, 51(4):543–556.

- *F. Black, and R. Litterman.(1992). "Global portfolio optimization". Financial Analysts Journal, 48 (5), p. 16.*
- F.Petronio, T.Lando, A.Biglova, S.Ortobelli.(2014). Optimal Portfolio Performance in Exchange-Traded Funds, Economickarevue-Central European Review of Economic Issues, 17.
- *Fung and D. A. Hsieh.(2002). Asset-based style factors for hedge funds. Financial Analysts Journal, 58(5):16–27.*
- *G. Brinson, R. Hood, and G. Beebower.(1986). Determinants of portfolio performance. Financial Analyst Journal, pages 39–44.*
- G.B.Brinson, B.D.Singer and G.L.Beebower.(May-Jun 1991). Determinants of Portfolio Performance II: An Update, Financial Analysis Journal, Vol.47, No.3 .P.P 40-48.
- G.P.Brinson, L.R.Hood.(,July-August,1986). G.L.Beebower, Determinats of Portfolio Oerformance, Financial Analysts Journal,PP.39-44
- Gaivoronski and G. C. Pflug.(2005). Value-at-risk in portfolio optimization: properties and computational approach. Journal of Risk, 7(2):1–31.
- Glasserman and X. Xu.(2012). Robust portfolio control with stochastic factor dynamics. Revised and resubmitted to Operations Research.
- H. Waelbroeck, C. Gomes.(2018). The Role of Trading in Portfolio Performance Attribution, Journal of Performance Measurement, zz, no 1: 52-76.
- *J. Treynor.(1965). How to rate management of investment funds. Harvard Business Review, 43: 63–75.*
- *J. Treynor.(2005). Why market-valuation-indifferent indexing works. Finanical Analysts Journal, 61: 65–69.*
- J.C.HSU.V.Kalesink and B.W.Myers.(2010). Performance a Hribution: Measuring Dynamic Allocation Skill, Financial Analysts Journal, Volume 66, No 6 © CFA Institue
- L.R.Hood, Determinants of Portfolio Performance-20 years Later, Financial Analysts Journal
- *M. Jensen.(1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. Journal of Finance, 23:389–416.*
- M. Lestel.(2019). Performance Attribution from Bacon.
- M.Hassinc, T.Roncalli.(2013). Measuring Performance Of Exchange Traded Funds.
- P.Cogneay, G.Hubner.(2009). The 101 Ways to Measure Portfolio Performance, SSRN Electronic Journal, Dol:10.2139/ssrn,1326076.
- *Pang and S. Leyffer.(2014). On the global minimization of the value-at-risk. Optimization Methods and Software, 19(5):611–631.*
- *R. Campbell, R. Huisman, and K. Koedijk.(2001). Optimal portfolio selection in a value-at-risk framework. Journal of Banking and Finance, 25(9):1789–1804.*
- *S. Basak and A. Shapiro.(2001). Value-at-risk managemant: Optimal policies and asset prices. Valueat- risk managemant: Optimal policies and asset prices, 14(2):371–405.*
- *S. Benati and R. Rizzi.(2007). A mixed integer linear programming formulation of the optimal mean/value-at-risk portfolio problem. European Journal of Operational Research, 176(1): 423–434.*
- *S. Ceria, F. Margot, A. Renshaw, and A. Saxena.(2009). Novel approaches to portfolio construction: multiple risk models and multisolution generation. Optimizing Optimization: The Next Generation of Optimization Applications and Theory, Elsevier Science:23–45.*
- *Treynor and K.(1966). Mazuy. Can mutual funds outguess the market? Harvard Business Review, 44:131–163.*
- V. Gabrel, C. Murat, and A. Thiele.(2012). Recent advances in robust optimization an robustness. Technical report, Universite Paris-Dauphine.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۲۳۲-۲۰۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۹/۱۰
تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۶/۱۱

مقاله پژوهشی

قیمت‌گذاری دارایی مالی با استفاده از ریسک حباب قیمتی[۱]

عباس امینی فرد[۲]، ابراهیم زارع[۳]، مهرزاد ابراهیمی[٤]

چکیده

واژه‌ی حباب بیش‌تر در بازارهای مالی و زمانی به کارمی‌رود که افزایش انتظارات عمومی از افزایش قیمت‌ها در آینده باعث افزایش موقت قیمت‌ها در زمان حال شود. هر تصمیم مالی، ریسک و بازده مخصوص به خود را دارد و ترکیب این دو عامل بر قیمت سهام اثر می‌گذارد. یکی از مهم‌ترین ریسک‌هایی که بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد، ریسک حبابی شدن قیمت سهام است. هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر ریسک تشکیل حباب قیمتی از آزمون ریشه واحد راست دنباله بر بازده سهام در یک مدل قیمت‌گذاری پنج عاملی از داده‌های ۲۷۴ شرکت برای پرتفوی‌های ماهانه مربوط به ۸ سال طی دوره زمانی ۱۳۸۹:۰۲-۱۳۹۶:۱۲استفاده‌شده است. نتایج تخمین مدل پانل دیتا نشان داد که عامل حباب قیمتی و عامل اندازه رابطه منفی و معناداری با نرخ بازده سهام دارند وعامل بازار مومنتوم،عامل ارزش با نرخ بازده سهام رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. بر اساس یافته‌های پژوهش می‌توان گفت که سهام‌داران جهت پیش‌بینی نرخ بازده سهام و تعیین قیمت و ارزش سهام و دارایی‌های خود می‌توانند از عامل حباب قیمت استفاده نمایند.

واژه های کلیدی: ریسک حباب قیمتی، آزمون ریشه واحد راست دنباله، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای.
طبقه‌بندی موضوعی: G۱۴ ,G۱۲ ,C۲۲

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.23367.1872
۲. پژوهشگر مرکز تحقیقاتی بتا، دانشگاه استراسبورگ ، فرانسه، Email:aminifard@unistra.fr
۳. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران، نویسنده مسئول، Email:Ebrahimzare6313@gmail.com
٤. استادیار و عضو هیئت‌علمی گروه اقتصاد، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران، Email:mhrzad@yahoo.com

مقدمه

در یک بازار کارا، قیمت سهام در بورس اوراق بهادار از طریق تلاقی عرضه و تقاضا تعیین می‌گردد و قاعده خاصی جهت تعیین رفتار قیمت سهام وجود ندارد. بااین‌وجود چند عامل مهم که بر تغییر قیمت سهام به سمت بالا یا پایین وجود دارد (صالح‌آبادی و دلیریان، ۱۳۸۹). اگر بازار بورس به‌درستی عمل نمایند، انحرافات قیمتی پیش می‌خواهد آمد و نوسانات سهام از شکل عادی خارج می‌گردد و در نتیجه سقوط‌های ناگهانی و صعودهای افسارگسیخته رخ می‌دهد. درواقع، وجود حباب در قیمت سهم روی قیمت سایر دارایی‌هاتأثیرگذاراست (صمدی و همکاران، ۱۳۸۹). اگر در تعریف حباب و تبیین عوامل وقوع آن، اتفاق‌نظری وجود ندارد ولی دلیل به وجود آمدن آن رامی‌توان در اثر نبود شفافیت در حوزه اطلاعات مالی بنگاه‌ها و آشفتگی بازار و دست‌کاری قیمت‌ها که موجب تغییرات قیمت می‌گردد، دانست.از طرفی کشف و رفع حباب به علت غیرمرئی بودن شاخص‌های بنیادین بازار با مشکل روبه‌رواست (نیومن[1] و همکاران، ۱۹۹۲).

مفهوم حباب و نوسانات قیمت سهام متمایز هستند و هموارهتصور می‌گردد که نوسانات قیمتسهام منتهی به حباب می‌شود. این در حالی است که نوسانات قیمت در حالت افزایش شدید قیمت منجر به واکنش مجدد سهامداران می‌گردد که این فرایند موجب کاهش سهام می‌شود اما معمولاً حباب مفهومی یک‌طرفه که فقط افزایش قیمتی را در برمی‌گیرد. در حباب قیمتی، افزایش قیمت به‌جایی می‌رسد که باعث توقف معاملات سهام می‌گردد و پدیده‌ای بنام ترکیدن حباب به وجود می‌آید که جزو شوک‌های اقتصاد کلان محسوب می‌گردد (عباسیان و همکاران، ۱۳۸۹). ازاین‌رومی‌توان با به وجود آمدن این پدیده مخالف بود و در جهت کشف و رفع آن اقدامات پیشگیرانه نمود.

اولین پژوهش در مورد حباب قیمت‌ها در بازارسهام توسط شیلر[2]در سال ۱۹۹۰ به دنبال پاسخ به این سؤال بود که آیا تغییرات قیمت سهام تابعی از ارزش‌های جریان سود نقدی زمان حال و آینده است؟ انجام شد. شیلر در این مقاله با استفاده از داده‌های سالانه و بهره‌گیری از آزمون کران واریانس به این نتیجه رسید که تغییرات قیمت‌ها، به‌وسیله تغییر در ارزش حال جریان سود نقدی قابل توضیح نیست. وی درنهایت به خاطر پژوهش‌هایش در حوزه بازارهای مالی و پژوهش‌هایی که فرضیه بازارهای کارا را موردنقد قرار می‌داد، به همراه دو اقتصاددان آمریکایی دیگر لارس پیتر هانسن و یوجین فامابرنده جایزه نوبل اقتصاد در سال ۲۰۱۳ شدند. از آن زمان توجه به پژوهش‌هادر حوزه مالی رفتاری و نظریه‌های رقیب نظریه بازار کار دوچندان شد. در بورس اوراق

---

1 . Neumann
2 . Schiller

بهادار سهامی خریدار بیشتر دارد که بازدهی بیشتری در آینده برای آن پیش‌بینی شود. این موضوع که توجیه اقتصادی افزایش قیمت‌ها در طول زمان چیست، در پژوهش‌های بسیاری بررسی‌شده و نتایج این پژوهش‌ها نشان می‌دهد که عوامل متعددی ازجمله نسبت قیمت به درآمد، اندازه شرکت، سود هر سهم، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، خطرپذیری، عملکرد به گذشته (مومنتوم) و غیره، در پیش‌بینی بازده سهام نقش دارند. مهم‌ترین تحولات در نتایجپژوهش‌ها حوزه مالی، در مدل‌هایقیمت‌گذاری در پژوهشویلیامز[۱] (۱۹۳۷)،مارکوویتز[۲] (۱۹۵۲) شارپ[۳] (۱۹۶۴)، فاما و فرنچ[۴] (۱۹۶۴)،کارهارت[۵] (۱۹۹۷)و نیز مطالعات کمبل و تامسون[۶] (۲۰۰۸)، راپاچ و همکاران[۷] (۲۰۱۰)، کیلی و پرویت[۸] (۲۰۱۲)، هنکل و همکاران[۹] (۲۰۱۱) و دانگل و هاتلینگ[۱۰] (۲۰۱۲) بیانگر این است که روش‌های قابل‌اعتماد و از لحاظ اقتصادی معنی‌داری برای بهبود پیش‌بینی‌های بازده سهام وجود دارند اما بااین‌وجود معمای تفاوت در بین سهام پاسخ کاملی دریافت نکرده است و پژوهش‌ها در مورد شناخت علت تفاوت در بازدهی سهام ادامه دارد.

این مدل‌ها از شناخته‌ترین مدل‌ها در حوزه قیمت‌گذاری دارایی‌ها بشمار می‌آید. این مدل‌ها علاوهبر فاکتور ریسک بازارِمدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بر حساسیت بازده سهام بر عوامل ریسک اندازه، سهام ارزشی در برابر سهام رشدی و مومنتوم تمرکز ندارد (راعی و بستان آراء، ۱۳۹۸).

البته مدل‌های قیمت‌گذاری جدیدی نیز ارائه‌شده است که می‌توان به تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌های رفتاری (جکورت[۱۱]، ۲۰۰۲)، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیلی (پاستور و استام باق[۱۲]، ۲۰۰۳)، مدل بتای پاداشی (بورنهولت[۱۳]، ۲۰۰۶؛ راجرز و سکوراتو[۱۴]، ۲۰۰۷) و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (رود پشتی و امیرحسینی، ۲۰۰۹) اشاره نمود. برخی مطالعات نشان می‌دهند که یک منبع مهم ناشناخته‌ی اختلاف در بازدهی شرکت‌ها می‌تواند حضور حباب

---

1 . Williams
2 . Markowitz
3 . Sharp
4 . Fama & French
5 . Carhart
6 . Campbell &Thompson
7 . Rapach & et al
8 . Kelly & Pruitt
9 . Henkel & et al.
10 . Dangl & Halling
11 . Jocuret
12 . Pastor L. Stambaugh
13 . Bornholt
14 . Rogers, Securato

قیمتی باشد (مثلاً اندرسون[1] و همکاران،۲۰۱۴ و والکشاوسل[2]۲۰۱۶). از این‌رو به نظر می‌رسد تشکیل حباب قیمتی یا قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌تواند بر بازده سهام مؤثر باشد (هیرشیلفر و جیانگ[3]، ۲۰۱۰). مهم‌ترین عامل ارزش‌گذاری نادرست قیمت، عدم توزیع اطلاعات می‌باشد که با مشخص شدن آن، حباب قیمتی می‌ترکد و باعث کاهش شدید دارایی‌ها می‌گردد. (انصاری سامانی و نظری، ۱۳۹۵). متغیرهای متعددی بر حباب قیمتی سهام تأثیرگذار می‌باشند که می‌توان شفافیت، مالکیت نهادی، اثر ثابت شرکت، ارزش دفتری بازار، شناوری،اندازه شرکت، نسبت p/e، نقدینگی و اثر زمان را نام برد که کاهش مدیریت سود، افزایش شفافیت باعث جلوگیری از ایجاد حباب قیمتی می‌گردد (انصاری سامانی ونظری، ۱۳۹۵). پژوهش‌های متعددی در راستای بررسی حباب قیمتی انجام‌شده است که دراکثر آن‌ها، حباب قیمتی به‌عنوان متغیر وابسته بکار گرفته‌شده است. باوجود این‌که پژوهش‌های متعددی به بررسی تأثیر متغیرهای بنیادی مانند محدودیت مالی، سرمایه‌گذاری و سودآوری پرداخته‌اند؛ اما تاکنون هیچ پژوهشی در داخل کشور به بررسی تأثیر حباب قیمتی سهم بر قیمت‌گذاری آن نپرداخته است. در پژوهش‌های خارج از کشور نیز در سال‌های اخیر به موضوع حباب قیمتی در قیمت‌گذاریدارایی‌ها توجه شده است و پژوهش‌های زیادی در این خصوص انجام نشده است. در این راستا و برای بهبود این خلأ پژوهشی، این پژوهش برای اولین بار قصد دارد به بررسی تأثیر ریسک تشکیل حباب قیمتی بر قیمت سهام در بازار سهام تهران بپردازد.نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ریسک تشکیل حباب قیمتی در تعیین بازده آتی سهم نقش بااهمیتی حتی در حد یک عامل مشابه عامل اندازه، رشد و مومنتوم دارد. ازاین‌رو این پژوهش اولین پژوهش تجربی درزمینه‌ی بررسی نقش حباب در بازدهی سهام در ایران است. به دلیل اهمیت موضوع و خلأ مطالعاتی در این زمینه، مسئله این پژوهش وجود یا عدم وجود تأثیرحباب قیمتی بر بازدهی سهام در بازار سهام تهران است.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

هر تصمیم مالی، ریسک و بازده مخصوص به خود را دارد و ترکیب این دو عامل بر قیمت دارایی مالی اثر می‌گذارد. یکی از مهم‌ترینریسک‌هایی که بر بازده سهام تأثیرمی‌گذارد ریسک

---

1 . Anderson
2 . Walkshusl
3 . Hirschilfer & Jiang

حبابی شدن قیمت سهام است که تحت تأثیرقیمت‌گذاری نادرست سهام اتفاق می‌افتد.درحالی‌که بحث‌هایی در مورد وجود، منبع و شکل‌گیری و حتی نام‌گذاری حباب‌های قیمتی در جریان است، شواهدی مانند حباب دات کام در دهه ۱۹۹۰ و اوج‌گیری قیمت و بحران‌های مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ باعث می‌شود منشأ پدیده حباب از هر جا که باشد نادیده انگاری آن غیرممکن به نظر برسد. شواهد تجربی اخیر که در بحث پیش رو موردتوجه قرار می‌گیرد از وجود رفتار ملایم انفجاری برای دوره‌های مختلف حمایت می‌کند (لی و فیلیپس[1]، ۲۰۱۵). ازاین‌رو رفتار حباب قیمتی یک سهم را می‌توان با متغیری که در طول زمان تغییر می‌کند تا به مرحله انفجار برسد مدل‌سازی نمود. انتظار می‌رود که حباب در مراحل اول شکل‌گیری بازده‌های سرشاری را نصیب سهامداران نماید اما پس از انفجار زیان زیادی به دارندگان آن سهام تحمیل کند. ازاین‌رو شناسایی ریسک حباب قیمتی می‌تواند رفتار بازدهی سهام را توجیه نماید. درادبیات اقتصادی به انحراف قیمت کالا از قیمت تعادلی بلندمدت آن حباب گفته می‌شود. درواقع در بازاری که از ناکارایی رنج می‌برد احتمال وقوع حباب در سطح قیمت‌ها وجود دارد زیرا علت اصلی پیدایش حباب قیمت و فاصله یافتن قیمت ذاتی از قیمت اسمی عدم اطلاعات کامل است. حباب پیچیده‌ترین اختلال گریبان گیر بازارهای سرمایه است. سایه‌ی حباب با تحت تأثیر قرار دادن شفافیت بازار، رشد سرسام‌آور و بدون توجیه اقتصادی را در پی خواهد داشت. ممکن است سود شرکت به دلایل اقتصادی بالا برود و یا مدیران و سهامداران عمده برای منطقی جلوه دادن قیمت بالای اوراق بهادار و شارژ مجدد رشد قیمت، سود سهام را به هر دلیلی بالا ببرند و در این زمان تنها اخبار خوب، قدرت ورود به بازار رادارند و افراد در مواجه با اخبار خوب دچار عکس‌العمل بیش‌ازحد می‌شوند و چند درصدEPSقیمت سهام را بسیار بیشتر از حالت معمول بالا می‌برد.

قیمت‌گذاری نادرست سهام و حباب قیمتی

قیمت‌گذاری نادرست سهام زمانی رخ می‌دهد که قیمت سهام از ارزش بنیادی آن متفاوت باشدمنشأ بخش قابل‌توجهی از قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌تواند فقدان شفافیت در سطح شرکت باشد (الزهرانی و رائو[2]، ۲۰۱۴). ابهام سرمایه‌گذاران خارجی درباره جریان‌های نقدی آتی زمانی افزایش می‌یابد که آن‌ها دسترسی محدودی به اطلاعات داشته باشند، یا زمانی که اطلاعات

1 . Lee and Philips
2 . Alzahraniand Rao

سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات درون شرکت کیفیت ضعیفی داشته باشد؛بنابراین هر چه اطلاعات سرمایه‌گذاران موجود درباره توزیع واقعی اما غیرقابل مشاهده جریان‌های نقدی آتی مبهم‌تر باشد، درجه انحراف ارزش بازار از ارزش ذاتی بیشتر خواهد بود شرکت‌های در معرض عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر، بیشتر از فرصت‌های سرمایه‌گذاری باارزش خودداری کرده و از نامطلوب بودن ارزشیابی نادرست سهام رنج می‌برند.حجم اطلاعات موجود درباره یک شرکت معمولاً بسیار زیاد است ولی بیشتر سرمایه‌گذاران از توانایی محدودی برای تحلیل اطلاعات برخوردارند. دراین شرایط که اضافه بار اطلاعات نامیده می‌شود، سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، بر بخش‌های خاصی از اطلاعات که از نظر آنان مهم‌تر است تکیه می‌کنند (هندریکسون و ونبردا[1]، ۱۹۹۲).

