

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

مجله علمی - پژوهشی

پژوهش‌های حسابداری

سال پنجم - شماره چهارم - شماره پیاپی (۱۸)

زمستان ۱۳۹۲

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی بر اساس ابلاغیه شماره ۳/۱۱/۶۴۰ مورخ ۱۳۸۸/۴/۸ کمیسیون بررسی نشریات علمی وزارت علوم تحقیقات و فناوری دارای درجه علمی - پژوهشی می‌باشد. همچنین بر اساس نامه‌ی شماره‌ی ۱۱۳۲۰۳ مورخ ۱۳۹۲/۷/۲۱ تا پایان آبان ماه ۱۳۹۳ تمدید اعتبار شده است.

مجوز فوق بر اساس عقد تفاهم‌نامه بین دانشگاه اصفهان و دانشگاه‌های مازندران، شیراز، شهید چمران اهواز، شهید بهشتی، شهید باهنر کرمان و دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره) صادر گردیده است.

این مجله در پایگاه راهنمای بین‌المللی نشریات ادواری (اولریخ) ثبت است:

<http://Ulrichsweb.serialsolutions.com>

متن کامل مجله در پایگاه‌های اطلاع رسانی زیر نمایه می‌شود.

<http://www.magiran.com>

<http://www.SID.ir>

<http://www.ISC.gov.ir>

<http://uijs.ui.ac.ir/far>

<http://www.ensani.ir>

<http://journals.indexcopernicus.com>

<http://www.ebscohost.com>

بانک اطلاعات نشریات کشور
سایت اینترنتی جهاد دانشگاهی
پایگاه علوم استنادی جهان اسلام (ISC)
سامانه مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
ایندکس کوپرنیکوس (فهرست مجلات برتر)
ابسکو: میزبان پایگاه‌های اطلاعاتی

چاپ و لیتوگرافی: انتشارات دانشگاه اصفهان

ناشر: دانشگاه اصفهان

قیمت: ۸۵۰۰۰ ریال

تیراژ: ۵۰۰ نسخه

مجله

پژوهش‌های حسابداری مالی
صاحب امتیاز: معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه اصفهان
شماره استاندارد بین‌المللی: ۲۶۹۱-۲۰۰۸
شماره استاندارد بین‌المللی (نسخه الکترونیک): ۳۴۰۵-۲۳۲۲
سال پنجم - شماره چهارم - شماره پیاپی (۱۸) - زمستان ۱۳۹۲
علمی - پژوهشی

سر دبیر:

مدیر مسؤول:

E-mail: dastmw@yahoo.com

Email: naser.izadnia@gmail.com

ویراستار ادبی:

ویراستار انگلیسی (علمی - تخصصی):

E-mail: AliJalali110@gmail.com

E-mail: dastmw@yahoo.com

صفحه آرایی:

مدیر اجرایی:

E-mail: f.karami88@yahoo.com

E-mail: n.panahi@staf.ui.ac.ir

0311-7934164 :

0311-7934164 :

اعضای هیأت تحریریه

()

*

نشانی پستی مجله:

81746-73441 :

031-37932177 :

031-37934164 :

far_journal@ase.ui.ac.ir :

www.uijs.ui.ac.ir/far :

همکاران علمی این شماره (سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۸)، زمستان ۱۳۹۲)

اعضای محترم هیأت علمی دانشگاه‌ها و مؤسسات آموزشی و پژوهشی کشور که در داوری و ارزیابی مقالات این شماره با مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، همکاری داشته‌اند، معرفی شده و از خدمات علمی آنها تقدیر می‌گردد، همچنین از همکاری ارزنده‌ی خانم‌ها نرگس حمیدیان و ریحانه هادیان تشکر می‌گردد.

مجید اسماعیلیان	استادیار	دانشگاه اصفهان
عبدالمهدی انصاری	دانشیار	دانشگاه ولی عصر رفسنجان
ناصر ایزدی‌نیا	استادیار	دانشگاه اصفهان
امید پورحیدری	دانشیار	دانشگاه شهید باهنر کرمان
احمد خلیفه‌سلطانی	دانشیار	دانشگاه الزهرا
محسن دستگیر	استاد	دانشگاه شهید چمران اهواز
داریوش دموری	استادیار	دانشگاه یزد
مجید عظیمی یانچشمه	استادیار	دانشگاه آزاد اسلامی واحد مبارکه
سعید فتحی	دانشیار	دانشگاه اصفهان
غلامرضا کرمی	استادیار	دانشگاه تهران
غلامحسین کیانی	دانشیار	دانشگاه اصفهان
احمد گوگردچیان	استادیار	دانشگاه اصفهان
ویدا مجتهدزاده	استاد	دانشگاه الزهرا
شهناز مشایخ	استادیار	دانشگاه الزهرا
محمد نمازی	استاد	دانشگاه شیراز

راهنمای تنظیم و نگارش مقالات

برای جلوگیری از تأخیر در داوری و انتشار به موقع مجله، لطفاً به نکات زیر توجه فرمایید

از کلیه پژوهشگران گرامی که مقاله‌های خود را برای چاپ در این مجله ارسال می‌نمایند، تقاضا می‌شود به نکات زیر توجه فرمایند:

۱- موضوع مقاله در ارتباط با پژوهش در زمینه **حسابداری مالی** (گزارشگری مالی، رویکردهای جدید در تهیه و گزارش اطلاعات حسابداری، حسابداری اجتماعی، استانداردهای حسابداری مالی، بازار سرمایه و اطلاعات حسابداری، پژوهش‌های رفتاری در حسابداری مالی، اعتبار بخشی به اطلاعات حسابداری) باشد.

۲- مقاله قبلاً برای هیچ یک از نشریه‌ها (داخلی یا خارجی) ارسال یا در هیچ یک از نشریه‌ها (یا مجموعه مقالات همایش‌ها) چاپ نشده باشد.

۳- مقاله با استفاده از نرم‌افزار word2003 و بالاتر بر روی کاغذ A4 (حاشیه‌ها از بالا و راست ۳ و چپ و پایین ۲/۵) تایپ شود. برای متن فارسی از قلم B Lotus با فونت ۱۳ و برای متن انگلیسی از قلم Times New Roman و فونت ۱۲ استفاده شود.

۴- چارچوب مقاله به صورت استاندارد زیر است:

۴-۱- صفحه جلد مقاله شامل: عنوان کامل مقاله، نام نویسنده یا نویسندگان (نام نویسنده عهده‌دار مکاتبات با علامت ستاره مشخص شود)، مرتبه علمی و نام دانشگاه یا مؤسسه محل اشتغال، نشانی کامل نویسنده عهده‌دار مکاتبات شامل: نشانی پستی، شماره تلفن، نمابر و پست الکترونیک.

۴-۲- صفحه اول مقاله شامل عنوان و چکیده مقاله به زبان فارسی مشتمل بر: موضوع مقاله، روش تحقیق، طرح بحث و نتیجه‌گیری (مجموعاً ۱۷۵ کلمه) و واژگان کلیدی (حداکثر ۵ واژه).

۴-۳- صفحه دوم تا انتهای مقاله مشتمل بر: مقدمه (شامل: بیان مسأله، اهمیت آن و هدف پژوهش، تاریخچه، مروری بر پیشینه تحقیق و چارچوب نظری، پرسش‌ها و فرضیه‌های پژوهش)؛ روش تحقیق (شامل: 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 (شامل: ارایه یافته‌ها، مقایسه آن با یافته‌های سایر پژوهش‌ها و انطباق یافته‌ها با نظریه‌ها)؛ نتیجه‌گیری (شامل: خلاصه مسأله و هدف پژوهش، ارائه خلاصه نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارائه پیشنهادها)؛ فهرست منابع.

۴-۴- چکیده و واژه‌های کلیدی به زبان انگلیسی بر روی صفحه‌ای جداگانه، شامل: نام نویسنده یا نویسندگان، مرتبه علمی و نام دانشگاه یا مؤسسه محل اشتغال، همراه مقاله ارسال شود.

فهرست مطالب

- ۱-۱۲ ■ بررسی رابطه میان عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت واقعی سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
احمد احمدپور، مجتبی عدیلی، سید جواد ابراهیمیان
- ۱۳-۳۴ ■ بررسی نقش خطای واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران در بروز پدیده صرف ارزش در بازار سرمایه ایران
ناصر ایزدی‌نیا، هادی امیری، مهدی هادی‌نژاد
- ۳۵-۵۰ ■ بررسی عوامل مؤثر بر نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۵
حمید سپهردوست، طیبه آئینی
- ۵۱-۷۰ ■ رتبه‌بندی معیارهای انتخاب سهام از منظر سرمایه‌گذاران نهادی (رویکرد تحلیل شبکه)
محمد طالبی، حامد تاجمیر ریاحی، محمد رحمتی، رضا یارمحمدی
- ۷۱-۹۰ ■ واکنش بازار به اعلامیه‌های سود فصلی در بورس اوراق بهادار تهران
محمد اسماعیل فدایی‌نژاد، مجتبی کامل‌نیا
- ۹۱-۱۰۴ ■ نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد از دیدگاه مدیران مالی شرکت‌ها، مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و اعتباردهندگان
یداله تاری وردی، زهرا پورزمانی، مصطفی احمدی
- ۱۰۵-۱۲۰ ■ بررسی عکس‌العمل بازار سهام نسبت به حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی
میکائیل منصوری سرنجیانه، محسن تنانی

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۸)، زمستان ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۰/۲/۲۷
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱/۲۸
صص ۱-۱۲

بررسی رابطه میان عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت واقعی سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

احمد احمدپور^{۱*}، مجتبی عدیلی^{**}، سید جواد ابراهیمیان^{***}

* استاد حسابداری دانشگاه مازندران

ahmadpour@umz.ac.ir

** مربی حسابداری مؤسسه آموزش عالی غیرانتفاعی خزر محمودآباد

Mojtaba.Adili@gmail.com

*** مربی حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد نور

Acc_ebrahimian@yahoo.com

چکیده

در این پژوهش رابطه میان عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت واقعی سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در واقع این پژوهش به دنبال بررسی این موضوع است که آیا بین عدم تقارن اطلاعاتی و معیارهای مدیریت واقعی سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی (جریان نقدی غیرعادی، تولید غیرعادی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی) رابطه وجود دارد؟ جامعه آماری پژوهش حاضر کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هست. تعداد ۱۱۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شده که طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفته است. از روش تجزیه و تحلیل پنل و رگرسیون حداقل مربعات ادغامی با بکارگیری نرم افزارهای SPSS و Eviews جهت آزمون فرضیه‌ها و تخمین ضرایب استفاده شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بین عدم تقارن اطلاعاتی با جریان نقدی غیرعادی و تولید غیرعادی رابطه مستقیم وجود دارد، اما بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی رابطه معنی داری مشاهده نشده است. **واژه‌های کلیدی:** عدم تقارن اطلاعاتی، مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی، جریان نقدی غیرعادی، تولید غیرعادی، هزینه‌های اختیاری غیرعادی.

مقدمه

برخی از سرمایه‌گذاران شامل افراد درون سازمانی از جمله مدیران، تحلیل‌گران و مؤسسه‌هایی که از این افراد اطلاعات دریافت می‌کنند به اخبار محرمانه دسترسی دارند [۹]. هرچه اطلاعات محرمانه بیشتر باشد، دامنه تفاوت قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام بین سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد و در نتیجه بازده سرمایه‌گذارانی که به این گونه اطلاعات دسترسی ندارند، کاهش می‌یابد [۱۴]. قاضی و وطن‌پرست [۵] در پژوهش خود دریافتند که در بورس اوراق بهادار تهران نیز افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران، دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام را وسیع‌تر می‌کند.

تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، ریشه در جریان عرضه و تقاضای غیرعادی دارد. عرضه و تقاضای غیرعادی در نتیجه وجود اطلاعات محرمانه به وجود می‌آید. به طوری که هنگام وجود اخبار محرمانه بد، عرضه سهام زیاد و قیمت پیشنهادی فروش نیز کاهش می‌یابد. برعکس، هنگام وجود اخبار محرمانه خوب، تقاضا زیاد و قیمت پیشنهادی خرید نیز افزایش می‌یابد. چنانچه اطلاعات محرمانه وجود نداشته باشد، آثار اطلاعات عمومی موجود توسط بازارگردان‌ها در قیمت سهام منعکس می‌شود. یعنی بازارسازها در هنگام دریافت اطلاعات، قیمت را به سطحی مناسب هدایت می‌کنند و در نتیجه خرید و فروش غیرعادی هم صورت نمی‌گیرد [۲].

عدم تقارن اطلاعات میان مدیریت و افراد برون‌سازمانی نظیر سرمایه‌گذاران، یکی از مسائل بارز در حوزه‌های مختلف از جمله بازار سرمایه است.

عدم تقارن اطلاعاتی به بیانی ساده حاکی از آن است که همگان به طور یکسان به اطلاعات دسترسی ندارند و مدیریت بنا به موقعیت خود دارای اطلاعات بیشتری نسبت به دیگران است. عدم تقارن اطلاعات عامل اصلی در هدایت مدیران به سمت مدیریت سود است [۸].

لو [۱۶] از سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، قانون‌گذاران، مشتریان و رقبا به عنوان قربانیان مدیریت سود یاد می‌کند. زیرا زمانی که آنها بر پایه اطلاعات دستکاری شده توسط مدیران اقدام به تصمیم‌گیری می‌نمایند، ممکن است تصمیمات نادرستی اتخاذ نمایند.

مدیریت سود زمانی رخ می‌دهد که مدیر برای گزارشگری مالی از قضاوت شخصی خود استفاده می‌کند و این کار را با هدف گمراه کردن برخی از سهامداران درباره عملکرد واقعی اقتصادی یا برای تأثیر در نتایج قراردادهایی انجام می‌دهد که به ارقام حسابداری گزارش شده بستگی دارند [۲۰].

به طور کلی سود دوره جاری را می‌توان به دو روش مدیریت کرد. در روش اول، مدیران می‌توانند سود را از طریق اقلام تعهدی اختیاری دستکاری نمایند. در روش دوم، مدیران از طریق فعالیت‌های واقعی اقدام به دستکاری سود می‌نمایند. به‌ویژه آنها می‌توانند زمان و میزان فعالیت‌های واقعی مثل تولید، فروش، سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های تأمین مالی را تغییر دهند تا به هدف سود مورد نظر دست یابند.

برای مثال، سود گزارش شده می‌تواند به طور موقت از طریق تولید اضافی، حذف هزینه‌های اختیاری و یا به تأخیر انداختن آنها و نیز کاهش قیمت‌ها در پایان سال به منظور انتقال فروش سال مالی آتی به سال

منظور افزایش سود هستند و در نتیجه جریان نقدی غیرعادی (حاصل دستکاری فروش)، تولید غیرعادی (حاصل دستکاری تولید) و هزینه‌های اختیاری غیرعادی (حاصل دستکاری هزینه‌های اختیاری غیرعادی) به عنوان معیارهای مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی شناخته می‌شوند [۱۲، ۱۸، ۲۴]. سطح غیرعادی این متغیرها از طریق تفاوت بین میزان واقعی و سطح نرمال آن‌ها محاسبه می‌شود.

دستکاری فروش

یکی از راه‌های پیش‌روی مدیران به منظور بالا نشان دادن سود، دستکاری فروش واحد تجاری است. آنها می‌توانند از طریق ارائه تخفیف قیمت و یا در نظر گرفتن دوره اعتبار طولانی‌تر برای فروش محصولات خود، شاهد افزایش موقت فروش و به دنبال آن افزایش سود شرکت باشند. در واقع مدیران با این روش، فروش و در نتیجه سود سال مالی بعد را به دوره جاری منتقل می‌کنند.

لازم به ذکر است که مشتریان ممکن است انتظار این تخفیف قیمت را در دوره‌های آتی نیز داشته باشند. بنابراین وقتی که در دوره‌های بعد تخفیف قیمت حذف می‌شود و قیمت به میزان قبلی باز می‌گردد، ممکن است موجب کاهش فروش شرکت در آن دوره‌ها گردد و در نتیجه سودآوری آتی شرکت با خطر مواجه شود [۱۸].

دستکاری تولید

مدیران به منظور بالا نشان دادن سود شرکت خود، می‌توانند اقدام به تولید بیش از حد محصولات (تولید اضافی) نمایند. چنانچه سطح تولید افزایش یابد، هزینه‌های سربار تولید به تعداد محصول بیشتری سرشکن شده، در نتیجه هزینه ثابت هر واحد کالا کاهش می‌یابد. اگر کاهش هزینه ثابت هر واحد تولید

جاری افزایش یابد. این دستکاری فعالیت‌های واقعی اشاره به مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی^۱ دارد [۱۲]. در پژوهش حاضر، این جنبه از مدیریت سود مورد بررسی قرار گرفته است.

برای تبیین رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی، ریشه عدم تقارن اطلاعاتی باید مورد بررسی بیشتری قرار گیرد. منشأ بخش عمده‌ای از عدم تقارن اطلاعاتی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشد شرکت‌ها است و بخشی از آن نیز ریشه در روش‌های جمع‌آوری و گزارش اطلاعات توسط مدیریت دارد. عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری به مدیریت امکان بیشتری برای دستکاری صورت‌های مالی می‌دهد تا بتواند به وسیله مبادلات خودی و همچنین افزودن بر مزایای جبران خدمات، منابع را به خود منتقل کند. البته چنین تلاش‌هایی هزینه برنند؛ زیرا فعالیت‌های مدیریت را از بیشینه‌سازی ارزش شرکت منحرف و باعث ایجاد هزینه‌های نمایندگی می‌شود [۲].

با توجه به مطالب گفته شده، پژوهش حاضر به دنبال بررسی این موضوع است که آیا بین عدم تقارن اطلاعاتی و معیارهای مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی (جریان نقدی غیرعادی^۲، تولید غیرعادی^۳ و هزینه‌های اختیاری غیرعادی^۴) رابطه وجود دارد؟

دستکاری فعالیت‌های واقعی

دستکاری فروش، تولید و هزینه‌های اختیاری سه روش متداول برای دستکاری فعالیت‌های واقعی به

¹ Real Earnings Management

² Abnormal Cash Flow

³ Abnormal Production

⁴ Abnormal Discretionary Expenditure

شده با افزایش هزینه نهایی در تولید آن تهاتر نشود، هزینه کل هر واحد محصول کم می‌شود. در نتیجه، بهای تمام شده کالای فروش رفته پایین‌تر و حاشیه سود عملیاتی شرکت بهتر نشان داده می‌شود. با این حال، مدیران زمانی تمایل به تولید بیش از حد دارند که کاهش در هزینه‌های تولید بیشتر از هزینه‌های نگهداری موجودی کالا در آن دوره باشد [۱۸].

دستکاری مخارج اختیاری

هزینه‌های اداری، عمومی و فروش جزء مخارج اختیاری در نظر گرفته می‌شوند، زیرا شامل هزینه‌هایی مانند آموزش پرسنل، نگهداری و مسافرت است که انجام آنها در اختیار مدیران است.

مخارج اختیاری مانند پژوهش و توسعه، تبلیغات و مخارج نگهداری، معمولاً در دوره وقوع به هزینه منظور می‌شوند. بنابراین، شرکت‌ها می‌توانند با کاهش مخارج اختیاری، هزینه‌های گزارش شده را کاهش و سود را افزایش دهند. این عمل به‌ویژه زمانی رخ می‌دهد که چنین مخارجی موجب کسب درآمد و سود فوری نگردد. اگر مدیران مخارج اختیاری را به منظور کسب اهداف سودآوری کاهش دهند، مجبورند که این مخارج را به‌صورت غیرعادی در سطح پایین نشان دهند. مجموع هزینه تبلیغات، اداری، عمومی و فروش به عنوان مخارج اختیاری تعریف می‌شود [۱۸].

پیشینه پژوهش داخلی

رحمانی و بشیری‌منش [۳] اثر هموارسازی سود بر آگاهی بخشی قیمت سهام را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که قیمت سهام شرکت‌هایی که بیشتر اقدام به هموارسازی سود نموده‌اند از اطلاعات بیشتری درباره میزان سودآوری

و جریان‌های نقدی آتی برخوردار هستند. مشکی و نوردیده [۷] به منظور بررسی تأثیر مدیریت سود بر پایداری سود، ۹۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۸۴ تا ۸۹ مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آنها حاکی از این است که پایداری سود شرکت‌های هموارساز بیشتر از پایداری سود شرکت‌های غیرهموارساز است. علوی طبری و باکری [۴] مدیریت سود به منظور دستیابی به نقاط مبنا را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش بیان می‌کند که مدیران شرکت‌های ایرانی تمایل ندارند در زمان مواجهه با عدد بزرگی مانند ۹ در دومین رقم سمت چپ سود، با هدف افزایش یک واحدی رقم آن، سود عملیاتی را به سمت بالا گرد کنند؛ در حالی که بررسی این پدیده در ارتباط با سود خالص شرکت‌ها نتایج مربوط تری ارائه می‌کند. مجتهدزاده و ولی‌زاده [۶] به بررسی تأثیر مدیریت سود واقعی بر عملکرد عملیاتی آتی شرکت‌ها پرداختند. نتایج نشان داد که بین عملکرد عملیاتی آتی و مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی رابطه معناداری وجود ندارد. رضازاده و آزاد [۲] در پژوهش خود به بررسی رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و میزان محافظه‌کاری در گزارشگری مالی پرداختند. نتایج آزمون‌های تجربی با استفاده از اطلاعات مربوط به نمونه‌ای از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌داری میان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و سطح محافظه‌کاری اعمال شده در صورت‌های مالی است.

پیشینه پژوهش خارجی

لی و فرانسیس [۱۵] با استفاده از نمونه‌ای از

فروش و سطح نرمال موجودی تولید می‌کنند که این امر منجر به کاهش بهای تمام شده کالای فروش رفته و در نتیجه افزایش سود می‌گردد. نتایج پژوهش گراهام و همکاران [۱۰] نشان می‌دهد که مدیران دستکاری فعالیت‌های واقعی را به منظور دستکاری گزارش حسابداری ترجیح می‌دهند، حتی اگر به عملکرد آتی شرکت آسیب برساند. یافته‌های یو [۲۳] حاکی از آن است که شرکت‌های با انگیزه‌های قوی برای مدیریت سود، فعالیت‌های واقعی را بیش از سایر شرکت‌ها دستکاری می‌کنند. همچنین نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که دستکاری فعالیت‌های واقعی ممکن است به ارزش اقتصادی شرکت در بلندمدت آسیب برساند. ژانگ [۲۴] در پژوهش خود دستکاری فعالیت‌های واقعی با هدف دستیابی به جریان‌های نقدی پیش‌بینی شده را مورد بررسی قرار داد. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد، شرکت‌هایی که دقیقاً به پیش‌بینی جریان‌های نقدی دست می‌یابند (JMC)^۱، به منظور متورم ساختن جریان‌های نقدی بیش از سایر شرکت‌ها (NON-JMC) از دستکاری فعالیت‌های واقعی استفاده می‌کنند.

فرضیه‌های پژوهش

عدم تقارن اطلاعاتی عامل اصلی در هدایت مدیران به سمت مدیریت سود است. مدیران از دستکاری فعالیت‌های واقعی جهت حصول به سطح مورد انتظار سود برای بعضی تصمیمات خاص (از جمله پیش‌بینی‌های سود و یا برآورد روند سودهای قبلی برای پیش‌بینی سودهای آتی) استفاده می‌کنند. دستکاری فعالیت‌های واقعی شامل دستکاری جریان نقدی، تولید و هزینه‌های اختیاری است. در

شرکت‌های آمریکایی بین سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۹ دریافتند که شرکت‌هایی که از مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی استفاده کرده‌اند در سال‌های بعد شاهد سقوط در قیمت سهامشان بوده‌اند. تیلور و ژو [۱۹] در پژوهش خود به بررسی اثرات دستکاری فعالیت‌های واقعی بر عملکرد آتی شرکت‌ها پرداختند. این دو دریافتند که مدیریت سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی منجر به کاهش عملکرد آتی شرکت نمی‌گردند. ژانگ و کیم [۱۱] به بررسی اثرات عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران در رابطه با سودآوری از نظر زمان و مقدار پرداختند. طبق نتایج پژوهش، هر میزان سطح مالکیت نهادی افزایش می‌یابد، عدم تقارن اطلاعات کمتری بین مدیران شرکت و سایر اشخاص مرتبط در بازار وجود خواهد داشت. بنابراین در شرکت‌هایی که میزان مالکیت بین شرکتی در آنها بیشتر است، قیمت بازار سهام اطلاعات مرتبط با سودآوری آینده شرکت را سریع‌تر از شرکت‌هایی که مالکیت بین شرکتی کمتری دارند، در بر می‌گیرد. رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و دستکاری ارقام تعهدی توسط ریچاردسون [۱۷] مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی رابطه مستقیم وجود دارد. نتایج حاصل از پژوهش کیم [۱۳] حاکی از آن است که در شرکت‌های بزرگ که مشکل عدم تقارن اطلاعات کمتر است، سهامداران خارجی بهتر از سهامداران داخلی عمل می‌کنند که منعکس‌کننده درجه کارکشته بودن سهامداران هستند. توماس و ژانگ [۲۰] دستکاری فعالیت‌های واقعی از طریق تولید اضافی را مورد بررسی قرار دادند. بر طبق نتایج آنها، مدیران بیش از مقدار مورد نیاز برای

^۱ Just Meet Cash Flow

این پژوهش، دستکاری جریان نقدی، تولید و هزینه‌های اختیاری به ترتیب به عنوان جریان نقدی غیرعادی، تولید غیرعادی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی تعریف می‌شوند.

بنابراین، فرضیه‌های این پژوهش به صورت زیر خواهند بود:

فرضیه اول: بین عدم تقارن اطلاعاتی و جریان نقدی غیرعادی رابطه وجود دارد.

فرضیه دوم: بین عدم تقارن اطلاعاتی و تولید غیرعادی رابطه وجود دارد.

فرضیه سوم: بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی رابطه وجود دارد.

روش‌های مورد نظر برای تجزیه و تحلیل اطلاعات و آزمون فرضیه‌ها

اندازه‌گیری جریان نقدی غیرعادی

مشابه پژوهشات رویکوزوری [۱۸]، ژانگ [۲۴] و یو [۲۳]، از مدل شماره (۱) برای تخمین جریان نقدی غیرعادی (ABCFO) استفاده می‌شود، به گونه‌ای که باقی مانده این مدل به عنوان معیار جریان نقدی غیرعادی در نظر گرفته می‌شود.

(۱)

$$CFO_{it} / A_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (I / A_{it-1}) + \alpha_2 (S_{it} / A_{it-1}) + \alpha_3 (\Delta S_{it} / A_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

A: کل دارایی‌ها CFO جریان نقدی عملیاتی

S: فروش ΔS : تغییر فروش

اندازه‌گیری تولید غیرعادی

مشابه پژوهشات رویکوزوری [۱۸]، ژانگ [۲۴] و یو [۲۳]، از مدل شماره (۲) برای تخمین تولید غیرعادی (ABPROD) استفاده می‌شود، به گونه‌ای که باقی مانده این مدل به عنوان معیار تولید غیرعادی در نظر گرفته می‌شود.

(۲)

$$PROD_{it} / A_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (I / A_{it-1}) + \alpha_2 (S_{it} / A_{it-1}) + \alpha_3 (\Delta S_{it} / A_{it-1}) + \alpha_4 (\Delta S_{it-1} / A_{it-1}) + \delta_{it}$$

PROD: بهای تمام شده کالای فروش رفته به اضافه

تغییر در موجودی‌ها

اندازه‌گیری هزینه‌های اختیاری غیرعادی

مشابه پژوهش‌های رویکوزوری [۱۸]، ژانگ [۲۴] و یو [۲۳]، از مدل شماره (۳) برای تخمین هزینه‌های اختیاری غیرعادی (ABDISEXP) استفاده می‌شود، به گونه‌ای که باقی مانده این مدل به عنوان معیار هزینه‌های اختیاری غیرعادی در نظر گرفته می‌شود.

(۳)

$$DISEXP_{it} / A_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (I / A_{it-1}) + \alpha_2 (S_{it-1} / A_{it-1}) + \lambda_{it}$$

DISEXP: جمع هزینه‌های پژوهش و توسعه،

تبلیغات، اداری، عمومی و فروش

تفاوت بین ارقام واقعی و سطوح برآوردی مدل‌های فوق به عنوان سطح غیرعادی جریان نقدی، تولید و هزینه‌های اختیاری تلقی می‌گردد.

اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی

برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران، از مدلی که ونکاتش و چیانگ [۲۱] برای تعیین دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام طراحی کرده‌اند، استفاده شده است. از این مدل در پژوهشات متعددی استفاده شده است. در ایران نیز احمدپور و رسائیان [۱]، رضازاده و آزاد [۲] و ... برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی از این مدل بهره گرفته‌اند. مدل مذکور به شرح رابطه شماره (۴) است:

$$SPREAD_{it} = \frac{(AP - BP) \times 100}{(AP + BP) \div 2} \quad (۴)$$

که در آن SPREAD دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، AP میانگین قیمت

BM: لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت t در سال

SPREAD: معیار عدم تقارن اطلاعاتی

نمونه پژوهش و نحوه گردآوری داده‌ها

جامعه آماری این پژوهش به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران محدود می‌گردد. دوره زمانی انجام این پژوهش از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ به مدت ۷ سال است. انتخاب نمونه از این جامعه با در نظر گرفتن معیارهای زیر انجام می‌شود:

- ۱- اطلاعات مورد نیاز در رابطه با شرکت‌ها از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ در دسترس باشد.
- ۲- پایان سال مالی شرکت‌ها پایان اسفند باشد و در سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ تغییر نکرده باشد.
- ۳- سهام شرکت‌ها در طول هر یک از سال‌های دوره پژوهش معامله شده باشد.
- ۴- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشد.

با در نظر گرفتن این معیارها تعداد ۱۱۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شد. اطلاعات مورد نیاز به وسیله دی وی دی‌های اطلاعات مالی شرکت‌ها، متعلق به سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، نرم افزار تدبیرپرداز و رهاورد نوین و همچنین درگاه اینترنتی مدیریت پژوهش و مطالعات اسلامی وابسته به سازمان بورس و اوراق بهادار تهران گردآوری شد. داده‌های به دست آمده از منابع فوق، در نرم افزار Excel، محاسبه و سپس از نرم افزارهای Eviews و SPSS برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است.

روش آزمون اعتبار مدل‌های پژوهش

همان‌طور که گفته شد، فرضیه‌های این پژوهش در قالب روابط رگرسیونی مشخصی مدل‌بندی شده است و بنابراین لازم است که پیش از آزمون این

پیشنهادی فروش سهام شرکت i در دوره t و BP میانگین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در دوره t است.

طبق مدل بالا، هرچه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام عدد بزرگتری باشد، حاکی از عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است. در آزمون فرضیه‌ها، قدرمطلق عدد حاصل از این مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد.

روش آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل رگرسیون خطی چند متغیره استفاده می‌شود. در این مدل‌ها معیارهای مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی (جریان نقدی غیرعادی، تولید غیرعادی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی) متغیر وابسته و معیار عدم تقارن اطلاعاتی نیز به عنوان متغیر مستقل اصلی است. به لحاظ کنترل اثر عوامل ریسک، سه متغیر مستقل دیگر که همان عوامل ریسک شناخته شده مدل فاما- فرنچ هستند (بتا، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به بازار)، وارد مدل رگرسیون شده‌اند. برای آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم به ترتیب از معادله‌های (۵)، (۶) و (۷) استفاده می‌شود.

(۵)

$$ABCFO_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{jt} + \alpha_2 Size_{jt} + \alpha_3 BM_{jt} + \alpha_4 SPREAD_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

$$ABPROD_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{jt} + \alpha_2 Size_{jt} + \alpha_3 BM_{jt} + \alpha_4 SPREAD_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

$$ABDISEXP_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{jt} + \alpha_2 Size_{jt} + \alpha_3 BM_{jt} + \alpha_4 SPREAD_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

Size: لگاریتم ارزش بازار شرکت t در سال

Beta: کوواریانس بازده سهم شرکت t و پرتفوی بازار تقسیم بر واریانس پرتفوی بازار

مدل دوم: تولید غیرعادی (ABPROD)

نگاره ۲. نتایج آزمون ناهمسانی آرج LM مدل دوم

شرح	مقدار آماره	احتمال
F-statistic	۲۳/۵۹۱۳۳	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared	۲۲/۶۲۹۵۲	۰/۰۰۰۰

مدل سوم: هزینه‌های اختیاری غیرعادی

(ABDISEXP)

نگاره ۳. نتایج آزمون ناهمسانی آرج LM مدل سوم

شرح	مقدار آماره	احتمال
F-statistic	۳۳۱/۹۸۸۶	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared	۲۰۱/۲۵۶۰	۰/۰۰۰۰

با توجه به این که آماره تمام این آزمون در سطح ۵ درصد معنادار است، بنابراین فرض همسانی واریانس رد شده و ناهمسانی واریانس جملات اخلال پذیرفته می‌شود. این موضوع از نقض فرض $Var(U_i) = \delta^2 I$ ناشی می‌گردد. چنین مشکلی در رگرسیون سبب خواهد شد که نتایج OLS دیگر کاراترین نباشد. برای رفع مشکل مزبور از روش کمترین مجذورات تعمیم یافته (GLS) استفاده می‌گردد.

آزمون معنی‌دار بودن روش اثرات ثابت

برای آزمون معنی‌دار بودن روش اثرات ثابت باید از دو آزمون آماره F لیمر و هاسمن^۱ استفاده نمود.

آزمون مدل اول: جریان نقدی غیر عادی (ABCFO)

آزمون آماره F

نگاره ۴. نتایج آزمون آماره F مدل اول

شرح	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۲۲/۹۹۸۷۲۲	۱۰۲/۴۰۸	۰/۰۰۰۰

روابط رگرسیونی و تحلیل نتایج آن‌ها، مفروضات بنیادی این روابط که اهمیت بسیار زیادی دارند، مورد بررسی قرار گیرند. یکی از پیش فرض‌های مدل‌های رگرسیونی، داشتن توزیع نرمال برای باقی‌مانده‌های مدل است. در مدل‌های برآوردی فرض می‌شود که باقی‌مانده‌ها و به تبع آن متغیر وابسته، متغیرهای تصادفی‌اند. بنابراین توزیع متغیر وابسته از توزیع باقی‌مانده‌ها پیروی می‌کند. برای بررسی این پیش فرض از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف استفاده شد.

همچنین از آزمون دوربین واتسون برای بررسی ناهمبسته بودن جملات خطا استفاده گردید. به منظور بررسی مناسب بودن الگوی خطی و نداشتن نقاط نامربوط و نیز همسانی واریانس‌ها به ترتیب نمودارهای پراکنش و آزمون آرج LM مورد استفاده قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از آزمون‌ها حاکی از تحقق تمام پیش فرض‌های اعتبار مدل‌های رگرسیون مورد استفاده است.

بررسی ناهمسانی واریانس

برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس جملات اخلال آزمون آرج LM در پژوهش انجام شده است. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس آرج LM به شرح نگاره زیر است:

مدل اول: جریان نقدی غیر عادی (ABCFO)

نگاره ۱. نتایج آزمون ناهمسانی آرج LM مدل اول

شرح	مقدار آماره	احتمال
F-statistic	۲۸/۸۳۶۶۱	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared	۲۷/۳۸۹۶۷	۰/۰۰۰۰

^۱ Hausman Test

هاسمن) برای تمامی مدل‌ها؛ در هر دو آزمون، احتمال به دست آمده کمتر از ۵ درصد بوده و بنابراین باید در مدل رگرسیونی مربوطه از روش اثرات ثابت استفاده شود.

نتایج آزمون فرضیه اول

همان‌گونه که در نگاره (۱۰) مشاهده می‌شود R^2 تعدیل شده در این مدل حاکی از آن است که حدود ۲۹ درصد از تغییرات در جریان نقدی غیرعادی به عنوان یکی از معیارهای مدیریت واقعی سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی در نمونه مورد مطالعه در این پژوهش توسط عدم تقارن اطلاعاتی توضیح داده می‌شود. همان‌طور که پیش‌بینی می‌شد، ارتباط بین این دو متغیر نیز از نوع مستقیم است و ضریب مثبت معیار عدم تقارن اطلاعاتی در این مدل حاکی از این مطلب است. بنابراین می‌توان اذعان داشت که فرضیه اول این پژوهش مبنی بر وجود رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و جریان نقدی غیرعادی تأیید می‌شود. از بین متغیرهای کنترلی، اندازه شرکت رابطه منفی و دو متغیر دیگر رابطه مثبت با متغیر وابسته دارند. همچنین مقدار آماره دوربین واتسون (۱/۹۲۳) نشان دهنده نبود خود همبستگی می‌باشد.

آزمون هاسمن

نگاره ۵. نتایج آزمون هاسمن اول

شرح	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section	۲۶/۸۹۷۳۳۸	۴	۰/۰۰۰۰

آزمون مدل دوم: تولید غیرعادی (ABPROD)

آزمون آماره F

نگاره ۶. نتایج آزمون آماره F مدل دوم

شرح	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۹/۷۳۵۹۸۵	(۱۰۲/۴۰۸)	۰/۰۰۰۰

آزمون هاسمن

نگاره ۷. نتایج آزمون هاسمن دوم

شرح	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section random	۳/۱۳۶۶۵۸	۴	۰/۰۳۶۷

آزمون مدل سوم: هزینه‌های اختیاری غیرعادی (ABDISEXP)

آزمون آماره F

نگاره ۸. نتایج آزمون آماره F مدل سوم

شرح	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۱۰۴/۴۵۵۸۶۰	(۱۰۲/۴۰۸)	۰/۰۰۰۰

آزمون هاسمن

نگاره ۹. نتایج آزمون هاسمن سوم

شرح	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section random	۳۹/۰۲۵۵۳۵	۴	۰/۰۰۰۰

با توجه به نتایج دو آزمون انجام شده (F و

نگاره ۱۰. نتایج آزمون فرضیه اول

متغیر مستقل	علامت اختصاری	ضریب	آماره t	مقدار احتمال
مقدار ثابت ***	C	۰/۳۱۵	۲/۸۰۷	۰/۰۰۸
بتا *	B	۰/۲۷۲	۲/۱۰۹	۰/۰۵۷
اندازه شرکت ***	Size	-۰/۰۹۲	-۲/۷۳۲	۰/۰۱۰
ارزش دفتری به بازار **	BM	۰/۱۱۳	۲/۲۲۶	۰/۰۲۴
عدم تقارن اطلاعاتی ***	SPREAD	۰/۳۹۸	۴/۱۱۷	۰/۰۰۱
ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (F-Statistic)			۴/۸۶۴
آماره دوربین واتسون	احتمال (F-Statistic)			۰/۰۰۰

نتایج آزمون فرضیه دوم

مثبت معیار عدم تقارن اطلاعاتی در این مدل حاکی از این مطلب است. بنابراین می‌توان اذعان داشت که فرضیه دوم این پژوهش مبنی بر وجود رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و تولید غیرعادی تأیید می‌شود. از بین متغیرهای کنترلی، اندازه شرکت رابطه منفی و دو متغیر دیگر رابطه مثبت با متغیر وابسته دارند. همچنین مقدار آماره دوربین واتسون (۱/۹۸۱) نشان‌دهنده نبود خود همبستگی است.

همان‌گونه که در نگاره (۱۱) مشاهده می‌شود R^2 تعدیل شده در این مدل حاکی از آن است که حدود ۳۲ درصد از تغییرات در تولید غیرعادی به عنوان یکی از معیارهای مدیریت واقعی سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی در نمونه مورد مطالعه در این پژوهش توسط عدم تقارن اطلاعاتی توضیح داده می‌شود. همان‌طور که پیش‌بینی می‌شد، ارتباط بین این دو متغیر نیز از نوع مستقیم است و ضریب

نگاره ۱۱. نتایج آزمون فرضیه دوم

مقدار احتمال	آماره t	ضریب	علامت اختصاری	متغیر مستقل
۰/۰۱۵	۲/۴۳۲	۰/۲۹۴	C	مقدار ثابت ***
۰/۰۲۶	۲/۳۸۶	۰/۱۳۵	B	بتا ***
۰/۰۰۳	-۳/۱۲۱	-۰/۱۴۸	Size	اندازه شرکت ***
۰/۰۳۵	۲/۲۱۲	۰/۲۶۳	BM	ارزش دفتری به بازار ***
۰/۰۰۰	۳/۹۶۲	۰/۲۵۷	SPREAD	عدم تقارن اطلاعاتی ***
۶/۸۹۲	آماره F (F-Statistic)	۰/۳۱۶		ضریب تعیین تعدیل شده
۰/۰۰۰	احتمال (F-Statistic)	۱/۹۸۱		آماره دوربین واتسون

سوم این پژوهش مبنی بر وجود رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی تأیید نمی‌شود. از بین متغیرهای کنترلی، اندازه شرکت رابطه منفی و دو متغیر دیگر رابطه مثبت با متغیر وابسته دارند. همچنین مقدار آماره دوربین واتسون (۱/۹۷۲) نشان‌دهنده نبود خود همبستگی است.

نتایج آزمون فرضیه سوم

همان‌گونه که در نگاره (۱۲) مشاهده می‌شود، بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی به عنوان یکی از معیارهای مدیریت واقعی سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی در نمونه مورد مطالعه در این پژوهش، رابطه معنی‌داری دیده نمی‌شود. بنابراین می‌توان اذعان داشت که فرضیه

نگاره ۱۲. نتایج آزمون فرضیه سوم

مقدار احتمال	آماره t	ضریب	علامت اختصاری	متغیر مستقل
۰/۰۸۴	۱/۷۴۲	۰/۰۱۸	C	مقدار ثابت *
۰/۰۱۴	۲/۴۸۹	۰/۰۶۱	B	بتا ***
۰/۰۲۱	-۲/۴۱۱	-۰/۲۶۴	Size	اندازه شرکت **
۰/۰۰۱	۳/۷۴۵	۰/۳۸۹	BM	ارزش دفتری به بازار ***
۰/۱۰۶	۱/۸۹۲	۰/۱۲۴	SPREAD	عدم تقارن اطلاعاتی
۰/۷۶۵	آماره F (F-Statistic)	۰/۱۹۵		ضریب تعیین تعدیل شده
۰/۰۶۳	احتمال (F-Statistic)	۱/۹۷۲		آماره دوربین واتسون

نتیجه

همان‌طور که گفته شد، عدم تقارن اطلاعات میان مدیریت و افراد برون‌سازمانی نظیر سرمایه‌گذاران یکی از مسائل بارز در حوزه‌های مختلف از جمله بازار سرمایه است. نبود تقارن اطلاعاتی به بیانی ساده حاکی از آن است که همگان به طور یکسان به اطلاعات دسترسی ندارند و مدیریت بنا به موقعیت خود دارای اطلاعات بیشتری نسبت به دیگران است. عدم تقارن اطلاعات عامل اصلی در هدایت مدیران به سمت مدیریت سود است.

مدیران از دستکاری فعالیت‌های واقعی جهت حصول به سطح مورد انتظار سود استفاده می‌کنند. دستکاری فعالیت‌های واقعی شامل دستکاری جریان نقدی، تولید و هزینه‌های اختیاری است. در این پژوهش، دستکاری جریان نقدی، تولید و هزینه‌های اختیاری به ترتیب به‌عنوان جریان نقدی غیرعادی، تولید غیرعادی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی تعریف می‌شوند.

در پژوهش حاضر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت واقعی سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که بین عدم تقارن اطلاعاتی با جریان نقدی غیرعادی و تولید غیرعادی رابطه مستقیم وجود دارد. اما بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های اختیاری غیرعادی رابطه معنی‌داری مشاهده نشده است.

ریچاردسون [۱۷] رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و دستکاری ارقام تعهدی را مورد مطالعه قرار داد. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی رابطه مستقیم وجود دارد. یافته‌های پژوهش حاضر

نیز بیانگر رابطه مستقیم بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت واقعی سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی است. بنابراین به عنوان یک نتیجه‌گیری کلی می‌توان بیان نمود که بین عدم تقارن اطلاعاتی و هر دو نوع مدیریت سود رابطه مستقیم وجود دارد.

محدودیت‌های پژوهش

هزینه‌های اختیاری متشکل از هزینه‌های اداری، عمومی و فروش و نیز هزینه‌های پژوهش و توسعه است. با توجه به ادبیات موضوع، مدیریت سود از طریق هزینه‌های پژوهش و توسعه نیز بسیار متداول است؛ با توجه به این‌که اطلاعات مربوط به هزینه پژوهش و توسعه از صورت‌های مالی شرکت‌های جامعه آماری قابل استخراج نبود (یا سرمایه‌ای تلقی شده بود و یا مجزا از سایر هزینه‌های جاری نبود)؛ به ناچار از این معیار صرف نظر شد.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

- ۱- بررسی رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و هر دو جنبه مدیریت سود (تعهدی و واقعی) و مقایسه آن‌ها.
- ۲- استفاده از مدل‌های دیگری برای محاسبه عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی.
- ۳- مطالعه میزان تمایل مدیران شرکت‌ها به استفاده از مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی در مقایسه با مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی.

منابع

- ۱- احمدپور، احمد و امیر رسیان. (۱۳۸۵). «رابطه بین معیارهای ریسک و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام»، بررسی‌های حسابدار و حسابرسی، ش ۴۶، صص ۳۷-۶۰.

- 12- Kim, J. and B. C. Sohn. (2008). "Real versus Accrual-based Earnings Management and Implied Costs of Equity Capital". Working Paper. City University of Hong Kong and City University of Hong Kong (CityUHK).
- 13- Kim, W. (2002). "Do foreign investors perform better than locals? Information asymmetry investore sophistication and Market Liquidity". Available at URL: <http://www.ssrn.com>.
- 14- Lafond, R., and R. Watts. (2008). "The information role of conservatism". *The Accounting Review*, Vol. 83, Pp. 443-478.
- 15- Li, Lingxiang and B. Francis. (2011). "Firms Real Earnings Management and Subsequent Price Crash Risk". CAAA Annual conference.
- 16- Lo, K. (2007). "Earnings management and earnings quality", *Journal of Accounting and Economics, accepted manuscript*, October, Vol. 8, Pp. 1-17.
- 17- Richardson, V. J. (2000). "Information asymmetry and Earnings management". *Review of Quantitative Finance and Accounting*. Vol. 15, Pp. 325-247.
- 18- Roychowdhury, S. (2006). "Earnings Management through Real Activities Manipulation". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 42. Pp 116-148
- 19- Taylor, G. and Randall Xu. (2010). "Consequences of Real Earnings Management on Subsequent Operating Performance". *Research in Accounting Regulation*. Vol. 22, No. 2, Pp. 128-132.
- 20- Thomas, K. J. and H. Zhang. (2002). "Value-relevant properties of smoothed earnings", Columbia Business School, New York University of Illinois at Chicago, Chicago. Available at URL: <http://www.ssrn.com>.
- 21- Venkatesh, P. C., and R. Chiang, (1986). "Information Asymmetry and the Dealer's Bid-Ask Spread: A Case Study of Earnings and Dividend Announcements", *The Journal of Finance*, Vol. 41, No. 5, Pp. 1089 -1102.
- 22- Woodgate, A. (2007). "The impact of earnings management on price momentum." University of Washington. Available at <http://www.ssrn.com>
- 23- Yu, W. (2008). "Accounting-Based Earnings Management and Real Activities Manipulation." Georgia Institute of Technology.
- 24- Zhang, W. (2008). "Real Activities Manipulation to Meet Analysts Cash Flow Forecast". University of Texas at Dallas. Available at www.ssrn.com
- ۲- رضازاده، جواد و عبدالله آزاد. (۱۳۸۷). «رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری در گزارشگری مالی»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۵۴، صص ۶۳-۸۰.
- ۳- رحمانی، علی و نازنین بشیری منش. (۱۳۹۰). «بررسی اثر هموارسازی سود بر آگاهی بخشی قیمت سهام»، پژوهش‌های حسابداری مالی، ش ۹، صص ۳۹-۵۴.
- ۴- علوی طبری، سیدحسین و آمنه باکری. (۱۳۹۰). «مدیریت سود به منظور دستیابی به نقاط مینا»، پژوهش‌های حسابداری مالی، ش ۹، صص ۱-۱۸.
- ۵- قائمی، محمدحسین و محمدرضا وطن پرست. (۱۳۸۴). «بررسی نقش اطلاعاتی حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۱، صص ۸۵-۱۰۳.
- ۶- مجتهدزاده، ویدا و اعظم ولی‌زاده‌لاریجانی. (۱۳۸۹). «رابطه مدیریت سود و بازدهی آتی دارایی‌ها و جریان‌های نقد عملیاتی آتی»، فصلنامه پژوهشات حسابداری و حسابرسی، ش ۶، صص ۲۲-۴۳.
- ۷- مشکي، مهدی و لطيف نورديده. (۱۳۹۱). «بررسی تاثیر مدیریت سود در پایداری سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهش‌های حسابداری مالی، ش ۱۱، صص ۱۰۵-۱۱۸.
- 8- Ambrose, B. and X. Bian. (2009). "Stock Market Information and REIT Earnings Management". The Pennsylvania State University.
- 9- Easley, D., and M. O'Hara, (2004), "Information and the Cost of Capital", *Journal of Finance*, Vol. 59, Pp. 1553-1583.
- 10- Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal. (2005). "The economic implications of corporate financial reporting". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 40, No. 3, Pp. 3-73.
- 11- Jiang, L. and J.B.Kim (2000). "Cross-corporate ownership, information asymmetry and the usefulness of accounting performance measures in japan" *The International Journal of Accounting*, Vol. 35, Pp. 85-98.

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۸)، زمستان ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۷/۳
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۳/۲۳
صص ۳۴-۱۳

بررسی نقش خطای واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران در بروز پدیده صرف ارزش در بازار سرمایه ایران

ناصر ایزدی‌نیا^{۱*}، هادی امیری^{**}، مهدی هادی‌نژاد^{***}

* استادیار حسابداری دانشگاه اصفهان

naser.izadnia@gmail.com

** استادیار اقتصاد دانشگاه اصفهان

Amiri1705@gmail.com

*** کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه اصفهان

me.Hadinezhad@yahoo.com

چکیده

یکی از پدیده‌های غیر عادی بازار سرمایه، پدیده صرف ارزش یا مازاد بازده سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی است. اگر چه در بسیاری از بازارهای سرمایه دنیا وجود این پدیده به اثبات رسیده است اما بر سر دلایل آن اختلاف نظر وجود دارد. این پژوهش به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا پس از کنترل ریسک سهام ارزشی و رشدی می‌توان شواهدی مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به معیارهای عملکردی سهام ارزشی و رشدی در گذشته یافت یا خیر. معیارهای عملکردی مورد نظر در این پژوهش شامل رشد فروش، رشد سودآوری و بازده سهام در گذشته است. به منظور بررسی این موضوع، نمونه‌ای شامل ۱۲۱ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ و در قالب دو دوره ۵ ساله تشکیل و آزمون پرتفو مورد مطالعه قرار گرفته است. برای بررسی فرضیه‌های پژوهش از دو روش آزمون پرتفو و روش رگرسیون با استفاده از داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که نمی‌توان خطاهای رفتاری سرمایه‌گذاران را علت بروز صرف ارزش در بازار سرمایه ایران دانست بلکه یک رابطه مستقیم بین ریسک و بازده سهام ارزشی و رشدی وجود دارد که این موضوع مؤید توجیه عقلایی در خصوص بروز صرف ارزش می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: سهام ارزشی، سهام رشدی، صرف ارزش، رویکرد مالی رفتاری، واکنش بیش از اندازه.

مقدمه

در چارچوب سنتی مالی که مبتنی بر فرضیه بازار کارا است و فرض می‌شود که فعالان اقتصادی به صورت عقلایی عمل می‌کنند، قیمت اوراق بهادار برابر با ارزش ذاتی آن‌ها است. به عبارت دیگر در چنین بازاری فرض می‌شود که عوامل اقتصادی، قیمت اوراق بهادار را به طور صحیح تعیین می‌کنند و نمی‌توان منفعتی را به طور رایگان به دست آورد و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری نمی‌تواند بازده مازاد تعدیل شده بر اساس ریسک حاصل کند. به عبارتی بازده‌های به دست آمده دقیقاً متناسب با ریسک هستند. اما بر اساس رویکرد مالی رفتاری، برخی از ویژگی‌های قیمت‌داری‌ها به عنوان انحراف از ارزش ذاتی تفسیر می‌شوند و عنوان می‌شود که علت این انحرافات، وجود سرمایه‌گذاران غیر عقلایی در اقتصاد است [۲].

یکی از شواهد موجود در بازارهای سرمایه دنیا که با مدل‌های سنتی مالی از جمله مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM^۱) قابل توجیه نیست، بازده بیش از میانگین سهام ارزشی و بازده کمتر از میانگین سهام رشدی است [۱۷]. برای مثال باسو (۱۹۷۷) [۱۰]، جاف و همکاران (۱۹۸۹) [۲۱]، چان و همکاران (۱۹۹۱) [۱۴] و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) [۱۹] نشان داده‌اند که سهام با نسبت سود به قیمت^۲ بالاتر (سهام ارزشی) نسبت به سهام با نسبت سود به قیمت پایین‌تر (سهام رشدی) بازده‌های بالاتری به دست می‌آورند. همچنین چان و همکاران (۱۹۹۱) [۱۴] نشان داده‌اند که نسبت بالای جریان‌های نقدی به

قیمت^۳ هم می‌تواند برای پیش‌بینی بازده‌های بالاتر مورد استفاده قرار گیرد.

اگر چه تا حدی بر سر این موضوع که سهام ارزشی بازده بالاتری نسبت به سهام رشدی به دست می‌آورند، توافق نظر وجود دارد اما تفسیر علت این امر موضوعی بحث برانگیز است و توضیح روشنی برای این ویژگی سهام وجود ندارد. در کل با توجه به مطالعات انجام شده می‌توان دو علت برای این پدیده برشمرد. اولین توجیه مبتنی بر فرضیه کارایی بازار سرمایه و رفتار عقلایی سرمایه‌گذاران و دومین توجیه مبتنی بر رویکرد مالی رفتاری و خطاهای رفتاری سرمایه‌گذاران است [۱۳].

از آنجا که بر سر علت بیشتر بودن بازده سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی اختلاف نظر وجود دارد، این پژوهش به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا بعد از کنترل متغیرهای ریسک می‌توان علت این پدیده را خطاهای ادراکی و رفتاری سرمایه‌گذاران یا به عبارتی همان واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران دانست یا خیر.

ادبیات پژوهش

پدیده صرف ارزش

یکی از پدیده‌های غیر عادی بازار سرمایه که ممکن است گواهی بر عدم رفتار منطقی سرمایه‌گذاران و در نتیجه دلیلی بر عدم کارایی بازار سرمایه باشد، پدیده "صرف ارزش"^۴ است. صرف ارزش یا مازاد بازده سهام ارزشی نسبت به بازده سهام رشدی و متوسط بازده بازار از سال‌ها قبل مورد توجه پژوهشگران مالی قرار گرفته است و پژوهش‌های زیادی برای بررسی وجود این پدیده و نیز بررسی

^۳ C/P

^۴ Value Premium

^۱ Capital Asset Pricing Model

^۲ E/P

بیشتر آن به خاطر صرف ریسک بیشتری است که سهامداران مطالبه می‌نمایند [۱۹]. در یک اقتصاد ضعیف، سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های دارای آشفتگی و ضعف نسبی، صرف ریسک بیشتری را مطالبه می‌کنند و بنابراین بازده بیشتر سهام ارزشی قابل توجیه است. این بازده جبرانی است برای ریسکی که سرمایه‌گذاران در این نوع سهام متحمل می‌شوند [۹، ۱۱ و ۱۳].

دومین رویکردی که در خصوص این پدیده وجود دارد، رویکرد رفتاری است. طرفداران رویکرد رفتاری معتقدند که برخی از سهامداران نسبت به سهامی که در گذشته عملکرد بسیار خوبی داشته‌اند بیش از حد هیجان‌زده می‌شوند و تمایل زیادی به خرید آنها از خود نشان می‌دهند که این امر منجر به قیمت‌گذاری بیش از اندازه این سهام می‌شود. به‌طور مشابه این افراد نسبت به سهامی که در گذشته عملکرد بسیار بدی داشته‌اند نیز عکس‌العمل بیش از اندازه نشان می‌دهند و به‌طور مفرط اقدام به فروش آنها می‌نمایند که این امر هم منجر به قیمت‌گذاری کمتر از اندازه این سهام می‌شود [۲۲].

زمانی که این واکنش بیش از اندازه اتفاق می‌افتد، معامله بین سرمایه‌گذاران مطلع و خبره و سرمایه‌گذاران غیر مطلع باعث شکل‌گیری قیمت‌های سهام ارزشی و رشدی می‌شود. سرمایه‌گذاران غیرمطلع معتقدند که سهام رشدی، پایین‌تر از قیمت واقعی خود قیمت‌گذاری شده‌اند و در نتیجه انتظار دارند زمانی که اخبار مهم مورد انتظار آنها در خصوص سهام رشدی منتشر می‌شود، بازار قیمت‌های این نوع سهام را اصلاح خواهد کرد و این سهام بازده بیشتری نسبت به سهام ارزشی کسب خواهند نمود. این موضوع را می‌توان با بررسی رفتار

علل این پدیده غیر عادی بازار صورت گرفته است. اولین بار گراهام و داد (۱۹۳۴) [۲۰] با بررسی بازده سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتر، وجود این پدیده را در بازار سهام به اثبات رساندند. طی سالیان متمادی، دانشمندان و استادان حوزه مالی و سرمایه‌گذاری، این موضوع را عنوان کرده‌اند که استراتژی‌های ارزشی، بازده بیشتری نسبت به بازده بازار به دست می‌آورند. منظور از استراتژی ارزشی، خرید سهامی است که نسبت قیمت آنها به درآمد هر سهم^۱، سود تقسیمی هر سهم^۲، قیمت‌های تاریخی، ارزش دفتری دارایی‌ها یا سایر معیارهای ارزش، پایین است [۲۲].

دلایل پدیده صرف ارزش

در خصوص علل وجود صرف ارزش بحث‌های زیادی بین صاحب‌نظران مطرح است و هنوز اجماعی در این خصوص وجود ندارد. اما در کل با توجه به مطالعات انجام شده می‌توان دو علت برای این پدیده برشمرد، هر چند بر اساس شواهد موجود نمی‌توان با اطمینان یکی از این توجیه‌ها را به عنوان دلیل اصلی پذیرفت [۱۳].

توجیه عقلایی که در خصوص بیشتر بودن بازده سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی ارائه شده است و مبتنی بر فرضیه کارایی بازار سرمایه است و فاما و فرنج (۱۹۹۲) هم بر آن تأکید کرده‌اند، این است که سهام ارزشی ریسک بیشتری دارند و به همین خاطر سرمایه‌گذاران در این نوع سهام صرف ریسک بیشتری را مطالبه می‌نمایند. آن‌ها معتقدند از آنجایی که سهام ارزشی می‌تواند نشان‌دهنده وضعیت نامساعد شرکت‌ها باشد، ریسکی‌تر است و بازده

^۱ Earning Per Share (EPS)

^۲ Dividend Per Share (DPS)

سرمایه‌گذاران غیرمطلع در روزهای قبل از انتشار اخبار مهم توسط شرکت‌ها مورد بررسی قرار داد. در این روزها سرمایه‌گذاران ناآگاه اقبال زیادی به خرید سهام رشدی از خود نشان خواهند داد [۲۳].

پیشینه پژوهش

از زمانی که لاکونیشوک و همکاران (۱۹۹۴) [۲۲] رفتار غیر عقلایی سرمایه‌گذاران و بروز خطاهای رفتاری را در بروز پدیده صرف ارزش تأثیرگذار دانستند، مطالعات زیادی برای بررسی این فرضیه انجام شده است. در این بخش علاوه بر مطالعاتی که نقش واکنش بیش از اندازه را در بروز پدیده صرف ارزش بررسی کرده‌اند، به مطالعاتی که به طور مستقل فرضیه واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران به عملکرد گذشته شرکت‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند نیز اشاره می‌شود.

الواتینانی (۲۰۱۱) [۷] به بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به ثبات عملکرد قیمتی سهام در گذشته پرداخته است. وی این موضوع را بررسی می‌کند که آیا ثبات نسبی عملکرد قیمتی سالانه یک سهم خاص می‌تواند بر تخمین‌های سرمایه‌گذاران در خصوص چشم‌انداز آتی آن سهم اثر بگذارد یا خیر. در این پژوهش معیار ثبات عملکرد، تعداد سال‌هایی است که یک شرکت طی ۲ تا ۵ سال گذشته در ۴۰ درصد بالا یا پایین رتبه‌بندی شرکت‌ها بر اساس بازده سالانه قرار گرفته است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که طی دوره اندازه‌گیری، هر ساله دارای بازده کمی بوده‌اند (در ۴۰ درصد پایین قرار داشته‌اند) نسبت به شرکت‌هایی که کم بازده بودن آنها ثبات کمتری داشته است، در دوره زمانی ۲ تا ۵ سال

بعد از تشکیل پرتفو به طور معنی‌داری بازده بیشتری به دست آورده‌اند. اگر چه این اختلاف بازده برای شرکت‌های پر بازده یا به اصطلاح برنده معنی‌دار نبوده است. این بازگشت قیمتی برای کلیه سال‌های بعد از تشکیل پرتفو به جز سال اول مصداق دارد و بنابراین فرضیه واکنش بیش از اندازه و بازگشت قیمتی پس از آن تأیید می‌شود. تداوم بازده در سال اول بعد از تشکیل پرتفو را نیز می‌توان بر اساس پدیده مومنتوم که در میان مدت اتفاق می‌افتد، توجیه کرد.

یان و ژائو (۲۰۰۹) [۲۵] سعی کردند بین پدیده غیر عادی مازاد بازده سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی و پدیده غیر عادی نوسان‌های بازدهی پس از انتشار اعلامیه‌های سود یک ارتباط مستقیم برقرار کنند. نوسان‌های بازده پس از انتشار اعلامیه سود عبارت است از حرکت بازده سهام در جهت سودهای اعلام شده تا یک سال پس از انتشار اعلامیه سود. به این معنی که اگر یک شرکت سودی بیش از پیش‌بینی بازار را اعلام کند، بازده سهام آن تا ماه‌ها بیش از متوسط بازده بازار خواهد بود. آن‌ها ابتدا شرکت‌ها را بر اساس یک معیار ارزشی به ۵ دسته تقسیم کردند.

سپس شرکت‌ها را بر اساس علامت سودهای غیرمنتظره فصلی (+، -) و علامت بازده‌های غیرنرمال بعد از انتشار اعلامیه سود (+، -) به ۶ دسته تقسیم کردند. آن‌ها دریافتند که سهام ارزشی به‌طور کلی صرف نظر از علامت سودهای غیرمنتظره اعلام شده، بعد از انتشار اعلامیه سود، بازده‌های غیرنرمال بیشتری دارند. آن‌ها همچنین دریافتند که سهام رشدی حول تاریخ انتشار اعلامیه سود نوسان‌های بازده بیشتری دارند و این که الگوی نوسان‌های بازده سهام

سرمایه‌گذاران می‌تواند تا حدی بازده‌های غیر نرمال مشاهده شده را توجیه نماید.

علاوه بر مطالعات ذکر شده که عمدتاً تأکید آن‌ها بر عوامل رفتاری است، پژوهش‌های زیادی نیز به بررسی فرضیه کارایی بازار و دخیل بودن عامل ریسک در بروز صرف ارزش پرداخته‌اند. همان‌طور که گفته شد، فاما و فرنیچ (۱۹۹۲) عنوان کردند که بیشتر بودن بازده سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی به دلیل ریسک بیشتری است که سرمایه‌گذاران در این نوع سهام متحمل می‌شوند. در ادامه به بعضی از مطالعات انجام شده در این خصوص پرداخته می‌شود:

آلکوک و همکاران (۲۰۱۱) [۶] به بررسی تأثیر عدم ثبات در رشد سود آتی شرکت بر صرف ارزش پرداخته‌اند. آن‌ها دریافتند که بین صرف ارزش و عدم ثبات رشد سودهای آتی، هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت یک رابطه معکوس قوی و معنادار وجود دارد، به طوری که در دوره‌هایی که عدم اطمینان در خصوص سود و رشد سود افزایش پیدا می‌کند، صرف ارزش کاهش می‌یابد. در واقع نتایج نشان داد که با افزایش عدم اطمینان در خصوص رشد سود، قیمت سهام ارزشی کاهش می‌یابد و این امر منجر به کاهش بازدهی سهام ارزشی می‌شود. این یافته‌ها مؤید فرضیه بیشتر بودن ریسک عدم اطمینان سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی است که قبلاً به آن پرداخته شد.

دوکاس و لی (۲۰۰۹) [۱۶] نشان می‌دهند که سهام ارزشی (دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) و سهام رشدی (دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین) نسبت به اطلاعات هم در سطح بازار و هم در سطح شرکت واکنش‌های یکسانی نشان

ارزشی و رشدی متفاوت است، به طوری که سهام رشدی به سودهای غیرمنتظره منفی واکنش شدیدتری نشان می‌دهند و در مقابل سهام ارزشی به سودهای غیرمنتظره مثبت واکنش‌های شدیدتری نشان می‌دهند. این یافته‌ها مؤید این مطلب است که سرمایه‌گذاران قبلاً در خصوص سودآوری آتی سهام ارزشی و رشدی انتظاراتی داشته‌اند اما با انتشار اخبار سودآوری، بعضاً انتظارات آن‌ها برآورده نشده است و این امر باعث بروز واکنش‌های ناگهانی و تغییرات ناگهانی بازده این نوع سهام شده است.

آبودی و همکاران (۲۰۰۷) [۵] نشان داده‌اند که سهامی که در ۱۲ ماه گذشته بهترین بازدهی را کسب کرده‌اند، در دوره ۵ روزه قبل از انتشار اعلامیه سود به طور متوسط ۱/۵۸ درصد بیشتر از میانگین بازده بازار و در دوره ۵ روزه بعد از انتشار اعلامیه سود، ۱/۸۶ درصد کمتر از بازده بازار بازدهی کسب کرده‌اند. آن‌ها دو توضیح را برای این پدیده مورد بررسی قرار می‌دهند. اولین توضیح اینکه در روزهای قبل از انتشار اعلامیه سود، تحلیلگران بازار پیش‌بینی خود از سود شرکت‌های مورد نظر را به طور غیرموجهی بالا می‌برند. سرمایه‌گذاران این پیش‌بینی‌ها را در قیمت‌گذاری سهام دخیل می‌کنند و در نتیجه قیمت سهام مورد نظر افزایش می‌یابد. در ادامه و بعد از اعلام سود به دلیل عدم برآورده شدن انتظارات سودآوری، قیمت سهام شرکت کاهش می‌یابد. دومین توضیح احتمالی این است که سهامی که در گذشته روند عملکرد صعودی داشته‌اند، توجه سهامداران را به خود جلب می‌کنند که این امر در روزهای قبل از انتشار اعلامیه سود نمود بیشتری دارد. اگر چه آن‌ها شاهدهی برای تأیید توضیح مبتنی بر خطای تحلیلگران نیافته‌اند اما نتایج نشان می‌دهد که انتظارات

نمی‌دهند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که قیمت سهام ارزشی در مقایسه با سهام رشدی به طور قابل ملاحظه‌ای نسبت به اخبار و اطلاعات بازار و شرکت واکنش کندتری نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که علت این امر ریسک آربیتراژ بالای سهام ارزشی است. در واقع آربیتراژکنندگان به دلیل وجود ریسک و هزینه‌های خاص از انجام فعالیت‌های آربیتراژی خودداری می‌کنند و بنابراین قیمت‌ها فاصله خود را از ارزش ذاتی سهام حفظ می‌کنند.

بلک و مک میلان (۲۰۰۶) [۱۲] به بررسی فرضیه ریسکی در خصوص صرف ارزش پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از مدل‌های GARCH-M غیر متقارن، رابطه صرف ریسک را با شوک‌های اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که بعد از شوک‌های اقتصادی، انتظارات در خصوص نوسان‌های بازار افزایش می‌یابد و این امر منجر به افزایش نرخ‌های بازده مورد انتظار سهامداران و کاهش قیمت سهام می‌شود. به علاوه این اثرات در خصوص سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی و نیز در مورد شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت قوی‌تر بوده است.

زینگ و ژانگ (۲۰۰۵) [۲۴] به منظور بررسی نظریات عقلایی در خصوص صرف ارزش، به بررسی رفتار دوره‌ای متغیرهای بنیادی شرکت‌های ارزشی و رشدی پرداخته‌اند. در واقع اساس اولیه این پژوهش، مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۹۵) است. اولین بار فاما و فرنچ (۱۹۹۵) [۱۸] نشان دادند که رفتار بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی بازتاب دهنده رفتار متغیرهای بنیادی آنهاست. فاما و فرنچ نشان دادند که ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (پایین) نشان دهنده

سودآوری ضعیف (قوی) است. پژوهش زینگ و ژانگ (۲۰۰۵) در واقع نسخه توسعه یافته پژوهش فاما و فرنچ است، چرا که آنها علاوه بر سودآوری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، چند متغیر بنیادی دیگر را نیز مورد مطالعه قرار داده‌اند. به علاوه آن‌ها رابطه متغیرهای بنیادی شرکت را با تغییرات چرخه‌های تجاری نیز مورد بررسی قرار داده‌اند.

یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که متغیرهای بنیادی شرکت‌های ارزشی در مقابل شوک‌های تجاری منفی، خیلی بیشتر و سریعتر از شرکت‌های رشدی تحت تأثیر قرار می‌گیرند. این نتیجه با بررسی متغیرهای بنیادی این شرکت‌ها شامل رشد سودآوری، رشد سودهای نقدی، رشد سرمایه‌گذاری، رشد فروش و نرخ سرمایه‌گذاری حاصل شده است.

فروغی و همکاران (۱۳۸۹) [۳] به بررسی رابطه ریسک سیستماتیک سهام ارزشی و رشدی با ریسک سیستماتیک بازار در بازه زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ پرداخته‌اند. به این منظور آن‌ها بازه زمانی پژوهش را به ۴ دوره رکود، میانی، توسعه و اوج تقسیم کرده‌اند.

همچنین برای بررسی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی ریسک سیستماتیک بازار توسط ریسک سیستماتیک سهام ارزشی و رشدی از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شرطی استفاده شده است.

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در دوره رکود، ارتباط بین ریسک سیستماتیک سهام رشدی با ریسک سیستماتیک بازار، بیشتر از سهام ارزشی است. در دوره‌های میانی و توسعه، این ارتباط برای ریسک سیستماتیک سهام ارزشی بیشتر از سهام رشدی است و در دوره اوج نیز هیچ‌گونه ارتباط معنی‌داری بین ریسک سیستماتیک بازار و ریسک

۱- سرمایه‌گذاران نسبت به رشد فروش شرکت‌های دارای سهام رشدی و ارزشی در گذشته، واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند.

۲- سرمایه‌گذاران نسبت به رشد سودآوری شرکت‌های دارای سهام رشدی و ارزشی در گذشته، واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند.

۳- سرمایه‌گذاران نسبت به بازده سهام شرکت‌های دارای سهام رشدی و ارزشی در گذشته، واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ و شامل ۵۰۴ شرکت است.

در این پژوهش به منظور انتخاب نمونه از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است. بدین منظور از میان کل شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران شرکت‌هایی که شرایط مورد نظر را دارا بوده‌اند، انتخاب شده‌اند.

شرایط مورد نظر برای انتخاب شرکت‌های نمونه به شرح زیر است:

۱- بر اساس طبقه‌بندی سازمان بورس نباید در صنایع سرمایه‌گذاری، بانک و واسطه‌گری مالی قرار داشته باشد.

۲- به منظور همگن بودن اطلاعات و مقایسه‌پذیری بیشتر شرکت‌ها، سال مالی شرکت باید منتهی به پایان اسفند باشد.

۳- به دلیل نیاز به اطلاعات شرکت در کل سال‌های مورد بررسی، از سال ۸۰ یا قبل از آن در فهرست شرکت‌های بورسی قرار گرفته باشد.

۴- به دلیل نیاز به بازده‌های ماهانه، در طول دوره زمانی پژوهش، بیش از ۳ ماه متوالی نماد شرکت

سیستماتیک سهام رشدی و ارزشی وجود ندارد.

همچنین، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی ریسک سیستماتیک بازار توسط سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی از برتری خاصی برخوردار نیست.

دموری و همکاران (۱۳۸۸) [۱] در مقاله‌ای با عنوان "بررسی تأثیر ثبات در معیارهای مالی گذشته شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر عکس‌العمل بیش از اندازه سرمایه‌گذاران به این معیارها" دو موضوع را مورد بررسی قرار داده‌اند. اول اینکه آیا سرمایه‌گذاران به یکنواختی در عملکرد گذشته سرمایه‌گذاران واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند یا خیر و دوم این‌که طول دوره اندازه‌گیری الگوهای عملکرد گذشته چگونه بر عکس‌العمل بیش از اندازه سرمایه‌گذاران به این الگوها اثرگذار است؟

نتایج این پژوهش نشان‌دهنده عکس‌العمل بیش از اندازه سرمایه‌گذاران به یکنواختی در عملکرد گذشته شرکت‌ها در سود، فروش و بازده سهام است.

همچنین افزایش طول دوره تشکیل پرتفو موجب تشدید عکس‌العمل بیش از اندازه می‌شود.

قالیباف اصل و همکاران (۱۳۸۷) [۴] به مقایسه بازدهی سهام ارزشی و رشدی در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ پرداخته‌اند. نمونه آن‌ها مشتمل بر ۵۰ شرکت است و برای تشکیل پرتفویهای ارزشی و رشدی از نسبت B/P استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که بر خلاف یافته‌های حاصل از پژوهش فاما و فرنچ، در بورس اوراق بهادار تهران متوسط بازده کل سهام رشدی بیشتر از سهام ارزشی است.

فرضیه‌های پژوهش

در این پژوهش سه فرضیه به شرح زیر مورد بررسی قرار می‌گیرند:

متوقف نباشد.

۵- در تاریخ تشکیل پرتفو (ابتدای سال ۱۳۸۵) نسبت قیمت به درآمد هر سهم آنها منفی نباشد. به عبارت دیگر در تاریخ تشکیل پرتفو شرکت نباید زیان ده باشد.

از بین شرکت‌های بورسی ۱۲۱ شرکت حائز شرایط بالا بوده و به عنوان نمونه مورد بررسی انتخاب شده اند.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته این پژوهش، بازده سالانه سهام است که با نماد R نمایش داده می‌شود. بر اساس روش الواتینانی (۲۰۰۶) [۸]، برای محاسبه این متغیر از میانگین هندسی بازده‌های ماهانه سهام شرکت‌ها استفاده شده است.