از طرف دیگر متخصصان روانشناسی وحسابداران نشان داده‌اندکه سرمایه‌گذاران و متخصصان امور مالی، در تحلیل‌های خود درباره شرکت‌ها، روی تعداد معدودی ازاعداد و ارقام(مانندسود ونسبت قیمت به عایدی هر سهم) تمرکز می‌نمایند(برای مثال، فیسکو تیلور[2]، ۱۹۹۱؛لیبایو همکاران[3]، ۲۰۰۲). پیروی از این روش یک راه کوتاه و با صرفه است که از نظر سرمایه‌گذار منجر به نتایج راضی‌کننده می‌شود، ولی نتایج حاصله همواره بهینه نیستند. بسیاری از پژوهشگران (مانند هریشلیفر و توح[4]، ۲۰۰۳؛ هونگو همکاران[5]، ۲۰۰۳؛ پولت[6]، ۲۰۰۳) عقیده دارند که سرمایه‌گذاران از توان پایینی برای پردازش اطلاعات برخور دارند و در تحلیل‌های خود به تمامی جوانب اطلاعات موجود توجه ندارند. آنان اعتقاد دارند که این دلایل موجب بروز اشتباهاتی از سوی سهامداران می‌شود که روی قیمت بازار و میزان بازدهی سهام تأثیر می‌گذارد. مثلاً سود حسابداری ازجمله ارقامی است که سرمایه‌گذاران در زمان قیمت‌گذاری سهام یک شرکت دقت کافی به شیوه تولید آن ندارند. افزایش سود حسابداری بدون افزایش متناسب در جریان وجوه نقد موجب ایجاد ابهام درخصوص سودآوری آتی شرکت می‌شود، زیرا افزایش سود حسابداری بدون وصول وجوه نقد، توانایی شرکت را برای ایجاد سود در سال‌های آتی کاهش می‌دهد (پنمن[7]، ۲۰۰۴). با این‌حال، سرمایه‌گذارانی که به شیوه محاسبه عدد سود دقت نداشته باشند (سرمایه‌گذاران ناآگاه)، میزان

---

1 . Hendrickson and Van Breda
2 . Fisk and Taylor
3 . Libay & et al
4 . Harishilifar and Tohh
5 . Huang & et al
6 . Pullet
7 . Penman

پایداری آتی اقلام تعهدی، خالص دارایی‌های عملیاتی و درنتیجه میزان سودآوری سال‌های آتی شرکت را بیش از واقع برآوردکرده، سهام شرکت را به‌اشتباه(بیش از ارزش ذاتی)قیمت‌گذاری می‌کنند.

پدیده حباب از اوایل قرن ۱۷ به ادبیات اقتصاد ورود پیدا کرد و پیشینه رویدادی آنرامی‌توان به دوره‌های ۱۹۹۰-۱۹۸۵ دارایی‌های ژاپن، ۱۹۹۸-۲۰۰۰ بازار اینترنت آمریکا نسبت داد (چان[1]، ۱۹۹۳). در ایران نیز می‌توان مفهوم حباب رادر سقوط بازار بورس پس از رشد چشمگیر در اواخر ۱۳۸۳ جستجو نموده است. همچنین نوسانات سال‌های اخیر در بورس تهران راناشی از حباب قیمتی دانسته‌اند (راسخی و همکاران، ۱۳۹۵).برونرمیر[2] (۲۰۱۶) حباب راورویدادی اقتصادی و قابل‌لمس بیان کرده کهبا افزایش شدید در قیمت دارایی‌ها و سپس سقوط قیمتی همراه است. ازآنجایی‌که سفته‌بازی برای کسب منافع بالاتر، اقدام به خرید آن دارایی‌ها در قیمت‌های بالاتر از قیمت مبنا می‌کند (بلانچارد و واتسون[3]، ۱۹۸۲). لذا به وجود آمدن حباب برای چنین افرادی مهم می‌باشد.

دو نوع حباب قیمتی (حباب عقلایی و غیر عقلایی (مدمالی)) وجود دارد که در حباب عقلایی، شخص سهام را بدون سود خریداری کرده و انتظار دارد باگذشت یک دوره زمانی با سود یا قیمت بالاتر بفروش برساند؛ بااین نوع تفکر، تقاضا برای سهم افزایش و افزایش قیمت استوار است. این نوع حباب به‌طور مداوم منبسط می‌گردد و بالاخره زمانی شروع بهترکیدن خواهد نمود که تمامی برنامه‌ها و پیش‌بینی‌ها رابه هم می‌ریزد. دیدگاه در حباب غیر عقلایی بر اساس پیش‌فرض افزایش قیمت در دوره گذشته می‌باشد. اینnوع حباب به افزایش تقاضا و درنهایت افزایش قیمت در آینده منجر می‌شود. در این حالت افق محدود فکری افراد در بازار و عدم‌تشخیص تفاوت ارزش بازاری و ذاتی موجب تشکیل حباب خواهد گردد (معدلت، ۱۳۸۱: به نقل از صالح‌آبادی و دلیریان، ۱۳۸۹).

الگوهای تعادلی تعیین بازده سهام

پژوهشگران در تلاش برای تشخیص و شناسایی عواملی هستند که بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاری‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تلاش‌ها در این زمینه منجر به پیدایش مدل‌هایی گردید که سعی در توضیح عوامل مؤثر بر بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاری‌ها داشت.شاید بتوان

---

1 . Chan
2 . Brunnermeier
3 . Blanchard and Watson

مدل«ارزش فعلی سود سهام» ویلیامز[1] (۱۹۳۷)را جز اولین تلاش‌ها در این زمینه دانست. مارکویتز (۱۹۵۲)با نقد مدل ویلیامز،چهارچوب ریسک بازدهی خود را معرفی نمود. شارپ (۱۹۶۴) برمبنای ساختار ریسک – بازدهی مارکویتز مدل معروف خود بانام مدل ارزش گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM[2]) را بنیان نهاد.

الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تقریباً به‌طور هم‌زمان توسط شارپ[3] (۱۹۶۳-۱۹۶۴) و ترینر[4] (۱۹۶۱) تدوین گردید و سپس، دوباره توسط موسین[5] (۱۹۶۶) و لینتنر[6] (۱۹۶۵-۱۹۶۹) و بلک (۱۹۷۲) توسعه داده شد (کوپلند[7]، ۲۰۰۵). این الگو عنوان می کند که بازده مورد انتظار یک دارایی، تابعی خطی و مثبت از شاخص ریسک سیستماتیک آن دارایی (بتا) خواهد بود. از نگاه این الگو همه‌ی ریسک‌های اختصاصی مرتبط با دارایی، با تنوع‌بخشی حذف می‌شوند و تنها ریسک سیستماتیککه با بتا اندازه گیری می‌شود مستحق پاداش است. باوجود اعتبار نظری و تجربی الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای، شواهدی وجود دارد که الگوی ارائه‌شده توسط شارپ، لینتنر و بلک را به چالش می کشد. این موارد در ادبیات مالی با عنوان بی‌قاعدگی‌های بازار شناخته می‌شود.

پس از چالش‌هایی که مدل قیمت گذاری دارایی‌هایی سرمایه‌ای با آن مواجه شد، مدل سه عاملی فاماو فرنچ توانست بسیاری از ناهمسانی‌های بازده راتبیین کند. بعد از مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای فاماوفرنچ شواهدی را دال بر ناکامی‌های تجربتی مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای مطرح کردند. فاماوفرنچ (۱۹۹۲) اظهارمی کنندکه در دنیای واقعی سرمایه گذاران به انواع مختلفی از ریسک توجه دارند، ولی دراین میان سه عامل شامل ریسک بازار، ریسک اندازۀشرکت وریسک ارزش دفتری به ارزش بازار از عمده‌ترین آن‌ها می‌باشند. آن‌ها دربررسی تجربی خود دریافتندکه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار(B/M) و اندازۀ شرکت نقش زیادی در توضیح دادن تغییرات بازده‌های متوسط ایفا می کنند.

پس از محاسبه حساسیت هر عامل،آنگاه در بازده عامل موردانتظار، ضرب و سپس جمع آن‌ها به‌عنوان نرخ بازده مورد انتظار سهام موردنظرتعیین می گردد. در الگوی سه عاملی فاماوفرنچ،بازده مورد انتظار هرسهم

---

1 . Williams
2 . Capital Asset Pricing Model
3 . Sharp
4 . trainer
5 . Mussin
6 . Lintener
7 . Copeland

به این امر بستگی دارد که هر یک از آن‌ها تا چه اندازه در معرض یا تحت تأثیر این عوامل قرارمی‌گیرد. به اعتقاد فاماوفرنچ از بین متغیرهای مورد بررسی، دو متغیر«اندازهشرکت»و«نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار» بهتر قادرند اختلاف میانگین بازده سهام را تشریح کند.

کارهارت (۱۹۷۷) بااضافه نمودن عامل مومنتوم (که ازتفاضل پرتفوی متشکل از ٪۳۰ بالاییو ٪۳۰ پایینی به دست می‌آید) به مدل سه عاملی فاماوفرنچ، الگوی چهارعاملی را مطرح کردند. کارهارتبیانمی‌کندکه الگوی چهارعاملی وی به میزان قابل‌توجهی خطای قیمت‌گذاری،الگوی قیمت‌گذاریدارایی سرمایه‌ای والگوی سه عاملی فاماوفرنچراکاهش می‌دهد.

سپس مدل ۴ عاملی توسط والکشاوسل[1] (۲۰۱۶) با اضافه کردن عامل ریسک حباب قیمتی توسعه داده شد. در این پژوهش سعی می‌شود از این الگو برای آزمون فرضیه وجود رابطه میان ریسک حباب قیمتی سهام با بازده سهام استفاده شود.

$$RIF_{i,t} = \alpha + \beta_M RMF_{i,t} + \beta_S SMB_{i,t} + \beta_V HML_{i,t} + \beta_U MOM_{i,t} + \beta_B BUB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

R_{it} = نرخ بازده ورقه بهاداریا پرتفوی در دورهt،

RF_t= نرخ بازده بدون ریسک،

RM_t = عامل بازارکه ازطریق تفاضل بازده بازار ونرخ بهره بدون ریسک محاسبه می‌گردد،

SMB_t = عامل اندازه یا بزرگی که از تفاوت بین بازده سهام شرکت‌های بزرگ وسهام شرکت‌های کوچک به دست می‌آید

HML_t= عاملارزشدفتری به بازارکه عبارت ازتفاوت بین بازده سهام با نسبت بالای ارزش دفتری به بازار وسهام بانسبت پایین ارزش دفتری به بازار است.

$MOM_{i,t}$= نشان‌دهنده عامل مومنتوم سهام است.

$BUB_{i,t}$= ریسک تشکیل حباب قیمتی.

هاپینتوجانسون[2] (۲۰۱۱)،الگوی چهارعاملی دیگری (شامل عامل بازار،عامل سرمایه‌گذاری،عامل سودآوری،عامل نقدشوندگی) طراحی کردندکه ازاضافه نمودن عامل نقدشوندگی به الگوی سه عاملی چن[3]وهمکاران (۲۰۱۰)،حاصل گردید. آن‌ها در این مطالعه به مقایسه این الگو با الگوی چهارعاملی کارهارت پرداختند. این پژوهشگران بیان داشتند زمانیکه عامل

---

1 . Walkshäusl
2 . Hopinte and Johnson
3 . Chen

مومنتوم به الگوی سه عاملی فاماوفرنچ (۱۹۹۳) اضافه شد،به‌طورمعنی‌داری عملکرد الگو بهبود یافت. در عوض،اثراضافه کردن عامل نقدشوندگی به‌عنوان عامل چهارم به الگوی سه عاملی فاماوفرنچ (۱۹۹۳) بی‌معنی ونزدیک به صفربود.

فاما و فرنچ (۲۰۱۳) به آزمون مدل جدید خود پرداختند و به این نتیجه رسیدند که این مدل بین ۶۹ تا ۹۳ درصد تغییرات مقطعی در بازده‌های مورد انتظار را برای پرتفوی‌های اندازه، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاریموردبررسی را توضیح می‌دهند. آن‌ها در پژوهش خود نتیجه‌گیری نمودند که مدل ۵ عاملی که متضمن شاخص‌های بازار، اندازه شرکت،ارزشی دفتری به بازار،سودآوری وسرمایه‌گذاری می‌باشد درارتباط بااندازه‌گیری میانگین بازده سهام نسبت به مدل سه عاملی بهتراست و اگرچه این مدل نمی‌تواند به‌طورکامل تحلیل مقطعی از بازده‌ها را بیان کند اما توانست توصیف قابل قبولی از میانگین بازده‌ها را ارائه نماید. با اضافه شدن عامل‌های سودآوری و سرمایه‌گذاری، عامل ارزش در مقایسه با مدل سه عاملی برای توضیح میانگین بازده در نمونه انجام‌شده در بازارسرمایه آمریکابه‌طورچشمگیری افزایش‌یافته است. مشکل اصلی این مدل این است که قادر نیست بازده‌های با میانگین کم در سهام شرکت‌های کوچک که علیرغم سرمایه‌گذاری زیاد، سودآوری کمی دارند را توضیح دهد.

هیریگوین و پولاین[1] (۲۰۱۴) طی پژوهشی نشان دادند که اگر قیمت سهام در بازار منطقی نبوده و دچار نوسانات شدید و تشکیل حباب‌های قیمتی شود، ارزش‌گذاری سهام شرکت‌ها برمبنای عملکرد واقعی آن‌ها انجام‌نشده و قیمت‌ها به‌عنوان یک نماگر نمی‌توانند عملکرد واقعی آن‌ها را نشان دهند.

لی و فیلیپس (۲۰۱۵) در پژوهش خود یک بررسی نظری و تجربی برای احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی در سهام به‌عنوان یک عامل برای ریسک بازار ارائه داده‌اند. مدل استاندارد ارزش فعلی توسعه‌یافته تا حضور احتمالی حباب قیمتی را در بربگیرد و اثرات تجمیع رفتار حباب را در یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف نشان دهد. بحث نظری شامل توجه به افق زمانی سرمایه‌گذار و مطالعه صحت تخمین‌های لگاریتم خطی مرسوم در حضور داده‌هایی با رفتار ملایم انفجاری می‌شود. افق محدود زمانی دیدگاه سرمایه‌گذارهایکوتاه‌مدت نگر را در بردارد و همچنین یک جزء رفتار سفته‌بازی که بر بازدهی‌هایکوتاه‌مدت بازار در مقابل بازدهی‌های ناشی از عناصر بنیادی بلندمدت تمرکز دارد را در مدل اضافه می‌کند. یک رهیافت اقتصادی سنجی برای تخمین اثر ریسک حباب قیمتی توسعه‌یافته و روش‌ها برای داده‌های ترکیبی بازار سهام به کارگرفته شدند

1 . Hirigoyen & Poulain

تا صرف سهام مبتنی بر مدل و تخمین‌های نوسانات بازار که به‌طوردقیق‌تری نسبت به مدل سنتی مبتنی بر مصرف قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ایداده‌ها را توضیح می‌دهد.

بالجی‌لارو همکاران[1] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای با عنوان «دوره سقوط حباب در بازار سهام آفریقای جنوبی» به بررسی وجود حباب در بازار سهام افریقای جنوبی پرداخته‌اند. در این مقاله با استفاده از یک مدل تجربی تشکیل حباب در مقابل سه مدل بازدهی قیمتی دارایی به بررسی وجود حباب اقدام نموده‌اند. نتیجه پژوهش نشان می‌دهد مدل تجربی حباب نسبت به مدل‌های رقیب برای داده‌ها متناسب‌تر است و بیانگر این مطلب است که شکل‌گیری و وجود حباب در فواصل معین یک واقعیت است.

جارو[2] (۲۰۱۸) یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) را در بازاری استنتاج می‌کند که در آن قیمت دارایی‌ها می‌تواند نوسانات قیمت و حباب‌های قیمتی را نشان دهد. درنتیجه در این پژوهش یکCAPMوC-CAPM[3]را برای این بازارها استنتاج کرده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد کهرابطه بازده و ریسکمتفاوت است که به وجود حباب قیمتی و تعداد و مقدار فاکتورهای ریسک سیستماتیک با ریسک غیر صفر وابسته است.

مارتین و همکاران[4] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوانحباب‌های بازار سهامو ضد حباب‌ها؛ با استفاده از یک مدل ارزش‌گذاری منصفانه، حباب بازار سهام و حباب‌های ضد حباب را به‌عنواندوره‌هایی که در آن پویایی ارزش‌گذاریموقتاً انفجاری است، تعریف نموده‌اند. در این پژوهش، مکانیسمی برای ایجاد و تخریب حباب‌ها و حباب‌های ضد حباب که به تعامل بین ارزش‌گذاری و تغییرات مورد انتظار در سوددهی شرکت بستگی دارد،تعیین‌شده است.به‌طور موضعی، آنان دریافتند که پویاییقیمت‌گذاری در سال ۲۰۱۷ منفجر می‌شودکه نشان ازتشکیل یک حباب سهام در ایالات‌متحده را می‌دهد.

فنیگ و همکاران[5] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوانحباب قیمت دارایی غیرتورمی با محدودیت‌هایاهرمی و سیاست پولی؛ یک مدل از انتظارات ناهمگونی را برای بهینه‌سازییافته‌های تجربی خود ارائه دادند.

فونگ پان[6] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوانگرایش و حباب قیمت دارایی‌ها در بازار فلزاتگران‌بها، با استفاده از روش رگرسیونلجستیکنشان دادند که حباب‌های قیمت گرایش به رخ دادن دارند زمانی

---

1 . Balgilar& et al
2 . Jarrow
3 . Consumption Capital Asset Pricing Model
4 . Martin& et al
5 . Fenig & et al
6 . FongPan

که سطح شاخص نوسان پایه‌افزایش می‌یابد (کاهش اعتمادبه‌نفس و افزایش ترس) مورداستفاده قرار می‌گیرد.

جانگ و کانگ[1] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان احتمال سقوط قیمت‌ها، حباب‌هایعقلائی و مقطع بازده سهام؛ احتمال بازدهمنفی حداکثری (سقوط) سهام خاص را به‌عنوان یک معیار پیش قیمت‌گذاری بالقوه برآورد کرده‌اند و سهم‌هایی با احتمال بالا سقوط بازده پایین درآمد ناخالص یافتند. همچنین آن‌ها نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاران نهادی که احتمال سقوط سهام را پیش وزنی (پیش‌بینی) می‌نمایند، دارای مهارت در زمان‌بندی حباب و سقوط سهام عادی می‌باشند.

بائوو همکاران[2] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان هماهنگی بر روی حباب‌ها در قیمت‌گذاریدارایی‌ها: یک آزمایش گروه بزرگ نشان دادند که حباب چند قیمت بزرگ در شش از هفت بازار رخ می‌دهد. همچنین حباب‌ها حتی سریع‌تر از بازارهای کوچک‌تر ظاهر می‌شوند . اشتباهات پیش‌بینی فردی در سطح کلان لغو نمی‌شود، اما شرکت‌کنندگان در یک استراتژی پیش‌بینی پس از روندکه باعث ایجاد حباب‌های بزرگ می‌شود، هماهنگ می‌شوند

مهر آرا فلاحتی و ظهیری (۱۳۹۲)، در پژوهش خود به بررسی رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازدهی سهام بر اساس مدل قیمت‌گذاری داراییسرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ می‌پردازند. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام آن‌هاازنظر آماری رابطه معناداری وجود دارد. همچنین،یافته‌ها نشان می‌دهد که رابطه غیرخطی (درجه دوم) بهتر از رابطه خطی قادر است ارتباط بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام را تبیین کند. این بدان معناست که فرض خطی بودن ارتباط بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران رد می‌شود و هیچ ارتباط خطی بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در نمونه انتخابی وجود ندارد.

قالیباف اصل و ایزدی (۱۳۹۳) به بررسی این موضوع که آیا عواملی همچون صرف بازدهی بازار، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و شتاب، با و بدون عامل ریسکنقدشوندگی، توانایی توضیح بازدهی سهام رادارد‌می‌پردازد. داده‌ها برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۶ به‌صورت ماهانه جمع‌آوری‌شده و به روش داده‌های تلفیقیموردبررسیقرارگرفته است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که در طول قلمرو زمانیپژوهش، با توجه به روش رگرسیونگام‌به‌گام، عوامل، نسبت ارزش دفتری به

---

1 . Jang&Kang
2 . Bao & et al

ارزش بازار صرف بازده بازار و نقدشوندگیجزء عواملی هستند که ارتباط معنی ارتباط دار و معکوس با بازده شرکت‌هاپذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادارتهران دارند.