متغیرهای مستقلی که در این پژوهش در روش رگرسیون مورد استفاده قرار گرفته‌اند عبارتند از: بازده گذشته سهام (PReturn)، رشد فروش (SG) و رشد سودآوری (OEG). برای محاسبه متغیرهای رشد فروش و رشد سود به ترتیب از فروش خالص و سود عملیاتی شرکت استفاده شده است. هر یک از ۳ متغیر مستقل پژوهش به صورت میانگین برای کل دوره تشکیل پرتفو محاسبه شده است. به این صورت که مقادیر رشد و بازده برای هر یک از سال‌های دوره تشکیل پرتفو (۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴) محاسبه شده است و سپس میانگین هندسی این ۵ سال به عنوان متغیر مورد نظر پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است.

در این پژوهش از متغیرهای اندازه شرکت (Size) و نیز نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M) به عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است. برای محاسبه اندازه شرکت از

لگاریتم دارایی‌های شرکت در انتهای هر سال استفاده شده است. همچنین برای محاسبه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان هر سال مالی بر ارزش بازار سهام شرکت که عبارت است از حاصل ضرب تعداد سهام منتشره شرکت در قیمت بازار هر سهم در روز پایانی سال، تقسیم شده است.

روش پژوهش

در این پژوهش برای بررسی فرضیه‌ها و به منظور تقویت نتایج از دو روش استفاده شده است. روش اول مبتنی بر تشکیل و مقایسه پرتفوها است و روش دوم با استفاده از یک مدل رگرسیونی به بررسی فرضیه‌ها می‌پردازد.

روش آزمون پرتفو

در این روش دوره زمانی پژوهش به دو دوره قبل و بعد از تشکیل پرتفو تقسیم شده است. دوره اول (۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴)، دوره تشکیل پرتفو و دوره زمانی دوم (۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹)، دوره آزمون پرتفو نامیده می‌شود. فرض و مبنای اصلی در این روش آن است که در صورتی که سهامداران در دوره تشکیل پرتفو به اطلاعات مربوط به عملکرد مالی شرکت‌ها و نیز بازده سهام در گذشته عکس‌العمل بیش از اندازه نشان دهند و این عملکرد را به آینده تعمیم دهند، قیمت سهام در طی دوره از ارزش ذاتی آن‌ها فاصله خواهد گرفت. در چنین حالتی سهامی در که در طی دوره تشکیل پرتفو عملکرد مالی بهتری داشته‌اند (سهام رشدی)، احتمالاً بیش از حد قیمت‌گذاری خواهند شد و بازده‌های قیمتی بیش از حد انتظار کسب خواهند کرد و در مقابل سهامی که در دوره تشکیل

را تحت تأثیر قرار دهند، کنترل شوند. از این رو در روش آزمون پرتفو، متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار که در مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ به عنوان معیارهای ریسک مورد استفاده قرار گرفته‌اند، کنترل می‌شوند تا اثر این عوامل بر بازده سهام خنثی شود.

روش کار بدین صورت است که در ابتدای سال ۱۳۸۵، شرکت‌های موجود در نمونه بر اساس ارزش دارایی‌های آن‌ها (عامل اندازه) در پایان سال ۱۳۸۴، رتبه‌بندی و به دو پرتفوی شرکت‌های کوچک و بزرگ تقسیم شده‌اند. سپس شرکت‌های موجود در هر یک از این دو پرتفو بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (در پایان سال ۱۳۸۴) رتبه‌بندی و به ۳ پرتفوی مساوی تقسیم گردیده‌اند. در نهایت شرکت‌های موجود در هر یک از ۶ پرتفوی بدست آمده، بر اساس معیارهای مورد نظر رتبه‌بندی شده‌اند. به این ترتیب ۱۸ پرتفو به دست آمده است که در نگاره (۱) مشاهده می‌شود.

نگاره ۱. نحوه پرتفوبندی شرکت‌های نمونه

اندازه شرکت	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار			رتبه‌بندی بر اساس متغیرهای مورد نظر
	پایین (L)	متوسط (M)	بالا (H)	
کوچک (S)	S/L ₁	S/M ₁	S/H ₁	۱۰٪ بالا (رشدی)
	S/L ₂	S/M ₂	S/H ₂	۸۰٪ میانی (خنثی)
	S/L ₃	S/M ₃	S/H ₃	۱۰٪ پایین (ارزشی)
بزرگ (B)	B/L ₁	B/M ₁	B/H ₁	۱۰٪ بالا (رشدی)
	B/L ₂	B/M ₂	B/H ₂	۸۰٪ میانی (خنثی)
	B/L ₃	B/M ₃	B/H ₃	۱۰٪ پایین (ارزشی)

پرتفوی ارزشی کوچک = $S/H_3 + S/M_3 + S/L_3$
 در مرحله بررسی فرضیه‌های پژوهش، به منظور تشکیل پرتفوهای دوگانه مربوط به رشد گذشته و رشد مورد انتظار آینده استفاده شده است. لاکونیشوک و همکاران (۱۹۹۴) [۲۲] معتقدند که

پرتفو عملکرد مالی پایینی داشته‌اند (سهام ارزشی)، نیز مورد واکنش بیش از اندازه سهامداران قرار گرفته و کمتر از حد قیمت‌گذاری خواهند شد و در نتیجه این سهام طی دوره تشکیل پرتفو، بازده‌های قیمتی کمتر از حد انتظار کسب خواهند کرد.

اما در دوره آزمون پرتفو با ورود اطلاعات واقعی به بازار و تعدیل انتظارات و افق‌های رشدی مورد انتظار سرمایه‌گذاران در خصوص سهام رشدی و ارزشی، می‌توان انتظار داشت که قیمت سهام رشدی و ارزشی به سمت ارزش‌های ذاتی آن‌ها حرکت کند و بازده‌های این سهام نیز تعدیل شود. در این صورت سهام ارزشی که در دوره تشکیل پرتفو با کاهش غیر منطقی بازده روبرو بوده‌اند، در دوره آزمون افزایش بازده خواهند داشت و بر عکس، سهام رشدی با تغییر روند و کاهش بازده روبرو خواهند بود.

از آنجا که این پژوهش به دنبال بررسی پدیده واکنش بیش از اندازه در مورد سهام ارزشی و رشدی است، باید سایر عواملی که می‌توانند بازده این سهام

در مرحله بعد، پرتفوهای ارزشی و رشدی بزرگ و کوچک به صورت زیر تشکیل شده‌اند:

$$B/H_1 + B/M_1 + B/L_1 = \text{پرتفوی رشدی بزرگ}$$

$$S/H_1 + S/M_1 + S/L_1 = \text{پرتفوی رشدی کوچک}$$

$$B/H_3 + B/M_3 + B/L_3 = \text{پرتفوی ارزشی بزرگ}$$

در مرحله بعد، بازده پرتفوی رشدی و ارزشی به صورت میانگین بازده سهام موجود در این پرتفوها برای هر یک از سال‌های دوره آزمون پرتفو محاسبه شده است. اگر بازده سالانه پرتفوی رشدی را با R_g و بازده سالانه پرتفوی ارزشی را با R_v نشان دهیم، در صورت بروز واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران در دوره تشکیل پرتفو و سپس اصلاح این واکنش رفتاری در دوره آزمون پرتفو، بازده پرتفوی ارزشی در سال‌های دوره آزمون پرتفو (R_v) باید به طور معنی‌داری بیشتر از بازده پرتفوی رشدی (R_g) طی این دوره باشد. این موضوع در مورد شرکت‌های بزرگ و کوچک به صورت جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرد. به این معنی که بازده پرتفوی رشدی و ارزشی بزرگ با یکدیگر و بازده پرتفوی رشدی و ارزشی کوچک نیز با یکدیگر مقایسه می‌شود. در این روش برای بررسی فرضیه‌های پژوهش از آزمون برابری میانگین‌ها با به کارگیری آماره t استفاده شده است.

روش رگرسیون

مدل رگرسیون پژوهش برگرفته از پژوهش الواتینانی (۲۰۰۶) [۸] است. در روش رگرسیون نیز از همان فرض مورد استفاده در روش آزمون پرتفو استفاده می‌شود. یعنی فرض می‌شود در صورتی‌که سهامداران در دوره تشکیل پرتفو به معیارهای عملکرد مالی شرکت‌ها واکنش بیش از اندازه نشان داده باشند، در دوره آزمون پرتفو انتظارات و پیش‌بینی‌های آنها تعدیل خواهد شد و در نتیجه روند بازده پرتفوی رشدی و ارزشی معکوس خواهد شد.

در روش رگرسیون نیز به منظور تفکیک سهام و

استفاده همزمان از معیارهای رشد گذشته و رشد مورد انتظار آینده باعث تفکیک و شناسایی بهتر سهام ارزشی و رشدی می‌شود. با توجه به مقایسه صورت گرفته در خصوص بازده پرتفوی ارزشی و رشدی که در ادامه به آن پرداخته می‌شود، زمانی که تفکیک سهام ارزشی و رشدی بر اساس معیارهای دوگانه رشد گذشته سهام (شامل رشد فروش و رشد سودآوری) و رشد مورد انتظار سهام (نسبت P/E) صورت می‌گیرد، شناسایی سهام ارزشی و رشدی به نحو بهتری صورت گرفته و صرف ارزش به صورت معنی‌دارتری مشاهده می‌شود. از آنجا که نسبت‌های بازار از جمله P/E ، انتظار سرمایه‌گذاران در خصوص رشد آتی متغیرهای بنیادی شرکت را در قیمت سهام شرکت منعکس می‌کنند، به آن‌ها شاخص‌های رشد مورد انتظار آتی شرکت اطلاق می‌شود.

برای انجام رتبه‌بندی، پس از کنترل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار به گونه‌ای که قبلاً توضیح داده شد، شرکت‌های موجود در هر یک از ۶ پرتفوی کنترل شده، بر اساس نسبت قیمت به سود هر سهم (P/E) رتبه‌بندی و ۳۰ درصد شرکت‌ها با بیشترین و کمترین P/E انتخاب گردیده‌اند. سپس در بین هر مجموعه از شرکت‌های با بیشترین و کمترین P/E ، رتبه‌بندی بر اساس معیار رشد گذشته (رشد فروش، رشد سود یا بازده گذشته) صورت گرفته است. در نهایت ۱۰ درصد شرکت‌های نمونه با بیشترین P/E و بیشترین میزان مربوط به معیار رشد گذشته به عنوان پرتفوی رشدی و ۱۰ درصد شرکت‌های نمونه با کمترین P/E و کمترین میزان مربوط به معیار رشد گذشته نیز به عنوان پرتفوی ارزشی در نظر گرفته شده‌اند.

پایان سال $t - 1$

$\beta_i =$ ضرایب برآوردی مدل برای هر یک از متغیرها

$\mu_{j,t}$ = مقدار خطای مدل

در صورتی که ضریب β_1 برای هر یک از متغیرهای مستقل به طور معنی‌داری کوچکتر از صفر باشد، این موضوع نشان‌دهنده معکوس شدن روند بازده خواهد بود و فرضیه‌های پژوهش تأیید خواهند شد. به منظور بررسی معنی‌داری، آماره t مورد استفاده قرار گرفته است.

مقایسه بازده پرتفویهای رشدی و ارزشی

در ابتدا به منظور بررسی وجود صرف ارزش در بازار سرمایه ایران، بازده پرتفویهای رشدی و ارزشی که بر اساس معیارهای مختلف تشکیل شده‌اند با یکدیگر مقایسه می‌گردد. نتیجه این مقایسه در نگاره‌های (۲) و (۳) ارائه شده است. نگاره (۲)، بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی‌ای را نشان می‌دهد که بر اساس معیارهای عملکردی مختلف مورد استفاده در پژوهش شامل رشد فروش، رشد سود و بازده گذشته سهام تشکیل شده‌اند. همچنین در مرحله بعد برای تشکیل پرتفویهای ارزشی و رشدی و مقایسه بازده آن‌ها از ترکیب نسبت P/E با هریک از معیارهای عملکردی ذکر شده استفاده شده است. نگاره (۳) به مقایسه بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی که بر اساس معیارهای دوگانه تشکیل شده‌اند، می‌پردازد.

تشکیل پرتفویهای رشدی و ارزشی، از همان روش مورد استفاده در بخش آزمون پرتفو استفاده شده است. در این روش، متغیرهای B/M و اندازه در مرحله تشکیل پرتفو مورد استفاده قرار نگرفته‌اند، بلکه در ادامه به عنوان متغیرکنترل وارد مدل رگرسیون شده‌اند.

نحوه کار در این روش بدین صورت است که ابتدا بازده‌های سالانه سهام موجود در پرتفویهای ارزشی و رشدی به صورتی که قبلاً ذکر شد، برای هر یک از سال‌های دوره آزمون پرتفو محاسبه شده است. سپس برای آزمون هر یک از فرضیه‌های پژوهش، با استفاده از مدل رگرسیون ترکیبی ۵ ساله، متغیر وابسته یا همان بازده سهام بر روی متغیر مستقل مورد نظر فرضیه و متغیرهای کنترلی که شامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه (ارزش دارایی‌های شرکت) است، برازش شده است. استفاده از متغیرهای کنترلی به منظور خنثی کردن اثر ریسک سهام بر بازده آن‌ها و خالص کردن اثر متغیر مستقل مربوط به عملکرد مالی بر متغیر وابسته صورت گرفته است.

مدل رگرسیونی کلی در این روش به صورت رابطه (۱) است:

رابطه (۱)

$$R_{jt} = \beta_0 + \beta_1 * \theta_{jt} + \beta_2 * B/M_{j,t-1} + \beta_3 * Size_{t-1} + \mu_{j,t}$$

به طوری که:

R_{jt} = بازده سهم j در سال t

θ_{jt} = متغیر مستقل مربوط به عملکرد سهم j در سال t

$B/M_{j,t-1}$ = نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار

سهم j در پایان سال $t - 1$

$Size_{t-1}$ = لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت j در

نگاره ۲. مقایسه بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی (پرتفوبندی یک معیاری)

معیار تشکیل پرتفو	رشد فروش	رشد سود	بازده گذشته
میانگین بازده پرتفوی ارزشی	۰/۰۱۶	۰/۰۱۵	۰/۲۱
میانگین بازده پرتفوی رشدی	۰/۰۱۰	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۰۱
آماره t	۰/۵۱۲	۰/۷۱۳	۲/۶۹۲
سطح معنی داری	۰/۶۲	۰/۴۹	۰/۰۲۷

نگاره ۳. مقایسه بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی (پرتفوبندی دو معیاری)

معیار تشکیل پرتفو	P/E و رشد فروش	P/E و رشد سود	P/E و بازده گذشته
میانگین بازده پرتفوی ارزشی	۰/۰۲۶	۰/۰۲۵	۰/۰۲۸
میانگین بازده پرتفوی رشدی	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۰۱
آماره t	۱/۹۷	۱/۹۵	۳/۱۳
سطح معنی داری	۰/۰۸۴	۰/۰۸۶	۰/۰۱

به خاطر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران در دوره تشکیل پرتفو به این معیارها بوده است یا اینکه عامل ریسک در ایجاد این اختلاف بازده دخالت دارد که هدف پژوهش نیز پاسخ به این سوال است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرض‌های آماری در روش آزمون پرتفو به شرح زیر هستند:

$R_v \leq R_g$: H_0 بازده پرتفوی ارزشی پس از کنترل ریسک، کمتر یا مساوی بازده پرتفوی رشدی است.

$R_v > R_g$: H_1 بازده پرتفوی ارزشی پس از کنترل ریسک، بیشتر از بازده پرتفوی رشدی است.

به منظور بررسی فرض‌های آماری در مورد هر یک از فرضیه‌های پژوهش، از آزمون برابری میانگین‌ها توسط نرم افزار 6 Eviews استفاده شده است. با استفاده از این آزمون می‌توان این موضوع را مورد بررسی قرار داد که آیا میانگین دو جامعه از نظر متغیر مورد مطالعه با یکدیگر برابر است یا اینکه اختلاف معنی داری بین آن‌ها وجود دارد؟ بر این اساس، آزمون برابری میانگین‌ها در مورد بازده سالانه (R) دو پرتفوی رشدی و ارزشی برای سال‌های ۱۳۸۵ تا

با توجه به سطح معنی داری آزمون‌ها در نگاره (۲)، به جز معیار بازده گذشته در مورد سایر معیارهای رشدی نمی‌توان بین بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی اختلاف معنی داری مشاهده کرد. اما با توجه به نگاره (۳)، هنگامی که از ترکیب نسبت P/E با معیارهای رشدی مختلف برای تشکیل پرتفویهای ارزشی و رشدی استفاده می‌شود، علاوه بر معیار بازده گذشته، در مورد معیارهای رشد فروش و رشد سود نیز می‌توان در سطح معنی داری ۱۰ درصد پدیده صرف ارزش را مشاهده نمود. به طور کلی با مقایسه نگاره‌های (۲) و (۳) می‌توان نتیجه گرفت هنگامی که به طور همزمان از معیارهای رشد گذشته سهام و معیار رشد مورد انتظار آینده سهام (نسبت قیمت به درآمد هر سهم) برای تفکیک سهام استفاده می‌شود، سهام ارزشی و رشدی به طور دقیق‌تر از یکدیگر تفکیک می‌گردند و بنابراین در ادامه پژوهش از معیارهای دوگانه برای تقسیم‌بندی سهام به ارزشی و رشدی استفاده می‌شود. اما سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا صرف ارزش مشاهده شده در مورد سه معیار رشد فروش، رشد سودآوری و بازده گذشته

۱۳۸۹ انجام شده است.

در روش رگرسیون، به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) با به‌کارگیری داده‌های ترکیبی (مقطعی و سری زمانی) استفاده شده است. با توجه به اینکه تعداد شرکت‌های هر پرتفو ۱۵ شرکت و تعداد سال‌های مورد بررسی ۵ سال است، در مجموع برای آزمون هر فرضیه از ۷۵ مشاهده شرکت - سال استفاده شده است.

با توجه به استفاده از روش ترکیبی (ترکیب مقطعی و سری زمانی) برای برآورد مدل، قبل از برآورد مدل جهت آزمون هر فرضیه، به منظور انتخاب از بین دو روش داده‌های تابلویی و تلفیقی از آزمون F لیمر استفاده شده است. در این آزمون، فرض صفر نشان‌دهنده داده‌های تلفیقی و فرض

مقابل نشان‌دهنده داده‌های تابلویی است. بنابراین در صورتی که احتمال آماره F بیشتر از ۰/۰۵ باشد، از داده‌های تلفیقی و در غیر این صورت از داده‌های تابلویی استفاده می‌شود.

آزمون فرضیه اول پژوهش

فرضیه اول پژوهش: سرمایه‌گذاران نسبت به رشد فروش شرکت‌های رشدی و ارزشی در گذشته، واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند.

نتایج روش آزمون پرتفو برای بررسی فرضیه اول پژوهش به‌طور خلاصه در نگاره (۴) نشان داده شده است. در این روش پس از کنترل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، پرتفویهای ارزشی و رشدی بر اساس نسبت قیمت به درآمد هر سهم و رشد فروش تشکیل شده‌اند.

نگاره ۴. نتایج روش آزمون پرتفو برای بررسی فرضیه اول پژوهش

میانگین بازده پرتفوی رشدی	میانگین بازده پرتفوی ارزشی	آماره t	سطح معنی‌داری
۰/۰۱۲	۰/۰۳۰	۱/۸۱	۰/۱۰۸
۰/۰۰۳	۰/۰۲۱	۱/۳۰	۰/۲۳

شرکت‌های رشدی و ارزشی به صورت جداگانه صورت گرفته است.

میزان احتمال آماره F لیمر محاسبه شده در مورد شرکت‌های رشدی برابر ۰/۰۰۰۹ است و در نتیجه از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت زمانی برای برآورد مدل استفاده شده است. به منظور بررسی فرضیه اول، رشد فروش (SG) شرکت‌های رشدی در دوره تشکیل پرتفو به عنوان متغیر مستقل به جای θ_{jt} وارد رابطه (۱) شده است. در صورتی که ضریب این متغیر به طور معنی‌داری کمتر از صفر باشد، فرضیه پژوهش تأیید می‌گردد.

فرض‌های آماری مربوط به فرضیه اول پژوهش به

با توجه به سطح معنی‌داری آزمون در هر دو مورد شرکت‌های کوچک و بزرگ، پس از کنترل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار بین بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی اختلاف معنی‌داری وجود ندارد و در نتیجه فرضیه پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به رشد فروش شرکت‌های ارزشی و رشدی در گذشته مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

برای آزمون فرضیه اول پژوهش با استفاده از روش رگرسیون، واکنش بیش از اندازه در مورد سهام رشدی و ارزشی به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفته است، به عبارت دیگر تخمین مدل برای

شرح زیر هستند: نگاره (۵)، خلاصه نتایج برآورد مدل برای آزمون

فرضیه را نشان می‌دهد.

$H_0: \beta_1 \geq 0$ ضریب مربوط به متغیر رشد فروش

بزرگ‌تر یا مساوی صفر است.

$H_1: \beta_1 < 0$ ضریب مربوط به متغیر رشد فروش

کوچک‌تر از صفر است.

نگاره ۵. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیون برای بررسی فرضیه اول پژوهش در مورد پرتفوی رشدی

نام و نماد متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری متغیر	ضریب تعیین (R^2)	آماره F	سطح معنی‌داری مدل	آماره دوربین - واتسون
رشد فروش (SG)	۰/۰۴۹	۰/۶۹۴	۰/۴۹	۰/۳۰۶	۴/۱۵	۰/۰۰۰	۲/۳۳

برابر ۰/۴۹ است، نمی‌توان فرض H_0 مربوط به آزمون فرضیه پژوهش را رد نمود و در نتیجه فرضیه اول پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به رشد فروش شرکت‌های رشدی در گذشته مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

در مورد پرتفوی ارزشی احتمال آماره F لیمر برابر ۰/۳۸۶ است و بنابراین برای آزمون فرضیه از روش داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود. نگاره (۶)، خلاصه نتایج آزمون فرضیه را نشان می‌دهد.

ضریب تعیین مدل نشان می‌دهد که ۱۳/۷ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله مدل قابل تبیین است. همچنین با توجه به اینکه آماره دوربین - واتسون محاسبه شده در فاصله عدم رد فرض صفر آزمون دوربین - واتسون قرار دارد ($۲/۴۴ < ۲/۴۳ < ۱/۵۶$)، بنابراین مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

علاوه بر این به منظور برطرف کردن واریانس ناهمسانی از روش تصحیح وایت استفاده شده است. با توجه به این که سطح معنی‌داری مدل برابر ۰/۰۱۵ است، در نتیجه فرض H_0 آزمون معنی‌داری مدل رد می‌شود و به عبارت دیگر مدل رگرسیون مورد استفاده معنی‌دار است.

ضریب تعیین (R^2) مدل نشان‌دهنده این موضوع است که نزدیک به ۳۱ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله مدل رگرسیون توضیح داده می‌شود. به منظور آزمون عدم خود همبستگی مقادیر پسماندهای مدل از آزمون دوربین - واتسون استفاده شده است. با توجه به آماره دوربین - واتسون مشکل خودهمبستگی بین پسماندها در مدل وجود ندارد.

همچنین به منظور رفع ناهمسانی واریانس، از روش تصحیح وایت به عنوان روش همبستگی ضرایب استفاده شده است. برای بررسی معنی‌داری کل مدل نیز از آزمون F استفاده شده است. فرض‌های آماری این آزمون به شرح زیر است:

H_0 : تمامی ضرایب غیر از عرض از مبدأ، صفر است.

H_1 : حداقل یکی از ضرایب غیر از عرض از مبدأ، مخالف صفر است.

در صورتی که سطح معنی‌داری مدل کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرض H_0 تأیید نمی‌شود و مدل معنی‌دار است.

با توجه به نگاره (۵)، سطح معنی‌داری مدل برابر ۰/۰۰۰ است و بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم معنی‌داری مدل رد می‌شود. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری ضریب متغیر SG در مدل برآورد شده

نگاره ۶. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیون برای آزمون فرضیه اول پژوهش در مورد پرتفوی ارزشی

نام و نماد متغیر	ضریب (β_1)	آماره t	سطح معنی‌داری متغیر	ضریب تعیین (R^2)	آماره F	سطح معنی‌داری مدل	آماره دوربین - واتسون
رشد فروش (SG)	-۰/۱۷۵	-۰/۷۸۹	۰/۴۳۳	۰/۱۳۷	۳/۷۵	۰/۰۱۵	۲/۴۳

از آنجایی که سطح معنی‌داری ضریب متغیر SG در مدل برآورد شده برابر ۰/۴۳۳ است، نمی‌توان فرض H_0 مربوط به آزمون فرضیه پژوهش را رد نمود و در نتیجه فرضیه اول پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به رشد فروش شرکت‌های ارزشی در گذشته مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. یافته‌های مربوط به بررسی این فرضیه با نتایج پژوهش الواتینانی (۲۰۰۶) [۸] و چان و همکاران (۲۰۰۴) [۱۵] مطابقت دارد، اما برخلاف نتایجی است که به وسیله لاکونیشوک و همکاران (۱۹۹۴) [۲۲] و دموری و همکاران (۱۳۸۷) [۱] حاصل شده است.

آزمون فرضیه دوم پژوهش

فرضیه دوم پژوهش: سرمایه‌گذاران نسبت به رشد سودآوری شرکت‌های رشدی و ارزشی در گذشته،

واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند.

نتایج روش آزمون پرتفو برای بررسی فرضیه دوم پژوهش به طور خلاصه در نگاره (۷) نشان داده شده است. در این روش پس از کنترل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، پرتفویهای ارزشی و رشدی بر اساس نسبت قیمت به درآمد هر سهم و رشد سود تشکیل شده‌اند.

با توجه به سطح معنی‌داری آزمون در ستون انتهایی نگاره (۷)، در هر دو مورد شرکت‌های کوچک و بزرگ پس از کنترل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، بین بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی اختلاف معنی‌داری وجود ندارد و در نتیجه فرضیه پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به رشد سودآوری شرکت‌های ارزشی و رشدی در گذشته مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

نگاره ۷. نتایج روش آزمون پرتفو برای بررسی فرضیه دوم پژوهش

شرکت‌های کوچک	میانگین بازده پرتفوی ارزشی	میانگین بازده پرتفوی رشدی	آماره t	سطح معنی‌داری
۰/۰۲۸	۰/۰۱۳	۱/۰۸	۰/۳۱۱	
۰/۰۲۴	-۰/۰۰۱	۱/۷۰	۰/۱۲۶	

به‌منظور آزمون فرضیه در مورد شرکت‌های رشدی با استفاده از روش رگرسیون، در ابتدا برای انتخاب نوع روش داده‌های تابلویی یا تلفیقی، آزمون F لیمر انجام شده است. میزان احتمال آماره F محاسبه شده ۰/۰۰۳ است و بنابراین با توجه به رد فرض صفر، روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت زمانی برای برآورد مدل مورد استفاده قرار گرفته است.

به‌منظور بررسی فرضیه دوم، رشد سودآوری (OEG) شرکت‌های رشدی در دوره تشکیل پرتفو به‌عنوان متغیر مستقل به جای θ_{jt} وارد رابطه (۱) شده است.

در صورتی که ضریب این متغیر به‌طور معنی‌داری کمتر از صفر باشد، این فرضیه تأیید می‌گردد. فرض‌های آماری مربوط به فرضیه دوم پژوهش به

شرح زیر هستند:

کوچک‌تر از صفر است.

نگاره (۸) خلاصه نتایج برآورد مدل برای آزمون فرضیه را نشان می‌دهد.

$H_0: \beta_1 \geq 0$ ضریب مربوط به متغیر رشد سودآوری بزرگتر یا مساوی صفر است.

$H_1: \beta_1 < 0$ ضریب مربوط به متغیر رشد سودآوری

نگاره ۸. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیون برای بررسی فرضیه دوم پژوهش در مورد پرتفوی رشدی

نام و نماد متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری متغیر	ضریب تعیین (R^2)	آماره F	سطح معنی‌داری مدل	آماره دوربین-واتسون
رشد سود (OEG)	۰/۰۲۹	۰/۹۴۶	۰/۳۴۷	۰/۳۳۸	۴/۸۹	۰/۰۰۰	۲/۴۳

مبنی بر عدم معنی‌داری مدل رد می‌شود. با توجه به اینکه سطح معنی‌داری ضریب متغیر OEG در مدل برآورد شده برابر ۰/۳۴۷ است، در نتیجه فرضیه دوم پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به رشد سودآوری شرکت‌های رشدی در گذشته مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

در خصوص پرتفوی ارزشی، احتمال آماره F لیمر برابر ۰/۱۹۶ است، بنابراین نمی‌توان فرض H_0 را رد کرد و برای آزمون فرضیه از روش داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود. نتایج برآورد مدل در خصوص پرتفوی ارزشی در نگاره (۹) ارائه شده است.

ضریب تعیین (R^2) مدل نشان می‌دهد که نزدیک به ۳۴ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله مدل رگرسیون توضیح داده می‌شود. با توجه به اینکه آماره دوربین-واتسون محاسبه شده در فاصله عدم رد فرض صفر قرار می‌گیرد، در نتیجه مشکل خود همبستگی در مدل وجود ندارد. ($۱/۵۶ < ۲/۴۳ < ۲/۴۴$) همچنین به منظور رفع ناهمسانی واریانس مدل، از روش تصحیح وایت استفاده شده است. برای بررسی معنی‌داری کل مدل نیز از آزمون F استفاده شده است. با توجه به نگاره (۸)، سطح معنی‌داری مدل برابر ۰/۰۰۰ است و بنابراین فرض صفرآزمون

نگاره ۹. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیون برای فرضیه دوم پژوهش در مورد پرتفوی ارزشی

نام و نماد متغیر	ضریب (β_1)	آماره t	سطح معنی‌داری متغیر	ضریب تعیین (R^2)	آماره F	سطح معنی‌داری مدل	آماره دوربین-واتسون
رشد سود (OEG)	۰/۱۱۷	۲/۲۶	۰/۰۲۷	۰/۱۱۷	۳/۱۴	۰/۰۳۰	۲/۰۲

بنابراین مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد. علاوه بر این به منظور برطرف کردن واریانس ناهمسانی از روش تصحیح وایت استفاده شده است. با توجه به سطح معنی‌داری مدل در نگاره (۹)، مدل رگرسیون مورد استفاده معنی‌دار است.

ضریب تعیین مدل نشان می‌دهد که ۱۱/۷ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله مدل قابل تبیین است. همچنین با توجه به این که آماره دوربین-واتسون محاسبه شده در فاصله عدم رد فرض صفر آزمون دوربین-واتسون قرار دارد ($۱/۵۶ < ۲/۰۲ < ۲/۴۴$)،

این فرضیه را تأیید می‌کند.

آزمون فرضیه سوم پژوهش

فرضیه سوم پژوهش: سرمایه‌گذاران نسبت به بازده سهام شرکت‌های رشدی و ارزشی در گذشته، واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند.

نتایج روش آزمون پرتفو برای بررسی فرضیه سوم پژوهش به طور خلاصه در نگاره (۱۰) نشان داده شده است. در این روش پس از کنترل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، پرتفویهای ارزشی و رشدی بر اساس نسبت قیمت به درآمد هر سهم و بازده گذشته سهام تشکیل شده‌اند.

با توجه به مثبت بودن علامت ضریب متغیر OEG در مدل و نیز با در نظر گرفتن سطح معنی‌داری متغیر که ۰/۰۲۷ است، بنابراین ضریب متغیر به طور معنی‌داری بزرگتر از صفر است که این موضوع بر خلاف فرضیه پژوهش است. در نتیجه فرضیه دوم پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به رشد سود شرکت‌های ارزشی در گذشته مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. پژوهش چان و همکاران (۲۰۰۴) [۱۵] نیز واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به رشد سود را تأیید نمی‌کند. اما پژوهش‌های دموری و همکاران (۱۳۸۸) [۱]، الواتینانی و همکاران (۲۰۰۶) [۸] و لاکونیشوک و همکاران (۱۹۹۴) [۲۲]

نگاره ۱۰. نتایج روش آزمون پرتفو برای بررسی فرضیه سوم پژوهش

میانگین بازده پرتفوی ارزشی	میانگین بازده پرتفوی رشدی	آماره t	سطح معنی‌داری
۰/۰۲۳	۰/۰۰۶	۱/۶۴	۰/۱۴
۰/۰۲۰	۰/۰۰۱۵	۱/۲۱	۰/۲۶

فرضیه سوم، بازده گذشته (Pretreturn) شرکت‌های رشدی در دوره تشکیل پرتفو به عنوان متغیر مستقل اصلی به جای θ_{jt} وارد مدل رگرسیونی طبق رابطه (۱) شده است. در صورتی که ضریب این متغیر به طور معنی‌داری کمتر از صفر باشد، این فرضیه تأیید می‌گردد. فرض‌های آماری مربوط به فرضیه سوم پژوهش به شرح زیر هستند:

$H_0: \beta_1 \geq 0$ ضریب مربوط به متغیر بازده گذشته بزرگتر یا مساوی صفر است.

$H_1: \beta_1 < 0$ ضریب مربوط به متغیر بازده گذشته کوچک‌تر از صفر است.

نگاره (۱۱) خلاصه نتایج برآورد مدل برای آزمون فرضیه را نشان می‌دهد.

با توجه به سطح معنی‌داری آزمون در ستون انتهایی نگاره (۱۰)، در هر دو مورد شرکت‌های کوچک و بزرگ پس از کنترل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار، بین بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی اختلاف معنی‌داری وجود ندارد و در نتیجه فرضیه پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به بازده گذشته شرکت‌های ارزشی و رشدی در گذشته مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

در روش رگرسیون، میزان احتمال آماره F لیمر محاسبه شده برای پرتفوی رشدی ۰/۰۰۸ است و بنابراین با توجه به رد فرض صفر آزمون، روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت زمانی برای برآورد مدل مورد استفاده قرار گرفته است. به منظور بررسی

نگاره ۱۱. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیون برای بررسی فرضیه سوم پژوهش در مورد پرتفوی رشدی

نام و نماد متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری متغیر	ضریب تعیین (R^2)	آماره F	سطح معنی‌داری مدل	آماره دوربین-واتسون
بازده گذشته	۰/۸۹	۲/۱۹	۰/۰۳۲	۰/۳۴۱	۴/۹۵	۰/۰۰۰	۱/۸۲

در نتیجه فرضیه سوم پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به بازده شرکت‌های رشدی در گذشته مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

در خصوص پرتفوی ارزشی نیز احتمال آماره F لیمبر برابر ۰/۰۰۰۴ است، بنابراین فرض H_0 رد می‌شود و برای آزمون فرضیه از روش داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. نگاره (۱۲)، خلاصه نتایج برآورد مدل برای آزمون فرضیه را نشان می‌دهد.

ضریب تعیین مدل نشان می‌دهد که ۲۹/۵ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله مدل قابل تبیین است. همچنین با توجه به اینکه آماره دوربین-واتسون محاسبه شده در فاصله عدم رد فرض صفر آزمون دوربین-واتسون قرار دارد ($۱/۷۵ < ۲/۴۴ < ۱/۵۶$)، بنابراین مشکل خودهمبستگی در مدل وجود ندارد.

نگاره ۱۲. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیون برای آزمون فرضیه سوم پژوهش در مورد پرتفوی ارزشی

نام و نماد متغیر	ضریب (β_1)	آماره t	سطح معنی‌داری متغیر	ضریب تعیین (R^2)	آماره F	سطح معنی‌داری مدل	آماره دوربین-واتسون
بازده گذشته	۰/۸۳۲	۱/۴۱	۰/۱۶۲	۰/۲۹۵	۴/۰۰	۰/۰۰۱	۱/۷۵

نمی‌گیرد.

مقایسه ریسک پرتفویهای رشدی و ارزشی

با توجه مورد تأیید قرار نگرفتن فرضیه سوم، در این بخش به بررسی عامل ریسک به عنوان دومین توجیهی که در خصوص بازده بیشتر سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی وجود دارد، پرداخته می‌شود. برای این منظور نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نیز اندازه پرتفویهای ارزشی و رشدی مورد

با توجه به ضریب تعیین (R^2)، ۳۴ درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله مدل رگرسیون توضیح داده می‌شود. با توجه به این که آماره دوربین-واتسون محاسبه شده در فاصله عدم رد فرض صفر قرار می‌گیرد، در نتیجه مشکل خود همبستگی در مدل وجود ندارد. ($۱/۵۶ < ۱/۸۲ < ۲/۴۴$)

همچنین به منظور رفع ناهمسانی واریانس مدل، از روش تصحیح وایت استفاده شده است. برای بررسی معنی‌داری کل مدل نیز از آزمون F استفاده شده است. با توجه به نگاره (۱۱)، سطح معنی‌داری مدل ۰/۰۰۰ است و بنابراین فرض صفر آزمون مبنی بر عدم معنی‌داری مدل تأیید نمی‌شود. با توجه به نگاره (۱۱)، ضریب متغیر بازده گذشته در مدل برآورد شده به طور معنی‌داری بزرگتر از صفر است،

علاوه بر این به منظور برطرف کردن واریانس ناهمسانی از روش تصحیح وایت استفاده شده است.

با توجه به این که سطح معنی‌داری مدل برابر ۰/۰۰۱ است، مدل رگرسیون مورد استفاده معنی‌دار است. با توجه به سطح معنی‌داری متغیر که ۰/۱۶۲ است، فرضیه سوم پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به بازده سهام شرکت‌های ارزشی در گذشته مورد تأیید قرار

بررسی نقش خطای واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران در بروز پدیده صرف ارزش در بازار سرمایه ایران ۳۱/

مقایسه قرار می‌گیرد. با توجه به نگاره (۳)، بین بازده پرتفویهای ارزشی و رشدی اختلاف معنی‌داری وجود دارد. در صورتی که ریسک سهام ارزشی نیز به طور معنی‌داری بیشتر از ریسک سهام رشدی باشد، می‌توان بازده بیشتر سهام ارزشی را به خاطر صرف

ناشی از ریسک این سهام دانست. با استفاده از نگاره‌های (۱۳) و (۱۴) می‌توان میانگین اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پرتفویهای ارزشی و رشدی در طول سال‌های آزمون پرتفو را با یکدیگر مقایسه نمود.