راسخی و شهرازی (۱۳۹۳) سعی نمودند برای کشف حباب‌های قیمتی مسکن به‌عنوانیک سیستم هشداردهنده اولیه جهت پیشگیری از پیامدهای ناگوار اقتصادیبه‌طور دقیق‌ترموردبررسی قرار دهند. در این راستا، آن‌ها این موضوع که آیا شاخص قیمت مسکن در ایران طی دوره ۱۳۸۱:۰۱-۱۳۹۳:۰۶ حبابی بوده است یا خیر، بررسی گردیده است. برای پاسخ به اینسؤال، از آزمون‌های ریشه واحد راست دنباله پیشنهادی توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۳) استفاده‌شده است. نتایج بر اساس این روش جدید نشان می‌دهد که طی دوره مذکور، بازار مسکن ایران رفتار انفجاری و حباب‌های چندگانه را تجربه نموده است.

راسخی، شهرازی و علمی (۱۳۹۵) بیان می‌کنند که تاکنون از روش‌های متعددی برای کشف حباب‌های قیمتی در بازارهای داراییاستفاده‌شده است. با توجه به انتقادات وارد بر آزمون‌های پیشین،آن‌ها در پژوهشخود، از آزمون‌های ریشه واحد راست دنباله سوپریمم دیکی- فولر تعمیم‌یافته (SADF[1]) و سوپریمم عمومی دیکی-فولر تعمیم‌یافته (GSADF[2]) جهت کشف و تعیین دوره‌های حبابی در بازار بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۱۰- ۱۳۸۱:۰۱ استفاده نمودند. برخلاف روش‌های متعارف تشخیص حباب‌های قیمتی، این آزمون‌ها قابلیت بررسی رفتار انفجاری، تشخیص وجود چندین حباب در یک دوره زمانی و برآورد تاریخ دقیق ایجاد و نیز ریزش هر یک از حباب‌ها را فراهم می‌کنند. نتایج حاصل از اجرای آزمون‌ها، رفتار انفجاری و وجود حباب‌های چندگانه در بازار سهام ایران را تائید می‌کند. به‌علاوه، هر سه شاخص مورد ارزیابی (شاخص‌های کل قیمت، قیمت به سود و کل قیمت واقعی) به‌طور مشترک وجود حباب در بازه‌های زمانی ۱۳۸۲:۰۳-۱۳۸۲:۰۵، ۱۳۸۸:۰۶-۱۳۸۸:۰۸ و ۱۳۸۹:۱۲-۱۳۹۰:۰۲ را نشان می‌دهند. همچنین، بر اساس هر سه شاخص، بازار سهام ایران در سال ۱۳۹۴ حبابی نبوده است.

صالحی و همکاران (۱۳۹۶) ابتدا بامعرفی مدل‌های پیش‌بینی بازده سهام پیشین و انتقادهای وارده به آن‌ها برای اولین بار به مطالعه و معرفی جدیدترین الگوی اندازه‌گیری بازده سهام یعنی مدل پنج عاملی فاما وفرنچ طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۲ برای ۴۶۹ شرکت پرداختند. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهدکه تأثیر عوامل بازار، اندازه و سودآوری بر صرف ریسک، در شرکت‌های ارزشی معنادار است اما درشرکت‌های رشدی تأثیرهمه پنج عامل (بازار،اندازه،رشد،سودآوری و سرمایه‌گذاری)

---

1 . Supremum Adjusted Dickey Fuller
2 . Generalized Supremum Adjusted Dickey Fuller

بر صرف ریسک معنادار می‌باشد واین تأثیر، در شرکت‌های رشدی قوی‌تر است. ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می‌دهد که در شرکت‌های رشدی، متغیرهای مستقل حدود ۱۳٪ تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند، این درحالی است که ضریب تعیین تعدیل‌شده شرکت‌های ارزشی حدود ۵/۸٪است.

عباسی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان بررسی نقش حباب قیمتی در ایجاد نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران (شرکت‌های منتخب صنایع پتروشیمی و خودرو)؛ وجود حباب طی دوره ۶ ساله ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ با استفاده از آزمون مانایی نسبت قیمت به سود(p/e)برای شرکت‌های منتخب صنایع خودرو و پتروشیمی را موردمطالعهقرار دادند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، ۶۳ درصد ودر سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۰ درصد، ۵۰ درصد شرکت‌هایموردبررسی دارای حباب در قیمت هستند.

راعی و بستان آراء (۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان جستجو برای ساختار بهینه مدل‌هایقیمت‌گذاری فاما-فرنچ و کارهارت در بازار سرمایهایران، شش ترکیب مختلف برای عوامل ریسک مدل‌های فاما‌فرنچ و کارهارت (از حیث وجود عامل مومنتوم، تفکیک اثرات برای شرکت‌های کوچک و بزرگ و وجود وزن در ساختار فاکتورها) بر روی نه طیف گوناگون از پرتفوی‌های آزمون (به‌ویژه برای شرکت‌های بزرگ)، در رویه رگرسیون سری زمانی و رویهرگرسیون مقطعی فاما‌مک‌بث (جداگانه با کل نمونه و با پنجره‌های زمانی غلتانِ ۶۰ ماهه) در بورس تهران، از مهر ۱۳۸۹ تا اسفند ۱۳۹۶ آزمون کرده‌اند. بنا بر یافته‌ها، معناداری اثر مومنتوم در توضیح پراکندگی میانگین بازده‌ها اکثراً معنادار بوده است. همچنین، صرف ریسک‌های محاسبه‌شده برای عامل بازار عموماً برای طیف‌های حاصل از مرتب‌سازی شرکت‌ها برحسب انحراف معیارِ بازده معنادار بوده‌اند و در صورت محاسبه با بتاهای مبتنی بر کل اطلاعات پژوهش (۹۰ ماه) توضیح‌دهندگی بهتری داشته‌اند. در خصوص عامل ارزشی رشدی، در بین شرکت‌های بزرگ برعکس عامل ارزشی رشدی، بازده شرکت‌های رشدی بیشتر از شرکت‌های ارزشی بوده است و عامل ارزشی رشدی موزونِ خاص شرکت‌های بزرگ معنادارترین بدیل این عامل برای توضیح پراکندگی بازده‌های میانگین بوده‌اند. برای عامل اندازه شرکت، تنها پس از حذف داده‌های سال ۱۳۹۶ صرف ریسک‌های معنادار پدیدار شده‌اند.

صالحی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان ارائه الگوی تعدیلی از مدل‌های ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از ریسک درماندگی مالی و چرخه عمر شرکت؛ با استفاده از یک ماتریس نظری از پرکاربردترین و اثرگذارترین متغیرهای مدل پیش‌بینی‌شده در راستای تحلیل دقیق‌تر داده‌ها و محاسبه مدل نهایی اقدام نمودند. همچنین، با استفاده از روش آماری تحلیل همبستگی و رگرسیون چندمتغیره و آزمون والد به مقایسه مدل پیش‌بینی‌شده در چرخه عمر

شرکت‌ها پرداخته‌اند. نتایج حاصل از ۳۵۲۰ فصل شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ در بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد که ریسک درماندگی اعمال‌شده در مدل تجربی قیمت‌گذاری، میانگین بازدهی پرتفوی تشکیل‌شده بر اساس مومنتوم را توضیح می‌دهد. میزان نرخ بازده مورد انتظار در دوره بعد از دخالت ریسک درماندگی مالی کاهشی بوده است. همچنین از بین مراحل مختلف چرخه عمر شرکت‌ها، میانگین بازدهی پرتفوی سهام جهت ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در مرحله بلوغ و افول، بیشتر است.

از جمع‌بندی پیشینه و پژوهش‌های انجام‌شده می‌توان نتیجه گرفت که حباب قیمتی عامل مهمی در نوسانات و فروریختن بازار می‌باشد و می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در قیمت‌گذاری و تعیین ارزش دارایی‌ها و سهام عادی داشته باشد وبا توجه به اینکه تاکنون هیچ‌گونه پژوهشی در رابطه با قیمت‌گذاری دارایی مالی با استفاده از ریسک حباب قیمتی، به‌ویژه در ایران صورت نگرفته است، درنتیجه وجود مطالعات درزمینه موضوع فوق، دارای ضعف اساسی می‌باشد از این‌رو انجام مطالعه حاضر نه‌تنها ادبیات جدیدی را به ادبیات موجود می‌افزاید بلکه می‌تواند نقش بسزایی را در آگاهی بازار سرمایه و سازمان‌ها در جهت تأثیر قیمت-گذاری نادرست بر بازدهی سهام ایفا نماید؛ بنابراین در این پژوهش سعی شده است تأثیر حباب قیمتی را در تعیین قیمت‌گذاری دارایی‌ها مورد مطالعه قرار دهیم.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به شواهد ارائه‌شده در بخش مبانی نظری و جهت نیل به اهداف پژوهش، فرضیه زیر تدوین و آزمون گردیده است:

۱-حباب قیمتی بر نرخ بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر منفیدارد.

۲- ارزش دفتری بازار بر نرخ بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

۳- عامل بازار بر نرخ بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

۴- صرف ریسک بازار بر نرخ بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

۵-عامل مومنتوم بر نرخ بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیردارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش ازنظر هدف کاربردی و از نوع همبستگی می‌باشد و از نظر گردآوری داده‌های پژوهش از نوع پس رویدادی می‌باشد. جامعه آماری کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق

بهادار تهران می‌باشد که با استفاده از روش حذف سیستماتیک، شرکت‌هایی که دارای ویژگی‌های زیر باشند، به‌عنوان نمونه انتخاب می‌شوند:

۱. از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۶ در بورس حضورداشته باشند.

۲. شرکت‌های موردنظر جزء بانک‌ها و واسطه‌گری مالی، لیزینگ و سایر شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشد.

۳. به‌منظورقابل‌مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد.

۴. وقفه معاملاتی بیش از ۶ ماه نداشته باشند.

۵. ناقص نبودن داده‌ها.

مدل پژوهش

در این پژوهش برای بررسی تأثیر حباب قیمتی بر بازده سهام از الگوی رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$RIF_{i,t} = \alpha + \beta_M RMF_{i,t} + \beta_S SMB_{i,t} + \beta_V HML_{i,t} + \beta_U MOM_{i,t} + \beta_B BUB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در مدل فوق:

$RIF_{i,t}$: نرخ بازده سهام منهای بازده بدون ریسک $RMF_{i,t}$: صرف ریسک بازار $SMB_{i,t}$: عامل بازار $HML_{i,t}$: ارزش دفتری به ارزش بازار $MOM_{i,t}$: مومنتوم $BUB_{i,t}$: حباب قیمتی

متغیر وابسته

بازده سهام، برای محاسبه نرخ بازده سرمایه‌گذاری، عایدی حاصل از سرمایه‌گذاری را بر مبلغ اولیه سرمایه‌گذاری تقسیم می‌کنند. عایدی حاصل از سرمایه‌گذاری، از دو بخش تشکیل می‌شود:

۱) مبلغ دریافتی، بابت سود سهام یا بهره اوراق قرضه.

۲) منفعت و یا ضرر سرمایه ناشی از تغییر قیمت اوراق بهادار در طی دوره سرمایه‌گذاری.

$$RIF_{i,t} = \frac{(P_t - P_{t-1}) + D_t}{P_{t-1}}$$

که در آن:

P_t= قیمت سهام در پایان دوره t.

P_{t-1}=قیمت سهام در ابتدای دوره t یا پایان دوره t-1.

D_t= منافع حاصل از مالکیت سهام که در دوره tبه سهامدارانتعلق گرفته است.

در این پژوهش برای محاسبه‌ی بازده سهام از رابطه‌ی زیر استفاده‌شده است:

$$ER \approx RIF_{i,t}$$
$$ER = R_i - R_f$$

ER:بازده اضافی سهام

R_i: میانگین بازده ماهانهٔ سهام شرکت‌ها

R_f: نرخ بازده بدون ریسک

متغیر مستقل

متغیر مستقل اصلی در این پژوهش ریسک تشکیل حباب قیمتی (BUB)است. در بیشتر مطالعات انجام‌گرفته در زمینه‌ی بررسی حباب‌های قیمتی، از آزمون ریشه واحد و هم انباشتگی یوهانسون استفاده‌شده است. روش یوهانسون بر اساس یک الگوی خود رگرسیونی خطی معرفی‌شده که در آن فرض می‌شود که پویایی‌هابه‌صورت خطی هستند. اوانس[1] (۱۹۹۱) بیان کرد که از جنبه نظری، دلیل محکمی بر لحاظ این فرض ندارد. درواقع بسیاری از مطالعات تجربی نشان دادند که سری‌های زمانی متغیرهای مالی، از قبیل سهام وابستگی‌های غیرخطی دارند (ابیانکار و همکاران[2] ۱۹۹۷) اوانس در مطالعه خود و با استفاده از شبیه‌سازی یک الگوی غیرخطی نشان داد که فراز و فرودهای حباب‌ها،پیچیده‌تر از آن است که بتوان با آزمون‌های مرسوم ریشه واحد و هم انباشتگی ویژگی‌های آن‌ها را موردبررسی قرارداد؛ زیرا روش‌های فوق، امکان تمایز میان یک فرآیند مانا ودوره‌های فروپاشی حباب‌ها را ندارند. این موضوع با عنوان نقد اوانس نیز شناخته می‌شود. علاوه بر این، بیرنز[3](۲۰۰۴) با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو ۴ نیز نشان داد که چارچوب هم انباشتگی جوهانسون و روش‌های مرسوم، درصورتی‌که فرآیند تعدیل غیرخطی و سرعت تعدیل قیمت‌ها متغیر باشد، با خطای تصریح مواجه خواهند بود. به‌منظور برطرف کردن انتقاد اوانس و سایر انتقادهای وارد به روش‌های مرسوم، فیلیپس و همکاران ((PWY (۲۰۱۱) روش سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته(SADF)رامعرفی کردند.این روش امکان تشخیص افزایش در قیمتدارایی‌ها را در دوره‌های تورمی دارد. بااین‌حال، روش فوق امکان تشخیص یک حباب در سری زمانی را دارد.

---

1 . Evans
2 . Abyankar& et al
3 . Birens

ازاین‌رو با توجه به اینکه در یک سری زمانی امکان بروز بیش از یک حباب نیز وجود دارد، فیلیپس و همکاران (۲۰۱۳)(PSY) روش سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم‌یافته(GSADF)را معرفی کردند. ویژگی اصلی این آزمون این است که امکان لحاظ پویایی‌های غیرخطیو شکست ساختاری راهم‌زمان با بررسی حباب‌های چندگانه در سری زمانی فراهم می‌کند.

از طریق آزمون سوپریموم دیکی فولر تعمیم‌یافته می‌توان زمان شکل‌گیری و انفجار حباب قیمتی سهام را تشخیص داد. آماره این آزمون به‌صورت زیر قابل‌محاسبه است.

$$GSADF(r_0) = \underset{\substack{r_2\in(r_0,1)\\ r_1\in(0,r_2-r_0)}}{SUP} \left\{ \frac{\frac{1}{2} r_w (w(r_2)^2 - w(r_1)^2 - r_w) - \int_{r_1}^{r_2} w(r_1)dr\left[w(r_2)-w(r_1)\right]}{r_w^{\frac{1}{2}} \left\{ r_w \int_{r_1}^{r_2} w(r)^2 dr - \left[\int_{r_1}^{r_2} w(r)dr \right]^2 \right\}} \right\}$$

که در آن $r_w = r_2 - r_1$ و W فرآیند بروانی استاندارد است. همچنین توزیع حدی آماره SADFحالت خاصی از رابطه فوق خواهد بودکه درآن $r_1 = 0$ و $r_2 = r_w \in [r_0,1]$ باشند (فیلیپس و همکاران، ۲۰۱۳).

درصورتی‌که آماره محاسباتی بالاتر از مقادیر بحرانی باشد سهم در آن دوره مشخص در حال شکل‌دهی حباب است. از این طریق می‌توان سهام حبابی و غیر حبابی را شناسایی نمود. از طریق این آماره می‌توان توان وضعیت سهم در یک دوره خاص را حبابی یا غیر حبابی معرفی کرد؛ که عامل حباب، تفاوت میانگین بازده پرتفوی حبابی و پرتفوی غیر حبابی است.

متغیرهای توضیحی

$\mathrm{RMRF_{i,t}}$ (صرف ریسک بازار)**:** این عامل نشان‌دهنده‌ی تفاضل میان نرخ بازده مجموعه بازار و نرخ بهره‌ی بدون ریسک است.

$$\mathrm{RMRF_{i,t}} = \mathrm{R_m} - \mathrm{R_f}$$

$\mathrm{SMB_{i,t}}$ (عاملاندازه)**:** تفاوت بین میانگین بازده مجموعهٔ سهام شرکت‌های کوچک و مجموعهٔ سهام شرکت‌های بزرگ.

$$SMB = \left(\frac{S}{L} + \frac{S}{M} + \frac{S}{H}\right) - \left(\frac{B}{L} + \frac{B}{M} + \frac{B}{H}\right)$$

$\frac{S}{L}$: شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارز دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

$\frac{S}{M}$: شرکت‌هایی که ازنظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارز دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است.

$\frac{S}{H}$: شرکت‌هایی که ازنظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارز دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است.

$\frac{B}{L}$: شرکت‌هایی که ازنظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارز دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

$\frac{B}{M}$: شرکت‌هایی که ازنظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارز دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است.

$HML_{i,t}$(عامل ارزش): تفاوت بین میانگین بازده‌های مجموعه‌ی سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین با شرکت‌هایی بانسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا.

$$HML = \left(\frac{S}{H} + \frac{B}{H}\right) - \left(\frac{S}{L} + \frac{B}{L}\right)$$

$MOM_{i,t}$(عامل مومنتوم/ تمایل به عملکرد گذشته):تفاوت بین میانگین بازده‌های مجموعه سهام شرکت‌های برنده (شرکت‌هایی با تمایل بالا به عملکرد گذشته) و مجموعه سهام شرکت‌های بازنده (شرکت‌هایی با تمایل پایین به عملکرد گذشته).

$$MOM = UMD = \left(\frac{S}{W} + \frac{B}{W}\right) - \left(\frac{S}{L} + \frac{B}{L}\right)$$

$\frac{S}{W}$: شرکت‌هایی با اندازه کوچک و تمایل بالا به عملکردگذشته

$\frac{B}{W}$: شرکت‌هایی با اندازه بزرگ و تمایل بالا به عملکردگذشته

$\frac{S}{L}$: شرکت‌هایی با اندازه کوچک و تمایل پایین به عملکردگذشته

$\frac{B}{L}$: شرکت‌هایی با اندازه بزرگ و تمایل پایین به عملکردگذشته

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها، همچنین برآورد مدل و تجزیه‌وتحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. آمار توصیفی به محاسبه پارامترهای جامعه می‌پردازد و شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی جامعه و ... می‌باشد. در جدول شماره (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش شامل میانگین، میانه، بیشینه، کمینه، انحراف معیار و .... آورده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیرها	عامل ارزش	عامل مومنتوم	بازده اضافه	عامل بازار	عامل اندازه	ریسک حباب
میانگین	۱,۱۱۹۹۰۲	۰,٤۳۲۰۰۵	۰,۷٤۹٦۷٤	۰,۰۱۳۵۰۹	۰,٦٥۷۳٦۱	۱,۰۰۰۰۰۳
میانه	۱,۲۱۲۸۸۷	۰,۲٥٦۳۹۱	-۰,۳٥۸٦٦٦	۰	۰,٥٥٦۳۲	۰,۰۰۰۹۷۸
ماکزیمم	۳,۲۹۸۲٤۸	۱,۸۸۷۳۹۱	۱٥۹,٥٦۲۹	۱۸,۳٤۳٤٤	۲,۱٥٤۲۳۳	۱۲۱,۸۰۲٦
مینیمم	-۰,۲۸٤۲۹۹	-۰,٤٤٤۹٤٤	-۲,۲٦٤٦۰۲	-۱,٦٤۱۹۲۹	-۰,۳۳٥۸۷٥	-۲,۷۰E-06
انحراف معیار	۰,۹۷۷۸۷۸	۰,٦۳۷۰۲۷	٥,٦۸۲٤۱۲	۰,۳۰۱۷۰۱	۰,٥۷۰۸٤	٤,۸٥٤٤٤۱
چولگی	۰,۳۲۰٦٦۸	۰,٤۹۳۳٥۳	۱۲,٥۷٦	۳٥,٦۷۹٥٦	۱,۰۰٤٤٥۱	۱۱,۰۹٦٥
کشیدگی	۲,۰٦۹۳۲٥	۲,۰۳٥۱۳٦	۲۳۷,۹٦٤	۱۷٦۷,۷٤۷	۳,٥٥۳۸۲۹	۱۷۱,۳۱۸٤

همان‌طور که در جدول (۱)، مشاهده می‌شود آماره‌های توصیفی شامل میانگین، میانه، کمینه، بیشینه، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی می‌باشد که معروف‌ترین و درعین‌حالپرمصرف‌ترین شاخص‌های آمار توصیفی‌اند. میانگین، متوسط داده‌ها را نشان می‌دهد. چولگی و کشیدگی شاخص تقارن داده‌ها و نشان‌دهنده وضعیت آن‌ها نسبت به توزیع نرمال است. با توجه به مطالب مذکور و با نگاهی به جدول (۱)، می‌توان دریافت که در بین متغیرها،امتیازعامل ارزشبا مقدار ۱,۱۱۹ دارای بالاترین میانگین SMBعامل بازار با مقدار ۰,۰۱۳ دارای کمترین میانگین می‌باشد. همچنینRIFنرخ بازده اضافه با مقدار ۵,۶۸ از انحراف معیار و دامنه گسترده‌تری بیشتری برخوردار استکه نشان‌دهنده این موضوع است که نرخ بازده سهاماکثر شرکت‌ها از میانگین، فاصله زیادی دارد و RMFصرف ریسک بازار با مقدار ۰,۳۰ از انحراف معیار و دامنه گسترده‌تری کمتری برخوردار است.مهم‌ترین شاخص چولگی ضریب چولگی می‌باشد.اگر ضریب چولگی منفی باشد توزیع دارای چوله به راست است و درصورتی‌که ضریب چولگی مثبت باشد توزیع دارای چوله به چپ است. اگر توزیع متقارن باشد ضریب چولگی مساوی صفر خواهد بود. بدیهی است هر چه قدر مطلق ضریب چولگی بیشتر باشد تفاوت جامعه ازنظر قرینگی با توزیع متقارن بیشتر است؛ و در خصوص کشیدگی یکی از پارامترهایمناسب استفاده از مقایسه پراکندگیتوزیع جامعه با توزیع نرمال است. آن دسته از توزیع که نسبت به توزیع نرمال از پراکندگی بیشتری برخوردارند یعنی منحنی توزیع نسبت به توزیع نرمال کوتاه‌تر است دارای توزیع کشیدگی منفی و درصورتی‌که بلندتر باشد دارای کشیدگی مثبت است.

بیشترین چولگی مربوط به متغیر عامل بازار به مقدار ۳۵,۶۷است. کمترین چولگی مربوط به متغیرعامل ارزش با مقدار ۰,۳۲ می‌باشد و بیشترین مقدار کشیدگی مربوط به عامل بازار برابر با ۱۷۶۷ ونرخ بازده اضافه سهام با مقدار ۲۳۷ و کمترین مقدار کشیدگی مربوطبه متغیر عامل مومنتومبا مقدار ۲,۰۳می‌باشد.

در پژوهش حاضر، مدل‌های اشاره‌شده در فصل سوم با استفاده از داده‌های ترکیبی (سال–شرکت) مربوط به ۲۸۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تخمین زده می‌شود. در تخمین‌های تک معادله‌ای، برای اخذ تصمیم در مورد اثرات ثابت یا تصادفی از آماره آزمون F(لیمر) استفاده می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون F(لیمر) برای انتخاب روش تلفیقی (Pooling) یا ترکیبی (Panel)

مدل	فرضیه صفر H_0	آماره F	p-value	نتیجه آزمون
مدل ۱	اثرات خاص شرکت معنی‌دار نیستند(روش Pooling مناسب است)	۳,۰۶۰۸	۰,۰۰۰۰	H_0رد می‌شود(روش داده‌های پانل انتخاب می‌شود)

همان‌گونه که در جدول شماره(۲) دیده می‌شود در سطح اطمینان ۹۵ درصد، در این مدل فرض صفر آزمون رد شده است، بنابراین باید از روش داده‌های پانل استفاده نمود. درنتیجه بحث انتخاب از بین مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی پیش می‌آید که برای این منظور از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

برای انتخاب بین مدل اثرات تصادفی یا اثرات ثابت از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج آزمون هاسمن برای مدل‌های پژوهش به شرح جدول (۳) می‌باشد:

جدول ۳. نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

مدل	فرضیه‌ی صفر H0	آماره χ^2	p-value	نتیجه آزمون
مدل ۱	روش اثرات تصادفی مناسب است	٦,٤٦٩٦	۰,۲٦۳	H0 پذیرفته می‌شود (روش اثرات تصادفی مناسب است)

نتایج جدول (۳)، بیانگر آن است که در این مدل بایستی از روش اثرات تصادفی استفاده کرد.

آزمون ناهمسانی واریانس

در این پژوهش برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس از آزمون بروش پاگان- گادفری استفاده‌شده است.

جدول ٤. نتایج آزمونبروش پاگان- گادفری برای کشف ناهمسانی واریانس

مدل	فرضیه صفر H	آمارهF	p-value	نتیجه آزمون
مدل ۱	واریانس‌ها همسان‌اند	۰,۱۲٤۷٦	۰,۰۰۰	H_0 پذیرفته می‌شود (همسانی واریانس وجود دارد)

بنابر نتایج حاصل از این آزمون که در جدول شماره ۴آورده شده است، مدل پژوهش، ناهمسانی واریانس وجود دارد (زیرا p-value محاسبه‌شده کمتر از ۰,۰۵ است).ازاین‌رو باید از روش‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1] جهت جلوگیری از ناهمسانی واریانس استفاده شود لذا در تخمین مدل رگرسیونی اثرات تصادفی از این تخمین زننده استفاده‌شده است.

نتایج آزمون مدل

این پژوهش به دنبال بررسی فرضیه تأثیر ریسک حباب قیمتی بر بازده سهام است. ازاین‌رو و برای آزمون این فرضیه مدل رگرسیونی تخمین زده شد. نتایج تخمین این مدل به شرح جدول زیر است:

جدول ۵. خلاصه نتایج آماری آزمون فرضیه

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری	VIF
صرف ریسک بازار	۱,۰۱۵	۰,۱۱۸	۸,٦۱۱	۰,۰۰۰	۱,۰۳۱
عامل ارزش	۰,۸۲۵	۰,۱۵۸	۵,۲۱۷	۰,۰۰۰	۲,۵٦٤
عامل اندازه	-۱,۰٦۸	۰,٤۰۱	-۲,٦٦۳	۰,۰۰۸	۲,۵۰۰
مومنتوم	۱,۱۸۳	۰,۲۱۸	۵,٤۳۵	۰,۰۰۰	۱,۰۰٦
ریسک حباب	-۰,۰۵۱	۰,۰۰۸	-٦,٤٦۸	۰,۰۰۰	٤,٦۵۵
عرض از مبدأ	۰,۰٤٦	۰,۰۹٦	۰,٤۷٦	۰,٦۳٤	NA
آماره Fفیشر (سطح معنی‌داری)	۵۱,۵۰٤ ۰,۰۰۰	آماره دوربین واتسون		۲,۰۱۷	
ضریب تعیین	۰,۰۱۰	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰,۰۱۰	

1 . Estimated generalized least square EGLS

تعیین وجود هم خطی چندگانه[1]

همخطی وضعیتی است که نشان می‌دهد یک متغیر مستقل تابعی خطی از سایر متغیرهای مستقل است. اگر همخطی در یک معادله رگرسیون بالا باشد بدین معنی است که بین متغیرهای مستقل همبستگی بالایی وجود دارد و ممکن است باوجود بالا بودن R^2، مدل ازاعتبار بالایی برخوردار نباشد. با توجه به ستون آخر جدول شماره ۴-۵ مقدار VIFبرای کلیه متغیرهای مستقل کمتر از ۱۰ (VIF<۱۰) می‌باشد؛ بنابراین بین متغیرهای مستقل هم خطی وجود ندارد. لذا مدل برازش شده دارای اعتبار می‌باشد. همچنین قبل از آزمون فرضیه پژوهش براساس نتایج به‌دست‌آمده، باید ازصحت نتایج اطمینان حاصل نمود. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمونF استفاده گردید. با توجه به‌احتمال آماره F محاسبه‌شده (۰,۰۰۰۰)، می‌توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده معناداراست.

با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می‌توان ادعا نمود، حدود ۱ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. این واقعیت در مدل‌هایی با تعداد مشاهدات بالا (که در این پژوهش حدود ۲۶ هزار مشاهده است طبیعی استمثلاً رجوع کنید به کولو[2] (۲۰۰۸))

ضریب برآوردی متغیر مستقل BUBحباب قیمتی جدول ۴-۵ نشان‌دهنده وجود رابطه معنادار بین حباب قیمتی و نرخ بازده سهام در سطح خطای ۰,۰۵ است؛ زیرا میزان p-valueمحاسبه‌شده برای ضریب این متغیر مستقل پژوهش،کمتر از ۰,۰۵ به‌دست‌آمده است. (۰,۰۰۰) بنابراین می‌توان گفت که بین حباب قیمتی و نرخ بازده سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطهمعکوس و معناداری وجود دارد یعنی هر چه قدر حباب قیمتی بیشتر باشد همان‌قدر احتمال افزایش نرخ بازده سهام نیز کمتر است و برعکس.

ضریب برآوردی عامل ارزش یا همان متغیر توضیحی HML(عامل ارزش دفتری به ارزش بازار)جدول ۴-۵ نشان‌دهنده وجود رابطه معنادار بین ارزش دفتری باارزش بازار و نرخ بازده سهام در سطح خطای ۰,۰۵ است؛ زیرا میزان p-valueمحاسبه‌شده برای ضریب این متغیر مستقل پژوهش،کمتر از ۰,۰۵ به‌دست‌آمده است. (۰,۰۰۰) بنابراین می‌توان گفت که بین ارزش دفتری به ارزش بازار و نرخ بازده سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد.

---

1 . Multicollinearity
2 . Kolev

بین عامل اندازه و بازده سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد. چراکه ارزش احتمال این ضریب کمتر از ۰,۰۵ به‌دست‌آمده است. نتایج نشان می‌دهد که بین عامل مومنتوم و بازده سهام رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. ضریب ۱,۸۳ و معنی‌داری زیر ۰,۰۵ تائید کننده این ادعا است. رابطه بین عامل صرف ریسک بازار و بازده سهام مثبت و معنی‌دار است.

سرانجام عدم خودهمبستگی باقیمانده‌ها از طریق آزمون دوربین – واتسون (با مقدار ۱,۹۹۱۳) موردبررسیقرارگرفته است. ضریب دوربین – واتسون بین اعداد ۱,۵ تا ۲,۵ نشان‌دهنده نبودن خودهمبستگی باقیمانده‌ها می‌باشد.

نتیجه‌گیری و بحث

در یک بازار کارا، قیمت سهام در بورس اوراق بهادار از طریق تلاقی عرضه فروشنده با تقاضایخریدار تعیین می‌شود. درواقع هیچ قاعده مشخصی وجود ندارد که بیان‌کننده رفتار قیمت سهام باشد، ولی چند عامل مشخص که مؤثر بر تغییر قیمت سهام به سمت بالا یا پایین است، وجود دارد. اینعوامل در سه دسته کلی قرار می‌گیرد: متغیرهای بنیادی، متغیرهای تکنیکی ومتغیرهای احساسی. کارشناسان مسائل اقتصادی با استناد به نظریه‌ها و بررسی متغیرهای پایه‌ای اقتصادی سعی می‌کنند پدیده‌های مختلفی همچون تحولات و نوسان‌های بازار دارایی‌ها مانند سهام، ارز، طلا ومستقلات را تبیین کنند. ابزارکار اقتصاددانان الگوهایی است که رفتار عرضه و تقاضا را در بازار دارایی‌ها توضیح می‌دهد و در مواردی پیش‌بینی‌های مشخص را نیز امکان‌پذیرمی‌سازد. بررسی و پیش‌بینی بر اساس و منطق اقتصادی یا شاخص‌ها و متغیرهای پایه‌ای اقتصادی همان روش و نگرشی است که از یک کارشناس اقتصادی انتظار می‌رود؛ اما به نظر می‌رسد که در شرایط خاصی، حرکت قیمت در بازار دارایی‌ها بر اساس انتظارات ذهنی و سوداگران افراد و بدون توجه به متغیرهای پایه‌ای تعیین می‌رود. در واژگان اقتصادی و مالی، اصطلاحاتی وجود دارند که نشان می‌دهد تحت شرایطی ویژه، روند قیمت دارایی‌ها به نحوی است که با مفاهیم و منطق بنیادین اقتصادی قابل توضیح نیست. بنابه نظریه عقلایی، قیمت‌ها با توجه به اطلاعات قابل‌دسترسیمشارکت‌کنندگاندربازار و بر اساس قیمت‌های بازاری نمی‌توانند متفاوت از ارزش‌های بنیادی خود باشند، مگر آنکه اطلاعات نادرست و مدل‌های متعارف اقتصادی متناسب با شرایط، شکل می‌گیرد. در این صورت ادعا می‌رود که قیمت‌های بازاری نمی‌توانند متفاوت از ارزش‌های بنیادی خود باشند، مگر آنکه اطلاعات نادرست و گمراه‌کننده‌ای در بازار وجود داشته باشد.بحران‌های بازار سهام یکی از رویدادهای مهم جالب در

عرصه علمی و عملی است به‌طوری‌کهبرای سرمایه‌گذاران و تجار ترس از بحران یک منبع همیشگی استرس و اضطراب است و با وقوعچنین بحرانی زندگی تعدادی از آن‌ها ویران می‌رود. فروریختن ناگهانی و وحشتناک بازار در سال ۱۹۸۷ به‌طورهم‌زمان در بسیاری از کشورها در یک‌لحظه باعث تبخیر چند تریلیون دلار شد (جانسون، ۲۰۰۳). لذا با توجه به توضیحات ارائه‌شده یکی از علل اصلی فروریختن بازارها وجود حباب است و ترکیدن حباب، بحران‌هایی را بهوجود می‌آورد که گاه تا سال‌ها آثار آن به‌جایمی‌ماند. لذا در این پژوهش به دنبال بررسی حباب قیمتی بر روی بازده سهام هستیم که نتایج آن به شرح ذیل می‌باشد:

در این فرضیه (فرضیه اول-اصلی) به بررسی رابطهبینریسک حباب قیمتی سهام وبازده سهام پرداخته‌ایم. یافته‌ها با توجه تحلیل صورت گرفته نشان داد که سطح معناداری به‌دست‌آمده برای متغیر مستقل ریسک حباب قیمتی سهام کمتر از ۰,۰۵ می‌باشد (۰,۰۰۰) لذا نتایج نشان می‌دهد که بین ریسک حباب قیمتی (قیمت‌گذاری نادرست سهام)و بازده سهام رابطه معناداری وجوددارد. با توجه به اینکه ضریب به‌دست‌آمده برای این متغیر منفی می‌باشد، رابطه‌ای که بین ریسک حباب قیمتی وبازده سهام وجود دارد نیز منفی می‌باشد. لذا نتیجه پژوهش نشان می‌دهد که ریسک حباب قیمتی با بازده سهام رابطه معنی‌داری دارد. در واقع برخلاف سایر عوامل که بنیادی هستند این عامل به مواردی بستگی دارد که تاکنون در مورد آن بحث نشده ونشان می‌دهد که عامل قیمت‌گذاری نادرست در تعیین بازده آتی سهم نقش بااهمیتی حتی در حد یک عامل مشابه عامل اندازه، رشد و مومنتوم دارد بنابراین می‌توان گفت که بازار سهام غیر عقلایی رفتار می‌کند و فرضیه‌های مالی کلاسیک تا حدی رد می‌شوند. در تبیین تائید اینفرضیه می‌توان گفت که حباب قیمتی در نوسانات قیمت سهام (عباسی و همکاران، ۱۳۹۷)و درنتیجه در تعیین نرخ بازده سهام تأثیر دارد و موجبات تغییرات قیمت سهام و سرمایه‌گذاری را فراهم نماید. این نیز به‌نوبه خود در ارزش‌گذاری و قیمت‌گذاری‌های دارایی‌ها مؤثر می‌باشد.

نتایج پژوهش به دلیل نبود پژوهشی در این زمینه در ایران قابل‌مقایسه با پژوهش‌های داخل نبود، اما با نتایج پژوهش الکشاوسل (۲۰۱۶) وجارو (۲۰۱۸)همسو است.

بر اساس نتیجه فرضیه اصلی پژوهشمی‌توان گفت که حباب قیمتی باعث کاهش نرخ بازده سهام می‌گردد؛ بنابراین به سرمایه‌گذاران فعال بورس توصیه می‌شود که برای رفع و کشف حباب قیمتی، بستری برای جلوگیری از انگیزه‌های سفته‌بازیِ سوداگران رافراهم نمایند و از سرمایه‌های ایجادکننده حباب به بازار جلوگیری نمایند.همچنین سازمان بورس در این راستای می‌تواند باتدوین قوانین و

مقررات در این حوزه و تعیین محدوده قیمتی برای سهام، الزامات و محدودیت‌هایی رابرای سهامداران و شرکت ایجاد نماید تا انگیزه‌های سفته‌بازی نتواند موجب تشکیل حباب و درنهایت کاهش نرخ بازده سهام گردد. برای این منظور می‌تواند از سیستم‌های اطلاعاتی که اطلاعاتی شفاف –قابل‌اتکا در این زمینه ارائه می‌دهد، استفاده نماید.

درنهایت، می‌توان برخی از محدودیت‌هایپژوهش را ذکر نمود. مهم‌ترین محدودیت پژوهش، ماهیت جامعه آماری پژوهش در قلمرو زمانی مورد مطالعه می‌باشد که امکان تعمیم نتایج به سایر بازه‌های زمانی و سایر صنایع با رعایت احتیاط می‌باشد. همچنین اندازه‌گیری قیمت‌گذاری دارایی‌ها با استفاده از بازده نرخ سهام می‌تواند جزو محدودیت‌های پژوهش می‌باشد.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمدهمی‌توان ادعا کرد که عامل حباب قیمتی به‌عنوان یک متغیر واقعی می‌تواند بر قیمت‌گذاری سهام تأثیر بگذارد. این بدان معنی است که برخلاف فرضیه بازارهای کارا، عاملی که تغییرات آن دلیل بنیادین نداشته و می‌توان آن را حباب قیمتی نامید وجود دارد که بر قیمت سهام اثر می‌گذارد. بر این اساس می‌توان به سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه پیشنهاد کرد که تأثیر عامل حباب قیمتی را در پیش‌بینی‌های خود در نظر گرفته و با در نظر گرفتن آن اقدام به خرید نمایند. به مدیران و ناظران بازار سرمایه به‌عنوان توصیه سیاستی می‌توان پیشنهاد کرد که با در نظر گرفتن عامل حباب قیمتی در سهم، اقدامات لازم نظارتی برای تنظیم و کنترل بازار را مدنظر قرار دهند تا بازار دچار نوسانات شدید ناشی از ترکیدن حباب‌های قیمتی نشود.

منابع

- ابراهیمی‌سروعلیا، م.م.ف. فلاح‌شمس و ش. آذرنگ. ۱۳۹۱. بررسی عوامل تأثیرگذار بر حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۱(۴): ۴۷-۶۰.
- انصاری سامانی، ح. و ف. نظری. ۱۳۹۵. شناسایی و رتبه‌بندی عوامل پیش‌بینی کننده حباب قیمتی سهام: کاربرد رگرسیون لجستیک و شبکه مصنوعی عصبی. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۳(۴):۷۵-۱۰۲.
- جعفری صمیمی، ا. و ر. بالونژادنوری. ۱۳۹۴. آزمون وجود حباب عقلایی قیمت در بازار ارز ایران: کاربردی از آزمون‌های ریشه واحد زنجیره‌ای.*فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، ۴(۱۵):۱-۲۰.
- حبیبی‌ثمر، ج.، ر. تهرانی و ک. انصاری. ۱۳۹۴. بررسی رابطه بین ریسک نقد شوندگی و ریسک بازار با بازده سهام رشدی و ارزشی با رویکرد مدل AHP در بورس اوراق بهادار تهران.*مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، (۲۳):۳۹-۵۹.
- راسخی، س. و م. شهرازی. ۱۳۹۳. آزمون حباب‌های چندگانه: مطالعه موردی برای بازار مسکن ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۲(۲):۱-۱۴.
- راسخی، س.، م.شهرازی و ز.علمی. ۱۳۹۵. تعیین دوره‌های حباب قیمتی: یک مطالعه موردی برای بازار بورس اوراق بهادارتهران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۳(۳):۲۵-۵۵.
- راعی، رضا؛ بستان آراء، مهدی(۱۳۹۸). جستجو برای ساختار بهینه مدل‌های قیمت‌گذاری فاما-فرنچ و کارهارت در بازار سرمایه ایران. فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، دوره ۷، شماره ۱(پیاپی ۲۴)، بهار ۱۳۹۸، صص ۴۱-۷۰.
- سیدنورانی، س.م. ۱۳۹۳. بررسی سفته‌بازی و حباب قیمت مسکن در مناطق شهری ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۴(۵۲):۴۹-۶۸.
- شمس، ن. و س. پارسائیان. ۱۳۹۱. مقایسه عملکرد مدل فاما و فرنچ و شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی بازده سهام در بورس تهران. *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۳(۱۱):۱۰۳-۱۱۸.
- شورورزی، م.، ه. قوامی و ه. حسین پور. ۱۳۹۲. رابطه بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حباب قیمت. *دو فصلنامه اقتصاد پولی مالی*، ۲۰(۵):۲۷-۵۸.