نگاره ۱۳. مقایسه اندازه پرتفویهای ارزشی و رشدی تشکیل شده بر اساس معیارهای مختلف

معیار تشکیل پرتفو	P/E و رشد فروش	P/E و رشد سود	P/E و بازده گذشته
میانگین اندازه پرتفوی ارزشی	۱۲/۸۸	۱۲/۹۶	۱۳/۱
میانگین اندازه پرتفوی رشدی	۱۴/۲۱	۱۴/۲۴	۱۴/۱۱
آماره t	۱۵/۳۲	۱۳/۰۸	۹/۱۸
سطح معنی‌داری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

نگاره ۱۴. مقایسه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) پرتفویهای ارزشی و رشدی تشکیل شده بر اساس معیارهای مختلف

معیار تشکیل پرتفو	P/E و رشد فروش	P/E و رشد سود	P/E و بازده گذشته
میانگین B/M پرتفوی ارزشی	۰/۸۷	۰/۹۳	۰/۸۶
میانگین B/M پرتفوی رشدی	۰/۶۷	۰/۵۸	۰/۵۰
آماره t	۱/۹۰	۳/۴۱	۴/۲۳
سطح معنی‌داری	۰/۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳

با توجه به سطر آخر نگاره (۱۳)، میانگین اندازه پرتفوی رشدی به طور معنی‌داری بزرگتر از اندازه پرتفوی ارزشی است. همچنین بر اساس سطوح معنی‌داری در نگاره (۱۴)، میانگین ارزش دفتری به ارزش بازار پرتفوی ارزشی نسبت به پرتفوی رشدی به طور معنی‌داری بیشتر است. بنابراین مقایسه فاکتورهای ریسک سهام ارزشی و رشدی نشان می‌دهد که ریسک سهام ارزشی بیشتر از سهام رشدی است و ممکن است بازده بیشتر این سهام به خاطر تحمل ریسک بیشتر توسط سرمایه‌گذاران در این نوع سهام باشد.

نتیجه

این پژوهش به بررسی پدیده صرف ارزش به

عنوان یکی از پدیده‌های غیر عادی بازار سرمایه و همچنین خطای واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران به عنوان یکی از دلایل احتمالی بروز صرف ارزش پرداخته است. بدین منظور پس از تشکیل پرتفویهای ارزشی و رشدی بر اساس اطلاعات سهام در دوره تشکیل پرتفو، بازده این پرتفوها در دوره آزمون پرتفو با یکدیگر مقایسه شده است که نتیجه آن شناسایی صرف ارزش در بازار سرمایه ایران است. در مرحله بعد با استفاده از دو روش آزمون پرتفو و روش رگرسیون به بررسی فرضیه‌های پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران به عملکرد مالی شرکت‌های ارزشی و رشدی در دوره تشکیل پرتفو پرداخته شده است. با توجه به بررسی‌های صورت گرفته، هیچ کدام از

بررسی‌های رفتاری جامع‌تری می‌باشد. انجام مطالعات بیشتر در خصوص خطاهای واکنش بیش از اندازه و کمتر از اندازه، اعتماد بیش از حد، رفتار توده وار و سایر خطاهای رفتاری سرمایه‌گذاران در دوره‌های زمانی مختلف می‌تواند در این زمینه مفید واقع شود.

محدودیت‌های پژوهش

۱- یکی از اصلی‌ترین محدودیت‌های پژوهش‌ها در حوزه بازار سرمایه ایران، محدودیت در تعداد شرکت‌های مورد بررسی است که این موضوع قطعیت نتایج را دچار تردید می‌نماید. نمونه مورد استفاده در این پژوهش شامل ۱۲۱ شرکت از شرکت‌های بورسی است که پس از انجام رتبه‌بندی شرکت‌های نمونه و تشکیل پرتفوها، هر یک از پرتفویهای ارزشی و رشدی تنها شامل ۱۵ شرکت هستند که این امر می‌تواند تعمیم‌پذیری نتایج پژوهش را با دشواری روبرو سازد.

۲- در پژوهش‌هایی که از طریق بررسی پرتفو صورت می‌گیرند، در صورتی که پرتفوها طی دفعات متعدد و در دوره‌های زمانی مختلف تشکیل شده و مورد بررسی قرار گیرند، نتایج قابل اتکاتری حاصل می‌شود. اما از آنجایی که تعداد زیادی از شرکت‌های نمونه مورد استفاده در این پژوهش از حدود سال ۸۰ در بورس پذیرفته شده بودند و با توجه به نیاز به دوره زمانی ۱۰ ساله برای هر بار تشکیل پرتفو، امکان تشکیل پرتفوها بر اساس اطلاعات دوره‌های زمانی قبل‌تر و برای دفعات بیشتر وجود نداشت و این موضوع قابلیت اتکای نتایج پژوهش را کاهش می‌دهد.

فرضیه‌های پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران مورد تأیید قرار نمی‌گیرند. در نتیجه، این فرضیه که رفتار غیر عقلایی سرمایه‌گذاران موجب قیمت‌گذاری نادرست سهام رشدی و ارزشی شده و به تبع آن اصلاح قیمتی منجر به پدیده صرف ارزش شده است، رد می‌شود.

به منظور بررسی فرضیه عقلایی در خصوص بروز صرف ارزش، اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار پرتفویهای ارزشی و رشدی در نگاره‌های (۱۳) و (۱۴) با یکدیگر مقایسه شده است. با توجه به نگاره (۱۳)، میانگین اندازه پرتفوی رشدی به طور معنی‌داری بزرگ‌تر از اندازه پرتفوی ارزشی است، بنابراین با مقایسه نتایج نگاره (۳) و (۱۳)، یک ارتباط معکوس بین اندازه و بازده سهام وجود دارد. علاوه بر این بر اساس نگاره (۱۴)، میانگین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام ارزشی به طور معنی‌داری بیشتر از سهام رشدی است که مقایسه این موضوع با نتایج نگاره (۳) نشان دهنده ارتباط مستقیم بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سهام است. در مجموع می‌توان چنین نتیجه گرفت که سهام ارزشی با توجه به اندازه کوچک‌تر و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتری که دارند، نسبت به سهام رشدی ریسک بیشتری را برای سرمایه‌گذاران به همراه دارند و بنابراین بازده بالاتر سهام ارزشی، جبرانی برای ریسک بیشتر این سهام است.

اگرچه نتایج این پژوهش از نظریات رفتاری در خصوص بازار سرمایه و عدم کارایی بازار حمایت نمی‌کند، اما به منظور نتیجه‌گیری کلی در خصوص کارایی یا عدم کارایی بازار سرمایه ایران نیاز به

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده

۱- در این پژوهش برای بررسی واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران و نیز فرآیند اصلاحی این خطای رفتاری از دوره زمانی ۵ سال برای هر یک از مراحل تشکیل و آزمون پرتفو استفاده شده است. با توجه به اینکه در این دوره زمانی، فرضیه‌های پژوهش مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران رد شده است، پژوهش‌های بعدی می‌توانند با استفاده از دوره‌های زمانی ۲ تا ۴ سال نیز این موضوع را مورد بررسی قرار دهند.

۲- با توجه به ریسک‌های سیاسی و اقتصادی مختلفی که به خصوص در سال‌های اخیر در بازار سرمایه ایران به وجود آمده است، پژوهش‌های رفتاری در آینده می‌توانند واکنش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران نسبت به این ریسک‌ها و تبعات آن را مورد بررسی قرار دهند.

منابع

- پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، ش ۴، شماره پیاپی (۶)، صص ۶۷-۸۸.
- ۴- قالیباف اصل، حسن، شهرام بابالویان و جعفر جولا. (۱۳۸۷). «مقایسه بازدهی سهام رشدی با سهام ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران، سال اول، ش ۳، صص ۱۱۱-۱۳۴.
- 5- Aboody, D. Lehavy, R. and B. Trueman (2007). "Limited Attention and the Earnings Announcement Returns of Past Stock Market Winners". Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=112776>.
- 6- Alcock, J., Steiner, E. and K. J. Keng tan (2011). "Earnings Growth Volatility and the Value Premium". Working Paper, the University of Cambridge.
- 7- Alwathainani, A. M. (2011). "Does Consistency of Firms' Annual Returns Influence Investor Expectations?". *Journal of Business and Policy Research*, Vol. 6, No. 1, Pp. 16-35.
- 8- Alwathainani, A. M. (2006). "Do Investors Overreact To Patterns of Past Financial Performance Measures?". Thesis for Doctoral of Philosophy in Business at Virginia Commonwealth University.
- 9- Ball, R. (1978). "Anomalies in Relationships between Securities' Yields and Yield-Surrogates". *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, Pp. 103-126.
- 10- Basu, S. (1977). "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis". *Journal of Finance*, Vol. 32, Pp. 663-682.
- 11- Berk, J. (1995). "A Critique of Size Related Anomalies", *Review of Financial Studies*, Vol. 8, Pp. 275-286.
- 12- Black, A. J. and D. G. McMillan (2006). "Asymmetric Risk Premium in Value and Growth Stocks". *International Review of Financial Analysis*, 15, Pp. 237-246.
- 13- Black, A. J. and P. Fraser (2004). "The Value Premium: Rational, Irrational or Random". *Managerial Finance*, Vol. 30, No. 1, Pp. 57-75.
- 14- Chan, L., Hamao, Y. and J. Lakonishok (1991). "Fundamentals and Stock Returns

- ۱- دموری، داریوش، حبیب زارع احمدآبادی و احمد فلاح‌زاده ابرقویی. (۱۳۸۷). «بررسی تأثیر ثبات در معیارهای مالی گذشته شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر عکس‌العمل بیش از اندازه سرمایه‌گذاران به این معیارها»، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال اول، ش ۱ و ۲، صص ۱۰۳-۱۱۴.
- ۲- راعی، رضا و سعید فلاح‌پور. (۱۳۸۳). «مالی رفتاری، رویکردی متفاوت در حوزه مالی»، نشریه تحقیقات مالی، ش ۱۸، صص ۷۷-۱۰۶.
- ۳- فروغی، داریوش، سعید صمدی و قاسم موذنی. (۱۳۸۹). «مقایسه ریسک سهام رشدی و سهام قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران»، مجله

- in Japan". *Journal of Finance*, Vol. 46, Pp. 1739-1764.
- 15- Chan, W., Frankel, R. and S. P. Kothari (2004). "Testing behavioral finance theories using trends and sequences in financial performance". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 38, Pp. 3-50.
- 16- Doukas, J. and M. Li (2009). "Asymmetric asset price reaction to news and arbitrage risk". *Review of Behavioral Finance*, Vol. 1, No. 1-2, Pp. 23-43.
- 17- Dreman, D and Lufkin, E. (2000). "Investor Overreaction: Evidence That Its Basis Is Psychological". *The Journal of Psychology and Financial Markets*. Vol. 1, No. 1, Pp. 61-75.
- 18- Fama, E. F. and K. R. French (1995). "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns", *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, Pp.131-155.
- 19- Fama, E. F. and K. R. French (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns". *Journal of Finance*, Vol. 46, Pp. 427-466.
- 20- Graham, B. and D. Dodd (1934). "Security Analysis", McGraw-Hill, New York.
- 21- Jaffe, J., Keim, D. and R. Westerfield (1989). "Earnings Yields, Market Values, and Stock Returns". *Journal of Finance*, Vol. 44, Pp. 135-148.
- 22- Lakonishok, J, Shleifer, A. and R. W. Vishny (1994). "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk" . *Journal of finance*, Xlix, Vol. 5, Pp. 1541-1578.
- 23- Mahani, R. S. and A. M. Potesman (2007). "Overreaction to Stock Market News and Misevaluation of Stock Prices by Unsophisticated Investors: Evidence from the Option Market". Unpublished Paper.
- 24- Xing, Y. and Zhang, L. (2005). "Value versus Growth: Movements in Economic Fundamental". Working Paper, Simon Graduate School of Business Administration, University of Rochester.
- 25- Yan, Z. and Zhao Y. (2009). "When Two Anomalies meet: Post-Earnings-Announcement Drift and Value-Glamour Anomaly". Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=1482662>.

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۸)، زمستان ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۲/۱/۲۳
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۹/۱۸
صص ۵۰-۳۵

بررسی عوامل مؤثر بر نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۹

حمید سپهر دوست^{۱*}، طیبه آئینی**

* دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان

hamidbasu1340@gmail.com

** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی همدان

t.aeini.1364@gmail.com

چکیده

شاخص نسبت کفایت سرمایه از مهم‌ترین محرک‌ها در فرآیند سود آوری مؤسسات مالی و بانک‌ها محسوب می‌شود. هدف از این پژوهش؛ بررسی عوامل مؤثر بر نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های ایران است. برای این منظور، تعداد ۱۴ بانک خصوصی و دولتی ایران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ به‌عنوان نمونه آماری انتخاب و داده‌های مورد نیاز از صورت‌های مالی سالیانه حسابرسی شده بانک‌ها استخراج شدند. برای بررسی تطبیقی شاخص‌های مالی عملکرد بانک‌ها و عوامل مؤثر بر متغیر نسبت کفایت سرمایه در بانک‌ها، از متغیرهای اندازه بانک، سهم سپرده‌ها از کل دارایی، اندوخته زیان تسهیلات اعطایی، سهم تسهیلات اعطایی از کل دارایی، میزان نقدینگی، اهرم مالی، نرخ بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام، به‌عنوان متغیر مستقل در قالب مدل رگرسیونی چندگانه مبتنی بر داده‌های تابلویی استفاده شد. نتایج نشان داد که متغیرهای میزان نقدینگی و نرخ بازده دارایی‌ها، اثر مثبت و معنادار و متغیرهای اندازه بانک، سهم تسهیلات اعطایی، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام، ذخیره زیان تسهیلات اعطایی و اهرم مالی، رابطه منفی و معنادار با نسبت کفایت سرمایه دارند، در حالی که وجود رابطه معنی‌دار بین متغیر سهم سپرده‌ها و نسبت کفایت سرمایه تایید نشد. **واژه‌های کلیدی:** نسبت کفایت سرمایه، تحلیل تابلویی، متغیرهای مالی، بانک‌های ایران.

برای سهامداران و سایر سرمایه‌گذاران بانکی برخوردار است [۱۰].

از نظر تاریخی در اوایل دهه ۱۹۸۰ میلادی مشخص شد که تشدید پدیده ریسک در حوزه عملیات مالی و اعتباری خارجی نقش عمده‌ای در ایجاد بحران‌های اقتصادی ایفا می‌کند. پس از بروز اولین نشانه‌های ناشی از بی‌توجهی کشورها به عامل ریسک که در قالب انواع بحران‌های مالی در کشورهای مختلف ظاهر شد، این فکر تقویت شد که لازم است ترتیبات مالی و نظارتی ویژه‌ای مورد توجه قرارگیرد تا از طریق تقویت بنیادهای مالی و سرمایه مؤسسات مالی کشورها، امکان پیشگیری از بی‌ثباتی مالی و به تبع آن بی‌ثباتی بخش اقتصادی فراهم شود [۷]. برای این منظور، کمیته قوانین و رویه‌های نظارتی بانکداری^۱ که در بیشتر موارد از آن با نام کمیته بال^۲ یاد می‌شود، ابتکار عمل تدوین استاندارد کفایت سرمایه مبتنی بر کنترل ریسک را به‌طور گسترده در دست گرفت. کمیته مزبور که از حمایت گسترده رؤسای کل بانک‌های مرکزی ده کشور صنعتی برخوردار بود، تدوین ترتیبات خاصی در ارتباط با جلوگیری از کاهش استانداردهای سرمایه در نظام بانکی را در دستور کار خود قرار داد [۹]؛ به‌طوری که در ژوئای سال ۱۹۸۸ اولین بیانیه کمیته موسوم به بیانیه شماره یک سرمایه‌ای بازل معرفی شد. در این بیانیه ترتیبات ناظر بر چگونگی اندازه‌گیری سرمایه بانک‌ها مورد توجه قرار گرفت و پیام آن برای تمامی مؤسسات مالی نظیر بانک‌ها، داشتن حداقل سرمایه لازم برای مقابله با مخاطرات احتمالی بود. در اواخر دهه ۱۹۹۰ میلادی با آشکار

از جمله مسائل مهم در صنعت بانکداری، احتمال ورشکستگی و ناتوانی بانک‌ها در انجام تعهدات مالی ایجاد شده است که با شدت گرفتن روند خصوصی‌سازی و دور شدن نظام بانکی از فضای امن مالکیت دولتی، بانک‌ها را با چالشی بزرگ در زمینه ادامه فعالیت‌های خود مواجه ساخته است. در این راستا، اولین و مهم‌ترین عاملی که می‌تواند بانک‌ها را در مقابل خطرهای ناشی از ورشکستگی و ناتوانی مصون سازد، وجود عامل نسبت کفایت سرمایه به دارایی‌های بانک است. نسبت کفایت سرمایه حاصل تقسیم سرمایه پایه شامل سرمایه اصلی (سرمایه ثبت شده، سود انباشته، اندوخته قانونی، سهام و سایر اندوخته‌ها) و سرمایه تکمیلی بر مجموع دارایی‌های موزون شده به ضرایب ریسک بر حسب درصد است. نسبت کفایت سرمایه یک شاخص کلیدی در تحلیل وضعیت بانک به شمار می‌رود که با توجه به آن می‌توان متوجه شد که دارایی‌های بانک تا چه حد در سبد مناسبی سرمایه‌گذاری شده و از لحاظ ریسک و به کارگیری سرمایه در دارایی‌های مختلف از وضعیت مناسبی برخوردار است [۱]. هم‌اکنون، اعمال مدیریت بر روی شاخص مهم نسبت کفایت سرمایه از سوی بانک‌ها جدای از اهمیت ابعاد مقرراتی و احتیاطی، به یکی از شاخص‌های مهم برای ارزیابی وضعیت مالی بانک‌ها در سطح ملی تبدیل شده و در تنظیم مراودات بین‌المللی مؤثر است. از طرف دیگر، برآورده ساختن سود مورد انتظار سهامداران و حفظ قیمت سهام بانک‌ها در بازارهای رقابتی نیازمند نگرش و اقدامات بسیار جدی‌تری در زمینه حصول شاخص‌های مطلوب فعالیت است که از آن میان، نسبت کفایت سرمایه از اهمیت به مراتب بیشتری

¹ Committee on Banking Regulations and Supervisory Practices

² The Basel Committee

اعتباری اعم از دولتی و غیردولتی، ۸ درصد تعیین شده و بانک مرکزی می‌تواند در مواردی که استانداردهای بین‌المللی یا ضرورت حفظ سلامت بانک‌ها و مؤسسات اعتباری اقتضا کند، حدود بالاتری را برای تمام یا برخی از بانک‌ها و مؤسسات اعتباری تعیین کند [۱۵]. در همین رابطه و در یک طرح ساماندهی اقتصادی، بانک مرکزی موظف گردید تا در زمینه اصلاح و سالم سازی ساختارهای مالی بانک‌ها، به‌ویژه در مورد نسبت کفایت سرمایه در حد استانداردهای بین‌المللی و استحکام بخشی به عوامل مؤثر بر آن، اقدامات لازم را انجام دهد. نسبت کفایت سرمایه نمایانگر موقعیت اعتباری بانک‌ها تلقی شده و مبنای تصمیم‌گیری برای انجام معامله با سایر بانک‌ها در داخل و خارج از کشور قرار می‌گیرد. کاربرد اصلی این نسبت در حمایت از بانک هنگام مواجه شدن با زیان‌های غیرمنتظره و نیز حمایت از سپرده‌گذاران و اعتبار دهندگان است. به‌علت حفاظتی که این نسبت در برابر زیان‌های احتمالی وارده ایجاد می‌کند، نگهداشت سرمایه کافی منبع اصلی اعتماد عمومی به بانک‌ها خواهد بود [۱۴]. امروزه بیش از هر زمان دیگری بازارهای سرمایه گسترش یافته و کسب قدرت اقتصادی ساختار یافته در فراسوی مرزهای جغرافیایی، بازارهای سرمایه را جولانگاه خود قرار می‌دهد [۵].

هدف از پژوهش حاضر، بررسی تطبیقی شاخص‌های مالی عملکرد بانک‌ها و عوامل مؤثر بر متغیر نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های ایران شامل بانک خصوصی و دولتی طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ با استفاده از تحلیل تابلویی و پاسخگویی به این سؤال اصلی پژوهش است که چه عواملی می‌توانند در تعیین نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها مؤثر واقع شوند.

شدن نقاط ضعف بیانیه اولیه، نخستین پیش‌نویس بیانیه دوم سرمایه‌ای موسوم به بازل شماره ۲، پس از بازنگری و تجدید نظر در بیانیه اولیه انتشار یافت و در پایان سال ۲۰۰۶ میلادی جایگزین بیانیه قبلی شد. در ساختار بیانیه دوم تاکید بر سه رکن اصلی، شامل: حداقل سرمایه مورد نیاز، فرآیند بررسی نظارتی و انضباط بازار قرار گرفت [۴]. پس از آن تمامی بانک‌های زیر مجموعه کشورهای عضو مکلف به رعایت حداقل نسبت کفایت سرمایه طبق قوانین نظارتی شدند. دلیل وضع الزامات قانونی مبنی بر رعایت حداقل نسبت کفایت سرمایه توسط بانک‌ها این است که در واقع بانک‌ها با اتکا به سرمایه خود قادر باشند در مقابل زیان‌های احتمالی و ناشی از عدم بازپرداخت وام‌های اعطا شده به مشتریان، شرایط نامساعد بازار و برخی تنگناهای عملیاتی مقاومت کنند. اگرچه در بهترین حالت نیز ممکن است بانکی با موقعیت سرمایه‌ای مناسب، بر اثر حوادث ناگوار از پای درآید [۱۰]. علل اصلی وقوع بحران در سال ۲۰۰۸، بی‌توجهی به ظرفیت بدهی و ظرفیت وام مطرح شده است که پس از تبدیل وام‌ها به اوراق بهادار و عدم بازپرداخت وام توسط وام‌گیرندگان به‌علت استفاده افراطی از وام بانکی، بحران به بانک‌ها و سپس سایر بخش‌های اقتصادی سرایت کرده است [۸]. با توجه به قانون پولی و بانکی کشور (مصوب سال ۱۳۵۱) در ارتباط با تفویض اختیار به بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای مداخله و نظارت بر مسائل بانکی و پولی، بانک مذکور براساس مصوبه یک هزار و چهاردهمین جلسه شورای پول و اعتبار، "آیین نامه کفایت سرمایه" را به بانک‌ها ابلاغ نمود. براساس ماده سه آیین نامه مذکور، حداقل نسبت کفایت سرمایه برای کلیه بانک‌ها و مؤسسات

فرضیه‌های پژوهش را انتظاراتی تشکیل می‌دهد که پژوهشگر قصد آزمون آن‌ها را دارد. به نظر می‌رسد از جمله عواملی که می‌توان در جهت تعیین نسبت کفایت سرمایه بر روی آن‌ها تأکید نمود عبارتند از: متغیر نسبت‌های سودآوری، میزان نقدینگی بانک و اندازه بانک، اهرم مالی و سهم سپرده‌ها و تسهیلات اعطایی از کل دارایی‌های بانک. بدیهی است که نتایج حاصل از پژوهش به افزایش توان سرمایه‌گذاری در بازار خرید و فروش سهام بانک‌های دولتی و غیردولتی منجر شود. شایان ذکر است که ساختار اصلی مقاله پس از ارائه تعاریف اولیه و مقدمات، شامل ادبیات نظری و مبانی تئوریک پژوهش، پیشینه مطالعاتی و ادبیات تجربی موضوع، تبیین روش پژوهش و معرفی مدل اندازه‌گیری آن، نتایج و یافته‌های حاصل از برآورد مدل و در انتها نتیجه‌گیری و پیشنهادهاست.

مبانی نظری

سرمایه یکی از عوامل بنیادین در ارزیابی سلامت و ثبات هر نظام بانکی به شمار می‌رود و مطلوبیت و تناسب پایه سرمایه به منزله پوششی مطمئن در برابر گستره وسیعی از مخاطراتی است که هر بانک با آن مواجه است. تأملی گذرا در نظریه بانکداری، به وضوح گویای آن است که تمام ابعاد و جنبه‌های گوناگون نظام بانکی هر کشور به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم متأثر از سرمایه در دسترس و امکان کسب بازده مورد انتظار از محل آن است [۹]. در حقیقت، سرمایه به‌عنوان ابزار جذب و رفع نیازهای احتمالی، مبنایی برای جلب و حفظ اعتماد و اطمینان مشتریان به بانک محسوب می‌گردد. یکی از مشکلات کنونی بانک‌ها، داشتن دارایی‌های متعارف

است که قابلیت عرضه در بازار را ندارند. متنوع ساختن دارایی‌های بانک در سراسر جهان باعث می‌شود که مدیریت ریسک در بانک‌ها بهبود یافته و در نتیجه سودآوری و بازده حقوق صاحبان سهام افزایش یابد. وظایف متعارف بانک‌ها با تبدیل دارایی‌ها به اوراق بهادار دگرگون شده، دارای ساختاری می‌شوند که آن را ساختار عبوری می‌نامند، به‌طوری‌که با تبدیل دارایی‌های معامله‌ناپذیر به معامله‌پذیر در بازار، قدرت راهبری، مدیریت و برنامه‌ریزی بانک‌ها افزایش می‌یابد و موجبات بهبودی کفایت سرمایه، افزایش کیفیت وام‌ها و در نتیجه کاهش ریسک اعتباری فراهم می‌شود [۲]. از طرف دیگر، یکی از عوامل مهم در بررسی عملکرد مؤسسات مالی و تعیین موفقیت هر بانک، مقوله اندازه بانک و سودآوری است. بانک‌های جوان و کوچک، معمولاً دارای عدم تقارن اطلاعاتی بالاتری هستند. در نتیجه اتکا بر منابع داخلی برای چنین بانک‌هایی از اهمیت حیاتی برخوردار است.

بانک‌های جوان و در حال رشد، بخش اعظم سود حاصل از عملیات خود را ذخیره و بدین‌وسیله اقدام به تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود می‌کنند. بنابراین، هر چه بانک دارای قدمت و اندازه بیشتری باشد، نیاز کمتری به نگهداری ذخایر نقدی خواهد داشت [۱۲]. همچنین، این انتظار وجود دارد که بانک‌های سودآور در مقایسه با بانک‌های کمتر سود ده یا زیان ده، به سطوح پایین‌تر نسبت کفایت سرمایه نیاز داشته باشند. گراپ و حیدر [۲۱] نیز اعتقاد دارند که اندازه دارایی بانک، تعیین‌کننده مهم نسبت کفایت سرمایه بانک در جهت عکس است؛ یعنی این‌که بانک‌های بزرگ‌تر نسبت کفایت سرمایه پایین‌تری دارند. به‌علاوه، در ترانزنامه بانک‌ها افزایش

بررسی ساختار مالی و عملکرد بانک‌های هشت کشور شرقی و جنوب شرقی آسیا طی سال‌های ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۷ نتیجه گرفتند که سودآوری و اولویت وام با اندازه بانک ارتباط مستقیم داشته و افزایش می‌یابند، اما کفایت سرمایه با اندازه بانک ارتباط معکوس داشته، کاهش می‌یابد. چول [۲۰]، به بررسی مقایسه‌ای الزامات قانونی بیانیه ۱۹۸۸ با استانداردهای قدیمی و عملکرد آن بر وضعیت اقتصادی بانک‌ها در کشور کره پرداخت و نتیجه گرفت که با افزایش سرمایه یا کاهش داری‌های ریسکی، از قبیل وام‌های تجاری، ریسک اعتباری نیز کاهش می‌یابد. بنابراین، بانک‌های با نسبت کفایت سرمایه کمتر تسهیلات اعطایی خود را کاهش می‌دهند و بالعکس. رایم [۲۸]، برای بررسی رابطه بین سرمایه و رفتار ریسکی بانک‌های سوئسی از رویکرد معادلات همزمان استفاده نمود و نتیجه گرفت که آیین‌نامه‌های الزام آور، تأثیر مثبت و خاصی بر روی نسبت سرمایه دارند. بلوز [۱۸]، در مطالعات خود نتیجه گرفت که اندوخته زیان وام باعث کاهش نسبت کفایت سرمایه می‌شود. موگا [۲۵]، پس از بررسی عملکرد بانک‌های تجاری اوگاندا طی سال‌های بحرانی ۱۹۹۹-۱۹۹۸ نشان داد که الزامات جدید سرمایه تأثیر مثبتی بر روی عملکرد بانک‌های تجاری در هنگام افزایش سپرده‌ها، داری‌های نقد، سرمایه پرداخت شده، سرمایه اصلی و کل سرمایه و سود خالص دارد و نتیجه گرفت که عدم حداقل سرمایه کافی در حسابداری برای کنترل ریسک پرتفوی دارای بانک‌ها می‌تواند یکی از فاکتورهای مهم ورشکستگی بانک باشد. پاتریک ون روی [۲۷]، رابطه بین تغییرات کفایت سرمایه و ریسک اعتباری بانک‌ها را با استفاده از اطلاعات

داری‌ها به واسطه پرداخت تسهیلات از محل جذب منابع جدید حاصل می‌شود؛ به عبارت دیگر، سپرده‌های مردم به عنوان عامل اصلی برای افزایش حجم داری‌ها و به تبع آن افزایش قدرت سودآوری بانک است. از طرف دیگر، کاهش سهم بازار بانک‌ها در سمت بدهی‌ها (سپرده‌ها) به کاهش سهم بازار آن‌ها در خصوص تسهیلات اعطایی منجر شده و این امر موجب کاهش سودآوری و در نتیجه کاهش قدرت تأمین مالی بانک‌ها می‌شود.

پیشینه پژوهش

مطالعات زیادی در خصوص مقوله کفایت سرمایه بانک‌های دولتی و خصوصی تاکنون انجام شده که به تعدادی از آن‌ها اشاره می‌شود. در میان مطالعات خارجی، مودیلیانی و میلر [۲۶]، برای اولین بار بیان کردند که در دنیایی با بازارهای مالی کامل و ساختار سرمایه پیچیده، تنظیم مناسب سرمایه نیازمند وضع قوانینی خاص است. جف [۲۳] با در نظر گرفتن نسبت بازده داری به عنوان معیار اولیه مدیریت سرمایه بانکی، رؤوس کلی الزامات سرمایه را برای بانک و مؤسسات مالی ارائه داد و نشان داد که تفاوتی در استانداردهای سرمایه‌ای بانک‌ها و مؤسسات مالی وجود ندارد. سانتومرو و واتسون [۳۰]، نشان دادند که با وضع قوانین سخت برای بازار سرمایه، بانک‌ها اعتبارات خود را کاهش داده و در نتیجه باعث سقوط سرمایه‌گذاری‌های تولیدی می‌شوند. آن‌ها استدلال کردند که از منظر جامعه، سطح بهینه سرمایه برای سیستم بانکداری باید از طریق نقطه‌ای که در آن بازده‌های نهایی سرمایه بانک دقیقاً مساوی هزینه‌های نهایی سرمایه بانک است، تعیین شود. رینولدز و راتنا کومت [۲۹]، پس از

موجود بانک‌های فعال هفت کشور کانادا، فرانسه، ایتالیا، ژاپن، سوئد، انگلستان و آمریکا، در سال‌های ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۵ بررسی کرد و نشان داد که ارتباط معکوس بین تغییرات در نسبت کفایت سرمایه و نسبت ریسک اعتباری بانک‌های مورد بررسی وجود دارد. آسارکایا و اوزکان [۱۶]، با بررسی تعیین کننده‌های ساختار سرمایه در بخش بانکداری ترکیه به این نتیجه رسیدند که سرمایه تأخیری، ریسک پرتفوی، رشد اقتصادی، سطوح میانگین سرمایه و بازده حقوق صاحبان سهام، با نسبت کفایت سرمایه رابطه مثبتی دارند. ماتووا [۲۴]، با استفاده از بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام به‌عنوان معیارهایی برای سودآوری بانک‌ها در سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷، نتیجه گرفت که سودآوری بانک با نسبت سرمایه اصلی یا نسبت سرمایه درجه یک بر پایه ریسک، رابطه مثبتی دارد. شرلی و هسو [۳۱]، رابطه بین ساختار مالی شرکت‌ها و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری ریسکی در صنعت بانکداری تایوان را بررسی کرد و نشان داد که محدودیت‌های نسبت کفایت سرمایه تحت تأثیر استراتژی‌های سرمایه‌گذاری ریسکی شرکت‌ها قرار دارد و عملکرد شرکت به‌طور مستقیم به اندازه و نسبت اهرم مالی و هزینه‌های مالی مربوط می‌شود. بویوکسالواری و عبدیگلو [۱۹]، با استفاده از روش تحلیل تابلویی داده‌ها، تأثیر تعیین‌کننده‌های نسبت کفایت سرمایه بر وضعیت مالی بانک‌های ترکیه را بررسی کرده و نشان دادند که متغیرهای ذخیره زیان و ام‌ها و بازده دارایی‌ها تأثیر مثبت، متغیرهای وام‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام، تأثیر منفی و متغیرهای اندازه بانک، سپرده‌ها، میزان نقدینگی، حاشیه خالص سود تأثیر معناداری بر نسبت کفایت سرمایه ندارند. همچنین،

انگبازو [۱۷] در پژوهش خود نتیجه‌گیری می‌کند، زمانی که سهم وجوه سرمایه‌گذاری شده به‌صورت نقد یا معادلات نقدی افزایش می‌یابد، ریسک نقدینگی بانک کاهش یافته و به کاهش اضافه نقدینگی در حاشیه سود منجر می‌شود. بنابراین، افزایش در نقدینگی بانک، می‌تواند تأثیر مثبت بر نسبت کفایت سرمایه داشته باشد.

در بین مطالعات داخلی، حیدری [۶]، رابطه بین نسبت کفایت سرمایه و چهار متغیر مالی شامل نسبت ریسک اعتباری، نسبت سودآوری، اندازه بانک و نسبت سپرده به تسهیلات را در سیستم بانکی ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۴ بررسی کرد و نتیجه گرفت که بین نسبت کفایت سرمایه و متغیرهای مالی، رابطه معنادار و معکوسی وجود دارد و این در حالی است که تأثیر تغییرات نسبت ریسک اعتباری بانک‌ها بر نسبت کفایت سرمایه کمتر از تأثیر سایر متغیرهای مالی است. فرخیانی [۱۳]، ارتباط ساختار دارایی‌های موزون شده برحسب ریسک بانک‌ها را با شاخص ریسک و بازدهی آن‌ها بررسی نمود و به وجود ارتباط بین ترکیب دارایی‌های بانک‌ها با شاخص ریسک آن‌ها پی برد. وی نشان داد که بانک‌های تخصصی نسبت به بانک‌های تجاری از بازدهی مناسب‌تری برخوردارند. پدram و همکاران [۳]، در مطالعه خود بر این نکته تأکید دارند که در مواقعی که بانک‌ها از نقدینگی کافی برخوردار نیستند، قادر به تأمین منابع لازم از طریق تبدیل دارایی به وجه نقد با سرعت و هزینه معقول نخواهند بود و این امر بر سودآوری آن‌ها تأثیر می‌گذارد. در نتیجه بانک‌های سودآور ترجیح می‌دهند به‌جای مراجعه به بازارهای سرمایه که از عدم تقارن اطلاعاتی برخوردارند، از محل سود انباشته خود

اعطایی، میزان نقدینگی، نرخ بازده دارایی‌های عملیاتی، بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت اهرم مالی بر نسبت کفایت سرمایه و آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون چند متغیره در قالب داده‌های پانل و در نظر گرفتن اثرهای ثابت و تصادفی استفاده شد. سپس وجود یا عدم رابطه بین هر یک از متغیرهای مالی مورد مطالعه و نسبت کفایت سرمایه، برای دو گروه بانک‌های دولتی و خصوصی به تفکیک بررسی شد. جامعه آماری پژوهش شامل بانک‌های دولتی و خصوصی فعال طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ است؛ به طوری که در ابتدا جامعه آماری پژوهش شامل بانک‌های تجاری دولتی (ملی، سپه، پست بانک)، بانک‌های تخصصی دولتی (کشاورزی، مسکن، صنعت و معدن، توسعه صادرات و توسعه تعاون) و بانک‌های غیردولتی (اقتصاد نوین، کارآفرین، سامان، رفاه کارگران، صادرات ایران، سرمایه، تجارت، ملت، پارسیان، سینا، آینده، گردشگری، انصار، دی، شهر، ایران زمین و قوامین) می‌شد، اما پس از انجام مطالعات اکتشافی اولیه، بانک سپه و پست بانک به دلیل عدم ارائه اطلاعات لازم (در مورد بانک سپه) و فقدان اطلاعات لازم (در مورد شرکت دولتی پست بانک و سال شروع فعالیت آن؛ یعنی سال ۸۵) از جامعه آماری حذف شدند.