- صادقی شریف، س.ج.، ا.ر. تالانه و ه. عسکری راد. ۱۳۹۲. اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مجله دانش حسابداری*، ۴(۱۲):۵۹-۸۸.
- صالح‌آبادی، ا. و ه. دلیریان. ۱۳۸۹. بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*،۳(۹):۶۱-۷۵.
- صالحی، ا.ک.، ه.حزبی و ب. صالحی.۱۳۹۳. مدل پنج عاملی فاما وفرنچ: مدلی نوین برای اندازه‌گیری بازده موردانتظار سهام. *فصلنامه پژوهش حسابداری*، ۴(۳):۱۰۹-۱۲۰.
- صالحی، مهرداد؛ حجازی، رضوان؛ طالب نیا، قدرت اله امیری، علی. ۱۳۹۸. ارائه الگوی تعدیلی از مدل‌هایارزش‌گذاریدارایی‌هایسرمایه‌ای با استفاده از ریسک درماندگی مالی و چرخه عمر شرکت. فصلنامه راهبرد مدیریتمالی. دوره ۷، شماره ۱(پیاپی ۲۴)،بهار ۱۳۹۸، صص ۹۵-۱۲۲.
- صمدی، س.، ز. نصراللهی و ا. زاهدمهر. ۱۳۸۶. آزمون کارایی و وجود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعده‌ی فیلتر و الگوی CAPM. *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، ۴(۴):۹۱-۱۱۳.
- عباسیان، ع.، محمودی، و.، فرزانگان، ا.(۱۳۸۹). شناسایی حباب قیمتی سهام عادی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل ارزش حال. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۷، شماره ۶۰، صص ۷۵-۹۲.
- قالیباف اصل، ح. و م. ایزدی. ۱۳۹۳. بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران : اثر شتاب و ریسک نقد شوندگی.*اقتصاد پولی مالی*، ۲۱(۷):۴۸-۱۰۴.
- محمد زاده منفرد، م.، م. فرهی‌کیا و م. وکیلی. ۱۳۹۱. مقایسه کارایی مدل‌های CAP و Fama-French در برآورد بازدهی بورس مالزی. *سومین کنفرانس ریاضیات مالی و کاربردها*، دانشگاه سمنان.
- مهر آرا، م.، ذ. فلاحتی و ن. حیدری ظهیری. ۱۳۹۲. بررسی رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران (از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲) با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای.*سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، ۱(۱):۶۷-۱۰۲.
- نیکو مرام، ه.، ف. رهنمای رود پشتیو م. زنجیردار. ۱۳۸۷. تبیین رابطه ریسک و نرخ بازده مورد انتظار با استفاده از مدل شرطی قیمت‌گذاری دارائی‌های سرمایه‌ای کاهشی (CD-CAMP).*مجله مطالعات مالی*،(۳):۴۷-۷۴.

- Abbasi, Gh.& Neshatavar, M. (2018). Investigating the Role of Price Bubbles in Tehran Exchange Market Fluctuations (Sample Companies in Petrochemical and Automobile Industries). *Journal of Financial Economy, 12(43),* 133-155. (In Persian)
- Abbasian, A.& Frazanegan, A. (2010). Identifying Price Bubbles of Common Shares in Tehran Stock Exchange Using Net Present Value Model. *Journal of Accounting and Auditing Review, 17(60),* 75-92.(In Persian)
- Abhyankar, A. L. S. Copeland and W. Wong. 1997. Uncovering nonlinear structure in real-time stock-market indexes: the S&P 500, the DAX, the Nikkei 225, and the FTSE-100. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1):1-14.
- Ansari Samani, H. and F. Nazari. 2016. Identification and ranking of stock predictive Bubble stock price: Application of logistic regression and artificial neural network. *Quarterly Journal of Quantitative economics*, 13(4):75-102. (In Persian)
- Baoa. T, Hennequinb. M, Hommesb. C, Massaro. D(2019). Coordination on bubbles in large-group asset pricing experiments. Journal of Economic Dynamics and Control. Available online 23 May 2019 In Press, Corrected Proof What are Corrected Proof articles?
- Blanchard, O. Watson, M. (1982). Bubbles, Rational Expectations, and financial Markets, Nber Working Paper No.3581.
- Brunnermeier, M. K. (2016). Bubbles. In Banking Crises (pp. 28-36). Palgrave Macmillan UK.
- Campbell, J. Y. and Thompson, S. B. (2008), "Predicting excess stock returns out of sample: can anything beat the historical average?" *Review of Financial Studies*, 21, 1509–1531.
- Carhart, M. 1997. On persistence in mutual fund perfoemance. *The Journal of finance*, 52:57-82.
- Chan, K.S, Consistency and limiting Distribution of the least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive model, The Annals of Statistics1993; 21: 520-533
- Dangl, T. and Halling, M. (2012); "Predictive regressions with time-varying coefficients", *Journal of Financial Economics*, Volume 106, Issue 1, 157–181.
- Ebrahimi Sarve Olia, M.H. M. Fallah Shams and S.H. Azarang. 2012. Investigating the Effective Factors on the Bubble in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Investment Knowledge Research*, 1(4):47-60. (In Persian)
- Evans, G. 1991. Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *The American Economic Review*, 81(4):922–930.

- Fama, E.F. and K. French. 2013. A Five-Factor Asset Pricing Model. *ssrn.com/abstract=2287202*.
- Fama, F. Eugene, French and R. Kenneth. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1):3-56.
- Fama, F. Eugene, French and R. Kenneth. 1996. Multifactor Expanations Of Asset Prising Anomalies. *Journal of financial economics*, 51(1):55-84.
- Fama, F. Eugene, French and R. Kenneth. 2004. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of economic perspectives*, 18(3):25-46.
- Fenig. G, Milevabc. M, Luba. P(2018). Deflating asset price bubbles with leverage constraints and monetary policy.Journal of Economic Behavior & Organization. Volume 155, November 2018, Pages 1-27
- FongPan. Wei(2018). Sentiment and asset price bubble in the precious metals markets. Finance Research Letters. Volume 26, September 2018, Pages 106-111
- Gaunt, C. 2004. Size and book to market effects and the Fama French three factor asset pricing model: evidence from the Australian stockmarket.*Accounting & Finance*, 44(1): 27-44.
- Ghalibaf Asl, H. and M. Izadi. 2014. Investigating the Relationship Between Risk and Stock Returns in Tehran Stock Exchange: The Effect of Accelerating and Risk of Liquidity. *Monetary and financial economic research*, 21(7):48-104. (In Persian)
- Habibi Samar, J. R. Tehrani and K. Ansari. 2015. Investigating the Relationship between Liquidity Risk and Market Risk with Growth and Value Stock Returns with the AHP Model Approach in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and Management of Securities*, (23):39-59. (In Persian)
- Henkel, S. J. Martin, J. S. and Nadari, F. (2011); "Time-varying short-horizon predictability", *Journal of Financial Economics*, 99, 560–580.
- Hirigoyen, G. and T. Poelain-Rehm. 2014. Relationships between Corporate Social Responsibility and financial performance: What is the Causality?*papers.ssrn.com*.
- Hirshleifer, D. and D. Jiang. 2010. A financing-based misvaluation factor and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies*, 23(9):3401-3436.
- Jafari Samimi, A. and R. Balonjad Noori. 2015. Test of Rational Bubble Prices in the Iranian Currency Market: An Application of Single-Chip Root Tests. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies of Iran*, 4(15):1-20. (In Persian).

- Jang. J,Kang. J (2019). Probability of Price Crashes, Rational Speculative Bubbles, and the Cross-Section of Stock Returns. Journal of Financial Economics. Volume 132, Issue 1, April 2019, Pages 222-247.
- Jarrow, R. (2018). An equilibrium capital asset pricing model in markets with price jumps and price bubbles. Quarterly Journal of Finance, 8(02), 1850005.
- Kelly, B. and Pruitt, S. (2012); "*Market expectations in the cross section of present values*", University of Chicago, Booth School of Business, Working Paper No. 11-08.
- Kim, Y. L. Haidan and L. Siqi. 2014. Corporate social responsibility and stock price crash risk. *Journal of Banking & Finance*, 43:1-13. (Journal)
- Kolev, G. I. (2008). The stock market bubble, shareholders' attribution bias and excessive top CEO pay. The Journal of Behavioral Finance, 9(2), 62-71.
- Lee, J.H. and P.C.B. Phillips. 2015. Asset pricing with financial bubble risk. *Journal of Empirical Finance*, 38:590-622.
- Mohamadzade Monfared, M. M. Farhikia and M. Vakili. 2012. Comparison of the Efficiency of CAP and Fama-French Models in the Estimation of Malaysian Bourse Returns. *Third Conference on Financial Mathematics and Applications*, Semnan University. (In Persian)
- Nikoomaram, H. F. Rahnama Roodposhti and M. Zanjirdar. 2008. Explaining the Risk Relationship and Expected Rate of Return by Using the Conditional Model of Reduction Capital Assets Pricing (CD-CAMP). *Journal of Financial Studies*, (3):47-74. (In Persian)
- O'Brien, M. A. Michael, T. Brailsford and C. Gaunt. 2010. Interaction of size, book-to-market and momentum effects in Australia. *Accounting and Finance*, 50(1):197-219.
- Phillips, P.C.B. S. Shi and J. Yu. 2015. Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500.*International Economic Review*, 56(4):1043-78.
- Phillips, P.C.B. T. Magdalinos. 2007. Limit theory for moderate deviations from unity. *J. Econ*, 136:115–130.
- Phillips, P.C.B. Y. Wu and J. Yu. 2011. Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: when did exuberance escalate asset values?*International economic review*, 52(1):201–226.
- Rapach, D. E. Strauss, J. K. and Zhou, G. (2010); "Out-of-sample equity premium prediction: combination forecasts and links to the real economy", *Review of Financial Studies*, 23, 821–862.
- Rasekhi, S. and M. Shahrazi. 2014.Multiple Bubble Test: A Case Study for the Iranian Housing Market. *Quarterly Journal of Econometric Modeling*, 2(2):1-14. (In Persian)

- Rasekhi, S. M. Shahrazi and Z. Elmi. 2016.Determination of price bubble periods: a case study for Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Quantitative economics*, 13(3):25-55. (In Persian)
- Sadehi Sharif, S.J. A.R. Talane and H. Askari Rad. 2013.Effect of Momentum on Explaining Power of Fama and French Factor Model: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, 4(12):59-88. (In Persian)
- Saleh Abadi, A. and H. Dalirian. 2010. Price bubble survey in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Stock Exchange*, 3(9):61-75. (In Persian)
- Salehi, A.K. H. Hezbi and B. Salehi. 2014. Five-factor Fama and French model: A New Model for Expected Stock Return. *Quarterly Journal of Accounting Research*, 4(3):109-120. (In Persian)
- Samadi, S. Z. Nasolahi and A. Zahedmehr. 2007.Efficiency test and price bubble in Tehran Stock Exchange using Filter Principle and CAPM Model. *Quarterly Journal of Economic Reviews*, 4(4):91-113. (In Persian)
- Seyd Noorani, M. R. 2014.Investigating speculative and housing bubble prices in urban areas of Iran. *Quarterly Journal of Economic Research*, 4(52):49-68. (In Persian)
- Shams, N. and S. Parsaeian. 2012. Comparison of the performance of Fama and French models and artificial neural networks in predicting stock returns in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and Management of Securities*, 3(11):103-118. (In Persian)
- Shiller, R.J. 1981. Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?*the American Economic Reviw*, 421-436.
- Shoorvarzi, M.R. H. Ghavami and H. Hoseinpoor. 2013.The relationship between the transparency of capital market information and the rise of price bubbles. *Two Quarterly Journal of Monetary and Financial Economics*, 20(5):27-58. (In Persian)
- Walkshäusl, C. 2016. Mispricing and the five-factor model. *Economics Letters*, 147:99-102.

راهبرد مدیریت مالی
سال هشتم، شماره سی‌ام
پاییز ۱۳۹۹
صص ۲۵۲-۲۳۳

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۸/۱۴
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۱۲/۱۹

مقاله پژوهشی

بررسی ارتباط بین مخارج تحقیق و توسعه با روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای در صنایع با فناوری پیشرفته[۱]

محمدرضا وطن‌پرست[۲]، مصطفی ملکی[۳]

چکیده

یکی از تصمیمات چالش‌برانگیزی که مدیران واحدهای تجاری همواره با آن روبرو هستند، نحوه انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. بودجه‌بندی سرمایه‌ای فرآیندی است که مدیر از آن جهت ارزیابی و انتخاب فرصت‌های مختلف سرمایه‌گذاری استفاده می‌کند. از سوی دیگر، مخارج تحقیق و توسعه عاملی است که انتظار می‌رود تصمیم‌گیری‌های مرتبط با بودجه‌بندی سرمایه را تحت تأثیر قرار دهد. به همین جهت، اطلاعات مربوط به ۹۷ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ به روش تحلیل داده‌های ترکیبی مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته است. نتایج آزمون فرضیه‌ها بدین‌صورت بوده است که مخارج تحقیق و توسعه با روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای به‌استثنای هزینه سرمایه ارتباط معنادار داشته است. به‌طورکلی، نتایج حاکی از آن بوده است که مخارج تحقیق و توسعه بر روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای تأثیر داشته که این نتایج می‌تواند در حوزه حسابداری مدیریت موردتوجه مدیران قرار گیرد.

واژه های کلیدی: مخارج تحقیق‌وتوسعه، خالص ارزش فعلی، دوره بازگشت سرمایه، هزینه سرمایه، نرخ بازده سرمایه‌گذاری
طبقه‌بندی موضوعی: P10

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2019.22941.1837
۲. استادیار، گروه حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران، نویسنده مسئول Email: vatanparast@iaurasht.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران، Email: mostafamaleki@phd.iaurasht.ac.ir

مقدمه

یکی از تصمیمات چالش‌برانگیزی که مدیران واحدهای تجاری همواره با آن روبرو هستند، نحوه انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. درحالی‌که تصمیمات عملیاتی اغلب مشمول دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت هستند اما تصمیم‌گیری‌های راهبردی دارای اثرات بلندمدت بوده و سودآوری و همچنین ارزش شرکت را در بلندمدت تحت تأثیر قرار می‌دهند. یکی از انواع تصمیمات استراتژیک و راهبردی، انتخاب طرح‌های مختلف سرمایه‌گذاری بلندمدت است. بودجه‌بندی سرمایه‌ای فرآیندی است که مدیر از آن جهت ارزیابی و انتخاب فرصت‌های مختلف سرمایه‌گذاری استفاده می‌کند. بازنگری ادبیات پژوهش نشان می‌دهد که انتخاب و ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری تابع عوامل مختلفی است. بر اساس نظریه نمایندگی، مرور ادبیات پژوهش نشان می‌دهد که اندازه و چرخه عمر شرکت به‌عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری تلقی شده‌اند. گراهام و هارو[1] (۲۰۰۱) بیان نموده‌اند که تکنیک‌ها و روش‌های ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری تابع اندازه و چرخه عمر واحدهای تجاری قرار می‌گیرند. به‌عنوان نمونه، استنلی و بلاک[2] (۱۹۸۴) و گراهام و هارو (۲۰۰۱) با تمرکز بر شرکت‌های بزرگ چنین نتیجه گرفته‌اند که ملاک انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری در این شرکت‌ها نرخ بازده داخلی و خالص ارزش فعلی می‌باشد. در مقابل، شرکت‌های کوچک به دوره بازگشت سرمایه جهت انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری اتکا می‌نمایند. بااین‌وجود، بازنگری پژوهش‌های انجام‌شده در این زمینه نشان می‌دهد که تصمیم‌گیری‌های مرتبط با بودجه‌بندی سرمایه‌ای بدون تمرکز بر ماهیت شرکت‌ها و صنعتی که در آن فعالیت می‌کنند، انجام‌شده است. درحالی‌که سیلولا[3] (۲۰۰۶) معتقد است که ماهیت شرکت‌ها و نوع صنعت عاملی تعیین‌کننده در تصمیم‌گیری‌های مرتبط با بودجه‌بندی سرمایه تلقی می‌شود. بیزلند و هامبرگ[4] (۲۰۱۳) شرکت‌ها را با توجه به مخارجی که صرف فعالیت‌های خود می‌نمایند، به صنایع سنتی و صنایع با فناوری پیشرفته تفکیک نموده‌اند. آن‌ها صنایع سنتی را صنایعی تلقی کرده‌اند که معمولاً مخارج مربوط به دارایی‌ها را با معیار حد سرمایه‌ای کردن مخارج به حساب دارایی منظور کرده و طی عمر مفید مستهلک می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر این‌گونه صنایع در تعامل سریع با تغییرات تکنولوژی نیستند. در مقابل، صنایع با فناوری پیشرفته شامل شرکت‌هایی هستند که همسو با تغییرات تکنولوژی فعالیت نموده و اکثر مخارج و

1 . Graham & Harvey
2 . Stanley & Block
3 . Silvola
4 . Beisland & Hamberg

سرمایه‌گذاری‌هایی که در منابع با ارزش انجام می‌دهند را با توجه به استانداردهای تحقیق‌وتوسعه بلافاصله به‌حساب هزینه منظور می‌کنند و روش هزینه‌ای را انتخاب می‌کنند. سیلولا (۲۰۰۶) معتقد است ازآنجایی‌که صنایع با فناوری پیشرفته با محدودیت‌هایی در رشد سریع مواجه هستند، اغلب مخارج و سرمایه‌گذاری‌های خود را علی‌رغم آن‌که ممکن است برای آن‌ها منافع آتی نیز به همراه داشته باشد را بر مبنای محافظه‌کاری بلافاصله به هزینه منظور می‌کنند. استدلال آن‌ها این بوده است که اگرچه این مخارج ممکن است سود را در دوره وقوع کاهش دهد اما انتظار می‌رود باعث افزایش سودهای آتی شرکت شود. بر اساس آنچه گفته شد، این پژوهش درصدد است تا ارتباط بین مخارج تحقیق و توسعه و روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای را موردبررسی قرار دهد.

اهمیت و ضرورت این پژوهش را می‌توان در چندین بعد تبیین نمود. اول این‌که موجب بسط و توسعه ادبیات پژوهش می‌شود؛ زیرا تمرکز پژوهش‌ها به‌ویژه در داخل کشور بر حوزه حسابداری مالی بوده و اندک پژوهش‌هایی در رابطه با حسابداری مدیریت صورت گرفته است. دوم این‌که ویژگی‌های خاص شرکت‌هایی که در صنایع با فناوری پیشرفته فعالیت می‌کنند باعث شده است تا روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای آن‌ها متفاوت از شرکت‌هایی باشد که در صنایع سنتی فعالیت می‌کنند. از سوی دیگر، اکثر پژوهش‌هایی که در این زمینه صورت گرفته است که تعداد آن‌ها نیز بسیار کم بوده است، بدون تمرکز بر صنعت خاصی بوده است. درنتیجه ضرورت دارد با توجه به این شکاف پژوهشی و همچنین ویژگی خاص صنایع با فناوری پیشرفته مانند نحوه برخورد با مخارج تحقیق و توسعه بر روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای موردبررسی قرار گیرد.

در ادامه، پس از بیان مبانی نظری پژوهش، فرضیه‌ها و روش‌شناسی پژوهش ارائه‌شده و بعد از بیان یافته‌ها و نتیجه‌گیری، پیشنهادهای پژوهش ارائه خواهد شد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

صنایع با فناوری پیشرفته

لایتینن[1] (۲۰۰۱) صنایع با فناوری پیشرفته را شامل شرکت‌هایی تلقی نموده است که به‌طور سیستماتیک توسعه، تولید یا از مهارت‌های فناوری نوینی استفاده نموده و سرمایه‌گذاری‌های زیادی را صرف فعالیت‌های تحقیق و توسعه می‌کنند. این شرکت‌ها شامل ویژگی‌های خاص و

1 . Laitinen

منحصربه‌فردی هستند که فعالیت‌های تجاری آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. صنایع با فناوری پیشرفته مبتنی بر پایه و اساس علمی مستحکم بوده و باهدف بهره‌برداری از نوآوری‌های فناوری تأسیس می‌شوند (بری[1]،۱۹۹۸). سیلولا (۲۰۰۶) معتقد است شرکت‌هایی که در صنایع با فناوری پیشرفته فعالیت دارند باید از پتانسیل بالایی نسبت به تغییرات سریع تقاضای بازار برخوردار باشند. هسیو و همکاران[2] (۲۰۱۶) معتقدند شرکت‌هایی که در صنایع با فناوری پیشرفته فعالیت دارند، انتظار بر این است از عملکرد اقتصادی مطلوب‌تری نیز برخوردار باشند. استدلال آن‌ها بر این اساس است که این‌گونه شرکت‌ها با توجه به اینکه هزینه‌ای بیشتری را در تولید متحمل می‌شوند از ریسک بالاتری نیز برخوردارند.

مخارج تحقیق و توسعه و روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای

بازنگری ادبیات پژوهش نشان می‌دهد که در صنایع با فناوری پیشرفته علاوه بر این‌که میزان مخارج تحقیق و توسعه بسیار بالا می‌باشد، دارای ویژگی‌های دیگری مانند پشتوانه علمی، افزایش ریسک تجاری، پتانسیل رشد و منابع تأمین مالی و سرمایه‌گذاری بالایی هستند (گرنلند و تایپالینماکی[3]، ۲۰۰۵؛ کسار[4]،۲۰۰۴؛ داویلا و همکاران[5]،۲۰۰۳). مرور پژوهش‌های حسابداری و مالی نشان می‌دهد که مخارج تحقیق و توسعه به‌جای آن‌که یک هزینه تلقی شود، سرمایه‌گذاری است (چن و همکاران[6]،۲۰۰۱). سیلولا (۲۰۰۶) دلیل این امر را افزایش ارزش و سودآوری آینده صنایع با فناوری پیشرفته به‌واسطه این مخارج بیان نموده است. ازآنجایی‌که صنایع با فناوری پیشرفته از سطح بالایی از دارایی‌های نامشهود برخوردار هستند، بنابراین منافع ناشی از آن‌ها به‌تدریج و به‌مرورزمان حاصل می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، شناسایی مخارج تحقیق و توسعه به‌عنوان دارایی و تحقق منافع آتی ناشی از آن با تأخیر و وقفه صورت گرفته و معمولاً بلندمدت هستند. براین اساس، مخارج تحقیق و توسعه دارای ریسک بالا و منحصربه‌فردی است؛ زیرا بازده چنین پروژه‌های سرمایه‌گذاری با عدم اطمینان بالایی همراه بوده و بیش از سایر مخارج سرمایه‌ای است. نتایج پژوهش‌های قبلی که در حوزه صنایع با فناوری پیشرفته انجام‌شده است، نشان می‌دهد که اندازه شرکت تنها عامل

---

1 . Berry
2 . Hsu et al.
3 . Granlund & Taipaleenmäki
4 . Cassar
5 . Davila et al.
6 . Chen et al.

تعیین‌کننده در انتخاب سیستم حسابداری این‌گونه شرکت‌ها نیست. برخی از پژوهش‌ها نشان داده‌اند که سیستم حسابداری این‌گونه صنایع تحت تأثیر تجربه و مهارت‌های مدیران قرار می‌گیرد. لایتینن (۲۰۰۱) معتقد است اگرچه پذیرش سیستم‌های حسابداری مربوط به مخارج تحقیق و توسعه در شرکت‌های کوچک صنایع با فناوری پیشرفته شامل محدودیت‌هایی از جمله تجربه پایین در انتخاب روش‌ها است اما در مقابل، از پتانسیل بالایی در زمینه تولید محصولات و خدمات فناوری جدید به‌واسطه مهارت‌های فنی و آموزش برخوردارند. در چنین شرایطی این‌گونه صنایع به‌منظور ایجاد رقابت بین کارمندان و روابط مشتریان از سیستم‌های حسابداری استفاده می‌کنند که از انعطاف‌پذیری بالایی به‌منظور تغییر و بهبود وضع موجود برخوردار باشند.

علاوه براین، سطح فناوری در شرکت‌ها موجب تغییر در مخارج تحقیق و توسعه می‌شود. بر اساس استانداردهای بین‌المللی قضاوت ذهنی مدیران مبنای سرمایه‌ای کردن مخارج تحقیق و توسعه می‌باشد. بر این اساس می‌توان این‌گونه مخارج را عاملی برای علامت‌دهی یا مدیریت سود تلقی نمود. به‌عنوان نمونه، انگ و همکاران[1] (۲۰۰۸) معتقدند که مخارج تحقیق و توسعه برای سرمایه‌گذاران محتوای اطلاعاتی داشته و بازار به آن واکنش مثبت نشان می‌دهد. همچنین اسوالد و زاروین[2] (۲۰۰۷) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که بازده سهام در شرکت‌هایی که مخارج تحقیق و توسعه را سرمایه‌ای می‌کنند در مقابل بازده سهام در شرکت‌هایی که به هزینه کردن مخارج تحقیق و توسعه می‌پردازند، اطلاعات بیشتری در خصوص سودآوری آتی نشان می‌دهند. در مقابل، مرور ادبیات پژوهش نشان می‌دهد که همواره مخارج تحقیق و توسعه به موفقیت و امکان‌پذیری فنی منجر نشده و نتیجه آن نامشهود و غیرقابل‌پیش‌بینی است. مارکاریان و همکاران[3] (۲۰۰۸) معتقدند که شرکت‌ها به‌منظور هموارسازی، مخارج تحقیق و توسعه را سرمایه‌ای می‌کنند و دارای انگیزه فرصت‌طلبانه هستند. همچنین نی و همکاران[4] (۲۰۰۹) این‌گونه مخارج را عاملی جهت اجتناب از نقض قراردادهای بدهی تلقی نموده‌اند.

از سوی دیگر، سیلولا (۲۰۰۶) بیان می‌کند که ویژگی‌های خاص صنایع با فناوری پیشرفته مبنی بر مخارج تحقیق و توسعه سبب شده است تا تصمیم‌گیری‌های مرتبط با بودجه‌بندی سرمایه‌ای متفاوت از سایر شرکت‌ها باشد. چنین تصمیم‌گیری‌هایی ممکن است در صنایع با فناوری پیشرفته به‌واسطه این

---

1 . Ang et al.
2 . Oswald & Zarowin
3 . Markarian et al.
4 . Thi et al.

نوع مخارج منطقی‌تر از سایر صنایع به شمار رود. مدیران شرکت‌هایی که در این‌گونه صنایع فعالیت می‌کنند اغلب از چنین روش‌هایی برای مدیریت پروژه‌ها (اعم از مشارکتی و گروهی) در فرآیند سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند (دوران و گان[1]،۲۰۰۱). تصمیم‌گیری‌های مربوط به میزان مخارج تحقیق و توسعه مبتنی براین موضوع می‌باشد که پروژه‌ها از نظر استراتژیک مناسب هستند یا خیر. گرنلند و تایپالینماکی (۲۰۰۵) بیان نموده‌اند که روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای در صنایع با فناوری پیشرفته از اهمیت بالایی برخوردار است؛ زیرا سرمایه‌گذاری اصلی و اساسی آن‌ها در دارایی‌های نامشهود و استراتژیک است. این‌گونه صنایع معمولاً منابع خود را صرف مخارج تحقیق و توسعه‌ای می‌کنند که برای شرکت ارزش‌آفرین بوده و حداکثر بازده سرمایه‌گذاری را تحصیل نمایند.

لایتینن (۲۰۰۱) با تمرکز بر توسعه و رشد سیستماتیک صنایع با فناوری پیشرفته بیان می‌کند که دانش و تکنولوژی برتر در این صنایع تابع سرمایه‌گذاری زیادی در مخارج تحقیق و توسعه است. همچنین کسار (۲۰۰۴) نیز معتقد است ریسک تأمین مالی این نوع صنایع به‌واسطه سرمایه‌گذاری‌های زیاد در دارایی‌های نامشهود بالا می‌باشد. سیلولا (۲۰۰۶) معتقد است شرکت‌هایی که در صنایع با فناوری پیشرفته فعالیت می‌کنند، سرمایه‌گذاری‌های بسیاری را در ارتباط با مخارج تحقیق و توسعه انجام می‌دهند. از سوی دیگر، جریان‌های نقدی آتی این نوع سرمایه‌گذاری‌ها با ابهام روبرو است؛ زیرا ممکن است کسب منافع اقتصادی در مراحل مقدماتی سرمایه‌گذاری وجود نداشته باشد. به همین جهت انتظار می‌رود وجود چنین رویکردی به مخارج تحقیق و توسعه باعث شود تا از این مخارج به‌عنوان ابزاری تحلیلی جهت ارزیابی روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای مورداستفاده قرار گیرد. از سوی دیگر، محافظه‌کاری نامشروط حسابداری نیز سبب شده است تا حسابداران از سرمایه‌ای نمودن بسیاری از مخارج مربوط به منابع با ارزش مانند مخارج تحقیق و توسعه خودداری کنند (بیزلند و هامبرگ،۲۰۱۳). براین اساس دیدگاه غالبی که در ارتباط با مخارج تحقیق و توسعه وجود دارد این است که مدیران این نوع مخارج را نوعی هزینه تلقی می‌کنند که فاقد منافع اقتصادی در آینده است. درحالی‌که شواهد نشان می‌دهند که این نوع مخارج بر نقدینگی و ارزش، روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای، هزینه سرمایه، بازده سهام، قیمت سهام، شفافیت اطلاعات تأثیر می‌گذارند که در ادامه ارتباط بین مخارج تحقیق و توسعه و روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای در صنایع با فناوری پیشرفته موردبحث و بررسی قرار می‌گیرد.

بر اساس نظریه اقتضایی چنین فرض می‌شود که مخارج تحقیق و توسعه سبب می‌شود تا تکنیک‌های ارزیابی سودآوری پروژه‌های سرمایه‌گذاری با ویژگی‌های شرکت مانند اندازه در ارتباط باشد. مرور پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که تمایل به استفاده از روش بازگشت سرمایه در شرکت‌های کوچک بیش از شرکت‌های بزرگی

---

1 . Dooran & Gan

است که در صنایع با فناوری پیشرفته فعالیت می‌کنند. درحالی‌که استفاده از روش خالص ارزش فعلی در شرکت‌های بزرگ بیشتر از شرکت‌های کوچک بوده است (گراهام و هاروی،۲۰۰۱). از سوی دیگر، طبق نظریه چرخه عمر بیان شده است اندازه شرکت عاملی تعیین‌کننده در انتخاب روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای بوده و شرکت‌های کوچک از روش‌های ساده جهت این امر بهره می‌گیرند (مورس و یوئن[1]،۲۰۰۱). سیلولا (۲۰۰۶) و چان و همکاران (۲۰۰۱) دلیل تفاوت روش‌های بودجه‌بندی سرمایه را با توجه به اندازه شرکت در دو عامل بر شمرده‌اند. اولین عامل میزان مخارج تحقیق و توسعه در شرکت‌هایی است که در صنایع با فناوری پیشرفته فعالیت می‌کنند. آن‌ها معتقدند که مخارج تحقیق و توسعه یک سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود؛ بنابراین این نوع مخارج هستند که انتخاب روش‌های بودجه‌بندی سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهند. دلیل دوم آن‌ها این بوده است که تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری در صنایع با فناوری پیشرفته با توجه به اندازه شرکت تحت تأثیر قرار می‌گیرد. بدین‌صورت که شرکت‌های کوچک از منابع داخلی جهت تأمین مالی استفاده می‌کنند که منطبق با نظریه سلسله مراتبی است. درحالی‌که هزینه تأمین مالی و سرمایه شرکت‌های بزرگ ممکن است به‌واسطه تأمین مالی بیرونی و همچنین ریسک سرمایه‌گذاری در این‌گونه صنایع بیشتر باشد.

فرضیه‌های پژوهش

مستند به مبانی نظری در تبیین ارتباط بین مخارج تحقیق و توسعه و روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای، فرضیه‌های این پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است:

۱- بین مخارج تحقیق و توسعه با خالص ارزش فعلی رابطه معنادار وجود دارد.

۲- بین مخارج تحقیق و توسعه با دوره بازگشت سرمایه رابطه معنادار وجود دارد.

۳- بین مخارج تحقیق و توسعه با نرخ بازده سرمایه‌گذاری رابطه معنادار وجود دارد.

۴- بین مخارج تحقیق و توسعه با هزینه سرمایه رابطه معنادار وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، ماهیت و نوع داده‌ها به ترتیب بنیادی، توصیفی مبتنی بر تحلیل رگرسیون و ترکیبی است. پژوهش بنیادی پژوهشی است که به تبیین روابط بین متغیرها می‌پردازد. در پژوهش‌های توصیفی مبتنی بر تحلیل رگرسیون، متغیر(های) وابسته توسط متغیر(های) مستقل

---

1 . Moores K & Yuen

پیش‌بینی می‌شود. داده‌های مورد نیاز از لوح فشرده شرکت تدبیر پرداز، نرم‌افزار ره‌آورد نوین و گزارش‌های ارائه‌شده توسط سازمان بورس اوراق بهادار جمع‌آوری‌شده و برای تجزیه‌وتحلیل آن از نرم‌افزارهای Excel و Eviews استفاده شده است. نمونه آماری از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۵- ۱۳۹۱ با توجه به معیارهای زیر انتخاب‌شده‌اند: چون اطلاعات مربوط به شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی دربرگیرنده داده‌های سایر شرکت‌هاست، از نمونه حذف گردیده‌اند. به جهت قابل‌مقایسه بودن و همچنین همگنی و تعمیم نتایج، سال مالی منتهی به پایان اسفندماه باشد. اطلاعات مورد نیاز برای سنجش متغیرها به‌ویژه اطلاعات مربوط به روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای در دسترس باشند.

علاوه، بازنگری ادبیات پژوهش حاکی از آن است که شرکت‌ها بر اساس فعالیت‌های اصلی و عملیاتی و همچنین نحوه برخورد با مخارج تحقیق و توسعه به دو صنایع سنتی و با فناوری پیشرفته قابل‌تفکیک هستند. به‌عنوان نمونه شرکت‌هایی که در صنعت حمل‌ونقل، عمران، مواد غذایی، فلزات اساسی و معادن فعالیت می‌کنند، به‌عنوان صنایع سنتی و شرکت‌هایی که در صنعت خودرو، وسایل ارتباطی، سازنده ماشین‌آلات و تجهیزات برقی، صنایع شیمیایی و پتروشیمی، داروسازی و تجهیزات پزشکی فعالیت می‌کنند، به‌عنوان صنایع با فناوری پیشرفته در نظر گرفته‌شده‌اند.

مدل پژوهش و اندازه‌گیری متغیرها

در این پژوهش جهت آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های زیر که از پژوهش سیولا(۲۰۰۶) گرفته شده است و تعدیل گردیده است، استفاده شده است.

$$NPV= b_0+b_1R\&D+ b_2LEV+ b_3SIZE+ b_4 BTM + b_5 AGE+€$$
$$PP= b_0+b_1R\&D+ b_2LEV+ b_3SIZE + b_4 BTM + b_5AGE+€$$
$$ROI= b_0+b_1R\&D+ b_2LEV+ b_3SIZE+ b_4 BTM + b_5AGE+€$$
$$COE= b_0+b_1R\&D+ b_2LEV+ b_3SIZE+ b_4 BTM + b_5AGE+€$$

اندازه‌گیری متغیرها

خالص ارزش فعلی (NPV)

در این پژوهش جهت اندازه‌گیری خالص ارزش فعلی از مدل خان (۱۹۹۹) که به‌صورت زیر برآورد می‌شود، استفاده می‌شود:

$$NPV_{i,t} = NCF_t / (1+r)$$

که در آن:

NPV خالص ارزش فعلی، NCF خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و r نرخ تنزیل که در این پژوهش از نرخ بهره بانکی استفاده می‌شود (سیولا،۲۰۰۶).

دوره بازگشت سرمایه (PP)

در این پژوهش دوره بازگشت سرمایه از طریق تقسیم سرمایه‌گذاری در دارایی‌های نامشهود بر خالص جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری اندازه‌گیری می‌شود (سیولا،۲۰۰۶).

نرخ بازده سرمایه‌گذاری (ROI)

این نرخ برابر است با نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌های غیر جاری(سیولا،۲۰۰۶).

هزینه سرمایه (COE)

در این پژوهش جهت اندازه‌گیری هزینه سرمایه از میانگین موزون هزینه سرمایه که به‌صورت زیر برآورد می‌شود، استفاده خواهد شد:

$$WACC = E/V * Re + D/V * R\&D * (1 - Tc)$$

که در آن:

Re = هزینه حقوق صاحبان سهام، R&D = هزینه بدهی،E = حقوق صاحبان سهام شرکت، D = بدهی‌های شرکت، V = حقوق صاحبان سهام + بدهی‌ها، E/V = درصد تأمین مالی شرکت از محل حقوق صاحبان سهام، D/V = درصد تأمین مالی شرکت از محل بدهی‌ها، Tc = نرخ مالیات بر شرکت (سیولا،۲۰۰۶).

مخارج تحقیق و توسعه (R&D)

مخارج تحقیق و توسعه عبارت است از هزینه‌های تحقیق و توسعه برای شرکت i در سال t که از یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی قابل‌استخراج است (سیولا،۲۰۰۶).

متغیرهای کنترلی

LEV: نسبت بدهی به مجموع دارایی‌ها.

SIZE: اندازه شرکت که برابر است با لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت.

BTM: نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار.

AGE: عمر شرکت که برابر است با تعداد سال‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱.آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
NPV	۰/۰۰٤	۰/۰۰۱۸	۰/۰۱	۰/۱۹	۰/۰۰۰۰۰۰۲
PP	۰/۵۲	۰/۰۷٤	۱/۹۳	۲۰/۹۹	۰
ROI	۰/۵۹	۰/۳۱	۰/۸٤	۷/۳۰	−۱/۰۹
COE	۰/۱۵	۰/۱۳	۰/٦٤	۱۳/۵۳	۰/۰۱
R&D	۰/۲٦	۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۸٤	۰/۰۰۱
LEV	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۲۰	۱/٤٦	۰/۰۱
SIZE	٦/۲۲	٦/۱۲	۰/٦٦	۸/۳۰	٤/۵۷
BTM	۰/٤۳	۰/۳۹	۰/۲۹	۱/٦٤	−۱/٤٦
AGE	۱٦/۵۳	۱۵	۷/۳۳	٤۹	٤

میزان همبستگی بین متغیرهای تحقیق در جدول (۲) آورده شده است.

آزمون همبستگی بین متغیرها

قبل از برآورد مدل لازم است تا عدم وجود هم خطی میان متغیرهای مستقل آزمون شود. برای بررسی وجود یا عدم وجود هم خطی میان متغیرهای مستقل پژوهش از تحلیل همبستگی استفاده شده است؛ که این کار با محاسبه ضریب همبستگی پیرسون انجام می‌شود.

جدول ۲. جدول آزمون همبستگی بین متغیرها

متغیر	R&D	LEV	SIZE	BTM	AGE
R&D	۱	–	–	–	–
LEV	۰/۰۱	۱	–	–	–
SIZE	۰/۱۵	۰/۰۳	۱	–	–
BTM	۰/۰٤	-۰/۲۸	۰/۱۹	۱	–
AGE	-۰/۱۱	۰/۰۸	-۰/۰٦	۰/۰۹	۱

با توجه به نتایج جدول (۲) مشخص گردید که مقادیر ضریب همبستگی خیلی زیاد یا خیلی کم (نزدیک به ۱+و ۱-) که نتایج تحلیل رگرسیونی را تحت تأثیر قرار دهد، مشاهده نمی‌شود. درنتیجه هم خطی‌ای میان متغیرهای مستقل پژوهش وجود ندارد.