همچنین، کلیه بانک‌های توسعه تعاون، سینا، آینده، گردشگری، شهر، دی، انصار، ایران زمین و قوامین نیز که پس از سال ۸۵ مجوز فعالیت گرفته بودند و در محدوده زمانی پژوهش قرار نگرفتند. در مورد آن سری از بانک‌ها که پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند، بانک‌هایی انتخاب شدند که تا پایان سال ۸۴ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشند، در بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ در

افزایش سرمایه دهند. همچنین، این انتظار وجود دارد که بانک‌های سودآور در مقایسه با بانک‌های کمتر سود ده یا زیان ده، به سطوح پایین‌تر نسبت کفایت سرمایه داشته باشند. همچنین، شکرری نوری [۱۰]، در پژوهش خود با هدف تعیین رابطه کفایت سرمایه نیاز با شاخص ریسک ورشکستگی و عملکرد مالی بانک‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۶ و بررسی تاثیر عوامل بازده حقوق صاحبان سهام، بازده دارایی‌ها، نسبت سود ناویژه به خالص درآمدهای عملیاتی و حاشیه سود بر نسبت کفایت سرمایه، نشان داد که به طور متوسط نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های دولتی و خصوصی تاثیر معکوس و معناداری بر شاخص ریسک ورشکستگی دارد، در حالی که بر بازده حقوق صاحبان سهام، حاشیه سود و نسبت سود قبل از کسر مالیات به درآمد تاثیر معناداری ندارد. هدف از انجام مطالعه حاضر، بررسی تطبیقی شاخص‌های مالی عملکرد بانک‌ها و عوامل مؤثر بر متغیر نسبت کفایت سرمایه در بانک‌ها نظیر: اندازه بانک (حجم دارایی‌ها)، سهم سپرده‌ها، سهم تسهیلات اعطایی، میزان ذخیره زیان تسهیلات اعطایی، میزان نقدینگی، نرخ بازده دارایی‌های عملیاتی، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت اهرم مالی بر نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ است.

روش پژوهش

این تحقیق از نظر روش، از نوع پژوهش‌های توصیفی - همبستگی و از نظر هدف، از نوع پژوهش‌های کاربردی است. برای بررسی اثرهای اندازه بانک (حجم دارایی‌ها)، سهم سپرده‌ها، سهم تسهیلات اعطایی، میزان ذخیره زیان تسهیلات

صورت‌های مالی افشا شده برخی از بانک‌های خصوصی در سایت‌های رسمی بورس اوراق بهادار تهران، از جمله سایت مدیریت پژوهش توسعه و مطالعات اسلامی^۱ و سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران^۲ جمع‌آوری شده است. همچنین، با توجه به عدم افشای صورت‌های مالی و نرخ کفایت سرمایه توسط بخش اعظم بانک‌ها در سایت‌های اینترنتی، اطلاعات مورد نیاز از طریق روش میدانی، ضمن مراجعه به ادارات حسابداری کل بانک‌های کشور و با همکاری بانک مرکزی جمهوری اسلامی به‌دست آمد. برای تجزیه و تحلیل داده‌های پانل نیز از نرم افزار اقتصادسنجی Eviews استفاده شد. بر اساس مبانی نظری و پژوهش‌های انجام شده، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش مدل رابطه (۱) معرفی گردید که در آن متغیرهای پژوهش به شرح نگاره (۱) هستند.

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 DEP_{it} + \beta_3 LOA_{it} + \beta_4 LLR_{it} + \beta_5 LIQ_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 ROE_{it} + \beta_8 LEV_{it} + \varepsilon_{it}$$

بورس اوراق بهادار فعال باشند، به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دارای سال مالی مشابه (منتهی به پایان اسفندماه) باشند و همچنین، جزو بانک‌ها و مؤسسه‌های (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ، بانک‌ها و لیزینگ‌ها) باشند. با رعایت شرایط فوق و با به‌کارگیری روش حذف سیستماتیک، از میان مجموعه بانک‌های واجد شرایط، در نهایت تعداد ۱۴ بانک (۹ بانک خصوصی شامل: بانک رفاه کارگران، سرمایه، سامان، اقتصاد نوین، پارسیان، تجارت، کارآفرین، صادرات ایران، ملت و ۵ بانک دولتی شامل: بانک ملی ایران، مسکن، کشاورزی، توسعه صادرات و صنعت و معدن) در طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ (دوره زمانی پنج‌ساله) به‌عنوان نمونه تحقیق آماری انتخاب شدند. داده‌های اطلاعات مورد نیاز مربوط به هر یک از متغیرها از صورت‌های مالی سالانه حسابرسی شده برخی از بانک‌ها، موجود در سایت اینترنتی آن‌ها و

نگاره ۱. تعریف متغیرهای مورد مطالعه

نماد	نام متغیر	تعریف متغیر
CAR	نسبت کفایت سرمایه	سرمایه پایه به دارایی‌های ریسک‌پذیر
SIZE	اندازه بانک	لگاریتم کل دارایی‌های بانک
DEP	سهم سپرده‌ها	کل سپرده‌ها به کل دارایی‌ها
LOA	سهم تسهیلات اعطایی	کل تسهیلات اعطایی به کل دارایی‌ها
LLR	ذخیره زیان تسهیلات اعطایی	ذخیره مطالبات مشکوک الوصول به مجموع اعتبارات اعطایی ناخالص
LIQ	میزان نقدینگی	وجه نقد و دارایی‌های قابل تبدیل به نقد
ROA	بازده دارایی‌ها	سود خالص به کل دارایی‌ها
ROE	بازده حقوق صاحبان سهام	سود خالص به حقوق صاحبان سهام
LEV	اهرم مالی	کل بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام

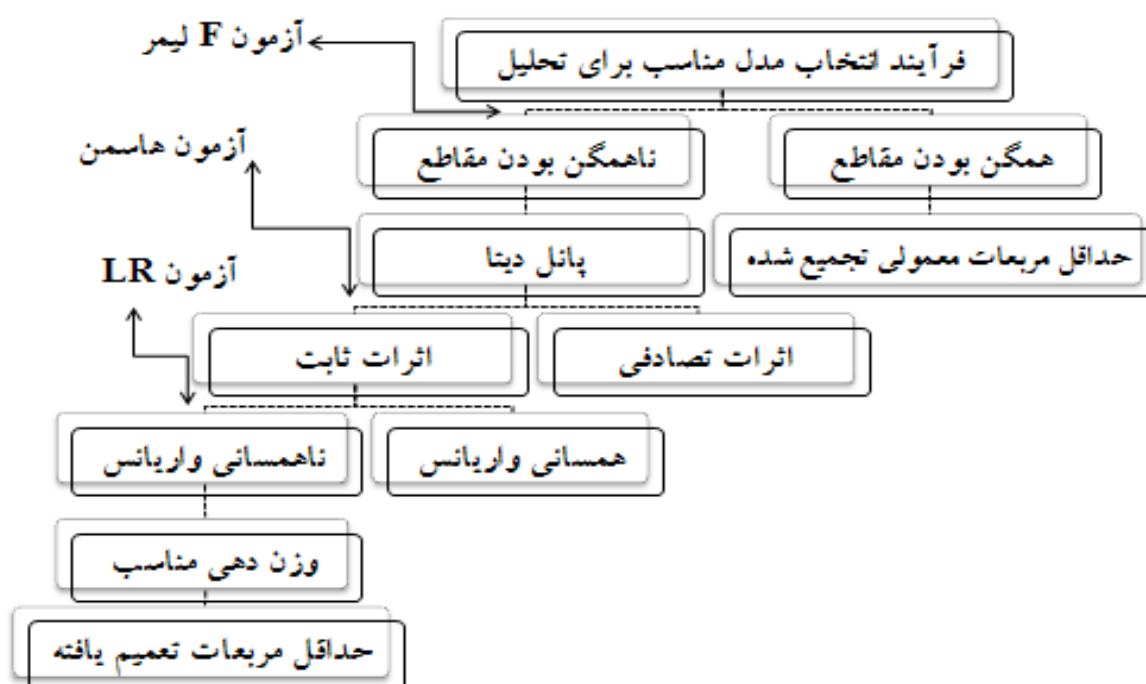
¹ www.rdis.ir

² www.tse.ir

معنی‌داری آزمون کمتر از ۰/۰۵ به دست آمد، فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ رد می‌شود. در این مطالعه، هشت متغیر مستقل وجود دارد که در صورت قرار گرفتن همه آن‌ها در یک مدل، امکان ایجاد همخطی بین متغیرهای مستقل بسیار زیاد است. از این رو، در ابتدا ضرایب همبستگی برای متغیرهای مستقل محاسبه شده و متغیرهایی که ضریب همبستگی آن‌ها نشان از وجود همخطی داشت، با استفاده از لگاریتم آن متغیر، همخطی بین متغیرها رفع گردید. برای مثال، به جای استفاده از متغیر نقدینگی (LIQ) از لگاریتم آن متغیر؛ یعنی (Log LIQ) در تخمین مدل استفاده شد.

پس از استخراج داده‌های مورد نیاز، لازم است با استفاده از آزمون‌های خاص روش داده‌های ترکیبی، ابتدا شرایط و ویژگی متغیرها مشخص گردد و سپس با در نظر گرفتن این ویژگی‌ها، روش‌های مناسب برای برآورد ضرایب متغیرهای مستقل انتخاب شود؛ به طوری که با توجه به نمودار (۱) از سه آزمون F لیمر، آزمون هاسمن و آزمون LR^۱ برای این منظور استفاده شد [۲۲]. بدیهی است پس از انجام آزمون‌های F لیمر، هاسمن و ناهمسانی واریانس، مدل و روش مناسب برای تخمین مدل به دست آمد. مبنای استنباط بر روی سطح معنی‌داری آزمون صورت می‌گیرد؛ به این صورت که در آزمون هرگاه مقدار احتمال یا سطح

نمودار ۱. فرآیند انتخاب مدل مناسب برای تجزیه و تحلیل



^۱ Log Likelihood Ratio test

نتایج برآورد مدل

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها، آمار توصیفی متغیرهای مورد آزمون برای نمونه‌ای متشکل از ۷۰ شرکت - سال در نگاره (۲) و در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ آمده است. برای آزمون نرمال بودن داده‌ها، از آزمون نرمال بودن جملات پسماند بر اساس محاسبه جاکر^۱ برای استفاده شد [۲۲]. نتایج نشان داد که توزیع متغیرهای پژوهش در سطح قابل قبولی نرمال است. همچنین، به دلیل آن‌که یکی از عواملی که می‌تواند به نتیجه‌گیری غلط درباره تأثیر متغیرها مستقل روی متغیر وابسته منجر شود، نادیده گرفتن بحث واقعی کردن داده‌های اسمی است. در این مطالعه تمامی متغیرهایی که به شکل واحدهای پولی

بیان می‌شوند، متغیرهای اسمی هستند و لازم است با توجه به شاخص قیمتی مناسب و لحاظ کردن شرایط تورمی، برای اجتناب از نتیجه‌گیری غلط و همچنین، لزوم برآورد صحیح مدل، اثر تورم از متغیرها خارج و متغیرهای اسمی به متغیرهای واقعی تبدیل شوند. برای این منظور، برای واقعی سازی متغیرها از شاخص قیمتی استفاده شد و تمامی متغیرهای اسمی با توجه به رابطه (۲) تبدیل به متغیرهای واقعی شدند:

$$\frac{X_{it}^n}{P_{it}} \times 100 = X^r \quad (2)$$

در فرمول فوق X^F : متغیر واقعی، X^n : متغیر اسمی، P: شاخص قیمت، t: نماد زمان و i: نماد مقطع هستند.

نگاره ۲. آمار توصیفی متغیرها

شرح	CAR	SIZE	DEP	LEV	LIQ	LLR	LOA	ROA	ROE
میانگین	۰/۱۵۱۷	۳۷۴۵۳/۹۲	۰/۶۲۸۸۶	۱۴/۹۹۳	۴۷۰۵/۶۸۱	۰/۰۳۳۶	۰/۶۳۸۸	۰/۰۱۴۶	۰/۱۶۸۶
میانه	۰/۰۸۳۵۱	۲۷۲۸۸/۵۳	۰/۶۸۲۰	۱۴/۱۷۶	۲۰۶۸/۸۱۳	۰/۰۲۴۰	۰/۶۴۲۵	۰/۰۱۲۰	۰/۱۴۷۰
حداکثر	۱/۵۴۰۱	۱۲۲۴۶۵/۶	۰/۹۰۹۰	۵۳/۷۵۸	۲۰۹۰۹/۹۵	۰/۰۸۷۰	۰/۸۹۹۰	۰/۰۷۷۰	۰/۷۸۱۰
حداقل	۰/۰۲۷۱	۱۶۷۸/۸۵۷	۰/۰۰۱۰	۰/۴۶۹۰	۲۳/۱۴۲۹	۰/۰۰۱۰	۰/۲۰۹۰	-۰/۰۰۳	-۰/۰۷۳۰
انحراف معیار	۰/۲۱۱۷	۳۴۱۱۲/۲۲	۰/۲۲۶۷	۱۰/۶۳۳۳	۵۰۹۲/۹۷	۰/۰۲۵۷۱	۰/۱۰۲	۰/۰۱۳۵۲	۰/۱۴۷۳
چولگی	۴/۶۲۱۷	۱/۰۰۵۲۶	-۰/۹۵۰۲	۱/۰۴۲۳۱	۱/۵۳۵۷	۰/۳۹۱۹	-۰/۷۹۴	۱/۸۱۹۹	۱/۱۷۹۶
کشیدگی	۲۸/۵۱۶	۲/۹۱۴	۳/۰۶۴۷	۴/۸۲۴۹	۴/۸۳۸۹	۱/۸۱۷۹	۶/۷۶۳۶	۸/۲۰۸۵	۵/۶۷۳۶
جاکر برا	۲۱۴۸/۱۲	۱۱/۸۱۴	۱۰/۵۴۴۳	۲۲/۳۸۸	۳۷/۳۷۷	۵/۸۶۷۳	۴۸/۶۶۸	۱۱۷/۷۶۲	۳۷/۰۸۲۲
حجم نمونه	۷۰	۷۰	۷۰	۷۰	۷۰	۷۰	۷۰	۷۰	۷۰

^۱ Jarque-Bera

(۳) و نتایج مربوط به بررسی اثرهای ثابت مقاطع به تفکیک بانک‌های خصوصی و دولتی در تحلیل پانل در نگاره‌های (۴) و (۵) منعکس گردید.

نگاره ۳. نتایج آزمون F لیمر، هاسمن و ناهمسانی واریانس

LR			
شرح	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال
آزمون F لیمر			
آزمون F	۲/۵	۱۳/۴	۰/۰۱
آزمون خی-دو	۳۶/۹	۱۳	۰/۰۰۰
آزمون هاسمن			
آزمون خی-دو	۲۵/۷	۹	۰/۰۰۰
آزمون ناهمسانی واریانس LR			
آزمون خی-دو	۲۳۸/۷۱	۱۳	۰/۰۰۰

نتایج آزمون F لیمر که در نگاره (۳) انعکاس یافته است، نشان دهنده لزوم استفاده از داده‌های پانل است زیرا آماره به‌دست آمده برای این آزمون بیشتر از نقاط بحرانی در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ است. بنابراین، فرض صفر مبنی بر همگنی مقاطع در این مطالعه رد شده و نتیجه آن‌که برای تخمین مدل نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی استفاده نمود و باید از روش پانل مدل تخمین زده شود. پس از مشخص شدن تخمین مدل به‌روش پانل، لازم است در مورد لزوم تخمین مدل با اثرات ثابت و تصادفی تصمیم‌گیری شود. برای این منظور، از آزمون متداول هاسمن استفاده شد که در آن فرض صفر وجود اثرهای تصادفی است. نتیجه انجام آزمون هاسمن برای مشخص شدن نوع اثرهای نیز در نگاره

نگاره ۴. اثرهای ثابت مقاطع - بانک‌های خصوصی

بانک	اقتصاد نوین	کارآفرین	ملت	پارسیان	رفاه	صادرات ایران	سامان	سرمایه	تجارت
تأثیر	-۰/۰۲	-۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۰۸	۰/۰۰۲	۰/۱۳	-۰/۱۰	-۰/۲۱	۰/۲۴

نگاره ۵. اثرهای ثابت مقاطع - بانک‌های دولتی

بانک	کشاورزی	مسکن	ملی	صنعت و معدن	توسعه صادرات
تأثیر	-۰/۰۵	۰/۰۰۳	-۰/۱۳	۰/۲۱	-۰/۰۱

متداول‌ترین آزمون در این ارتباط؛ یعنی آزمون LR استفاده شد. در این آزمون که آماره آن از توزیع خی‌دو برخوردار است، فرض صفر مبنی بر عدم ناهمسانی واریانس تنظیم می‌شود [۱۱]. نتایج به‌دست آمده از این آزمون که در نگاره (۳) منعکس شده، حاکی از رد فرض صفر و پذیرش فرض ناهمسانی واریانس در مدل تخمین است. بنابراین، لازم است برای رفع ناهمسانی واریانس از روش وزن دادن به

در نگاره (۳) از آنجایی که، آماره محاسباتی بیشتر از مقادیر بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ به‌دست آمد، بنابراین، فرض صفر مبنی بر وجود اثرهای تصادفی رد شده و فرض جانشین مبنی بر لزوم استفاده از اثرهای ثابت در برآورد مدل پذیرفته شد. همچنین، از جمله مسائلی که ممکن است در روند تخمین به نتیجه کاذب منجر شود، نادیده گرفتن نقض فرض همسانی واریانس است بنابراین، از

متغیرها در برآورد مدل استفاده شود. در این مطالعه، برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس از روش GLS و از جذر نسبت اهرم مالی (LEV) به عنوان وزن استفاده شد. همچنین، برای اطمینان از وزن‌دهی مناسب به مدل و رفع مشکل ناهمسانی واریانس، مجدداً از آزمون LR استفاده شد که نتایج بیانگر رفع مشکل ناهمسانی واریانس بود.

نتایج حاصل از تخمین مدل اندازه‌گیری و برآورد ضرایب مربوط به کل نمونه و نیز آزمون معنی‌داری متغیرها به تفکیک بانک‌های خصوصی و دولتی در نگاره (۶) و (۷) آمده است. در این جداول ملاحظه می‌گردد که در تخمین مدل برآوردی، متغیر اندازه بانک (SIZE) با ضریب به دست آمده $0/05 -$ ، به لحاظ آماری معنی‌دار است. در نگاره (۷)، رابطه بین دو متغیر به طور جداگانه نیز برای هر یک از گروه‌های نمونه بانک‌های دولتی و خصوصی، به روش حداقل مربعات بررسی شد و نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که متغیر اندازه بانک در بانک‌های دولتی با ضریب $0/03$ به لحاظ آماری با متغیر نسبت کفایت سرمایه رابطه مستقیم و معنی‌دار و در بانک‌های خصوصی با ضریب $0/33 -$ رابطه معکوس و معنی‌داری دارد. متغیر سهم کل سپرده‌ها از کل دارایی‌ها (DEP) اثر معناداری بر متغیر وابسته ندارد زیرا آماره به دست آمده برای این متغیر در سطح معنی‌داری $0/05$ کمتر از مقدار نقطه بحرانی بوده و بنابراین، نمی‌توان فرض صفر مبنی بر صفر بودن ضریب این متغیر را رد نمود. همچنین، نتایج آزمون جداگانه در مورد بانک‌های دولتی نیز نشان داد که متغیر سهم سپرده‌ها از کل دارایی‌ها با ضریب $0/1$ ، رابطه مستقیم و معنی‌داری با نسبت کفایت سرمایه

دارد، اما رابطه معنی‌دار بین این دو متغیر در بانک‌های خصوصی تأیید نشد.

متغیر نسبت کل تسهیلات اعطایی به کل دارایی‌ها (LOA) با ضریب $0/41 -$ اثر منفی و معنی‌داری بر روی متغیر وابسته؛ یعنی نسبت کفایت سرمایه دارد.

نتایج آزمون جداگانه در مورد بانک‌های دولتی نشان داد که متغیر نسبت کل تسهیلات اعطایی به کل دارایی‌ها با ضریب $0/2 -$ ، رابطه معکوس و معنی‌داری با متغیر نسبت کفایت سرمایه دارد اما در مورد بانک‌های خصوصی رابطه معنی‌داری بین این دو متغیر مشاهده نشد. متغیر ذخیره زیان تسهیلات اعطایی (LLR) با ضریب $0/93 -$ اثر منفی و معنی‌داری بر روی متغیر وابسته؛ یعنی نسبت کفایت سرمایه دارد و بررسی‌های جداگانه بر روی دو گروه نمونه بانک‌های دولتی و خصوصی نشان داد که متغیر ذخیره زیان تسهیلات اعطایی در هر دو گروه نمونه اثر معنی‌داری بر روی نسبت کفایت سرمایه ندارد.

این نتیجه را می‌توان ناشی از کم بودن حجم نمونه‌ها و تعداد مشاهدات دانست. همچنین، تخمین مدل نشان داد که متغیر نقدینگی (Log LIQ) با ضریب $0/02$ اثر مثبت و معناداری بر روی متغیر وابسته دارند و بررسی‌های جداگانه بر روی دو گروه نمونه بانک‌های دولتی و خصوصی به ترتیب نشان داد که متغیر میزان نقدینگی با ضریب $0/08$ در بانک‌های دولتی و با ضریب $0/14$ در بانک‌های خصوصی رابطه مستقیم و معنی‌داری با نسبت کفایت سرمایه دارد.

متغیر نرخ بازده دارایی‌ها (ROA) با ضریب $7/66$ اثر مثبت و معناداری بر روی متغیر وابسته دارد. همچنین، نرخ بازده دارایی‌ها در بانک‌های دولتی با نسبت کفایت سرمایه آن‌ها رابطه معناداری ندارد، اما

توضیح‌دهندگی بالای مدل است و آماره دوربین واتسون نشان دهنده عدم خود همبستگی است.

نگاره ۶. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش حداقل

مربعات تعمیم یافته^۲

متغیر توضیحی	ضریب	آماره	انحراف استاندارد	احتمال
عرض از مبدا	*۰/۷	۲/۳۶	۰/۳۰۹	۰/۰۲
SIZE	*-۰/۰۵	-۲/۰۴	۰/۰۲۵	۰/۰۴
DEP	-۰/۰۲	-۰/۳	۰/۰۸۷	۰/۷۶
LOA	** -۰/۴۱	-۳/۵۷	۰/۱۱۵	۰/۰۰
LLR	*-۰/۹۳	-۲/۰۱	۰/۴۶۲	۰/۰۴
LOG(LIQ)	** ۰/۰۲	۴/۴۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰
ROA	** ۷/۶۶	۳/۵۲	۲/۱۷۱	۰/۰۰
ROE	** -۰/۳	-۴/۸	۰/۰۶۶	۰/۰۰
LEV	** -۰/۰۰۲	-۴/۹۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰
ضریب تعیین ۰/۸۱۵				
ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۷۳۴				
انحراف معیار استاندارد ۰/۰۶۵				
آماره F ۱۰/۱۱۲				
آماره دوربین-واتسون ۱/۹۵۰				
احتمال ۰/۰۰۰				

* معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ - ** معنی‌داری در سطح ۰/۰۱

نگاره ۷. نتایج برآورد مدل به تفکیک بانک‌های دولتی و

خصوصی

متغیر توضیحی	ضریب	احتمال	بانک‌های خصوصی	بانک‌های دولتی
عرض از مبدا	** ۲/۱۸	۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۱۶
SIZE	** -۰/۰۳۳	۰/۰۰	۰/۰۰	* ۰/۰۳
DEP	-۰/۰۴	۰/۵۷	۰/۱۲	* ۰/۰۴
LOA	-۰/۱۵	۰/۳۱	** -۰/۲۱	۰/۰۰
LLR	-۰/۳۰	۰/۵۳	۰/۱۰	۰/۵۵
LOG(LIQ)	** ۰/۱۴	۰/۰۰	** ۰/۰۰۸	۰/۰۰
ROA	** ۱۴	۰/۰۰	** -۰/۲۱	۰/۰۰
ROE	** -۰/۵۰	۰/۰۰	-۰/۰۴	۰/۵۳
LEV	* -۰/۰۰۴	۰/۰۴۵	** -۰/۰۰۳	۰/۰۰

* معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ - ** معنی‌داری در سطح ۰/۰۱

در بانک‌های خصوصی با ضریب به‌دست آمده ۱۴ رابطه مستقیم و معناداری با نسبت کفایت سرمایه دارد. متغیرهای بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) با ضریب ۰/۳۱- اثر منفی و معناداری بر روی متغیر وابسته؛ یعنی نسبت کفایت سرمایه دارد و بررسی جداگانه نشان داد که نرخ بازده حقوق صاحبان سهام در بانک‌های دولتی اثر معنی‌داری بر روی نسبت کفایت سرمایه ندارد، در حالی‌که در بانک‌های خصوصی با ضریب به‌دست آمده ۰/۵- اثر معکوس و معنی‌داری بر نسبت کفایت سرمایه دارد. نسبت اهرم مالی (LEV) با ضریب ۰/۰۰۲- اثر منفی و معنی‌داری بر روی متغیر وابسته؛ یعنی نسبت کفایت سرمایه دارد و بررسی جداگانه نشان داد رابطه نسبت اهرم مالی با نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های خصوصی بی‌معنی و در بانک‌های دولتی با ضریب ۰/۰۰۳- معکوس و معنی‌دار است. به‌طور کلی، با توجه به نگاره (۴) و آماره F به‌دست آمده ($sig < 0/05$)، نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد مدل تخمین زده شده از معنی‌داری لازم برخوردار است.

همچنین، برای بررسی قدرت توضیح‌دهندگی مدل و بررسی وجود یا عدم خودهمبستگی^۱ یا همبستگی پیاپی بین خطاها به ترتیب از ضریب تعیین (R^2) و آماره دوربین واتسون (D.W) استفاده شد. میزان R-squared و D.W به‌دست آمده در این مدل که در نگاره (۶) گزارش شد، به ترتیب برابر ۰/۸۱ و ۱/۹۵ هستند. ضریب تعیین نشان می‌دهد در مجموع ۰/۸۱ درصد از تغییرات ایجاد شده در هر واحد از متغیر وابسته؛ یعنی نسبت کفایت سرمایه، از هشت متغیر مالی مستقل تأثیر می‌پذیرد که حاکی از قدرت

² Generalized Least Squares

¹ Auto Correlation

نتیجه

در این پژوهش، رابطه میان نسبت کفایت سرمایه به‌عنوان متغیر وابسته و اندازه بانک، سهم سپرده‌ها و تسهیلات اعطایی از کل دارایی‌های بانک، ذخیره زیان تسهیلات اعطایی، میزان نقدینگی، بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت اهرم مالی، همگی به‌عنوان متغیرهای مستقل بررسی شدند. نتایج بررسی، رابطه معکوس بین اندازه بانک و نسبت کفایت سرمایه را نشان می‌دهد. از آنجایی‌که بانک‌های بزرگ در مقایسه با بانک‌های کوچک، دسترسی آسان‌تری به بازارهای سرمایه دارند و به‌علت وسعت عملیات، قادر به کاهش ریسک از طریق ایجاد تنوع در ترکیب پرتفوی خود هستند.

بنابراین، نیاز به الزامات سرمایه‌ای کمتر و نسبت‌های سرمایه پایین‌تری دارند. به‌عبارت دیگر، هرچه اندازه بانک بزرگ‌تر شود، انتظار می‌رود کفایت سرمایه آن کوچک‌تر شود. همچنین، وجود رابطه معنادار بین سهم سپرده‌ها از دارایی‌ها و نسبت کفایت سرمایه تایید نشد، در حالی‌که انتظار می‌رفت طبق یافته‌های آسارکایا و اوزکان [۱۶] ارتباط منفی و معناداری بین این دو متغیر وجود داشته باشد. در ارتباط با تأثیر تسهیلات اعطایی باید گفت در صورتی‌که یک بانک، بیشتر منابع در اختیار خود را به مصرف تسهیلات برساند و به‌منظور کسب درآمد، تسهیلات زیادتری پرداخت نماید. این امر موجب می‌گردد که با توجه به تعریف نسبت کفایت سرمایه، سریعاً مخارج کسر؛ یعنی دارایی‌های ریسکی افزایش یافته و در نتیجه نسبت کفایت سرمایه کاهش یابد.

بنابراین، تسهیلات اعطایی اثر معکوس بر نسبت کفایت سرمایه دارد. همچنین، تأثیر منفی اندوخته زیان وام در نسبت کفایت سرمایه بدین معناست که

بانک‌ها با مشکلات افزایش سرمایه در هنگام برخورد با فشارهای مالی و جبران زیان ناشی از سوخت شدن مطالبات مواجه هستند. نتایج این مطالعه در راستای تأیید مطالعه انگبازو [۱۷] نشان داد که بین میزان نقدینگی بانک و نسبت کفایت سرمایه و همچنین، بین نرخ بازده دارایی‌ها با نسبت کفایت سرمایه رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ به این صورت‌که بانک‌ها با بالا بردن نسبت کفایت سرمایه، تمایل دارند ریسک پرتفوی دارایی‌ها را بالا برده و دارایی‌هایی را که ریسک و بازده بیشتری دارند، نگهداری کنند و در نتیجه بانک‌های با درآمد بالاتر، سرمایه بیشتری را حفظ می‌کنند. در ارتباط با نسبت بازده حقوق صاحبان سهام و رابطه آن با نسبت کفایت سرمایه، رابطه منفی و معناداری نتیجه‌گیری شد؛ یعنی افزایش در نسبت کفایت سرمایه باعث کاهش در نرخ بازده حقوق صاحبان سهام می‌شود. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که بسیاری از بانک‌ها برای افزایش نسبت کفایت سرمایه، مستقیماً میزان سرمایه را افزایش می‌دهند و با توجه به این نکته که نسبت بازده حقوق صاحبان سهام حاصل تقسیم سود خالص بر حقوق صاحبان سهام است، افزایش در مخارج کسر به کاهش نسبت بازده حقوق صاحبان سهام منجر خواهد شد.

همچنین، مشخص گردید که متغیر اهرم مالی تأثیر منفی و معناداری بر روی نسبت کفایت سرمایه دارد.

به طوری‌که بالا بودن نسبت اهرم مالی، ریسک سپرده‌گذاری را افزایش داده و پایین بودن آن نیز بیانگر بلوکه شدن بخشی از منابع مالی سهامداران و عدم موفقیت بانک در جذب سپرده‌ها بوده، در نتیجه اثر معکوس بر نسبت کفایت سرمایه دارد. نتیجه استخراج شده با یافته‌های بویوکسالواری و عبدیگلو [۱۹] منطبق است. به‌طور کلی، با توجه به اهمیت

(بر اساس بیانیه دوم کمیته مقررات و نظارت بانکی بازل) "مجله روند، ش ۲، ۵۱، صص ۱۹-۶۱

۵- حقیقت، حمید و سید مصطفی علوی. (۱۳۹۲). "بررسی رابطه بین شفافیت سود حسابداری و بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال پنجم، ش ۱۵، صص ۱-۱۲

۶- حیدری، محمد علی. (۱۳۸۵). "بررسی رابطه نسبت کفایت سرمایه با متغیرهای مالی در سیستم بانکی ایران"، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، مؤسسه عالی بانکداری ایران.

۷- رفیعی شمس‌آبادی، پریسا و عباسعلی کریمخانی. (۱۳۹۰). "بررسی اندازه بهینه بانک از نظر اقتصادی (مطالعه موردی بانک سپه)"، *نسخه گزارشی بانک سپه*، تهران اداره کل تحقیقات و کنترل ریسک بانک سپه.

۸- سعیدی، علی و مهسا مشایخی. (۱۳۹۱). "طرفیت دریافت تسهیلات مالی بانکی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال ۴، ش ۱۱، صص ۳۱-۴۶

۹- سیف، ولی‌الله. (۱۳۸۴). "کفایت سرمایه در نظام بانکی"، *ماهنامه حسابداری*، ش ۱۷۰، صص ۱۶-۸۶

۱۰- شکری نوری، زهرا. (۱۳۸۹). "بررسی رابطه کفایت سرمایه با شاخص ریسک ورشکستگی و عملکرد مالی بانک‌های ایران در سال‌های ۸۳ تا ۸۶"، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، تهران: مؤسسه عالی بانکداری ایران.

۱۱- صمدی، علی حسین. (۱۳۸۸). "روابط کاذب در اقتصاد سنجی"، تهران: انتشارات نور علم.

۱۲- صمدی لرگانی، محمود. (۱۳۸۷). بررسی مقایسه‌ای شاخص‌های سنتی و نوین سنجش

شاخص نسبت کفایت سرمایه در کنترل ریسک، به ویژه ریسک اعتباری بانک‌ها و پایین بودن سطح این نسبت در میان بانک‌های ایران، شایسته است بانک‌ها نسبت به افزایش این نسبت تا حداقل استاندارد اقدام نمایند. برای این منظور، بانک مرکزی می‌تواند از طریق وضع جرایم و یا مقررات تشویقی به اجرای آیین نامه کفایت سرمایه در بانک‌ها کمک نماید. البته، محدود بودن تعداد مشاهدات را می‌توان دلیلی برای وجود برخی تناقضات موجود بین نتایج این پژوهش و پژوهش‌های مشابه در داخل و خارج از کشور دانست. مقایسه نسبت کفایت سرمایه بین مجموع بانک‌های ایران و سایر کشورها که دارای سیستم گسترده بانکداری خصوصی هستند، مشکل است، زیرا سیستم بانکداری دولتی و خصوصی در زمینه ساختار، استفاده از منابع، متنوع بودن اقلام سرمایه، مدیریت ریسک و حمایت بانک مرکزی دارای تفاوت‌های اساسی با بانکداری سایر کشورهاست.

منابع

۱- بانک مرکزی ایران. (۱۳۸۲). "آیین نامه کفایت سرمایه"، *نسخه گزارشی بانک مرکزی*، انتشارات بانک مرکزی.

۲- بختیاری، حسن. (۱۳۸۵). "روش‌های مؤثر در مدیریت نقدینگی بانک‌ها"، *دو ماهنامه حسابرس*، ش ۳۴، صص ۸۶-۹۴

۳- پدram، مهدی، شیرین بخش، شمس ا... و زهرا زواریان. (۱۳۸۷). "پیش‌بینی جریان نقدینگی بانک به منظور تعیین شکاف نقدینگی بانک‌های خصوصی"، *فصلنامه مطالعات مالی*، پیش شماره دوم، صص ۲۰-۴۵

۴- پهلوان‌زاده، مسعود. (۱۳۸۶). "مروری بر رویکردهای جدید نسبت کفایت سرمایه در بانک‌ها،

- 21- Buyuksalvarci, A. and H. Abdiglu. (2011). "Determinant of Capital Adequacy Ratio in Turkish Banks: A panel Data Analysis". *Academic journals*, Vol. 5, No. 27, Pp. 11199-11209.
- 22- Chol, G. (2000). "The Macroeconomic Implications of Regulatory Capital Adequacy Requirements for Korean Banks". *Economist*, Notes by Banca Monte Dei Paschi Di Siena Sp a., Vol. 29, No. 1, Pp. 111-143.
- 23- Gropp, R. and F. Heider. (2007). "What can Corporate Finance Say About Banks' Capital Structures?". *Working Paper, De/ Schwerpunkt/ Finance/ Master/ Brown/177*. pdf. <http://www.wiwi.unifrakfurt>.
- 24- Hausman, J.A. (1978); "Specification Tests in Econometrics". *Econometrica*, Vol. 46, No. 6. Pp. 1251-1271.
- 25- Jeff, L. (1990). "Capital Adequacy: The Benchmark of the 1990's", *Bankers Magazine*, VPL. 173, No. 1, Pp. 14-18.
- 26- Mathuva, D.M. (2009). "Capital Adequacy, Cost Income Ratio and the Performance of Commercial Banks: the Kenyan Scenario". *International Journal of Applied Economics and Finance*, Vol. 3, No. 2, Pp. 35-47.
- 27- Mpuga, P. (2002). "The 1998-99 Banking Crisis in Uganda: what was the Role of the New Capital Requirements?", *Journal of Finance Regulation and Compliance*, Vol. 10, No. 3, Pp. 224-242.
- 28- Modigliani, F. and M. Miller. (1958). "The Cost of Capital, Corporation Finance and Theory of Investment". *Journal of Economic Review*, Vol.48, Pp. 261-297.
- 29- Patrick, V. R. (2003). "Credit Rating and Standardized Approach to Credit Risk in Basel2", 517. *European Central Bank*.
- 30- Rime, B. (2001). "Capital Requirements and Bank Behavior: Empirical Evidence for Switzerland". *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25, No. 4, Pp. 789-805.
- 31- Reynolds, S. E. and S.G. Ratanakomut. (2000). "Bank Financial Structure in Pre-crisis East and South East Asia". *Journal of Asian Economics*, Vol. 11, No. 3, Pp. 319-331.
- 32- Santamero, M. and R. Watson. (1997). "Determining an Optimal Capital Standard for Banking Industry". *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 4, Pp. 1267-1282.
- 33- Shirley, J. H. O. and S. C. Hsu. (2010). "Leverage, Performance and Capital Adequacy Ratio in Taiwan's Banking Industry". *World Economics*, Japan, Vol. 22, Pp. 264-272.
- عملکرد، ماهنامه حسابدار، سال ۲۲، ش ۱۹۴. صص ۸۰-۶۷
- ۱۳- عرب صالحی، مهدی و مجید اشرفی. (۱۳۹۰). "نقش ذخایر نقدی در تعیین حساسیت سرمایه‌گذاری - جریان نقدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار"، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال سوم، ش ۳. صص ۷۵-۹۴
- ۱۴- فرخیانی، مهیار. (۱۳۸۶). "بررسی ارتباط ساختار حقوق صاحبان سهام‌های موزون شده بر حسب ریسک بانک‌ها با شاخص ریسک و بازدهی بانک‌ها"، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، تهران: مؤسسه عالی بانکداری ایران.
- ۱۵- لندارانی، جواد. (۱۳۸۹). "رابطه بین کیفیت سود و ساختار سرمایه در بانک‌های دولتی و غیردولتی"، *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه آزاد واحد تهران جنوب، تهران.
- ۱۶- ولی‌زاده، کتابیون و مهدی محمدی کهورین. (۱۳۹۰). "بازل ۳ و تأثیر منفی آن بر تأمین مالی تجاری بین‌المللی و بیمه‌های اعتباری"، *ماهنامه تازه‌های جهان بیمه*، ش ۱۶۳. صص ۴۰-۴۹
- ۱۷- منوچهری، منوچهر. (۱۳۷۹). "نسبت کفایت سرمایه"، *ماهنامه حسابدار*، سال ۱۴، ش ۱۳۶. صص ۷۰-۳۸
- 18- Asarkaya, Y. and S. Ozcan. (2007). "Determinants of Capital Structures in Financial Industries: the Case of Turkey". *Journal of Banking and Finance*, Vol. 1, No. 1, Pp. 91-109.
- 19- Angbazo, L. (1997). "Commercial Bank Net Interest Margins, Default risk, Interest- Rate Risk, and off- Balance Sheet Banking". *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, No. 1, Pp. 55-87.
- 20- Blose, LE. (2001). "Information Asymmetry Capital Adequacy and Market Reaction to Loan Loss Provision Announcements in Banking Industry". *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 1, No. 2, Pp. 239-258.