آزمون ایستایی

قبل از برآورد مدل به‌منظور اطمینان از نتایج پژوهش و ساختگی نبودن روابط موجود در رگرسیون و معنی‌دار بودن متغیرها، اقدام به انجام آزمون مانایی و محاسبه ریشه واحد متغیرهای پژوهش در مدل‌ها گردید. آزمون مزبور با استفاده از روش لوین، لین و چو (Levin,lin & chut) انجام گردید.

جدول ۳. آزمون ایستایی

متغیر	آماره آزمون	احتمال تائید فرضیه صفر
NPV	-۲۸/۱٤	۰
PP	-۲٤۰۵/٦۳	۰
ROI	-٤۲/۱۲	۰
COE	-۱۷۷/۰۰۲	۰
R&D	-۲۰/۳۲	۰
LEV	-۲۳/٤۹	۰
SIZE	-۲۱/۸۵	۰
BTM	-۱۳/۵٤	۰
AGE	-٤۲/۱۲	۰

با توجه به نتایج حاصل از جدول (۳) مشخص گردید که تمامی متغیرها در سطح مانا بودند.

آزمون خودهمبستگی LM (بریوش گادفری)

جدول ٤. آزمون خودهمبستگی

	Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation	
	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
مدل اول	۷۲/۱۱	۰/۲۳
مدل دوم	٤۸/۲۳	۰/٥٤
مدل سوم	۱۱/٤٤	۰/۱۸
مدل چهارم	۱۰۲/۳٥	۰/۱۱

اینجا فرضیه H_0 این است که مشکل خودهمبستگی وجود ندارد (cov(Ui,Uj)=0)، با توجه به‌احتمال آماره F که از ۵ درصد بیشتر است، فرضیه H_0 را می بپذیریم و درنتیجه در این رگرسیون مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

آزمون F لیمر

آزمون معنی‌دار بودن روش اثرات ثابت به شرح زیر انجام شد. ازآنجاکه داده‌ها به‌صورت ترکیبی هستند، باید از آزمون چاو[1] برای تعیین الگوی تلفیقی[2] یا الگوی اثرات ثابت[3] استفاده نمود.

H_0 = واحدهای انفرادی همگن می‌باشند و باید از روش داده‌های تلفیقی استفاده نمود.

H_1 = واحدهای انفرادی همگن نیستند و باید از روش داده‌های تابلویی استفاده کرد.

1 . Chow
2 . Pooled
3 . Fixed Effects Model

جدول ۵. نتایج آزمون F لیمر

مدل	آماره F	معناداری	نتیجه
مدل ۱	٤٦/٦٩	۰/۰۰۰	تابلویی
مدل ۲	۱/۰٦	۰/۳۳٤	تلفیقی
مدل ۳	٤/۸٤	۰/۰۰۰	تابلویی
مدل ٤	۱/۲۲	۰/۰۹۱	تلفیقی

با توجه به این‌که مقدار سطح معنی‌داری مدل اول و سوم پژوهش کمتر از ٪۵ می‌باشد، بنابراین فرضیه یک مبنی بر این‌که استفاده از روش داده‌های تابلویی، مناسب است، تائید می‌گردد. بنابراین بر اساس نتایج آزمون F لیمر مدل اول و سوم پژوهش روش داده‌های تابلویی تائید شده است. بنابراین برای مدل اول و سوم پژوهش نیاز به انجام آزمون هاسمن می‌باشد. مقدار سطح معنی‌داری مدل دوم و چهارم پژوهش بیشتر از ٪۵ می‌باشد، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر این‌که استفاده از روش داده‌های تلفیقی، مناسب است، تائید می‌گردد.

فرض‌های پژوهشی آزمون هاسمن به شرح زیر است:

H0 = (RE بین اجزای اخلال و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد (روش اثرات تصادفی

H1 = (FE بین اجزای اخلال و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد (روش اثرات ثابت

جدول ٦. نتایج آزمون هاسمن

شرح	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
مدل ۱	۵/۷٦	۰/۳۲۹
مدل ۳	٤۲/۳۷	۰/۰۰۰

با توجه به نتایج آزمون انجام‌شده (هاسمن) احتمال به‌دست‌آمده برای مدل اول بیشتر از ۵ درصد بوده و بنابراین باید در مدل اول پژوهش از روش اثرات تصادفی استفاده شود و برای مدل سوم کمتر از ۵ درصد بوده و بنابراین باید در مدل سوم پژوهش از روش اثرات ثابت استفاده شود.

اکنون فرضیه‌های پژوهش بررسی می‌گردد. در بررسی مدل اول پژوهش، همان‌طور که نتایج آزمون در جدول ۶ نشان می‌دهد، معنادار بودن کل رگرسیون با توجه به آماره F در سطح اطمینان

۹۹٪ تائید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که ۰,۷۱ از تغییرات خالص ارزش فعلی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود.

نتایج برآورد مدل اول پژوهش

جدول ۷. نتایج برآورد مدل اول پژوهش

$NPV= b_0+b_1R\&D+ b_2LEV+ b_3SIZE+ b_4BTM+ b_5AGE+€$				
متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	P-value
C	۰/۰۰۹	۰/۰۰٤	۲/۱۸	۰/۰۲۹
R&D	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۵	-۵/۱۲	۰/۰۰۰
LEV	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۰۷	-٤/۲۷	۰/۰۰۰
SIZE	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۷	۰/٤۳	۰/٦٦۲
BTM	-۰/۰۰۰٦	۰/۰۰۰۲	-۲/٤۱	۰/۰۱٦
AGE	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰٤	-٤/٦٦	۰/۰۰۰
آماره **F** ۹/٤۰		سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰		
ضریب تعیین ۰/۷۱		ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰/٦۳		

فرضیه اول پژوهش: بین مخارج تحقیق و توسعه با خالص ارزش فعلی رابطه معنادار وجود دارد.

فرض‌های پژوهشی به شرح زیر است:

H0: بین مخارج تحقیق و توسعه با خالص ارزش فعلی رابطه معنادار وجود ندارد.

H1: بین مخارج تحقیق و توسعه با خالص ارزش فعلی رابطه معنادار وجود دارد.

همان‌گونه که نتایج آزمون فرضیه اول نشان می‌دهد بین متغیر مخارج تحقیق و توسعه با خالص ارزش فعلی رابطه منفی و معنادار وجود دارد. ضریب متغیر R&D ۰,۰۰۲- است. به‌بیان‌دیگر به ازای یک واحد تغییر در R&D مقدار NPV ۰,۰۰۲ در جهت عکس تغییر می‌یابد. در تفسیر این نتیجه می‌توان گفت شرکت‌هایی که مخارج بیشتری را صرف فعالیت‌های تحقیق و توسعه می‌نمایند، انتظار می‌رود پروژه‌های سرمایه‌گذاری آن‌ها دارای NPV منفی‌تری باشند. به‌بیان‌دیگر افزایش هزینه‌های R&D منجر به این می‌شود که جریان‌های نقدی حاصل از سرمایه‌گذاری کمتر از میزان خالص سرمایه‌گذاری اولیه باشد. در رابطه با متغیرهای کنترلی نیز نتایج

نشان می‌دهد که بین نسبت BTM و NPV رابطه منفی و معنادار وجود دارد. به‌بیان‌دیگر شرکت‌هایی که از نسبت BTM بالاتری برخوردار هستند، دارای NPV کمتر بوده که ممکن است دلیل آن محافظه‌کاری شرکت‌های نمونه باشد. همچنین نتایج نشان داد که متغیر عمر شرکت رابطه منفی و معنادار با متغیر وابسته دارد؛ یعنی شرکت‌هایی که از سابقه بیشتری در بازار بورس برخوردار هستند، دارای NPV کمتری هستند که ممکن است دلیل منطبق با نظریه چرخه عمر شرکت باشد که بیان می‌کند هر چه به سابقه فعالیت شرکت‌ها افزوده شود ممکن است به دلیل اشباع شدن میزان سودآوری کاهش یابد. همچنین نتایج نشان داد که بین نسبت بدهی و خالص ارزش فعلی رابطه منفی و معنادار وجود دارد. به‌بیان‌دیگر شرکت‌هایی که از سطح بدهی بالاتری برخوردار هستند، خالص ارزش فعلی پایین‌تری دارند که ممکن است دلیل آن افزایش جریان‌های نقدی خروجی ناشی از بازپرداخت اصل و بهره وام‌های دریافتی باشد.

مدل دوم پژوهش نیز به شرح زیر موردبررسی قرار گرفت. همان‌طور که نتایج آزمون در جدول ۷ نشان می‌دهد، معنادار بودن کل رگرسیون با توجه به آماره F در سطح اطمینان ۹۹٪ تائید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که ۰,۴۴ از تغییرات دوره بازگشت سرمایه توسط متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود.

نتایج برآورد مدل دوم پژوهش

جدول ۸. نتایج برآورد مدل دوم پژوهش

$PP= b_0+b_1R\&D+ b_2LEV+ b_3SIZE + b_4BTM+ b_5AGE+€$				
متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	P-value
C	۰/٦٨	۱/۵۱	۰/٤٥	۰/٦٥۰
R&D	۰/۹۵	۰/۳۹	۲/٤۱	۰/۰۱٦
LEV	-۰/۳۰	۰/۳۵	-۰/۸۵	۰/۳۹۱
SIZE	۰/۲۷	۰/۳۱	-۰/۸۷	۰/۳۸۳
BTM	۰/۷۰	۰/۲٦	-۲/٦۹	۰/۰۰۷
AGE	-۰/۰۱	۰/۰۳	-۰/۵۰	۰/٦۱۲
آماره F	۳/۰۹	سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰		
ضریب تعیین ۰/٤٤		ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰/۳۰		

فرضیه دوم پژوهش: بین مخارج تحقیق و توسعه با دوره بازگشت سرمایه رابطه معنادار وجود دارد.

فرض‌های پژوهشی به شرح زیر است:

H0: بین مخارج تحقیق و توسعه با دوره بازگشت سرمایه رابطه معنادار وجود ندارد.

H1: بین مخارج تحقیق و توسعه با دوره بازگشت سرمایه رابطه معنادار وجود دارد.

همان‌گونه که نتایج آزمون نشان می‌دهد بین متغیر مخارج تحقیق و توسعه و دوره بازگشت سرمایه رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. ضریب متغیر دوره بازگشت سرمایه ۰,۹۵ می‌باشد. به‌بیان‌دیگر به ازای یک واحد تغییر در مخارج R&D ممکن است دوره بازگشت سرمایه به میزان ۰,۹۵ در جهت مستقیم افزایش یابد؛ بنابراین شرکت‌هایی که از هزینه‌های R&D بالاتری برخوردار هستند، مدت‌زمان بیشتری جهت بازگشت سرمایه صرف می‌شود که ممکن است دلیل آن افزایش مخارج مرتبط با تحقیق و توسعه در شرکت‌های نمونه باشد.

نتایج آزمون مدل سوم پژوهش به شرح زیر است. همان‌طور که نتایج آزمون در جدول ۸ نشان می‌دهد، معنادار بودن کل رگرسیون با توجه به آماره F در سطح اطمینان ۹۹٪ تائید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که ۰,۸۴ از تغییرات نرخ بازده سرمایه‌گذاری توسط متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود.

نتایج برآورد مدل سوم پژوهش

جدول ۹. نتایج برآورد مدل سوم پژوهش

$ROI= b_0+b_1R\&D+ b_2LEV+ b_3SIZE + b_4BTM+ b_5AGE+€$				
متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	P-value
C	۱/٦٦	۰/٦٦	۲/۵۰	۰/۰۱۲
R&D	-۰/۷۳	۰/۱۲	-۵/۹۲	۰/۰۰۰
LEV	-۱/۵۱	۰/۰۹	-۱۵/٤۰	۰/۰۰۰
SIZE	۰/۱۷	۰/۱۲	۱/٤٤	۰/۱٤۸
BTM	-۰/۰۰۰٤	۰/۰٤	-۰/۰۱	۰/۹۹۱
AGE	-۰/۰٦	۰/۰۰۷	-۸/۸٦	۰/۰۰۰
آماره F ۲۱/۲۵		سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰		
ضریب تعیین ۰/۸٤		ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰/۸۰		

فرضیه سوم پژوهش: بین مخارج تحقیق و توسعه با نرخ بازده سرمایه‌گذاری رابطه معنادار وجود دارد.

فرض‌های پژوهشی به شرح زیر است:

H0: بین مخارج تحقیق و توسعه با نرخ بازده سرمایه‌گذاری رابطه معنادار وجود ندارد.

H1: بین مخارج تحقیق و توسعه با نرخ بازده سرمایه‌گذاری رابطه معنادار وجود دارد.

همان‌گونه که نتایج آزمون نشان می‌دهد بین متغیر مخارج تحقیق و توسعه و نرخ بازده سرمایه‌گذاری رابطه منفی و معنادار وجود دارد. ضریب متغیر نرخ بازده سرمایه‌گذاری ۰٫۷۳- می‌باشد. به‌بیان‌دیگر به ازای یک واحد تغییر در مخارج R&D ممکن است نرخ بازده سرمایه‌گذاری به میزان ۰٫۷۳ در جهت عکس کاهش یابد؛ بنابراین شرکت‌هایی که از هزینه‌های R&D بالاتری برخوردار هستند، بازده سرمایه‌گذاری کمتری دارند. به‌بیان‌دیگر افزایش مخارج تحقیق و توسعه منجر به کاهش نرخ بازده سرمایه‌گذاری می‌شود.

نتایج بررسی مدل چهارم نیز به شرح زیر می‌باشد. همان‌طور که نتایج آزمون در جدول ۹ نشان می‌دهد، معنادار بودن کل رگرسیون با توجه به آماره F در سطح اطمینان ۹۹٪ تائید می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که ۰٫۴۹ از تغییرات هزینه سرمایه توسط متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود.

۸-۶. نتایج برآورد مدل چهارم پژوهش

جدول ۱۰: نتایج برآورد مدل چهارم پژوهش

$COE= b_0+b_1R\&D+ b_2LEV+ b_3SIZE + b_4BTM+ b_5AGE+€$				
متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	P-value
C	-۰/۳۷	۰/۲۰	-۱/۷۷	۰/۰۷۷
R&D	-۰/۰٤	۰/۰٤	-۰/۹۹	۰/۳۱۸
LEV	۰/۱۱	۰/۰۵	۲/۰۵	۰/۰٤۰
SIZE	۰/۱۳	۰/۰٤	۳/۳۹	۰/۰۰۰
BTM	-۰/۰۲	۰/۰۱	-۱/۱٦	۰/۲٤۳
AGE	-۰/۰۲	۰/۰۰۳	-٦/۸۰	۰/۰۰۰
آماره **F** ۳/۸۷		سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰		
ضریب تعیین ۰/۵۰		ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰/ ۳۷		

فرضیه چهارم پژوهش: بین مخارج تحقیق و توسعه با هزینه سرمایه رابطه معنادار وجود دارد.

فرض‌های پژوهشی به شرح زیر است:

H0: بین مخارج تحقیق و توسعه با هزینه سرمایه رابطه معنادار وجود ندارد.

بین مخارج تحقیق و توسعه با هزینه سرمایه رابطه معنادار وجود دارد.:H1

نتایج آزمون نشان می‌دهد که بین مخارج R&D و هزینه سرمایه رابطه معنادار آماری وجود ندارد؛ اما علامت ضریب متغیر R&D نشان می‌دهد که ممکن است یک رابطه منفی بین مخارج R&D و هزینه سرمایه وجود داشته باشد. به گونه‌ای که شرکت‌ها ممکن است از طریق تأمین سرمایه توسط سهامداران انگیزه کمتری جهت فعالیت‌های تحقیق و توسعه داشته باشند.

نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش بررسی ارتباط بین مخارج تحقیق و توسعه با روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای در صنایع با فناوری پیشرفته می‌باشد. به همین منظور ارتباط مخارج تحقیق و توسعه با ۴ روش بودجه‌بندی سرمایه‌ای شامل خالص ارزش فعلی، دوره بازگشت سرمایه، نرخ بازده سرمایه‌گذاری و هزینه سرمایه در شرکت‌هایی که در صنایع با فناوری پیشرفته فعالیت می‌کنند طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ موردبررسی قرارگرفته است. نتایج آزمون فرضیه‌ها به شرح زیر بوده است:

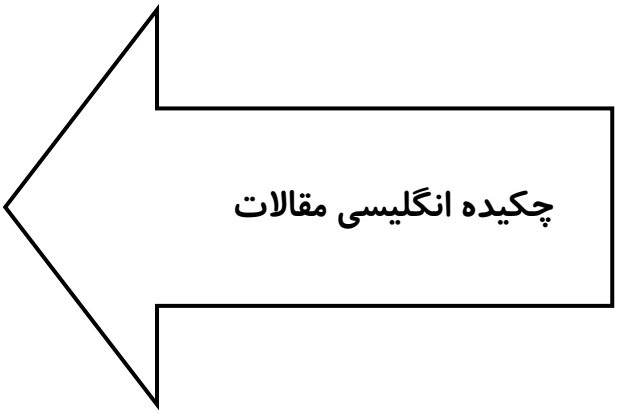
نتایج آزمون فرضیه حاکی از آن بوده است که مخارج تحقیق و توسعه با خالص ارزش فعلی رابطه منفی و معنادار دارد. در تفسیر این نتیجه می‌توان گفت شرکت‌هایی که مخارج بیشتری را صرف فعالیت‌های تحقیق و توسعه می‌نمایند، پروژه‌های سرمایه‌گذاری آن‌ها به دلیل کاهش ارزش فعلی جریان‌های نقدی دارای NPV منفی است. همچنین نتایج نشان داد که مخارج تحقیق و توسعه با دوره بازگشت سرمایه رابطه مثبت و معنادار دارد؛ بنابراین شرکت‌هایی که R&D بالاتری دارند، مدت‌زمان بیشتری جهت بازگشت سرمایه صرف می‌کنند. علاوه بر این نتایج بیانگر این موضوع بوده است که مخارج تحقیق و توسعه با نرخ بازده سرمایه‌گذاری رابطه منفی و معنادار دارد. به‌بیان‌دیگر، شرکت‌هایی که از مخارج R&D بالاتری برخوردار هستند، بازده سرمایه‌گذاری کمتری دارند که ممکن است دلیل آن کاهش سود به دلیل سیاست حسابداری محافظه‌کارانه‌تر باشد. همچنین نتایج نشان داد که بین مخارج تحقیق و توسعه با هزینه سرمایه رابطه معنادار ندارد.

به‌طورکلی نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان داد که مخارج تحقیق و توسعه، روش‌های بودجه‌بندی سرمایه‌ای (به‌جز هزینه سرمایه) را در شرکت‌های با صنایع پیشرفته تحت تأثیر قرار داده که دراین‌بین مخارج تحقیق و توسعه با دوره بازیافت سرمایه بیشترین ارتباط وجود دارد. این نتایج می‌تواند در حوزه حسابداری مدیریت موردتوجه مدیران قرارگرفته و زمینه را برای پژوهش‌های آینده در این حوزه که شواهد بسیار اندکی در رابطه با آن وجود دارد، فراهم سازد.

منابع

- Ang, H.N. Church, K. Feng, M. (2008). Accounting Convergence of Intangibles:Value Relevance of R&D Accounting Treatment. AAA.
- Beisland, A. L. Hamberg, M. (2013). "Earnings sustainability, economic conditions and the value relevance of accounting information", Scandinavian Journal of Management, 29, 314-324.
- Berry M. (1998). "Strategic Planning in Small High-Tech Companies", Long Range Planning, 31: 455–466.
- Cassar, G. (2004). "Financing of business start-ups", Journal of Business Venturing, Vol. 19, pp. 261-83.
- Chen, J.P. C. Chen, S. & Su, X. (2001). "Is Accounting Information Value-Relevant in the Emerging Chinese Stock Market?", Journal of International Accounting, Auditing & Taxation, 10, 1-22.
- Davila A, Foster G & Gupta M. (2003). "Venture capital financing and the growth of start-up firms", Journal of Business Venturing, 18(6): 689–708.
- Graham, J.R. Harvey, C.R.(2001). "The theory and practice of corporate finance: evidence from the field", J. Finance. Econ. 60 (2–3), 187–243.
- Granlund M & Taipaleenmäki J. (2005). "Management Control and Controllership in New Economy Firms – A Life-cycle Perspective", Management Accounting Research, 16(1): 21–57.
- Hsu, C. H. Lai, S. C. & Li, H. C. (2016), "Institutional Ownership and Information Transparency: Role of Technology Intensities and Industries", Asia Pacific Management Review,Vol. 21, PP. 26-37.
- Laitinen EK. (2001). "Management accounting change in small technology companies: towardsa mathematical model of the technology firm", Management Accounting Research, 12: 507–541.
- Markarian, G. Pozza, L. Prencipe, A. (2008). Capitalization of R&D costs and Earnings management: Evidence from Italian listed companies. The International Journal of Accounting, 43(3), 246-267.
- Moores K & Yuen S. (2001). "Management accounting systems and organizational configuration: a life-cycle perspective", Accounting, Organizations and Society, 26: 351–389.
- Oswald, D.R. Zarowin, P. (2007a). Capitalization of R&D and the in formativeness of stock prices. The European Accounting Review, 16(4), 703–726.

- Silvola, Hanna. (2006). "Low-intensity R&D and Capital Budgeting Decisions in IT Firms", Advances in Management Accounting, 15: 21–49.
- Stanley, M.T. Block, S.B.(1984). "A survey of multinational capital budgeting", Finance Rev, 19 (1), 36–54.
- Thi, T.D. Kang, H. Schultze, W. (2009). Discretionary capitalization of R&D—the tradeoff between earnings management and signaling. Conference Paper, AAA2009 midyear international accounting section (IAS) meeting paper.


چکیده انگلیسی مقالات

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2018/11/05
Accepted: 2019/03/10

Investigating the Relationship between Research and Development Expenditures and Capital Budgeting Methods in Advanced Technology Industries

Mohammad Reza Vatanparast[1], Mostafa Maleki[2]

Abstract

One of the main challenging decisions which business unit managers always face is how to choose investment projects. Capital budgeting is a process which evaluates and selects the various investment opportunities by the manager. In addition, research and development spending is expected to be a factor influencing decisions related to the budgeting of capital. Therefore, the purpose of this research is to investigate the relationship between R&D expenditures and capital budgeting methods, including net present value, payback period, return on investment and capital cost. For this purpose, 97 companies were surveyed in Tehran Stock Exchange between 1391 and 1395.

The results showed that research and development expenditures were significantly associated with capital budgeting methods, with the exception of capital cost. In general, the results indicate that research and development expenditures have affected the capital budgeting methods, which could be considered by managers in the field of management accounting.

Keywords: R&D Expenditure, net present value, investment payback period, return on investment, capital costs.

JEL: P10

---

1 . Assistant Professor, Department of Accounting, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran, Email:vatanparast@iaurasht.ac.ir

2 . Ph.D. Student, Department of Accounting, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran,(Corresponding Author). Email:mostafamaleki@phd.iaurasht.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2018/12/01
Accepted: 2019/09/02

Financial Assets Pricing Using the Price Bubbles Risk

Abbas Aminifard[1], Ebrahim Zare2, Mehrzad Ebrahimi3

Abstract

"Bubble," in financial markets refers to higher public expectations of rising prices in the future which lead to a temporary increase in prices. One of the most important risks affecting stock returns is the risk of bubbling stock prices. This study aimed to investigate the effect of pricing bubble formation risk on the stock return. The data were collected from 274 companies within a period of the eight years i.e. 2010-2017 based on monthly portfolios .Stock returns were used to measure asset pricing. The research was applied and correlated in terms of objective and post-event research in terms of collecting the research data. Panel data model estimation showed that price bubble factor and size factor had a negative and significant relationship with stock return rate and momentum market facto. Likewise, value factor with stock return rate had a positive significant relationship. Based on the research findings, it can be argued that shareholders can use the price bubble factor to predict the rate of return on stocks and determine the price and value of their stocks and assets.

Keywords: Risk of Bubble Price, Right-tailed unit root test, Capital asset pricing model

JEL: C22, G12, G14

---

1 . Chercheur invité -en Sciences Economiques,Faculté des Sciences Economiques et de Gestion - BETA, Email:aminifard@unistra.fr

2 . Ph. D student, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.(Corresponding Author), Email:Ebrahimzare.1398@gmail.com

3 . Assistant Professor and Faculty Member, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. Email:mhrzad@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of
Social Sciences and Economics
Received: 2019/02/13
Accepted: 2019/07/05

Selection of Briston-Based Multi-Purpose Performance: A Case Study of the Shared Funds of the Tehran Stock Exchange

Gholamreza Zomorodian[1], Seied Majid Shariat Panahy[2], Mirfeiz Fallah Shams Lialestany[3], Mohammadreza Faghiri[4]

Abstract

One of the most challenging issues for investment managers is to find out whether the total value added of each of the constituent groups of assets (deposits, fixed income securities and equity) portfolios of mixed investment funds and stock exchanges can be highly based on which one of the dual decisions, namely selection of asset groups or weighting to each of these groups (asset allocation).

In order to measure managers' performance and consequently managers' skills assessment, total value added is used with no consideration of the effect of each selection decision on securities and their weighting. This paper is to answer the above- mentioned question and extend the existing methods. In so doing, the value added of each portfolios of asset portfolios of the above-mentioned investment funds is divided into value added from the allocation of assets (weighing). Likewise, the selection of securities, and thus the skills of the managers of each of these funds based on these two decisions were measured. Given the novice of such funds in the Iranian stock exchange and limited information, the results of this paper show that managers of these funds have no sustainability skills in either of these two dimensions. It is worth noting, however, that any increase in the operating time of these funds as well as using more sophisticated models in which returns and risks are simultaneously investigated, we can provide a more sustainable framework for full assessment of managers' skills.

Keywords: Brinnston Model, Smoothing Algorithm, Selection and Allocation
JEL: G11,G14

---

1 . Assistant Prof., Management, Azad University, Tehran, Iran,Gho.zomorodian@iauctb.ac.ir
2 . Assistant Prof., Management, Allameh University, Tehran, Iran, Email:majedshp@yahoo.com
3 . Assistant Prof., Management, Azad University, Tehran, Iran, Email:fallahshams@gmail.com
4 . Ph.D. Student in Financial Engineering, Management, Azad University, Tehran, Iran, (Corresponding Author), Email:mahan4247@gmail.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of
Social Sciences and Economics
Received: 2018/12/25
Accepted: 2019/05/07

Investigating the Effect of Capital and Liquidity Measures on the Probability of Financial Distress in Banks

Gholam Hossein Asadi[1], Mohammad Soleymani[2]

Abstract

Money market has an undeniable role in the economy of Iran. The financial distress in this market can have an effect on the whole countries economic system. Anticipation of this situation aimed at confronting and reducing the impact of the banking crises is required. In so doing, the main purpose of this study is to investigate the relationship between capital and liquidity measures and probability of financial distress and possibility of its anticipation in banking sector. In order to meet the purposes of this study, capital and liquidity measures defined by Basel Committee were used as capital and liquidity indexes. Also, Altman Z score was used as criterion of the financial distress. A sample of 16 banks listed on Tehran stock exchange and Iran OTC was chosen. Their data were examined during the years from 2012 to 2017 by logit regression model. The results showed that there exists a negative relationship between capital measures and probability of financial distress but we did not find relationship between liquidity measures and probability of financial distress.

Keywords: Financial Distress in Banks, Basel Committee, capital measure, liquidity measure

JEL: M41, G33, G01

---

1 . Associate professor, Department of Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email:h-assadi@sbu.ac.ir

2 . PHD student, Department of Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, (Corresponding Author), Email: mohammad.soleymani70@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/07/05
Accepted: 2020/02/02

The Investigation of the Long-run and Short-run Effects of Macroeconomic Variables on Companies Capital Cost

Yadegar Mohamadi[1], Asfandiar Mohamadi[2], Gharibeh Esmaeli Kia[3]

Abstract

Capital cost is one of the most significant criteria in making financial decisions as well as evaluating the financial performance of management. This criterion affects the internal variables of the company. At the same time, it is affected by the environmental factors of the company, especially the macroeconomic variables. Considering the recent major changes of macroeconomic variables in our country, the aim of this study was to investigate the long-term and short-term effects of macroeconomic variables on the cost of capital. Using data from 219 companies listed in Tehran Stock Exchange from 2006 to 2016, five research hypotheses were tested and analyzed by using Autoregressive Distributed Lag (ARDL) method. Based on the results of long-run relationship estimation, the findings of the study show that interest rate coefficients, inflation rate, and oil price change rate are significant as expected. In addition, these variables have a positive and significant effect on company capital cost. In a long run, by increasing the amount of these variables, the corporation cost of capital increases, and by reducing them, the cost of capital can be reduced. Likewise, in a short term, interest rate variable with one period delay, inflation rate variable with three periods delay, exchange rate variable with four periods delay, liquidity variable with four periods delay, and oil price variable with two periods delay have shown their impact on corporate capital cost. Therefore, in spite of the different time interval impact of these variables, they have a positive and significant impact on corporate capital cost.

Keywords: Capital Cost, Capital, Macroeconomic Variables, Bounds Test, ARDL.
JEL: C32, C58, M49.

---

1 . Ph.D Student in Financial Management ,Department of Management, Ilam branch, Islamic Azad University, Ilam , Iran, Email:Mohamady.y57@gmail.com

2 . Associate Professor of Business Management , Ilam University, Ilam , Iran,. Email:esfand1970@yahoo.com

3 . Assistant Professor of Accounting ,Ilam University,Ilam,Iran,(Corresponding Author), Email:Gh.esmailikia@.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/04/26
Accepted: 2019/07/05

Effect of Board's Characteristics on Earnings Informativeness by Considering the Moderating Role of Investor Sentiment

Mohammad Vahdani[1], Javad Mohammadi Mehr[2]

Abstract

Based on the conventional theories, it is expected that investors be informed about profitability and make the decisions rationality without any emotional behaviors. The role of managers in strengthening the mechanisms of the company can increase the reliability of the profitability which is in itself a factor affecting the investor sentiment. Therefore, the purpose of this study is to investigate the Effect of Board's Characteristics on Earnings Informativeness by Considering the Moderating Role of Investor Sentiment.

This research is a library and analytical-scientific study and is based on the analysis of panel data (data panel). In this study, financial information of 136 companies listed in Tehran Stock Exchange during the 2010-2017 (952 companies-years) was investigated. Eviews software was used to analyze the results of the research. Based on the findings of this research, there is a negative and significant relationship between the Earnings informativeness and investor sentiment, as well as board's characteristics, including the independence, size and duration (experience) of the board, have a significant and direct effect. In this examination of the relationship between Earnings informativeness and the investor sentiment, it became clear that the independence, size and experience of the board would strengthen the negative relationship between them. In other words, these attributes contribute to the informativeness raising and hence less investor sentiment.

Keywords: Investor Sentiment, Board's Characteristics, Earnings Informativeness
JEL: M10 ،G10 ،G30

---

1 . Assistant Professor, Department of Accounting, University of Bojnord, Bojnord,(Corresponding Author), Email:m_vahdani99@yahoo.com
2 . Master of Accounting Accounting, University of Bojnord, Bojnord, Email:j.mohamadimehr@gmail.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/03/13
Accepted: 2019/11/15

Blockholders Ownership and Liquidity: Applying Panel Smooth Transition Regression Model

Abbas Ali Daryaei[1], Yasin Fattahi[2]

Abstract

Based on transaction cost theory, active management leads to a reduction in transaction costs and thus reduction in the distance between the bids and ask gap. On the contrary, based on the adverse selection hypothesis, when a group of shareholders has the advantage of information over another, there is an information asymmetric which in turn will reduce liquidity. This study is primarily aimed at testing the mentioned theories. Using a panel smooth transition regression model, as a new econometric technique, we examined the data to explore the asymmetric impact of blockholders ownership on liquidity in the 148 firms for the period 2009 to 2018 from TSE.

Our empirical results strongly rejected the null hypothesis of linearity, and the test on inexistence of nonlinearity indicated a model with one transition function and two threshold parameters. The first regime (levels of blockholders ownership below 36.1 percent) showed that liquidity increases with institutional ownership while the trend was reversed in the second regime (levels of blockholders ownership above 36.1 percent). Blockholders are inherently good or bad for the capital market because their impact varies from diet to regimen, and it seems to be dependent on the percentage of ownership of blockholders and corporate characteristics.

Keywords: Adverse selection hypothesis, Blockholders ownership, Liquidity, Panel smooth transition regression model and Transaction cost theory.

JEL: M41, M42

---

1 . Assistant professor in accounting, Imam Khomeini International University ,(Corresponding Author) Email: a.a.daryaei@soc.ikiu.ac.ir

2 . M.A in Accounting, Imam Khomeini International University, Email: Y.fattahi73@gmail.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/04/19
Accepted: 2019/10/14

Effect of Corporate Performance on the Future Stock Price Crash Risk

Hossein Fakhari[1], **Mehrab Nasiry**[2]

Abstract

The main purpose of this study is to investigate the effect of the firm's performance and the future risk of price fall of the equities in the firms accepted by the Tehran Stock Exchange during the years from 2012 to 2016. The sample included 500 observation. Framed in a descriptive correlational study, the hypotheses of this study were tested through multiple regression based on panel data method. The findings showed that there was a negative significant relation between the firm's performance (the rate of return of the assets, the ratio of the market value to office value of the firm, the Toobin's Q index and EPS) and future stock price crash risk in the firms accepted by The Tehran Stock Exchange (TSE). In other words, the firm's operation and the action taken to buy or sell the firms' equities enable us to anticipate the future mutation or stock price crash risk.

Keywords: stock price crash risk, Bad news and Corporate performance
JEL: M41,G32,G33,G12

---

١ . Associate Professor of Accounting, Mazandaran University, Email:fakharui@umz.ac.ir

٢ .PhD Student of Accounting, University of Mazandaran, Email:(Corresponding Author), Mehrab_nasiry@yahoo.com

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/04/15
Accepted: 2020/02/17

Examining the Performance of Accruals Trading Strategy

Seyed Ehsan Hosseini[1], **Seyed Abbas Hashemi**[2], **Hadi Amiri**[3]

Abstract

The main purpose of this article is to examine performance of the accruals trading strategy. According to Accruals trading strategy, investor takes not only a long position in firms with relative low accruals level but also a short position in firms with relative high accruals level. Specifically, the study examines the possibility of earning excess return and excess risk adjusted return implementing the traditional accruals strategy and percent accruals strategy. In so doing, we collected monthly data of 236 companies listed in Tehran Stock Exchange for the years 2011-2018. The hypotheses were tested using hedge portfolio method and t-test. The findings showed that implementing the percent accruals strategy resulted in earning excess return and excess risk adjusted return. Furthermore, implementing the traditional accruals strategy resulted in earning excess return. However, earning excess risk adjusted return implementing the traditional accruals strategy was not verified. Since earning excess return in the efficient market with no anomalies is not possible, findings thus showed that there was accruals anomaly in Tehran Stock Exchange. Furthermore, the results showed that percent accruals strategy was more productive than traditional accruals strategy.

Keywords: Accruals Anomaly, Traditional Accruals Strategy, Percent Accruals Strategy, Hedge Portfolio, Efficient Market Hypothesis

JEL: G11, G12

---

۱ . Ph.D. Student, Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, Email:seied.ehsan.hosseini@ase.ui.ac.ir

۲ . Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, Corresponding Author Email:a.hashemi@ase.ui.ac.ir

۳ . Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, Email:h.amiri@ase.ui.ac.ir

Journal of Financial Management Strategy
Vol. 8, No. 30
Fall 2020

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2019/05/19
Accepted: 2020/02/17

Dividend Policies Under Liquidity Uncertainty Conditions with Real Options[1]

Esmail Abonori,[2] Reza Tehrani[3], Mohammad Sadegh Vaezi[4]

Abstract

The main purpose of this paper was to examine the dividend policy under the conditions of liquidity uncertainty using natural options. As one of the most important issues of financial management, Dividend policy is , in fact, a basis for valuing companies. The value of all companies is equal to the total present value of their future cash flows. Investors will receive two types of returns in return for accepting investment risk in the company, including cash benefits and capital gains (due to changes in stock value). Stock profits are the most important source of cash payments to shareholders and therefore. As a result, they are of great importance. In this paper, after introducing the method of real discretion and its variants, the randomization optimization problem has been introduced and discussed. Specifically, Monte Carlo simulation method was used to solve numerical problems. The results indicated that earnings and growth opportunities had a positive effect on the value of the company. Finally, the mutual effects of equity and debt income also made a U-shaped relationship in the company's value. Also, there was a negative relationship between accumulated profits and external financing costs.

Keywords: dividend, liquidity, uncertainty, natural discretion, random differential equations

JEL: O55, N44, C33, T22

---

1 . This article is taken from the dissertation of Dr. Sadegh Vaezi under the guidance of Dr. Ismail Abu Nouri and Dr. Reza Tehrani at Semnan University.

2. Professor, Faculty of Economics and Management, Semnan University,Email: abonori@gmail.com

3 . Professor, Faculty of Management, University of Tehran, Email: tehrani.r@gmail.com

4 . PHD student. Faculty of Economics and Management, Semnan University,(Corresponding Author), Email: m.s.vaezi@semnan.ac.ir

Content

Title	Authors	Page
Dividend Policies Under Liquidity Uncertainty Conditions with Real Options	Esmail Abonori Reza Tehrani Mohammad Sadegh Vaezi	**1-20**
Examining the Performance of Accruals Trading Strategy	Seyed Ehsan Hosseini Seyed Abbas Hashemi Hadi Amiri	**21-42**
Effect of Corporate Performance on the Future Stock Price Crash Risk	Hossein Fakhari Mehrab Nasiry	**43-62**
Blockholders Ownership and Liquidity: Applying Panel Smooth Transition Regression Model	Abbas Ali Daryaei Yasin Fattahi	**63-86**
Effect of Board's Characteristics on Earnings Informativeness by Considering the Moderating Role of Investor Sentiment	Mohammad Vahdani Javad Mohammadi Mehr	**87-118**
The Investigation of the Long-run and Short-run Effects of Macroeconomic Variables on Companies Capital Cost	Yadegar Mohamadi Asfandiar Mohamadi Gharibeh Esmaeli Kia	**119-146**
Investigating the Effect of Capital and Liquidity Measures on the Probability of Financial Distress in Banks	Gholam Hossein Asadi Mohammad Soleymani	**147-174**
Selection of Briston-Based Multi-Purpose Performance: A Case Study of the Shared Funds of the Tehran Stock Exchange	Gholamreza Zomorodian Seied Majid Shariat Panahy Mirfeiz Fallah Shams Lialestany Mohammadreza Faghiri	**175-200**
Financial Assets Pricing Using the Price Bubbles Risk	Abbas Aminifard Ebrahim Zare Mehrzad Ebrahimi	**201-232**
Investigating the Relationship between Research and Development Expenditures and Capital Budgeting Methods in Advanced Technology Industries	Mohammad Reza Vatanparast Mostafa Maleki	**233-252**

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
Ali Asghar AnvariRostami	Tarbiat Modares	Professor	Finance
Reza Tehrani	Tehran	Professor	Finance
Reza Raei	Tehran	Professor	Finance
Mohammad Reza Rostami	Alzahra	Assistant Professor	Finance
Fereydoon Rahnamay Roodposhti	Islamic Azad University, Siences and Research Branch	Professor	Finance
Ebrahim Abbasi	Alzahra	Associate Professor	Finance
Mohamad Esmail Fadaeenejad	Shahid Beheshti	Associate Professor	Finance
Hasan Ghalibaf-Asl	Alzahra	Associate Professor	Finance
Shapour Mohammadi	Tehran	Associate Professor	Economy
HamidrezaVakilifard	Islamic Azad University, Siences and Research Branch	Associate Professor	Accounting
Ahmad Yaghoubnejad	Islamic Azad University Central Tehran Branch	Associate Professor	Accounting

Journal of Financial Management Strategy

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics

Vol. 8, No.30, Fall 2020

Chief Editor: Ebrahim Abbasi

Managing Director: Mohammadreza Rostami

Internal Manager: Maryam Moghaddas Bayat

Executive Manager: Azam Amirykhah

Editor of Persian: Ali Rezaei

Editor of English: Mojtaba Rajabi

Layout: Marzieh Hassanzadeh Aliabadi

Printing: Fargahi Publication

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. 8, No. 30

Fall 2020