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۸)، زمستان ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۲/۴/۰۴
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۹/۲۶
صص ۷۰-۵۱

رتبه‌بندی معیارهای انتخاب سهام از منظر سرمایه‌گذاران نهادی (رویکرد تحلیل شبکه)

محمد طالبی*، حامد تاجمیر ریاحی^{۱*}، محمد رحمتی^{***}، رضا یارمحمدی^{****}

* دانشیار مدیریت مالی دانشگاه امام صادق (ع) تهران

talebi@isu.ac.ir

** دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه امام صادق (ع) تهران

Hamedtajmir@gmail.com

*** دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه امام صادق (ع) تهران

M69rahmati@gmail.com

**** دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه امام صادق (ع) تهران

Yarmohammadi15@gmail.com

چکیده

سرمایه‌گذاران نهادی از بیشترین میزان سرمایه و تخصص در بازار سرمایه برخوردارند. این دو خصیصه باعث شده است که نگاه آن‌ها برای ورود به سهام شرکت‌ها با دیگر سرمایه‌گذاران متفاوت باشد. طبق مقررات بازار سرمایه ایران، سرمایه‌گذاران نهادی شامل چندین گروه، از جمله صندوق‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌های تامین سرمایه و شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود که پژوهش حاضر بر این گروه‌ها و تلقی آنان از معیارهای انتخاب سهام تمرکز داشته است. براساس ادبیات موضوع معیارهای انتخاب سهام در هجده معیار مختلف شمارش گردید. با توجه به مصاحبه‌های انجام شده تعداد ۹ معیار با عنوان «معیارهای خاص سرمایه‌گذاران نهادی» به فهرست معیارهای انتخاب سهام اضافه گردید. در ادامه، براساس آزمون‌های آماری و فرایند تحلیل شبکه (ANP) به اعتبارسنجی و رتبه‌بندی معیارها پرداخته شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که تمامی معیارهای مورد استفاده سرمایه‌گذاران خرد از منظر نهادی‌ها استفاده نمی‌شوند و هشت معیار، خاص نهادی‌ها تایید شد. نهادی‌ها از بین چهار گروه اصلی معیارها بیشترین اهمیت را به ترتیب برای معیارهای خاص شرکت، معیارهای مختص سرمایه‌گذاران نهادی، معیارهای خاص صنعت و معیارهای کلان اقتصادی قائل هستند. در معیارهای عملیاتی نیز معیارهای مدیریت شرکت، دسترسی به اطلاعات نهانی و امکان عضویت در هیأت مدیره به ترتیب در سه رتبه اول قرار دارند.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاران نهادی، معیارهای انتخاب سهام، تحلیل شبکه.

مقدمه

در سال‌های اخیر بورس اوراق بهادار تهران با توجه به تحکیم زیر ساخت‌های ارتباطاتی و افزایش حجم بازار که عمده دلیل آن را می‌توان واگذاری شرکت‌های مشمول بند ج اصل ۴۴ در زمینه خصوصی‌سازی دانست، باعث شده است توجه سرمایه‌گذاران خرد و سرمایه‌گذاران نهادی به این بازار بیش از پیش جلب شود. سرمایه‌گذاران نهادی جزو فعالترین بازیگران بازار سرمایه بوده، از طریق انجام معاملات در حجم و ارزش بالا تأثیر بسیار زیادی بر جهت‌گیری‌های بازار دارند [۱۲]. این گروه از سرمایه‌گذاران با توجه به میزان سرمایه و استفاده از افراد متخصص، در سرمایه‌گذاری‌ها با تحلیل و آگاهی بیشتری وارد شده، معمولاً دید بلندمدت‌تری نسبت به دیگر سرمایه‌گذاران دارند. وجود سرمایه‌گذاران نهادی، از طرفی بر نقدشوندگی بازار می‌افزاید و از طرف دیگر، حضور سرمایه‌گذاران نهادی در بازار سرمایه، آن را به سمت کارایی پیش می‌برد؛ بدین صورت که سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند با اتکا به نفوذ خود در بازار، به ارائه اطلاعات دقیق از سوی شرکت‌ها و رعایت اخلاق حرفه‌ای نظارت کرده، دقت و صحت ارائه اطلاعات را فزونی بخشند. سرمایه‌گذاران نهادی از طریق جمع‌آوری اطلاعات و قیمت‌گذاری تصمیمات مدیریت به‌طور ضمنی و از طریق اداره نحوه عمل شرکت، آشکارا بر شرکت نظارت می‌کنند [۱۷].

انتخاب پرتفوی بهینه از دیرباز مورد توجه صاحب نظران بوده است. شاخص‌های متعددی از زمان ارائه تئوری پرتفو توسط مارکوویتز تاکنون برای انتخاب سهام برتر ارائه شده است که هرکدام مبتنی بر مفروضات خاص خود بوده است. سرمایه‌گذاران

نهادی هر چند به‌نظر می‌رسد در انتخاب سهام به دنبال همان هدفی هستند که سرمایه‌گذاران خرد هستند؛ یعنی افزایش ثروت خود و سودآوری بیشتر، ولی به‌نظر می‌رسد ملاک‌های آنان از جهت انتخاب سهام با ملاک‌های سرمایه‌گذاران خرد تفاوت داشته باشد. آنچه در مورد کلیه این شاخص‌ها یا دسته‌بندی‌ها تاکنون مورد غفلت واقع شده است و مقاله حاضر درصدد پر کردن این خلأ است، تفکیک سرمایه‌گذاران نهادی از دیگر سرمایه‌گذاران است.

هرچند این تقسیم‌بندی مسبوق به سابقه است، لیکن در بحث معیارهای انتخاب سهام از آن غفلت شده است. به‌نظر می‌رسد با توجه به ماهیت شرکت‌های نهادی، حجم سرمایه، میزان تخصص موجود در آن‌ها و بنگاه داری توسط ایشان معیارهای انتخاب سهام توسط این دسته از سرمایه‌گذاران و یا حداقل رتبه و اهمیت معیارها با آنچه تاکنون بررسی شده است؛ تفاوت داشته باشد.

اصطلاح «سرمایه‌گذار نهادی»^۱ بر اساس ادبیات مالی به سازمان یا نهادی اطلاق می‌شود که اوراق بهادار را در تعداد عمده و یا ارزش دلاری بالا معامله می‌کند و از منافع کارمزد کمتر بهره می‌برد [۱۸].

براساس قانون بازار سرمایه، سرمایه‌گذاران نهادی به یکی از نهادهای ششگانه زیر اطلاق می‌شود:

- ۱- بانک‌ها و بیمه‌ها.

- ۲- هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق بازنشستگی، شرکت تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری ثبت شده نزد سازمان بورس و اوراق بهادار.

^۱ Institutional Investor

نوآوری مقاله حاضر، اعتبارسنجی تمامی معیارهای مستخرج از ادبیات موضوع و معیارهای اکتشافی از منظر سرمایه‌گذاران نهادی است که فهرستی از معیارهای مورد وثوق سرمایه‌گذاران نهادی را ارائه می‌دهد و آخرین جنبه پژوهشی مقاله حاضر رتبه‌بندی این معیارها براساس روش تحلیل شبکه است.

ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

در زمینه معیارهای انتخاب سهام چه در بورس تهران و چه در سطح دنیا تاکنون پژوهش‌های فراوانی انجام گرفته است که در زیر به آن‌ها اشاره می‌شود.

نکته حائز اهمیت این است که اکثر این پژوهش‌ها از منظر سرمایه‌گذار غیرنهادی یا به عبارت دیگر، از منظر افراد حقیقی است که سرمایه و حجم معاملات زیادی ندارند.

برخی از تحلیل‌گران در بازار سرمایه معتقدند که تحلیل بازار باید با اصول و مبانی بنیادی ترکیب شود که به این دسته از نظریه‌پردازان، بنیادگرایان گفته می‌شود. در این تکنیک، روش تجزیه و تحلیل شرکت مورد نظر در چهار مرحله صورت می‌گیرد:

۱) وضعیت عمومی اقتصاد تعیین می‌شود؛ ۲) وضعیت صنعت تعیین می‌شود؛ ۳) وضعیت شرکت بررسی و تعیین می‌شود و در پایان ۴) ارزش سهام شرکت مورد نظر استخراج می‌شود. انجام تحلیل بنیادی گاه بسیار دشوار و وقت‌گیر است [۲۴]. در مقابل، کریستین و همکاران در مقاله خود در سال ۲۰۱۰ بیان می‌کنند که بسیاری از فعالان بازار و متخصصان تحلیل با اتکا بر تغییرات قیمت، تعداد و حجم معاملات گذشته می‌توانند قیمت‌های آینده را پیش‌بینی کنند و به همین علت، این معیارها توسط سرمایه‌گذاران نهادی نیز مورد توجه قرار می‌گیرد [۲۵].

۳- هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد یا بیش از ۵ میلیارد ریال از ارزش اسمی اوراق بهادار در دست انتشار ناشر را خریداری کند.

۴- سازمان‌ها و نهادهای دولتی و عمومی.

۵- شرکت‌های دولتی.

۶- اعضای هیأت مدیره و مدیران ناشر یا اشخاصی که کارکرد مشابه دارند [۱۶].

اصطلاح سرمایه‌گذار نهادی در مقاله مذکور مطابق با دستور العمل مصوب هیأت مدیره سازمان است، ولی از آنجا که پژوهش حاضر جنبه میدانی دارد و مبتنی بر دو دسته پرسش‌نامه است لذا اساس کار خود را به جهت صعوبت دسترسی به تمامی گروه‌های مذکور بر ردیف ۲ قرار داده است. به عبارت دیگر، مقاله مذکور درصدد رتبه‌بندی معیارهای انتخاب سهام از منظر هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق بازنشستگی، شرکت تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری ثبت شده نزد سازمان بورس و اوراق بهادار است.

مقاله حاضر از چند جنبه حاوی نوآوری می‌باشد. جنبه اول تفکیک سرمایه‌گذاران از جهت معیارهای انتخاب سهام به سرمایه‌گذاران نهادی و غیر نهادی است. هر چند این تقسیم‌بندی به خودی خود نوآوری محسوب نمی‌شود، لیکن در بحث معیارهای انتخاب سهام به این تقسیم‌بندی و تفاوت‌های بین این دو دسته تاکنون توجه نشده است. جنبه دیگر ارائه معیارهای انتخاب سهام خاص سرمایه‌گذاران نهادی است. این معیارها، با توجه به حجم سرمایه، میزان دانش و تخصص، بنگاه‌داری و امکان عضویت در هیأت مدیره هرچند از منظر سرمایه‌گذاران خرد حائز اهمیت نیست، ولی سرمایه‌گذاران نهادی در انتخاب سهام بدان توجه خاص دارند. جنبه سوم

معیارهای اقتصادی و روان‌شناختی است. البته، آن‌ها هم‌چنین بیان کردند که نمی‌توان برای تصمیم‌گیری این سرمایه‌گذاران رویکرد ثابت و منسجمی در نظر گرفت [۲۹].

در مطالعه‌ای که در سال ۲۰۱۰ در مؤسسه اقتصادی دانشگاه گالن بر اساس بررسی معیارهای مختلفی، همچون تحلیل بنیادی، تکنیکال و مبتنی بر مالی رفتاری انجام شد؛ شش دسته معیار اصلی به‌عنوان برترین معیارها معرفی شدند. این شش معیار عبارتند از: رشد قیمت سهام در بازه‌های مختلف، سود تقسیمی، نسبت قیمت به درآمد (P/E)، پیش‌بینی درآمد پنج سال آینده، مدیریت شرکت و برند شرکت. [۳۵].

ادریسینگ و همکاران، در پژوهشی با عنوان «انتخاب سبد سهام بر اساس شاخص قدرت مالی با به‌کارگیری تحلیل پوششی داده‌ها» از یک سری نسبت‌های مالی به‌منظور تخمین قدرت مالی شرکت‌ها و همبستگی این معیارها با بازده واقعی سهام، استفاده نمودند. نسبت‌های مالی به‌کارگرفته شده در این پژوهش در شش دسته قرار گرفته که در برگزیده معیارهای سودآوری (شامل بازده سرمایه، بازده دارایی‌ها، حاشیه سود خالص و سود هر سهم)، معیارهای کارایی عملیاتی (شامل گردش حساب‌های دریافتی، گردش موجودی کالا، گردش دارایی‌ها)، معیارهای نقدینگی (شامل نسبت جاری، نسبت آنی و نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام)، معیارهای اهرمی (شامل نسبت اهرمی، نسبت کل بدهی به کل دارایی، نسبت بدهی کل به حقوق صاحبان سهام)، معیارهای چشم انداز شرکت (شامل نسبت قیمت به درآمد و نسبت ارزش بازار به دفتری) و معیارهای رشد (شامل نرخ رشد درآمدها، نرخ رشد سود خالص و نرخ رشد سود هر سهم) هستند [۲۶].

نالینی در مقاله خود (۲۰۱۳) پیرامون معیارهای انتخاب سهام بیان می‌کند که هر سرمایه‌گذار برای تصمیم‌گیری در مورد انتخاب سهام معیارهایی را مدنظر قرار می‌دهد که وابسته به شخصیت هر فرد است. در این پژوهش ۹ معیار برای انتخاب سهام توسط سرمایه‌گذاران بررسی گردیده است که نتایج پژوهش نشان داد که مهمترین معیارها عبارتند از: اطلاعات حسابداری، معرفی سهام توسط برخی از شرکت‌ها یا اشخاص و اطلاعات عمومی افراد [۳۱].

جنانی و همکاران در مقاله خود برای مشخص کردن معیارهای سهام که در سال ۲۰۰۸ انتشار یافت، ۹ معیار را به ترتیب اولویت و بر اساس روش رتبه‌بندی تاپسیس بیان کرده‌اند که مهمترین آن‌ها عبارتند از: نرخ بازگشت سرمایه، درآمد هر سهم، نسبت قیمت به درآمد، ریسک سیستماتیک (بتا)، نرخ بازده دارایی و نسبت جاری [۲۸].

لی و همکاران در پژوهشی با عنوان «ترکیب تکنیک‌های تصمیم‌گیری چند معیاره (MCDM) برای انتخاب سهام بر اساس دیدگاه مدل گوردن» معیارهای مؤثر بر قیمت سهام را شناسایی کردند. آن‌ها در این پژوهش معیارهای مؤثر بر سه عنصر کلیدی مدل گوردن را با توجه به مرور ادبیات پژوهش استخراج نمودند. معیارهای مؤثر بر سه معیار اصلی مدل گوردن (سود سهام پیش‌بینی شده، نرخ تنزیل و نرخ رشد) شامل چشم انداز صنعت، درآمدها، جریان نقد عملیاتی، نسبت پرداخت سود، بتای بازار، بازده بدون ریسک، نرخ رشد درآمدها و نرخ رشد سود تقسیمی می‌شدند [۶].

مریکاس و همکاران در سال ۲۰۱۰ با بررسی بورس یونان دریافتند که مهم‌ترین عوامل برای انتخاب سهام در سرمایه‌گذاران نهادی، ترکیبی از

نرخ سرمایه‌گذاری مجدد، نسبت بازده حقوق صاحبان سهام، نسبت نرخ سرمایه‌گذاری مجدد به مقدار قیمت به درآمد در یک سال، نسبت نرخ سرمایه‌گذاری مجدد به مقدار قیمت به درآمد در پنج سال گذشته و نسبت نوسان یک سال گذشته در قیمت. دوره زمانی مطالعه از سال ۱۹۸۵ تا پایان فصل دوم ۱۹۹۷ بوده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ترکیب اطلاعات در معیارهای مورد استفاده در استراتژی‌های مختلف سرمایه‌گذاری به ارائه یک مدل چند متغیره در شناسایی اوراق بهادار با بازده مورد انتظار بالا و پایین در بازارهای شش‌گانه می‌انجامد [۲۴].

اسکویرس در سال ۱۹۹۸ به بررسی انتخاب سهام از دیدگاه گراهام و داد پرداخته است. در این پژوهش ۱۰ شاخص در چهار طبقه قرار دارند که عبارتند از: نرخ رشد پنج سال (شامل فروش درآمد هر سهم و ارزش دفتری هر سهم)، نسبت‌های سودآوری پنج سال (شامل بازده حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها، نرخ پوشش بهره و جریان نقدی به بدهی)، شاخص‌های قیمت‌گذاری در پنج سال، (شامل قیمت به درآمد و قیمت به ارزش دفتری). آنگاه این شاخص‌ها در مورد شرکت‌های فعال در یک صنعت محاسبه شده و در مورد هر شرکت، نرخ رشد، نسبت‌های سودآوری، نسبت‌های اهرم مالی با یکدیگر ترکیب شده و معیاری به اسم عملکرد نامیده شد و این عملکرد با قیمت‌گذاری مقایسه شده و بر مبنای آن سهام برتر برای خرید شناسایی شد [۳۳].

آچور و همکاران در سال ۱۹۹۸ در پژوهشی با عنوان «انتخاب سهام در بازارهای نوظهور استراتژی‌های پرتفو برای مالزی، مکزیک و آفریقای جنوبی» موضوع انتخاب سهام را در بازارهای نوظهور

جانسون و همکاران در مقاله‌ای با عنوان «شاخص‌های شرکت‌های موفق» به بررسی معیارهای تعیین‌کننده موفقیت پرداختند. آن‌ها در این مقاله به ده شاخص به‌عنوان شاخص‌های موفقیت شرکت اشاره می‌کنند. این شاخص‌ها شامل: ارزش بازار به دفتری، اندازه، نرخ رشد پایدار، بازده دارایی‌ها، ساختار سرمایه، نقدشوندگی، دوره گردش وجه نقد، تغییرپذیری درآمدها، مخارج پژوهش و توسعه و مخارج تبلیغات می‌شود [۳۲].

موهانرام در سال ۲۰۰۳ در پژوهش خود با عنوان «آیا تحلیل بنیادی برای سهام‌های رو به رشد مؤثر است؟» به بررسی میزان موفقیت تحلیل بنیادی برای سهام‌های رو به رشد یا سهام‌های دارای ارزش دفتری به بازار پایین پرداخته است. به این منظور، وی شاخصی بر مبنای ترکیب عوامل بنیادی سنتی مانند جریان‌های نقدی و معیارهای سنجش مناسب برای شرکت‌های رو به رشد، مانند ثبات سودآوری و میزان فعالیت‌های مربوط به پژوهش و توسعه، ایجاد نموده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تحلیل بنیادی می‌تواند حتی در شرکت‌های رو به رشد نیز مناسب باشد. علاوه بر آن، نتایج این پژوهش این موضوع را که اوراق بهادار دارای نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری پایین، در آینده بازده بهتری خواهند داشت، تأیید نکرد [۳۰].

به‌کویت در سال ۲۰۰۱ در پژوهشی با عنوان «انتخاب سهام در شش بازار غیرآمریکایی بزرگ» مسأله انتخاب سهام را در شش کشور استرالیا، کانادا، فرانسه، آلمان، ژاپن و انگلستان بررسی کرده است. وی در این مطالعه از هشت معیار استفاده نموده است که عبارتند از: نسبت قیمت به جریان نقدی، نسبت قیمت به درآمد، نسبت قیمت به ارزش دفتری، نسبت

مذکور بررسی کردند. آن‌ها در این مطالعه، ۲۸ معیار مختلف را برای انتخاب سهم در نظر گرفتند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در فرآیند سرمایه‌گذاری، انتخاب سهم از انتخاب کشور مهم‌تر است و باید در انتخاب معیارها دقت کرد [۲۳].

وونگ و چونگ در سال ۱۹۹۸ در پژوهش خود با عنوان «روش مدیریت سرمایه‌گذاری در هنگ‌کنگ: پیش‌بینی بازار و انتخاب سهم» به بررسی روش‌های مورد استفاده تحلیلگران مالی در پیش‌بینی بازار و ارزیابی سهم پرداختند. آن‌ها در این پژوهش، ۱۲۰۰ نفر از تحلیلگران مالی فعال در بازار بورس هنگ‌کنگ را به‌عنوان نمونه بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که تحلیلگران بازار بورس هنگ‌کنگ بیشتر روش‌های قدیم تحلیل بنیادی و تکنیکی را استفاده کرده و کمتر از روش تحلیل پرتفوی استفاده می‌کنند [۳۴].

در ایران نیز پژوهش‌های زیادی برای تشخیص معیارهای انتخاب سهم انجام شده است که هر یک با توجه به رویکرد خود به قسمتی از این معیارها اشاره کرده‌اند و همان‌گونه که بیان شد، در تمامی آن‌ها تمایزی بین سرمایه‌گذاران نهادی و سرمایه‌گذاران خرد ایجاد نشده است.

ودیدی و حسینی (۱۳۹۱) در مقاله خود با عنوان «رابطه معیارهای ارزیابی عملکرد و بازده غیر عادی سهام» بیان می‌کنند که از میان معیارهای ارزیابی عملکرد سهام تنها بین نسبت جاری، نسبت آنی، درصد بدهی به مجموع دارایی‌ها، گردش مجموع دارایی‌ها، درصد بازده مجموع دارایی‌ها، درصد سود به سود ناویژه به درآمد و نسبت P/E و P/B با بازده سهام رابطه معنی داری وجود دارد. [۲۱].

پیری در مقاله خود با عنوان «اثر نماگرهای ساختاری بر رفتار قیمتی سهام در سال ۱۳۹۱» بیان می‌کند که تغییرات قیمت سهام در بازار سهام به عوامل گوناگونی وابسته است که بعضاً فراتر از سطح شرکت‌ها و حتی بازار است. بسیاری از نظریه پردازان بازارهای مالی معتقدند با استفاده از نماگرهای ساختاری بازار می‌توان تغییرات قیمت سهام را پیش‌بینی و از آن‌ها در تصمیم‌گیری استفاده کرد [۸].

مهرانی و رسیان (۱۳۸۸) در مقاله خود پیرامون معیارهای نقدشوندگی و بازده سهام بیان می‌کنند که معیارهایی چون اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش، گردش سهام شرکت، حجم ریالی معامله، تعداد انجام معامله و درصد روزهای معامله شده که در اصل به‌عنوان زیر مجموعه‌های معیار نقدشوندگی به حساب می‌آیند، با بازده سالانه سهام رابطه مستقیم دارد و برای سرمایه‌گذاران مبنای تصمیم‌گیری قرار می‌گیرد. آن‌ها پژوهش‌های خود را در یک بازه زمانی پنج ساله بررسی و تاثیر این معیارها بر بازدهی و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأیید می‌کنند [۲۰].

احمدپور و همکاران در سال ۱۳۸۸ در مقاله خود معیارهای انتخاب سهام را بر اساس مدل‌های مختلف تصمیم‌گیری، از جمله ELECTRE، SAW، TOPSIS و ... رتبه‌بندی و در نهایت، مهمترین معیارهای تصمیم‌گیری را با توجه به اختلاف نتایج هر یک از روش‌های مذکور بر اساس روش Copeland ارائه کرده‌اند که عبارتند از: نسبت قیمت به درآمد (P/E)، درآمد هر سهم (EPS)، سود تقسیمی هر سهم (EPS)، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهم، نسبت قیمت به فروش، نسبت بدهی به سرمایه و نرخ بازده دارایی‌ها [۲].

عام و سودآوری آن‌ها بر تصمیم خریداران سهام عادی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که خریداران سهام در بورس بر اساس تجزیه و تحلیل صورت‌های مالی و روش‌های قدیمی تصمیم نگرفته و بیشتر تحت تأثیر مسائلی مانند وضعیت اقتصادی و سیاسی کشور، سیاست‌های دوره‌ای بورس، دسترسی به اطلاعات محرمانه از شرکت‌ها، بالا بودن تقاضا برای محصولات شرکت، سودآوری شرکت، سیاست پرداخت سود و موارد دیگر قرار دارند [۱۴].

امیری و همکاران (۱۳۸۹) در مقاله خود معیارهای شناسایی شده براساس مرور ادبیات پژوهش را در چهار خوشه اصلی شامل خوشه سودآوری، خوشه رشد، خوشه بازار و خوشه ریسک دسته‌بندی کردند [۶].

هادوی نژاد (۱۳۸۳) در پایان نامه خود با عنوان شناسایی عوامل مؤثر بر انتخاب سهام در بورس اوراق بهادار تهران (محدود به شرکت‌های سیمان) (با استفاده از رویکرد MADM) به رتبه‌بندی معیارهای مورد توجه سهامداران در ارزیابی و انتخاب سهم با استفاده از رویکرد تصمیم‌گیری چند شاخصه پرداخت. به این منظور، وی ۲۴۴ معیار را در قالب سه عامل داخلی، خارجی و اهداف سرمایه‌گذار از طریق پرسشنامه بررسی کرد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مهم‌ترین معیارهای مؤثر عبارتند از: سیاست‌ها و مقررات اقتصادی، نسبت‌های مالی مربوط به سود هر سهم و توجه به اجرای طرح‌های پژوهش و توسعه و چگونگی آن‌ها [۲۲].

توکلی محمدی در سال ۱۳۸۳ پژوهشی با عنوان "بررسی رفتار مدیران سرمایه‌گذاری و تحلیلگران مالی در خصوص پیش‌بینی بازار و انتخاب سهام در بازار بورس تهران" انجام داده است. پاسخ‌دهندگان

تالانه و همکاران در مقاله خود در سال ۱۳۹۲ با بررسی میزان حجم معاملات و اثر آن بر قیمت سهام، بیان می‌کنند که معیار حجم سهام می‌تواند بر بازدهی روزهای آتی سهام اثر داشته باشد که توسط برخی از سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی مورد توجه است. در این پژوهش با استفاده از تحلیل رگرسیونی نشان داده شده است که معامله‌گران با استفاده از این معیار توانسته‌اند بازدهی بالاتری را کسب نمایند [۹].

اصغری‌زاده در پژوهش خود در سال ۱۳۹۰ شاخص‌های مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را به چند دسته مهم تقسیم می‌کند که شاخص‌های مالی، نقدینگی، اهرمی، سودآوری، ارزش بازار، شاخص‌های تولیدی، شاخص‌های بهره‌وری، شاخص‌های اهمیت اقتصادی و شاخص‌های مدیریتی از جمله مهم‌ترین این شاخص‌ها هستند. [۳]. این شاخص‌ها عبارتند از: سود ناویژه به فروش، نسبت ROA (سود خالص به متوسط دارایی‌ها)، درآمد هر سهم (EPS)، نسبت قیمت بر درآمد (P/E)، نسبت توزیع سود (DPR)، سود نقدی هر سهم (DPS)، سود خالص به فروش، سود خالص به متوسط دارایی‌ها پس از کسر دارایی‌های طرح و توسعه، نسبت آنی، گردش دارایی‌ها، افزایش تعدادی تولید نسبت به سال قبل و پوشش هزینه‌های مالی. این پژوهش‌گران با استفاده از این دوازده شاخص نهایی و هشت شرکت منتخب، ماتریس تصمیم‌گیری را تشکیل دادند [۴].

محمدرضایی در سال ۱۳۷۹ در پایان نامه خود با عنوان بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم خریداران سهام عادی در بازار بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی تأثیر اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های سهامی

در بورس تشکیل می‌دادند. براساس نتایج به دست آمده از این پژوهش، کارشناسان شرکت‌های سرمایه‌گذاری، تحلیل بنیادی را بر تحلیل تکنیکی ترجیح داده، مهم‌ترین معیارهای مورد توجه آن‌ها به ترتیب عبارتند از: سود تقسیمی هر سهم، سود هر سهم و نسبت قیمت به درآمد [۱].

در مورد سرمایه‌گذاران نهادی در کشور، پژوهش‌های اندکی انجام شده است که البته در مورد معیار انتخاب سهام نیست. از جمله آن‌ها می‌توان به پژوهش کاظمی و محمدنژاد با عنوان «بررسی رابطه مالکیت نهادی با عدم تقارن اطلاعاتی و عملکرد مالی شرکت‌ها» اشاره کرد. در پژوهش یادشده اثبات شده است که بین مالکیت نهادی‌ها و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه منفی و معناداری وجود دارد [۱۹]. پژوهش دیگر مربوط به فخاری و طاهری است که به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. آن‌ها در پژوهش خود اثبات کرده‌اند که حضور سرمایه‌گذاران نهادی به افزایش نظارت بر عملکرد مدیریت شرکت منجر شده است [۱۷]. یگانه و همکاران در پژوهش خود به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و ارزش شرکت پرداختند و اثبات کردند که رابطه مثبتی بین این دو متغیر وجود دارد [۱۳].

با توجه به مرور ادبیات موضوع نکات زیر حایز اهمیت است: اولاً پژوهشگران در پژوهش‌های خود تفاوتی بین انواع سرمایه‌گذاران در انتخاب معیارهای گزینش سهام قائل نشده‌اند و ثانیاً محدود پژوهش‌هایی وجود دارد که تمامی معیارهای پژوهش‌های پیشین را به صورت جامع مورد اعتبارسنجی در بورس اوراق بهادار تهران قرار دهد.

به پرسشنامه شامل: کارگزاران بورس، تحلیلگران مالی شرکت‌های سرمایه‌گذاری و مشاوران سرمایه‌گذاری بانک‌های تجاری بوده‌اند. از پاسخ‌دهندگان درخواست شد تا اهمیت نسبی استفاده از تکنیک‌های تجزیه و تحلیل بنیادی، تجزیه و تحلیل تکنیکی و تجزیه و تحلیل پرتفوی را برای پیش‌بینی بازار در کوتاه مدت، میان مدت، بلند مدت و انتخاب سهم مشخص نمایند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهند که تحلیلگران و مدیران سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران تأکید بیشتری بر تکنیک‌های سنتی، یعنی تجزیه و تحلیل بنیادی و تکنیکی نسبت به تکنیک‌های جدید، یعنی تکنیک‌های تجزیه و تحلیل پرتفوی دارند [۱۱].

آقایی و مختاریان در پژوهش خود با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی تأثیر چهار متغیر سود هر سهم، افزایش سرمایه انجام گرفته توسط شرکت‌ها، سود نقدی هر سهم و مشاوره و توصیه کارگزاران بر تصمیم سهامداران پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که سود هر سهم، سود نقدی هر سهم و مشاوره و توصیه کارگزاران در تصمیم سهامداران مؤثر می‌باشند اما افزایش سرمایه انجام گرفته توسط شرکت‌ها تأثیری در تصمیم آن‌ها ندارد [۵].

ابزری، صامتی و دلبری در سال ۱۳۸۱ در پژوهشی با عنوان "کاربرد مدل فرآیند تحلیل سلسله مراتبی (AHP) در تعیین معیارهای مؤثر بر انتخاب سهم در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی و رتبه‌بندی تعدادی از معیارهای مطرح در تحلیل تکنیکی و بنیادی پرداختند. جامعه آماری این پژوهش را کارشناسان سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری فعال

در نگاره (۱) فهرستی از تمامی معیارهای عنوان شده در پژوهش‌های گذشته ارائه شده است.

نگاره ۱. معیارهای انتخاب سهام موجود در ادبیات موضوع

ردیف	معیار	ردیف	معیار	ردیف	معیار
۱	نسبت‌های نقدینگی	۲	نسبت‌های اهرمی	۳	پیش‌بینی اقتصادی و سیاسی کشور
۴	نسبت‌های سودآوری	۵	نسبت‌های فعالیت	۶	طرح‌های پژوهش و توسعه شرکت
۷	معیارهای رشد	۸	معیارهای تکنیکال	۹	معیارهای چشم انداز شرکت (P/E و B/P و ...)
۱۰	نقدشوندگی	۱۱	مدیریت شرکت	۱۲	نوع محصول شرکت
۱۳	جهت کلی بازار	۱۴	چشم انداز صنعت	۱۵	میزان سرمایه شرکت
۱۶	سهامداران عمده	۱۷	سیاست پرداخت سود	۱۸	شفافیت اطلاعاتی شرکت

روش پژوهش

همان‌گونه که بیان شد، پژوهش حاضر در پی پاسخگویی به سه سؤال است:

(۱) معیارهای انتخاب سهام خاص سرمایه‌گذاران نهادی چیست؟

(۲) از بین معیارهای موجود در ادبیات موضوع کدام معیارها مد نظر سرمایه‌گذاران نهادی است؟

(۳) رتبه‌بندی بین این دو دسته معیار چگونه است؟

برای پاسخگویی به این سؤال‌ها در پژوهش حاضر از روش‌های پژوهشی گوناگونی استفاده شده است. در ابتدا کلیه معیارهای موجود در ادبیات موضوع گردآوری شد (نگاره ۱). در ادامه با ۱۲ تن از مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های سرمایه‌گذاری و اعضای هیأت مدیره آنان مصاحبه باز انجام گرفت که براساس آن معیارهایی جدید که مدنظر نهادی‌هاست، استخراج شد (نگاره ۲). در انتخاب مصاحبه‌شوندگان از روش خوشه‌بندی استفاده گردید و با توجه به حجم معاملات و فعال بودن شرکت‌ها افراد انتخاب شدند. معیارهای جدید به انضمام معیارهای مستخرج از ادبیات موضوع که بالغ بر ۲۷ معیار می‌شود، مورد اعتبار سنجی براساس پرسشنامه طیف لیکرت قرار گرفت. به علت

محدودیت‌های تعداد پاسخگویان از آزمون کای دو برای تحلیل نتایج پرسش‌نامه استفاده گردید. معیارهای مستخرج براساس تئوری‌ها در چهار دسته مختلف قرار داده شد و بر اساس روش تحلیل شبکه و نظر خبرگان رتبه‌بندی بین آن‌ها انجام گردید که در ادامه توضیح داده می‌شود.

استخراج معیارهای خاص سرمایه‌گذاران نهادی

برای پاسخگویی به سؤال یک پژوهش مبنی بر این‌که آیا سرمایه‌گذاران نهادی به جز معیارهای موجود در ادبیات موضوع برای انتخاب سهام معیارهای دیگری نیز مد نظر دارند یا خیر، با توجه به نبود پشتوانه ادبیات موضوع ناگزیر از انجام مصاحبه باز با چند تن از مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌های تامین سرمایه و صندوق‌های در اندازه بزرگ شدیم. بر اساس مصاحبه‌های انجام گرفته، پاسخگویان به ۹ معیار خاص اشاره کردند که در ادبیات موضوع بدین گونه وجود نداشت. معیارهای یاد شده در نگاره (۲) نشان داده شده است.

بررسی توزیع جواب‌ها و آزمون رتبه علامتدار ویلکاکسون^۱

از آنجا که معیارهای موجود در نگاره (۱) با دو مشکل بالقوه مواجه هستند؛ نخست این معیارها از منظر خاص سرمایه‌گذاران نهادی نیست و دوم، بعضی از آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران اعتبارسنجی نشده است، لازم است کلیه معیارها از منظر سرمایه‌گذاران نهادی اعتبارسنجی شود.

معیارهای نگاره (۲) نیز هرچند از مصاحبه با نهادی‌ها استخراج شده است، لیکن برای اعتبارسنجی در یک نمونه بیشتر در این آزمون شرکت داده شدند. بدین جهت پرسش‌نامه‌ای ساختار یافته حاوی ۲۷ معیار مذکور مبتنی بر طیف لیکرت طراحی گردید.

معمولا در آزمون پرسشنامه بر اساس طیف لیکرت از آزمون T استفاده می‌شود. این آزمون از آن جهت که پارامتریک است، از اعتبار بالایی برخوردار است، لیکن مبتنی بر فرض نرمال بودن توزیع احتمال و یا بزرگ بودن حجم نمونه است. در پژوهش حاضر با توجه به این‌که پاسخ‌های جمع‌آوری شده کمتر از ۳۰ بوده است (فقط ۱۱ نفر از ۳۵ پاسخ‌دهنده، پرسش‌نامه را تکمیل کردند) ابتدا وجود توزیع نرمال جواب خبرگان در هر ۲۷ سؤال به‌وسیله آزمون کولموگوروف - اسمیرنوف سنجیده می‌شود، در صورت تایید توزیع نرمال امکان استفاده از آزمون T خواهد بود و در غیر این صورت از معادل ناپارامتریک آن که آزمون رتبه علامتدار ویلکاکسون است، استفاده می‌شود.

فرآیند تحلیل شبکه‌ای

فرآیند تحلیل شبکه‌ای^۲ (ANP)، یک تئوری

عمومی سنجش نسبی است که برای محاسبه اولویت‌های نسبی مرکب، از اولویت‌های نسبی انفرادی به کار می‌رود. این اولویت‌های انفرادی، اندازه‌های نسبی تأثیر عناصری را که با توجه به معیارهای کنترلی با هم تعامل دارند، نشان می‌دهند.

فرآیند تحلیل شبکه‌ای نظریه جدیدی است که فرآیند تحلیل سلسله مراتبی را برای پرداختن به وابستگی در بازخورد توسعه می‌دهد و به این منظور از رهیافت ابرماتریس^۳ استفاده می‌کند. اگرچه هم فرآیند تحلیل شبکه‌ای و هم فرآیند تحلیل سلسله مراتبی اولویت‌های مقیاس نسبی را با انجام مقایسات زوجی اتخاذ می‌کنند؛ تفاوت‌هایی میان آن‌ها وجود دارد. نخستین تفاوت آن است که فرآیند تحلیل سلسله مراتبی حالت خاصی از فرآیند تحلیل شبکه‌ای است، چرا که فرآیند تحلیل شبکه‌ای با وابستگی درون خوشه (وابستگی درونی) و میان خوشه‌های مختلف (وابستگی برونی) سر و کار دارد؛ دوم این‌که فرآیند تحلیل شبکه‌ای ساختاری غیرخطی دارد، در حالی که ساختار فرآیند تحلیل سلسله مراتبی خطی است و سلسله مراتبی که در بالاترین سطح آن هستند.

هدف و بدیل‌ها در پایین‌ترین سطح سلسله مراتب جای گرفته‌اند. به‌طور کلی، مدل فرآیند تحلیل سلسله مراتبی چارچوبی تصمیم‌گیری است که رابطه‌ای یک‌سویه و سلسله مراتبی را میان سطوح تصمیم در نظر می‌گیرد. در الگوی فرآیند تحلیل سلسله مراتبی بالاترین عنصر ساختار سلسله مراتبی، هدف کلی الگوی تصمیم‌گیری است و سلسله مراتب به شاخص‌های خاص‌تری گسترش می‌یابند تا آنجا که سطح شاخص تصمیم کنترل‌پذیری به‌دست آید.

^۱ Wilcoxon Signed-Rank Test

^۲ Analytical Network Process

^۳ Supermatrix

نهایی تأثیری نخواهد داشت. بنابراین، در پژوهش حاضر از روش ANP استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

براساس روش پژوهش بیان شده در ابتدا مصاحبه با بعضی از مدیران و اعضای هیأت مدیره انجام گردید. براساس مصاحبه انجام شده که از نوع مصاحبه باز بود، معیارهای نگاره (۲) به‌عنوان معیارهای خاص سرمایه‌گذاران نهادی برای انتخاب سهام به‌دست آمد.

نگاره ۲. معیارهای انتخاب سهام خاص سرمایه‌گذاران نهادی مستخرج از مصاحبه

ردیف	معیار	ردیف	معیار	ردیف	معیار
۱	تنوع سازی پرتفو	۲	ایجاد انحصار در صنعت	۳	نوع مالکیت عمده (دولتی، خصوصی، عمومی)
۴	روند معاملات بلوکی	۵	روند اقتصاد جهانی	۶	هم‌افزایی با دیگر شرکت‌های پرتفو
۷	میزان سهام شناور	۸	امکان عضویت در هیأت مدیره	۹	دسترسی به اطلاعات نهانی شرکت

تیمی از متخصصان در هر حوزه اقتصادی را می‌طلبید، استفاده از این معیار برای سرمایه‌گذاران خرد مقرون به صرفه نخواهد بود. افزون بر آن، تأثیر روند اقتصاد در سطح جهانی در صورتی که مالکیت چند شرکت در صنعتی خاص برای بنگاه داری مد نظر باشد، حائز اهمیت است که این نگرش و استراتژی در حیطه سرمایه‌گذاران خرد نخواهد بود. دیگر معیارهای نگاره (۲) نیز توجیهاتی بدین صورت خواهد داشت که عمدتاً ناشی از سه خصیصه زیر در سرمایه‌گذاران نهادی است:

- سرمایه کلان
- استفاده از کارشناسان متخصص
- داشتن دید بلند مدت

پس از استخراج معیارهای نگاره (۲) تمامی معیارهای موجود، مشتمل بر ۲۷ مورد شد. توزیع

درعوض، فرآیند تحلیل شبکه‌ای به این ساختار اکیداً سلسله مراتبی و عمودی نیازی ندارد [۲].

از آنجا که رابطه بین بعضی از متغیرها و معیارها و همچنین، رابطه بین معیارها با یکدیگر محتمل بود، در این پژوهش از روش تحلیل شبکه به‌جای تحلیل سلسله مراتبی استفاده شده است. شایان ذکر است که تحلیل شبکه اعم از تحلیل سلسله مراتبی است؛ به‌عبارت‌دیگر، در صورتی‌که مسأله، ساختار سلسله مراتبی داشته باشد، ولی از تحلیل شبکه استفاده شود، هرچند محاسبات افزوده می‌شود، ولی در جواب

براساس نتایج نگاره (۱) و نگاره (۲) تعداد ۲۷ معیار برای انتخاب سهام فهرست شده است. البته، معیارهای نگاره (۲) معیارهایی است که در ادبیات موضوع بدان اشاره نشده است و خاص سرمایه‌گذاران نهادی است. برای مثال، معیار روند معاملات بلوکی با توجه به میزان سرمایه زیاد برای شرکت در این‌گونه معاملات، مختص این گروه از سرمایه‌گذاران است. به‌عبارت‌دیگر، روند این‌گونه معاملات در یک سهم در انتخاب یا عدم انتخاب آن از طرف سرمایه‌گذاران خرد مورد اهمیت نیست.

معیار دیگری که در این گروه می‌توان بدان اشاره کرد، روند اقتصاد جهانی است. این معیار هرچند می‌تواند مورد استفاده سرمایه‌گذاران خرد به‌صورت خاص قرار گیرد، ولی از آنجا که تحلیل اقتصاد جهانی نیازمند تخصص و دانش گسترده‌ای است و

پاسخ‌ها برای تمامی ۲۷ معیار به‌وسیله آزمون کولموگوروف - اسمیرنوف بررسی شد.

نگاره ۳. نتایج آزمون فرض توزیع نرمال (کولموگوروف - اسمیرنوف)

	۱۴	۱۳	۱۲	۱۱	۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱
N	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱
Normal parameters ^{a,b}														
Mean	۴/۲۷۲	۴/۶۳۶	۴/۳۶۳	۳/۹۰۹	۲/۱۸۱	۲/۱۸۱	۲/۰۹۰	۲/۴۵۴	۳/۶۳۶	۲/۲۷۷	۴/۰۰۰	۴/۰۰۰	۲/۰۰۰	۲/۰۰۰
Std.Deviation	۰/۷۸۶	۰/۵۰۴	۰/۸۰۹	۰/۵۳۹	۰/۶۰۳	۰/۷۵۰	۰/۵۳۹	۱/۱۲۸	۰/۹۲۴	۱/۲۷۲	۱/۰۹۵	۱/۰۰۰	۰/۸۹۴	۰/۷۷۴۶۰
Most Extreme Differences Absolute														
Positive	۰/۱۸۱	۰/۲۶۰	۰/۲۱۶	۰/۳۴۲	۰/۳۴۶	۰/۲۳۲	۰/۳۸۵	۰/۲۹۳	۰/۲۰۹	۰/۳۱۲	۰/۱۸۳	۰/۱۵۹	۰/۳۱۸	۰/۲۲۷
Negative	-۰/۲۷	-۰/۴۰	-۰/۳۳	-۰/۳۸	-۰/۲۹	-۰/۲۲	-۰/۳۴	-۰/۱۸	-۰/۱۹	-۰/۱۵	-۰/۲۷	-۰/۲۲	-۰/۲۲	۰/۲۲۷
Kolmogorov-smirnov Z	۰/۹۱۹	۱/۳۲۹	۱/۰۹۳	۱/۲۷۷	۱/۱۴۷	۰/۷۷۰	۱/۲۷۷	۰/۹۷۱	۰/۶۹۳	۱/۰۳۵	۰/۹۰۸	۰/۷۵۴	۱/۰۵۵	۰/۷۵۴
Asymp.sig. (2-tailed)	۰/۳۶۷	۰/۰۵۸	۰/۱۸۳	۰/۰۷۷	۰/۱۴۴	۰/۵۹۴	۰/۰۷۷	۰/۳۰۲	۰/۷۲۳	۰/۲۳۴	۰/۳۸۱	۰/۶۲۱	۰/۲۱۵	۰/۶۲۱
a. Test distribution is normal														
b. Calculated from data														
		۲۷	۲۶	۲۵	۲۴	۲۳	۲۲	۲۱	۲۰	۱۹	۱۸	۱۷	۱۶	۱۵
N		۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱
Normal parameters ^{a,b}														
Mean		۴/۱۸۱۸	۴/۰۹۰۹	۴/۲۷۲۷	۴/۴۵۵۵	۴/۱۸۱۸	۴/۲۷۲۷	۴/۲۷۲۷	۲/۴۵۵۵	۳/۸۱۸۲	۲/۵۴۵۵	۲/۶۳۶۴	۴/۶۳۶۴	۱/۷۲۷۳
Std.Deviation		۰/۷۵۰۷۶	۱/۰۴۴۴۷	۰/۷۸۶۳۵	۰/۶۸۷۵۵	۰/۶۰۳۰۲	۰/۷۸۶۳۵	۰/۷۸۶۳۵	۰/۹۳۴۲۰	۰/۷۵۰۷۶	۰/۹۳۴۲۰	۱/۱۲۰۰۶	۰/۵۰۴۵۲	۰/۷۸۶۳۵
Most Extreme Differences Absolute														
Positive		۰/۲۳۲	۰/۲۶۳	۰/۲۷۷	۰/۳۳۲	۰/۳۴۶	۰/۲۷۷	۰/۲۷۷	۰/۲۶۶	۰/۲۳۲	۰/۲۶۶	۰/۲۸۲	۰/۴۰۱	۰/۲۷۷
Negative		-۰/۲۲۶	-۰/۲۶۳	-۰/۲۷۷	-۰/۳۳۲	-۰/۲۹۱	-۰/۲۷۷	-۰/۲۷۷	-۰/۲۶۶	-۰/۲۳۲	-۰/۱۸۹	-۰/۲۶۴	-۰/۴۰۱	-۰/۱۸۱
Kolmogorov smirnov Z		۰/۷۷۰	۰/۸۷۱	۰/۹۱۹	۱/۱۰۰	۱/۱۴۷	۰/۹۱۹	۰/۹۱۹	۰/۸۸۲	۰/۷۷۰	۰/۸۸۲	۰/۹۳۵	۱/۳۲۹	۰/۹۱۹
Asymp.sig. (2-tailed)		۰/۵۹۴	۰/۴۳۵	۰/۳۶۷	۰/۱۷۸	۰/۱۴۴	۰/۳۶۷	۰/۳۶۷	۰/۴۱۹	۰/۵۹۴	۰/۴۱۹	۰/۳۴۷	۰/۰۵۸	۰/۳۶۷
a. Test distribution is normal														
b. Calculated from data														

ویلیکاکسون برای اختصار آورده نشده است. این نتایج توسط نرم افزار SPSS 16 محاسبه شده است.

همان‌گونه که نتایج نگاره (۳) نشان می‌دهد، توزیع جواب خبرگان در کلیه معیارها نرمال است. لذا می‌توان از آزمون T استفاده کرد. برای تایید صحت آزمون برای تمامی معیارها آزمون ویلیکاکسون نیز انجام شد که نتایج آن آزمون T را تایید کرد. نگاره (۴) نتایج آزمون T را نشان می‌دهد. نتایج آزمون

نگاره ۴. نتایج آزمون T

Test value=3

	t	df	Sig. (۲-tailed)	Mean difference	%95 confidence interval of the difference	
					lower	upper
شماره ۱	-۴/۲۸۲	۱۰	۰/۰۰۲	-۱/۰۰۰۰۰	-۱/۰۵۲۰۴	-۰/۴۷۹۶
شماره ۲	-۳/۷۰۸	۱۰	۰/۰۰۴	-۱/۰۰۰۰۰	-۱/۶۰۰۹	-۰/۳۹۹۱
شماره ۳	۳/۳۱۷	۱۰	۰/۰۰۸	۱/۰۰۰۰۰	۰/۳۲۸۲	۱/۶۷۱۸
شماره ۴	۳/۰۲۸	۱۰	۰/۰۱۳	۱/۰۰۰۰۰	۰/۲۶۴۱	۱/۷۳۰۹
شماره ۵	-۳/۳۱۷	۱۰	۰/۰۰۸	-۱/۰۰۰۰۰	-۱/۶۷۱۸	-۰/۳۲۸۲
شماره ۶	۲/۲۸۳	۱۰	۰/۰۴۶	۰/۶۳۶۳۶	۰/۰۱۵۳	۱/۲۵۷۴
شماره ۷	-۲/۷۶۴	۱۰	۰/۰۲۰	-۰/۸۱۸۱۸	-۱/۴۷۷۷	-۰/۱۵۸۷
شماره ۸	-۵/۵۹۰	۱۰	۰/۰۰۰	-۰/۹۰۹۰۹	-۱/۲۷۱۴	-۰/۵۴۶۷
شماره ۹	-۳/۶۱۴	۱۰	۰/۰۰۵	-۰/۸۱۸۱۸	-۱/۳۲۲۵	-۰/۳۱۳۸
شماره ۱۰	-۴/۵۰۰	۱۰	۰/۰۰۱	-۰/۸۱۸۱۸	-۱/۲۲۳۳	-۰/۴۱۳۱
شماره ۱۱	۵/۵۹۰	۱۰	۰/۰۰۰	۰/۹۰۹۰۹	۰/۵۴۶۷	۱/۲۷۱۴
شماره ۱۲	۵/۵۹۰	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۳۶۳۶۴	۰/۸۲۰۱	۱/۹۰۷۲
شماره ۱۳	۱۰/۷۵۷	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۶۳۶۳۶	۱/۲۹۷۴	۱/۹۷۵۳
شماره ۱۴	۵/۳۶۹	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۲۷۲۷۳	۰/۷۴۴۵	۱/۸۰۰۹
شماره ۱۵	-۵/۳۶۹	۱۰	۰/۰۰۰	-۱/۲۷۲۷۳	-۱/۸۰۰۹	-۰/۷۴۴۵
شماره ۱۶	۱۰/۷۵۷	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۶۳۶۳۶	۱/۲۹۷۴	۱/۹۷۵۳
شماره ۱۷	-۲/۳۹۰	۱۰	۰/۰۳۸	-۰/۷۲۷۲۷	-۱/۴۰۵۲	-۰/۰۴۹۴
شماره ۱۸	-۳/۶۲۷	۱۰	۰/۰۰۵	-۰/۹۰۹۰۹	-۱/۸۰۰۹	-۰/۷۴۴۵
شماره ۱۹	۳/۶۱۴	۱۰	۰/۰۰۵	۰/۸۱۸۱۸	۱/۲۹۷۴	۱/۹۷۵۳
شماره ۲۰	-۲/۳۹۰	۱۰	۰/۰۳۸	-۰/۷۲۷۲۷	-۱/۴۰۵۲	-۰/۰۴۹۴
شماره ۲۱	۵/۳۶۹	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۲۷۲۷۳	۰/۷۴۴۵	۱/۸۰۰۹
شماره ۲۲	۵/۳۶۹	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۲۷۲۷۳	۰/۷۴۴۵	۱/۸۰۰۹
شماره ۲۳	۶/۵۰۰	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۸۱۸۱۸	۰/۷۷۶۷	۱/۵۸۶۹
شماره ۲۴	۷/۰۱۶	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۴۵۴۵۵	۰/۹۹۲۶	۱/۹۱۶۴
شماره ۲۵	۵/۳۶۹	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۲۷۲۷۳	۰/۷۴۴۵	۱/۸۰۰۹
شماره ۲۶	۳/۴۶۴	۱۰	۰/۰۰۶	۱/۰۹۰۹۱	۰/۳۸۹۲	۱/۷۹۲۶
شماره ۲۷	۵/۲۲۱	۱۰	۰/۰۰۰	۱/۸۱۸۱۸	۰/۶۷۷۵	۱/۶۸۶۲

نگاره (۱) که مستخرج از ادبیات موضوع بوده است، تعداد دوازده معیار تأیید نشده است. به عبارت دیگر، از بین هجده معیار انتخاب سهام، هشت معیار پیش‌بینی اقتصادی و سیاسی کشور، نسبت‌های سودآوری، طرح‌های پژوهش و توسعه شرکت، مدیریت شرکت،

همان‌گونه که در نگاره (۳) مشهود است، از بین ۲۷ معیار انتخاب سهام، تعداد ۱۶ معیار تأیید شدند که از بین ۹ معیار موجود در نگاره (۲) فقط معیار ایجاد انحصار در صنعت تأیید نشد؛ که نشان‌دهنده توافق جمعی سرمایه‌گذاران نهادی بر اهمیت هشت معیار مذکور است. از بین هجده معیار موجود در

نوع محصول شرکت، جهت کلی بازار، چشم انداز صنعت و سهامداران عمده تایید شده است. معیارهای تایید شده را می‌توان بر اساس ماهیت آن‌ها و نوع نگرش سرمایه‌گذاران نهادی به فرآیند سرمایه‌گذاری در چهار دسته معیارهای کلان اقتصادی، معیارهای خاص صنعت، معیارهای خاص شرکت و معیارهای مختص سرمایه‌گذاران نهادی دسته‌بندی کرد. فرض دسته‌بندی مذکور، علاوه بر ماهیت شانزده معیار تایید شده توسط خبرگان، نگرش سرمایه‌گذاری از کلان به خرد می‌باشد.

به عبارت دیگر، برای تصمیم‌گیری در مورد خرید سهام شرکتی در بورس اوراق بهادار، علاوه بر معیارهای مختص خود، در مورد اقتصاد در سطح کلان کشور، صنعت سهم مورد نظر و همچنین، در خصوص شرکت مورد نظر تحلیل و بررسی خواهند داشت. چگونگی چینش یا اهمیت این معیارها، آخرین سؤال پژوهش حاضر است که بر اساس روش تحلیل شبکه و مبتنی بر نظر خبرگان بدان پاسخ داده خواهد شد.

نگاره ۵. دسته‌بندی معیارهای انتخاب سهام در دو سطح

سطح اول	سطح دوم
معیارهای کلان اقتصادی	پیش‌بینی اقتصادی و سیاسی کشور
معیارهای خاص صنعت	جهت کلی بازار
	چشم انداز صنعت
	نسبت‌های سودآوری
	طرح‌های پژوهش و توسعه شرکت
معیارهای خاص شرکت	سهامداران عمده
	مدیریت شرکت
	نوع محصول شرکت
	تنوع سازی پرتفو
	نوع مالکیت عمده (دولتی، خصوصی، عمومی)
	روند اقتصاد جهانی
معیارهای ویژه	هم افزایی با دیگر شرکت‌های پرتفو
	میزان سهام شناور
	امکان عضویت در هیأت مدیره
	دسترسی به اطلاعات نهانی شرکت
	روند معاملات بلوکی

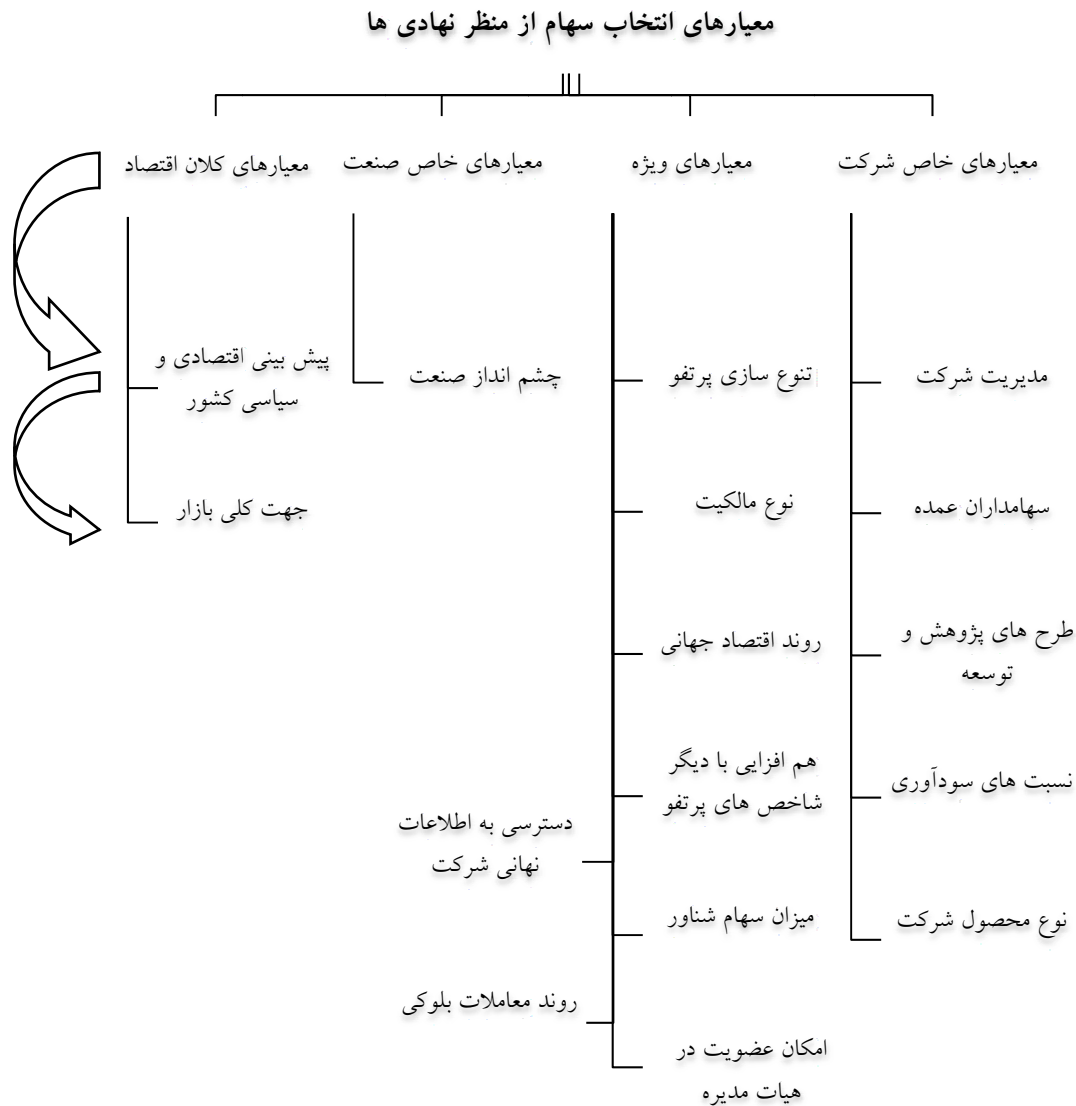
معیارهای انتخاب سهام
از منظر نهادی‌ها

ماتریسی زیادی خواهد بود که این امر باعث کاهش دقت نظر پاسخگویان خواهد شد؛ بنابراین، در ایجاد شبکه نهایت دقت شده است؛ ثانیاً بین معیارهای سطح اول وابستگی درونی لحاظ شده است؛ ثالثاً بین معیارهای سطح دوم دو گونه وابستگی لحاظ شده

برای اجرای فرایند ANP ابتدا باید شبکه مورد نظر بین متغیرها ترسیم گردد. در ایجاد شبکه بین معیارهای پژوهش حاضر نکاتی مد نظر قرار گرفته است: اولاً وجود رابطه‌های زیاد علاوه بر دشواری محاسبات، نیازمند جوابگویی به پرسش‌نامه‌های

است، وابستگی اول بین زیر معیارهای مرتبط با هرکدام از چهار معیار سطح اول است و وابستگی دوم به جهت احتیاط بین تمامی شانزده معیار سطح

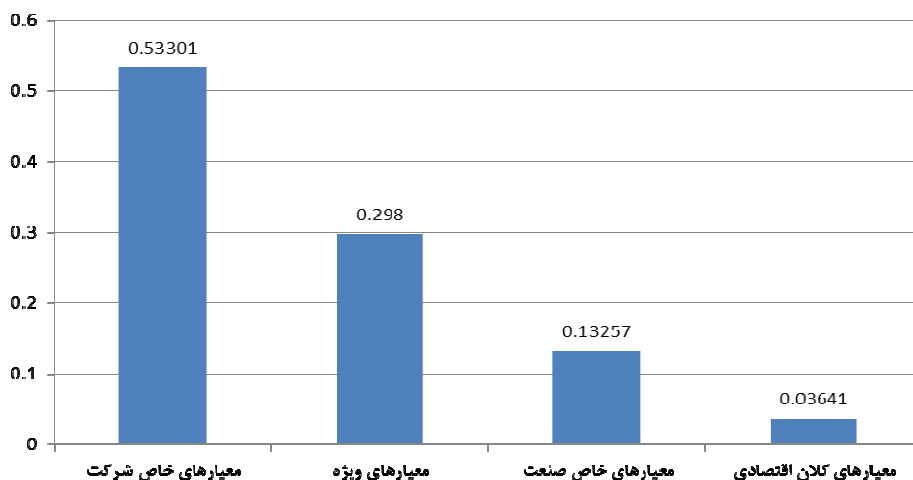
شکل ۱. مدل مفهومی شبکه برای رتبه‌بندی معیارهای انتخاب سهام از منظر نهادی‌ها



رتبه‌بندی‌های به‌دست آمده در هر دو سطح در نمودارهای ۲ و ۳ نشان داده شده است.

براساس نظرسنجی انجام شده و پرسش‌نامه‌های تکمیل شده اطلاعات براساس مدل نشان داده شده در شکل ۱ وارد نرم افزار SuperDecisions گردید.

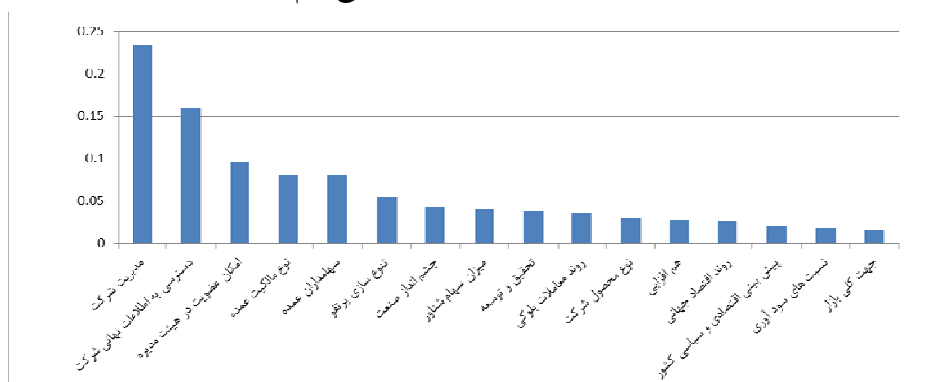
نمودار ۱. رتبه‌بندی معیارهای سطح اول



رتبه‌بندی مذکور نشان می‌دهد که نوع و ماهیت معیارهای مورد استفاده از نظر سرمایه‌گذاران نهادی با معیارهای مورد استفاده دیگر سرمایه‌گذاران متفاوت است، چرا که معیارهای ویژه آن‌ها در رتبه دوم اهمیت واقع شده است. هرچند این دسته از سرمایه‌گذاران توانایی تجزیه و تحلیل معیارهای کلان اقتصادی را دارند، ولی به‌نظر می‌رسد با توجه به ماهیت بازار سرمایه ایران و عدم تبعیت متغیرهای خاص شرکت از این گونه معیارها، این دسته کمترین اهمیت را دارد.

براساس نتایج به‌دست آمده از بین چهار معیار موجود در سطح یک، از منظر سرمایه‌گذاران نهادی معیارهای خاص شرکت در رتبه اول اهمیت، معیارهای مختص سرمایه‌گذاران نهادی در رتبه دوم و معیارهای خاص صنعت و کلان اقتصادی به ترتیب در رتبه‌های بعد قرار دارند. براساس نتایج، به‌نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران نهادی در سرمایه‌گذاری، رویکردی جزءنگر دارند. به‌عبارت دیگر، در انتخاب سهام شرکت‌ها ابتدا به معیارهای خاص آن شرکت که مشتمل بر پنج معیار ذکر شده در نگاره (۵) است؛ اهمیت می‌دهند و سپس به معیارهای خاص خود.

نمودار ۲. رتبه‌بندی معیارهای سطح دوم



گردید. با اهمیت‌ترین معیار از منظر سرمایه‌گذاران نهادی، مدیریت شرکت است. نهادی‌ها در بازار

معیارهای سطح دوم همان‌گونه که در شکل بالا نشان داده شده است، از منظر خبرگان رتبه‌بندی

بازار تا حد زیادی متأثر از نوع تصمیم نهادی‌هاست و ثانیاً این گروه از سرمایه‌گذاران با توجه به حجم سرمایه بالا و امکان خرید پلکانی در صورت روند نزولی و افزایش میزان سهام در روند صعودی جهت بازار را برای خود خنثی می‌کنند، به علاوه، این‌که دید این‌گونه سرمایه‌گذاران بلند مدت است. نسبت‌های مالی، بخصوص نسبت‌های سودآوری که از منظر سرمایه‌گذاران خرد از اهمیت برخوردار است، در رده پانزدهم اهمیت برای نهادی‌ها قرار گرفته است. عمده دلیل آن استفاده نهادی‌ها از تجزیه تحلیل‌های دقیق‌تر و توجه به روند گذشته و چشم انداز آینده است.

نتیجه

سرمایه‌گذاران نهادی از بیشترین میزان سرمایه و تخصص در بازار سرمایه برخوردارند. این دو ویژگی باعث شده است نگاه آن‌ها جهت خرید سهام شرکت‌ها با دیگر سرمایه‌گذاران متفاوت باشد. طبق مقررات بازار سرمایه ایران سرمایه‌گذاران نهادی شامل چندین گروه از جمله: صندوق‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌های تامین سرمایه و شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌شوند که پژوهش حاضر بر این گروه‌ها و تلقی آنان از معیارهای انتخاب سهام تمرکز داشته است. در این پژوهش با توجه به تفاوت ماهیتی بین سرمایه‌گذاران نهادی و دیگر سرمایه‌گذاران، این فرض مطرح شده است که این سرمایه‌گذاران علاوه بر استفاده از معیارهایی که تاکنون در ادبیات موضوع مطرح بوده است، از معیارهای دیگری نیز بهره می‌برند که باید بررسی شود.

ادبیات موضوع معیارهای انتخاب سهام، در سطح وسیعی گردآوری شد و هجده معیار مختلف شمارش گردید. با توجه به مصاحبه‌های انجام شده با مدیران،

سرمایه ایران نقش مدیریت را در سودآوری شرکت با اهمیت‌ترین موضوع می‌دانند. دومین رتبه به دسترسی به اطلاعات نهانی شرکت اختصاص داده شده است.

هر چند قوانین و دستورالعمل‌هایی برای عدم امکان استفاده از اطلاعات نهانی در بازار سرمایه ایران تدوین و تصویب شده است و هر گونه معامله که اثبات شود براساس این‌گونه اطلاعات انجام شده است، ابطال می‌گردد، ولیکن سرمایه‌گذاران نهادی در خرید سهم شرکت به اطلاعات نهانی در دسترس آن‌ها توجه خاص دارند. سومین معیار مورد نظر نهادی‌ها، امکان عضویت در هیأت مدیره شرکت است. به نظر می‌رسد عضویت در هیأت مدیره، علاوه بر اشراف کامل بر شرکت، با به دست آوردن اطلاعات نهانی و بهره‌مند شدن از مزایای خاص شرکت مذکور، به دیگر اهداف خود نیز نایل خواهد شد. نوع مالکیت عمده شرکت و سهامداران عمده در بازار به‌عنوان چهارمین و پنجمین معیار با اهمیت از منظر نهادی‌هاست. به نظر می‌رسد در بازار سرمایه ایران بعضی شرکت‌ها به‌عنوان مالکان عمده دارای اعتبار خاصی نزد اصحاب بازار سرمایه هستند و وجود آن‌ها در فهرست سهامداران عمده شرکت‌ها باعث ایجاد حمایت از آن سهم در مواقع سقوط بازار می‌شود. سرمایه‌گذاران نهادی با توجه به شناخت کامل سهامداران عمده به این مهم به‌عنوان یکی از چهار معیار اصلی توجه دارند. معیارهایی که براساس پژوهش‌های ذکر شده در ابتدای مقاله، از جمله با اهمیت‌ترین معیارها از منظر سرمایه‌گذاران خرد بوده است، در نگاه نهادی‌ها از کمترین اهمیت برخوردار است. معیار جهت کلی بازار آخرین رتبه را در بین معیارها به خود اختصاص داده است. شاید بتوان علت این امر را این‌گونه بیان کرد که اولاً جهت کلی

به‌طوری که معیارهای مدیریت شرکت، دسترسی به اطلاعات نهانی و امکان عضویت در هیأت مدیره به ترتیب در سه رتبه اول قرار دارند.

با توجه به نکات بیان شده مفروضات پژوهش حاضر مبنی بر وجود معیارهایی مختص سرمایه‌گذاران نهادی و وجود اختلاف بین اهمیت معیارها از دید سرمایه‌گذاران نهادی و دیگر سرمایه‌گذاران تایید شد.

منابع

- ۱- ابرزی، مهدی و سامتی، مرتضی و مهدی دلبری. (۱۳۸۱). کاربرد مدل فرآیند تحلیل سلسله مراتبی در تعیین معیارهای مؤثر بر انتخاب سهام در بورس اوراق بهادار تهران، مجله برنامه و بودجه، ش ۷۷، صص ۳۵-۵۸.
- ۲- احمدپور، احمد و اکبرپور شیرازی، محسن و زهرا رضوی امیری. (۱۳۸۸). استفاده از مدل‌های تصمیم‌گیری چندشاخصه‌ای در انتخاب سهام؛ فصلنامه بورس و اوراق بهادار؛ سال دوم؛ بهار ۸۸، صص ۴۰-۶۵.
- ۳- اصغری‌پور، محمد جواد. (۱۳۸۳). تصمیم‌گیری‌های چند معیاره، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، صص ۳۵-۳۷.
- ۴- اصغری‌زاده، عزت‌الله و فرناز حاج‌زوارذ. (۱۳۹۰). تحلیل پس‌بهینگی رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۸، ش ۶۵، صص ۲۵-۳۷.
- ۵- اقای، محمدعلی و امید مختاریان. (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران

مدیر عاملان و اعضای هیأت مدیره تعداد ۹ معیار با عنوان «معیارهای خاص سرمایه‌گذاران نهادی» به فهرست معیارهای انتخاب سهام اضافه گردید. در ادامه، براساس آزمون‌های آماری گوناگون اعم از تعیین نوع توزیع پاسخگویان، آزمون T و آزمون ویلکاکسون، به بررسی معیارهای مورد اعتبار از منظر نهادی‌ها پرداخته شد. نتایج نشان‌دهنده این است که از بین ۲۷ معیار مذکور تعداد شانزده معیار مورد تایید نهادی‌هاست.

شانزده معیار تایید شده بر اساس فرآیند تحلیل شبکه (ANP) رتبه‌بندی گردید. ساختار شبکه مفهومی براساس ماهیت معیارها تشکیل شد. تمامی معیارهای در چهار دسته کلی معیارهای کلان اقتصادی، معیارهای خاص صنعت، معیارهای خاص شرکت و معیارهای مختص سرمایه‌گذاران نهادی دسته‌بندی شد.

نتایج پژوهش حاکی از آن است که:

- تمامی معیارهای مورد استفاده سرمایه‌گذاران خرد از منظر نهادی‌ها استفاده قرار نمی‌شوند؛ به‌طوری که از میان هجده معیار فهرست شده فقط هشت معیار تایید شد.
- علاوه بر معیارهای موجود در ادبیات موضوع، تعداد ۹ معیار دیگر برای انتخاب سهام توسط نهادی‌ها بدست آمد که هشت معیار آن در جمع‌بندی نهایی تایید شد.
- نهادی‌ها از بین چهار گروه اصلی بیشترین اهمیت را به ترتیب برای معیارهای خاص، معیارهای مختص سرمایه‌گذاران نهادی، معیارهای خاص صنعت و معیارهای کلان اقتصادی قائل هستند.
- معیارهای عملیاتی از منظر نهادی‌ها به‌طور کلی با معیارهای مد نظر سرمایه‌گذاران خرد متفاوت است؛

- ۱۲- جهانخانی، علی و حسن عبده تبریزی. (۱۳۷۶). مدیریت سرمایه‌گذاری و ارزیابی اوراق بهادار، انتشارات دانشگاه تهران، صص ۱۱۰-۱۱۵.
- ۱۳- حساس یگانه، یحیی، مرادی محمد و هدی اسکندر. (۱۳۸۷). بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و ارزش شرکت، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، ش ۵۲، صص ۱۰۷-۱۲۲.
- ۱۴- خوش طینت، محسن و حمید راعی. (۱۳۸۳). تأثیر ارایه اطلاعات حسابداری اجتماعی بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۳۷، صص ۲۷-۳۸.
- ۱۵- داوری، مجیدرضا و مهدی ابزری و محسن مهدوی‌نیا. (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر تحلیل بنیادی سهام بر بورس منطقه‌ای اصفهان، مجله بررسی مسائل سیاست‌های اقتصادی، ش ۳ و ۴، صص ۳۰-۴۸.
- ۱۶- سازمان بورس و اوراق بهادار، دستورالعمل سرمایه‌گذار نهادی موضوع بند ۲۷ ماده یک قانون بازار اوراق بهادار ج.ا.ا، www.Seo.ir، بخش دستورالعمل‌ها.
- ۱۷- فخاری، حسین و عصمت‌السادات طاهری. (۱۳۸۹). بررسی رابطه سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، ش ۴، ش ۶، صص ۳۹-۵۰.
- ۱۸- مجلس شورای اسلامی، قانون بازار سرمایه، مصوب ۱۳۸۴.
- ۱۹- کاظمی، حسین و عاطفه محمد نژاد. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین مالکیت نهادی با عدم تقارن اطلاعاتی و عملکرد مالی شرکت‌ها، فصلنامه در بورس اوراق بهادار تهران، مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۳۶، صص ۲۰-۳۱.
- ۲۰- پیری، پرویز. (۱۳۹۱). اثر نماگرهای ساختاری بازار بر رفتار قیمتی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس و اوراق بهادار، ش ۱۹، صص ۳۰-۴۵.
- ۲۱- تالانه، عبدالرضا و محمودی، محمد و کاوه شرفی. (۱۳۹۲). محتوای اطلاعاتی حجم غیرعادی معاملات سهام شرکت‌های بورس تهران، مجله پژوهش‌های مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، دوره ۱۵، ش ۱، تابستان، صص ۴۵-۶۷.
- ۲۲- تهرانی، رضا و فاطمه خان احمدی. (۱۳۸۹). راهبرد سرمایه‌گذاری در سهام بر اساس کوچ ارزشی - رشدی در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی دانشگاه اصفهان، دوره ۲ ش ۱، صص ۲۴-۳۹.
- ۲۳- توکلی محمد. (۱۳۸۳). بررسی رفتار مدیران سرمایه‌گذاری و تحلیلگران مالی در خصوص پیش‌بینی بازار و انتخاب سهام در بازار بورس تهران (۱۳۸۳). مجموعه مقالات دومین کنفرانس بین‌المللی مدیریت (جلد دوم)، تهران: دبیرخانه کنفرانس بین‌المللی مدیریت، صص ۱۰۰-۱۲۵.

- the Annual meeting of Academy of Financial Services, Colorado, Pp. 151-170
- 30- Mohanram, P. S., (2003), Is Fundamental Analysis Effective for Growth Market, *Journal of Finance*, Issue 44, Pp. 25-45
- 31- Nalini, R.DR, (2013), an Empirical Study on Factors Influencing Equity Stock Selection by Investors in Mysore City, *International Journal of Marketing, Financial Services & Management Research*, Vol. 2, No. 11, November, Pp. 145-159.
- 32- Robert Johnson, LUC SOENEN, (2003), Indicators of Successful Companies, *European Management Journal*, Vol. 21, No. 3, Pp. 364-369
- 33- Squyres. J. G., (1998), a Quick Peek According to Graham and Dodd, *Journal of Financial Statement Analysis*, fall, Pp. 79-83.
- 34- Wong, M. C. & Y. Cheung (1998), The Practice of Investment in Hong Kong: Market Forecasting and Stock Selection, *International Journal of Management Science*, No. 27, Pp. 451-465.
- 35- <http://goodenergies.iwoe.unisg.ch> ccessed September 26, 2012
- پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال اول، ش ۲، صص ۱۱۰-۱۲۸.
- ۲۰- مهرانی، ساسان و امیر رساییان. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین معیارهای نقدشوندگی سهام و بازده سالانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله حسابداری دانشگاه شیراز*؛ دوره اول، صص ۲۵-۳۱.
- ۲۱- ودیعی محمد حسین و سید محمد حسینی (۱۳۹۱). رابطه معیارهای ارزیابی عملکرد و بازده غیرعادی سهام، *فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ش ۱، صص ۷۳-۸۷.
- ۲۲- هادوی نژاد، مصطفی. (۱۳۸۳). *شناسایی عوامل مؤثر بر انتخاب سهم در بورس اوراق بهادار تهران*، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد دانشگاه امام صادق علیه السلام، صص ۱۳۱-۱۴۰.
- 23- Achour, D., Harvey, C. R., Hopkins, G. & C. Lany (1998), *Stock Selection in Mexico*, Boston: Mstr Pub, Pp. 100-101.
- 24- Beckwith, J. (2001), Stock Selection in Six Major Non-U.S. Markets, *Journal of Investing*, Vol. 9, No. 2, Pp. 37-44.
- 25- Christens, Andres, (2010) P.S, Overreaction and Portfolio-Selection Strategies in the Poland Stock Market, Christens, *Journal of Risk Finance*, The Volume, 11 Issue: 3, Pp. 48-59.
- 26- Edirisinghe, NCP & X Zhang, (2008) Portfolio Selection under Dea-Based Relative Financial Strength Indicators: Case of Us Industries, *Journal of the Operational Research Society*. Vol. 59, Pp. 31-51.
- 27- Gerald, Apel, (2005), *Technical Analysis Power Tools for Active Investors*, Boston: Pearson Education Publication, Pp. 12-265
- 28- Janani and et al., (2008), Selection of Portfolio by Using Multi Attributed Decision Making (Tehran Stock Exchange), *American Journal of Scientific Research*, Issue 44, Pp. 15-87
- 29- Merilkas, A. and Prasad, d, (2010), *Factor Influencing Greek Investor Behavior on the Athens Stock Exchange*, paper presented at

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۸)، زمستان ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۶/۸
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۶
صص ۷۱-۹۰

واکنش بازار به اعلامیه‌های سود فصلی در بورس اوراق بهادار تهران

محمد اسماعیل فدایی نژاد*، مجتبی کامل‌نیا^{۱**}

*دانشیار مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی

m-fadaei@sbu.ac.ir

^{۱**}دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی

kamelniya@yahoo.com

چکیده

این مقاله از روش رویداد پژوهی سنتی برای بررسی محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سه‌ماهه سود در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان یک بازار سهام کوچک و کم‌معامله استفاده می‌کند. در این مقاله، از اعلامیه‌های سود سه‌ماهه در بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای سال ۱۳۹۰ به‌عنوان داده اصلی استفاده می‌شود. نوآوری این پژوهش استفاده از سه روش یکسان، انباشته و معامله به معامله برای پرکردن بازدهی روزهایی است که سهام در آن روزها معامله نشده است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که اعلامیه‌های سود حاوی اطلاعات مربوطی برای بازار سهام است. زمانی که سود واقعی سه‌ماهه بیش از پیش‌بینی شرکت باشد (اخبار خوب)، در پنج روز بعد از اعلام سود، بازدهی غیرعادی مثبت معنی‌داری مشاهده می‌شود. تداوم این بازدهی غیرعادی طی چند روز پس از اعلام سود، نشان‌دهنده آن است که سرعت تعدیل قیمت‌ها در این بورس کوچک کم است. در اعلامیه‌های سودی که سود واقعی کمتر از پیش‌بینی است (اخبار بد)، بازدهی غیرعادی مشاهده نمی‌شود. شاید بورس تهران توانایی کشف اخبار بد را بهتر از اخبار خوب دارا باشد. همچنین رابطه منفی بین محتوای اطلاعاتی و شاخص‌های اطلاعات پیش از افشا به‌دست آمد که با نتایج بازارهای بزرگ همخوانی دارد.

واژه‌های کلیدی: تعدیلات اعلامیه سود، رویداد پژوهی، اطلاعات پیش از افشا، سهام کم‌معامله

مقدمه

یکی از مهمترین مباحث دهه‌های اخیر در مطالعات مالی، چگونگی انعکاس اطلاعات در قیمت سهام است. فاما (۱۹۷۰) بازار کارا را بازاری تعریف می‌کند که در آن قیمت‌ها همیشه اطلاعات در دسترس را به‌طور کامل منعکس می‌کنند. برای ایجاد تمایز میان شکل ضعیف، نیمه‌قوی و قوی کارایی، اطلاعات به سه بخش اطلاعات تاریخی، اطلاعات در دسترس عموم و اطلاعات محرمانه تقسیم می‌شوند [۱۶].

گراسمن و استیگلitz (۱۹۸۰) بحث جدیدی را به این ادبیات موضوع اضافه می‌کنند. آن‌ها این گونه بیان می‌کنند که: قیمت‌ها فقط می‌توانند اثر اطلاعات بدون هزینه را به‌طور کامل منعکس نمایند، زیرا باید بابت کسب اطلاعات در ازای هزینه، بازدهی وجود داشته باشد؛ در غیراین صورت، هیچ نوع تملک اطلاعاتی صورت نخواهد گرفت [۱۹].

اگر چه بی‌قاعدگی‌های متعددی در پژوهش‌های مختلف به تایید رسیده است، اما انتظار داریم که مطالعات تجربی، فرضیه کارایی را تایید کند. نمونه‌ای از این پژوهش‌ها، پژوهش‌های فاما (۱۹۹۱) و کوئاری (۲۰۰۱) است که وجود رانش پس از اعلام^۱ را نشان می‌دهد (تمایل قیمت سهم به تداوم رانش پس از افشای اطلاعات) [۱۷] و [۲۲].

در حالی که فرضیه کارایی از چگونگی پردازش اطلاعات توسط افراد اجتناب می‌ورزد و تلویحاً اطلاعات را همگن فرض می‌کند، ادبیات موضوعی افشا می‌کوشد تا از طریق مدل‌سازی صریح‌تر این فرآیند و مجاز دانستن اطلاعات ناهمگن، درک عمیق‌تری را فراهم کند. کیم و ورشیا (۱۹۹۷) نشان

دادند که مشاهدات تجربی درباره رفتار حجم معاملات و قیمت حول اعلامیه تنها می‌تواند توسط مدل نظری تایید شود که اطلاعات محرمانه ناهمگن درباره ارزش شرکت (اطلاعات پیش از اعلام) و تعابیر سرمایه‌گذاران مختلف ناشی از اطلاعات ناهمگن در دوره رویداد را در خود داشته باشد. نتایج بررسی آن‌ها نشان می‌دهد که تغییرات قیمت سهام به میانگین اطلاعات پیش از افشا و اطلاعات دوره رویداد بستگی دارد [۲۱]. لیانگ (۲۰۰۳) دریافت که رابطه مثبت معناداری میان رانش پس از اعلام سود و اطلاعات ناهمگن وجود دارد [۲۳]. این بررسی‌های نظری و تجربی بیانگر این امر هستند که محیط اطلاعاتی نقشی محوری در واکنش بازار نسبت به افشای اطلاعات دارد. ادبیات تجربی در حوزه واکنش بازار به افشای اطلاعات بسیار گسترده است و دامنه وسیعی از اطلاعات مانند تجزیه سهام و تغییر در موجودی کالا را در بر می‌گیرد.

چگونگی ارتباط میان عایدات و قیمت سهام حوزه‌ای است که توجه ویژه‌ای را به خود معطوف کرده است. این حوزه، با مطالعات بی‌ور (۱۹۶۸) و بال و براون (۱۹۶۸) آغاز گردید. مطالعات مذکور و تحقیقاتی را که پس از آن صورت پذیرفت، می‌توان به دو گروه تقسیم کرد: مطالعات همبستگی^۲ و مطالعات رویداد پژوهی^۳. در حالی که مطالعات رویداد پژوهی از طریق بررسی واکنش بازار طی دوره زمانی کوتاه حول تاریخ اعلام، سعی در مشخص نمودن محتوای اطلاعاتی اعلام سود دارند، مطالعات همبستگی، همبستگی بلندمدت عایدات و قیمت سهام را بررسی می‌کنند.

^۲ Association Studies

^۳ Event Studies

^۱ Post announcement Drift

داشت، اندازه کوچکتر بازار به توسعه یافتگی کمتر آن و تخصص کمتر سرمایه‌گذاران منجر می‌گردد و در نتیجه، اطلاعات پیش از اعلام کمتری وجود دارد. از سوی دیگر، می‌توان مدعی شد اندازه بزرگ‌تر بازار باعث شفافیت بیشتر بازار و اطلاعات پیش از اعلام بیشتر می‌گردد. به علاوه، ممکن است سرعت انعکاس اطلاعات جدید در قیمت‌ها تحت تاثیر اندازه بازار سهام واقع گردد.

پیش از این، کالانکی (۱۹۹۶) محتوای اطلاعاتی اعلام سود را در بورس کوچک فنلاند بررسی کرد. همچنین سپونهلتر (۲۰۰۸) تاثیر اعلام سود را در بورس کپنهاک بررسی نمود. گرچه هر دو بازار فوق جز بازارهای کوچک به حساب می‌آیند و ویژگی سهام کم‌معامله در هر دو بازار مثل بورس تهران وجود دارد، اما از جهاتی با بورس تهران تفاوت‌هایی دارند. پدیده‌هایی همچون حد نوسان قیمت، حجم مبنای بسته بودن نماد در دوره‌هایی نسبتاً طولانی، بورس تهران را از سایر بازارهای دیگر متفاوت می‌کند.

روش پژوهش

روش مورد استفاده در این بررسی، روش استاندارد مطالعات رویداد پژوهی است. روش مذکور بر این فرض استوار است که می‌توان بخشی از بازدهی سهام را که مربوط به رویدادی خاص است، مجزا نمود. این امر با استفاده از مدلی برای تخمین بازدهی عادی صورت می‌پذیرد. منظور از بازدهی عادی، آن بازدهی است که در صورت عدم رخداد رویداد مورد نظر حاصل می‌شود. بازدهی غیرعادی که توسط رویداد مربوطه ایجاد می‌شود، از مابه‌التفاوت بازدهی واقعی و بازدهی عادی تخمینی

موضوع دیگری که در مطالعات رویداد پژوهی بررسی می‌شود، میزان اطلاعات پیش از افشاست. منظور از اطلاعات پیش از افشا، درز اطلاعات محرمانه شرکت به بازار قبل از اعلام رسمی آن است. از آنجا که میزان اطلاعات پیش از افشا مستقیماً قابل مشاهده نیست، معمولاً برای آزمون آن از شاخص‌های متعددی استفاده می‌کنند. یکی از متداول‌ترین این شاخص‌ها، اندازه شرکت است که برای نخستین بار آتیاس (۱۹۸۵) از آن استفاده نمود و فرضیه اطلاعات تفاضلی اندازه شرکت را مطرح کرد. مطابق این فرضیه، مقدار اطلاعات پیش از افشا مربوط به بازار، تابع صعودی اندازه شرکت است.

بنابراین، اطلاعات غیرمنتظره که طی اعلام سود به بازار انتقال می‌یابد، با اندازه شرکت، رابطه معکوس دارد [۶]. شاخص متداول دیگری که اغلب استفاده می‌شود، تعداد تحلیلگرانی است که وضع شرکت را پیگیری می‌کنند. به نظر دیمپسی، تعداد تحلیلگران شاخص بهتری است، زیرا به انگیزه‌های بیشتری برای گردآوری اطلاعات غیر از اندازه شرکت منتج می‌گردد [۱۴].

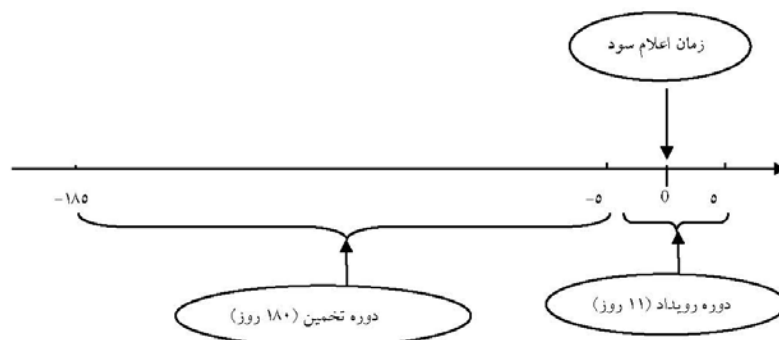
پژوهش حاضر برای پاسخ به این سؤال انجام می‌شود که: آیا اعلام سود در بورس اوراق بهادار تهران دارای محتوای اطلاعاتی است و آیا واکنش بازار نسبت به این اطلاعات کارا است.

بورس اوراق بهادار تهران یک بازار کوچک^۱ محسوب می‌شود. نحوه واکنش بورس کوچک نسبت به اعلام سود، از آن حیث جالب توجه است که محیط اطلاعاتی بورس‌های کوچک و بزرگ می‌تواند به لحاظ ابعاد مختلف، با یکدیگر متفاوت باشند. در خصوص اطلاعات قبل از اعلام، می‌توان اظهار

^۱ Small Market

عادی در دوره تخمین [۶-؛ -۱۸۵] تخمین زده می‌شود، در حالی که بازدهی غیرعادی در دوره رویداد ۱۱ روزه [۵؛ -۵] بررسی می‌گردد.

حاصل می‌گردد. آنگاه محتوای اطلاعاتی رویداد از طریق ارزیابی بازدهی غیرعادی حول تاریخ اعلام، بررسی می‌شود. در این مطالعه، تاریخ اعلام سود، روز صفر در نظر گرفته می‌شود. پارامترهای مدل بازدهی



شرکت متاثر می‌گردد؛ $\varepsilon_{j,t}$. در صورتی که در مطالعه رویداد پژوهی از مدل بازار استفاده شود، بازدهی عادی به بازدهی اطلاق می‌گردد که توسط بازار تعیین می‌شود، در حالی که بازدهی غیرعادی، مختص شرکت مورد بررسی است. فرض تلویحی مستتر در مطالعات رویداد پژوهی که از مدل بازار استفاده می‌کنند، آن است که به جز اطلاعات خاص مورد بررسی طی دوره زمانی رویداد، هیچ اطلاعاتی در خصوص شرکت اعلام عمومی نمی‌شود. از آنجا که مطالعات پیشین نشان می‌دهد نتایج مطالعات رویداد پژوهی طی افق زمانی کوتاه مدت، نظیر همین پژوهش، تحت تاثیر مدل انتخابی برای تخمین بازدهی عادی قرار نمی‌گیرد [۱۰]، بازدهی عادی صرفاً با استفاده از مدل بازار اندازه‌گیری می‌گردد.

بازدهی غیرعادی دوره زمانی رویداد؛ $AR_{j,t}$ ، برای t امین اعلام سود در روز t به صورت زیر است:

$$AR_{j,t} = R_{j,t} - \hat{\alpha}_j - \hat{\beta}_j R_{m,t}$$

اکنون به شکل دقیق‌تری به بررسی تخمین مدل بازار می‌پردازیم.

مدل‌های متعددی را می‌توان برای تخمین بازدهی عادی به کار برد. در اینجا از مدل بازار استفاده می‌شود. براون و وارنر (۱۹۸۵) دریافتند که تحت شرایط مختلف در صورت استفاده از بازدهی روزانه، این مدل بهترین برآورد را خواهد داشت [۱۰]. مدل بازار هر شرکت به صورت زیر است:

$$R_{j,t} = \alpha_j + \beta_j R_{m,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

در رابطه ۱، $R_{j,t}$ و $R_{m,t}$ به ترتیب نمایانگر بازدهی سهام j و پرتفوی بازار در روز t هستند. در رابطه فوق ابتدا باید مقادیر آلفا و بتا تخمین زده شود. بدین منظور، مقادیر واقعی بازده سهم را بر مقادیر واقعی بازده بازار در طول دوره ۱۸۰ روزه تخمین، رگرسی می‌کنیم. خروجی رگرسیون، مقادیر آلفا و بتای لازم برای تخمین بازدهی عادی در طول دوره رویداد خواهد بود.

مدل بازار، بازدهی سهم را به دو بخش تقسیم می‌نماید: بخش اول بازدهی توسط بازدهی بازار تعیین می‌شود؛ $\alpha_j + \beta_j R_{m,t}$ ، و بخش دیگر بازدهی، مختص شرکت بوده، که از اطلاعات مربوط به

الف) تخمین مدل بازار

مدل بازار با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای هر شرکت تخمین زده می‌شود. یکی از مشکلات تخمین این مدل در بورس اوراق بهادار تهران مانند هر بازار کوچک دیگری، وجود شمار زیادی سهام کم معامله است (سهامی که در برخی از روزها معامله نمی‌شود و قیمتی برای آن ثبت نمی‌شود و یا حجم بسیار کمی از آن در یک روز معامله می‌شود). مشکل مورد نظر، از دو جهت قابل توجه است:

اول این که قیمت‌های پایانی ثبت شده سهام می‌توانند مربوط به معاملاتی باشند که در روز مورد نظر، زودتر انجام شده‌اند. این‌گونه معاملات غیرهمزمان به تورش در تخمین پارامترهای مدل بازار منتج می‌گردد. با این حال، مطالعات متعدد نشان می‌دهد در صورت استفاده از تخمین‌های بدون تورش جایگزین، نتایج مطالعات رویداد پژوهی به طرز قابل ملاحظه‌ای تغییر نمی‌کند [۲۶]. بنابراین، این مسأله از این پس نادیده انگاشته می‌شود.

دوم این که در برخی روزها هیچ معامله‌ای انجام نشده و بنابراین، هیچ قیمتی نیز به ثبت نمی‌رسد. در بورس اوراق بهادار تهران این موضوع ناشی از دو دلیل است: اول این که همانند سایر بازارهای کم‌معامله به‌طور معمول بعضی از سهام در برخی از روزها معامله نمی‌شوند. دومین دلیل مربوط به پدیده‌ای به نام بسته بودن نماد است. در بورس اوراق بهادار تهران، نهاد ناظر این اختیار را دارد به‌منظور شفاف شدن اطلاعات، اجازه معامله شدن یک سهم را ندهد. این عمل اصطلاحاً به بسته بودن نماد معروف است. بنابراین، در روزهایی که نماد شرکت بسته است،

سهام معامله نشده و مشکل کم معامله بودن را مضاعف می‌کند.

معمولاً برای رفع این مشکل از دو روش استفاده می‌گردد: یکی اعمال محدودیت‌های اختیاری نسبت به فراوانی معاملات برای حذف سهام دارای معاملات اندک از نمونه مورد بررسی است؛ که این اقدام به کاهش حجم نمونه منجر و باعث می‌شود نمونه مورد بررسی نماینده و معرف کل بازار سهام نباشد. دیگری استفاده از رویه‌ای برای تخصیص بازدهی یک روز معاملاتی معین به کل دوره زمانی قبل است، که سهام طی آن معامله نشده است.

ماینس و رامسی (۱۹۹۳) در این خصوص، سه رویه را بررسی کردند [۲۴]. بعد از آن‌ها نیز اسپونهلتر (۲۰۰۸) از همین رویه‌ها برای بررسی محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود سالانه در بورس اوراق بهادار دانمارک استفاده کرد [۲۶]. این رویه‌ها به شرح ذیل هستند:

۱- رویه «انباشته»^۱ یا تجمیعی: کل بازدهی را به روزی که سهام معامله می‌شود، تخصیص داده و بازدهی روزهای بدون معامله، صفر در نظر گرفته می‌شود.

۲- رویه «یکسان»^۲ یا یکنواخت: بازدهی روز معامله را به‌طور مساوی طی فاصله زمانی عدم معامله سهام توزیع می‌کند.

۳- رویه «معامله به معامله»^۳: بازدهی روز معامله بعد از چند روز عدم معامله را مستقیماً مورد استفاده قرار می‌دهد.

در مقایسه با رویه‌های «تجمیعی» و «یکنواخت»، رویه «معامله به معامله» نیازمند قدری بسط است. از

^۱ Lumped Procedure

^۲ Uniform Procedure

^۳ Trade-to-Trade

آنجا که رویه "معامله به معامله" از بازدهی‌های چنددوره‌ای (در اینجا چند روزه) استفاده می‌کند، باید بازدهی‌های مورد نظر با شاخص بازار نیز منطبق شود. به عبارتی در تخمین مدل بازار، چنانچه فرضاً بازدهی سهم مربوط به پنج روز باشد (سهم چهار روز معامله نشده باشد)، بازدهی پنج روزه شاخص باید در مدل بازار قرار گیرد. لذا نسخه "معامله به معامله" مدل بازار باید به کار گرفته شود. ماینس و رامسی (۱۹۹۳) مدل بازار "معامله به معامله" را به شرح زیر استخراج کردند:

$$R_{j,n_t} = \alpha_j n_t + \beta_j R_{m,n_t} + \sum_{s=0}^{n_t-1} \varepsilon_{j,t-s}$$

در رابطه بالا، n_t طول دوره بازدهی چنددوره‌ای روز t و R_{j,n_t} و R_{m,n_t} به ترتیب بازدهی چند دوره‌ای سهام j و شاخص بازار هستند. پسماندهای مدل با واریانس $n_t \sigma_j^2$ ناهمسان بوده؛ لذا باید هنگام تخمین پارامترهای مدل، داده‌ها را بر ریشه دوم طول دوره بازدهی چند دوره‌ای تقسیم نمود [۲۴].

بازدهی غیرعادی دوره رویداد، $AR_{j,t}$ برای j امین اعلام سود در روز t عبارت است از:

$$AR_{j,t} = R_{j,n_t} - \hat{\alpha}_j n_t - \hat{\beta}_j R_{m,n_t}$$

در پایان، شایان ذکر است وقتی بازدهی‌های "معامله به معامله" برای دوره تخمین ایجاد شدند، بازدهی‌های یکنواخت در دوره رویداد استفاده می‌شوند تا بتوان آزمون‌های محتوای اطلاعاتی را انجام داد [۲۶].

ب) محتوای اطلاعاتی اعلام سود

هدف ما این است که به این سؤال پاسخ دهیم که آیا اعلامیه‌های سود در بورس اوراق بهادار تهران دارای محتوای اطلاعاتی است یا خیر. بدین منظور، متوسط بازدهی غیرعادی سهام مختلف را محاسبه

می‌کنیم. از آنجا که بازدهی‌های غیرعادی مثبت و منفی یکدیگر را حذف می‌کنند، این نحوه محاسبه به دست‌رفتن بخشی از محتوای اطلاعاتی منجر می‌گردد. اسپونهایلتز (۲۰۰۸) برای غلبه بر این مشکل از مربع بازده غیرعادی و یا قدرمطلق بازده غیر عادی در محاسبات خود استفاده کرده است [۲۶].

روشی که در این پژوهش برای فائق آمدن بر این مشکل استفاده می‌شود، این است که اعلامیه‌های سود به دو گروه اخبار خوب و اخبار بد تقسیم شوند.

اخبار خوب، اعلامیه‌های سودی است که در آن سود محقق شده دوره سه‌ماهه، ۲/۵ درصد بیش از مقدار پیش‌بینی شده باشد و به همین شکل اخبار بد، اعلامیه‌های سودی است که سود محقق سه ماهه، ۲/۵ درصد کمتر از مقدار پیش‌بینی باشد.

انتخاب مقدار ۲/۵ درصد به دو دلیل است: اولاً در بورس اوراق بهادار تهران چنانچه پیش‌بینی سود یک شرکت نسبت به پیش‌بینی قبلی برای کل سال مالی بیش از ۱۰ درصد تغییر کند، نماد معاملاتی آن بسته و پس از افشای کامل اطلاعات باز می‌شود؛ لذا تغییر بیش از ۲/۵ درصد سود برای دوره سه ماهه دارای بار روانی است؛ ثانیاً بارتولدی و دیگران (۲۰۰۷) نیز در پژوهش خود ۲/۵ درصد تغییر در سود را به عنوان سود غیرمنتظره^۱ تعریف کرده‌اند [۸].

اگر اعلامیه‌های سود دارای محتوای اطلاعاتی باشند، آنگاه، این امر به تعدیل قیمت سهام منجر خواهد شد که به نوبه خود، بازدهی غیرعادی بزرگی ایجاد خواهد کرد. آنگاه با آزمون کردن این موضوع که آیا این متوسط بازده غیرعادی با صفر تفاوت معنی‌داری دارد یا خیر، وجود محتوای اطلاعاتی را آزمون می‌کنیم.

^۱ Earning surprise

بررسی می‌کنیم. شایان ذکر است که اندازه شرکت با استفاده از ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در روز اعلام سود و نیز لگاریتم طبیعی همین ارزش بازار، اندازه‌گیری می‌شود.

در این پژوهش، منظور بررسی رابطه اندازه محتوای اطلاعاتی هر اعلام سود و شاخص‌های اطلاعات پیش از افشا، از ضرایب همبستگی پیرسون که فرض می‌کند این متغیرها به صورت نرمال توزیع شده‌اند و نیز آزمون ناپارامتریک مبتنی بر ضرایب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن استفاده می‌شود. ضریب همبستگی اسپیرمن، منوط به احتساب هیچ فرضی درباره توزیع بازدهی غیرعادی نیست، اما اگر توزیع مذکور واقعاً نرمال باشد، از کارایی ۹۱/۲ درصدی برخوردار است.

د) سودهای غیرمنتظره

به‌طور کلی، فرض می‌شود که بازده غیرعادی حاصل از یک اعلام سود غیرمنتظره است. بنابراین، باید سود واقعی اعلام شده را با سود مورد انتظار بازار مقایسه کنیم، اما مشکل اینجاست که چگونه انتظارات بازار از سود یک شرکت را ارزیابی کنیم. مطالعات پیشین از دو روش برای کسب انتظارات بازار از سود شرکت، استفاده کرده‌اند: یکی مدل‌های سری زمانی و دیگری مدل‌های پیش‌بینی شده توسط تحلیلگران.

در رویکرد اول کوشش می‌شود با ایجاد یک سری زمانی از سودهای دوره‌های قبل و با فرض این‌که این سودها از روندی تصادفی پیروی می‌کنند، سود دوره آتی برآورد و به عنوان سود مورد انتظار بازار در نظر گرفته شود. بسیاری از پژوهشگران در مورد اصل این روش انتقاداتی دارند و استفاده از آن را توصیه نمی‌کنند [۲۶].

همچنین، با ملاحظه این‌که چه روزهایی و به چه تعدادی دارای مقادیر معنادار آماره آزمون هستند، سرعت تعدیل بازار بررسی می‌شود. در صورتی‌که بازار کارا باشد، تعدیل قیمت باید سریعاً انجام شود.

ج) اطلاعات پیش از افشا^۱

منظور از اطلاعات پیش از افشا، بخشی از اطلاعات در خصوص میزان سود محقق شده شرکت است که قبل از اعلام رسمی اعلامیه سود به بازار، به بازار نشت پیدا می‌کند. مطالعات نظری نشان می‌دهد که محیط‌های اطلاعاتی مختلف دارای سطوح متفاوتی از اطلاعات پیش از افشا هستند. همچنین، مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که میزان اطلاعات پیش از افشا بر واکنش بازار به اعلام سود، مؤثر است. طبق مطالعه نظری هالتاسن و ورسکیا (۱۹۹۸) رابطه معکوسی میان میزان واکنش بازار سهام و سطح اطلاعات قبل از افشا وجود دارد [۲۰]. از آنجا که میزان اطلاعات قبل از افشا، مستقیماً قابل مشاهده نیست، مطالعات تجربی این مفهوم را با استفاده از شاخص‌های مختلفی می‌آزمایند. با آن‌که متغیرهای زیادی برای تخمین و محاسبه اطلاعات پیش از افشا استفاده گردیده، اما شاخص "اندازه شرکت" بیش از سایر شاخص‌ها استفاده شده است. استفاده از این شاخص برای نخستین بار توسط آتیاس (۱۹۸۵) صورت گرفت. او این گونه بیان کرد که، میزان اطلاعات پیش از افشای مربوط به بازار، تابعی صعودی از اندازه شرکت است. به عبارتی، اطلاعات غیرمنتظره اعلام شده به بازار از طریق اعلامیه سود، با اندازه شرکت رابطه معکوس دارد [۶]. در این مقاله، رابطه میان اطلاعات پیش از افشا و محتوای اطلاعاتی اعلام سود را با استفاده از شاخص فوق

^۱ Predisclosure information

ساختمانی طبق استانداردهای حسابداری در مقاطع خاصی از زمان شناسایی می‌شود، لذا پوشش سود در دوره‌های سه‌ماهه اطلاعات با اهمیتی برای بازار محسوب نمی‌شود. بنابراین، این شرکت‌ها از نمونه مورد بررسی حذف می‌شوند.

تاریخ‌های اعلام سود شرکت‌های موجود در نمونه طی دوره زمانی ۱۳۸۴/۱/۱ تا ۱۳۹۰/۱۲/۲۹ از نرم‌افزار رهاورد نوین استخراج شده است. برای اطمینان از صحت برخی از این اطلاعات، شامل تاریخ اعلام سود و میزان اعلام سود به همراه پیش‌بینی شرکت از سود دوره آتی با پایگاه اطلاع‌رسانی کدال (پایگاه رسمی سازمان بورس و اوراق بهادار برای افشای اطلاعات) و سایت سازمان بورس مطابقت داده شده است.

بدین نحو، نمونه‌ای مشتمل بر ۲۲۰ شرکت و ۲۳۰۶ اعلام سود تشکیل می‌گردد.

علاوه بر تاریخ‌های اعلام سود و مقادیر سود اعلامی و پیش‌بینی شده، داده‌های مهم شامل قیمت سهام در روزهای مختلف، میزان سود تقسیمی و مقادیر افزایش سرمایه نیز از نرم‌افزار رهاورد نوین استخراج و صحت آن با مقایسه با مقادیر اعلامی از طرف سازمان بورس برای ما تأیید شده است. سپس بازدهی روزانه با احتساب تغییرات قیمت، سود تقسیمی و افزایش سرمایه محاسبه گردید و در نهایت، از شاخص بازده نقدی و قیمت به‌عنوان شاخص بازار استفاده شد.

یافته‌های پژوهش

الف) آمار توصیفی

نگاره‌های زیر آمارهای توصیفی بازدهی غیرعادی را در روزهای دوره رویداد نشان می‌دهد. این آمارها

رویکرد دوم استفاده از پیش‌بینی تحلیلگران حرفه‌ای است که در قالب انجمن‌های خاصی فعالیت می‌کنند. با توجه به این‌که بورس اوراق بهادار تهران، بازاری نوظهور و توسعه نیافته است، چنین تحلیلگرانی وجود ندارند. بنابراین، استفاده از این رویکرد استاندارد برای ما مقدور نیست.

روشی که در این پژوهش استفاده می‌شود، استفاده از سود پیش‌بینی شده توسط خود شرکت به‌عنوان شاخصی از انتظارات بازار است. در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌ها موظف هستند که در مقاطع زمانی سه‌ماهه سود سال آتی خود را پیش‌بینی نموده، به بازار اعلام کنند. این سود در اکثر موارد ملاک تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد، لذا می‌توان گفت که بهترین شاخص برای سود مورد انتظار سرمایه‌گذاران بازار، همین سود پیش‌بینی شده توسط خود شرکت است. لذا معیار سود غیرمنتظره می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

$$\text{سود غیرمنتظره} = \frac{\text{eps پیش‌بینی شده} - \text{eps واقعی}}{\text{eps پیش‌بینی شده}}$$

ه) داده‌ها

نمونه مورد بررسی، شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای سال ۱۳۹۰ است. در بورس اوراق بهادار تهران کلیه شرکت‌ها موظف هستند سود خود را در مقاطع سه‌ماهه در قالب گزارش‌های مشخصی به بازار اعلام نمایند. بنابراین، اعلامیه‌های سود متجانس و یکسان است و از این حیث داده‌های نمونه مورد بررسی یکسان است. همچنین، از آنجایی که سود شرکت‌های سرمایه‌گذاری و شرکت‌های

دارای چوله و کشیدگی است. بازده روزهای معامله نشده، دارای چولگی و کشیدگی است. برای آزمون نرمال بودن توزیع بازدهی غیرعادی در روزهای رویداد، از آزمون کلوموگروف اسمرینوف استفاده شده است. همان‌طور که در نگاره‌ها مشخص است، فرض نرمال بودن توزیع بازدهی غیرعادی در همه روزها رد شده است. این نتیجه مطابق با یافته کمبل و واسلی (۱۹۹۳) و اسپونهایلتز (۲۰۰۸) است.

در شش نگاره ارائه شده است. داده‌های مربوط به اخبار خوب در سه نگاره ابتدایی و آمار توصیفی مربوط به اخبار بد در سه نگاره بعدی ارائه گردیده است. همچنین، بر حسب نوع محاسبه بازدهی در روزهایی که سهام معامله نشده است، این داده‌ها در سه نگاره انباشته، یکسان و معامله به معامله ارائه شده است.

همان‌طور که در نگاره‌های مربوطه ملاحظه می‌گردد، توزیع بازدهی غیرعادی در اخبار خوب و در هر سه روش محاسبه بازده روزهای معامله نشده،

نگاره ۱. آمار توصیفی بازده غیرعادی برای اخبار خوب با روش انباشته

روز	تعداد اعلامیه	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	چولگی	کشیدگی	آزمون نرمال بودن
روز ۵	۸۶۹	۰/۲۵۰۴	۴/۰۰۷۰۰	-۴۰/۰۵	۷۱/۷۴	۷/۸۶۶	۱۴۶/۵۸۳	۰/۰۰۰
روز ۴	۸۶۹	۰/۳۴۳۲	۵/۴۷۳۰۶	-۳۱/۱۸	۸۹/۹۲	۸/۴۴۷	۱۲۲/۵۸۴	۰/۰۰۰
روز ۳	۸۶۹	۰/۴۵۹۸	۵/۱۳۰۶۳	-۲۲/۲۱	۸۱/۷۱	۹/۵۱۶	۱۲۵/۸۱۳	۰/۰۰۰
روز ۲	۸۶۹	۰/۵۳۵۱	۵/۳۹۴۱۹	-۳۲/۵۴	۷۷/۹۰	۶/۵۶۷	۸۰/۵۵۷	۰/۰۰۰
روز ۱	۸۶۹	۰/۳۷۹۷	۴/۴۳۳۵۷	-۲۶/۰۹	۵۸/۹۸	۸/۷۵۷	۱۰۳/۵۲۰	۰/۰۰۰
روز ۰	۸۶۹	-۰/۰۳۹۸	۱/۵۱۵۱۹	-۱۴/۳۱	۳۴/۸۳	۱۳/۰۶۵	۳۳۲/۳۸۲	۰/۰۰۰
روز -۱	۸۶۹	-۰/۰۲۷۷	۱/۴۷۰۰۴	-۲۰/۴۶	۱۸/۵۲	-۰/۳۶۴	۹۰/۷۵۶	۰/۰۰۰
روز -۲	۸۶۹	-۰/۰۶۰۲	۱/۷۷۲۳۷	-۲۰/۴۶	۳۱/۲۴	۳/۶۷۴	۱۴۷/۷۶۹	۰/۰۰۰
روز -۳	۸۶۹	۰/۰۷۶۶	۱/۹۸۰۳۶	-۴۲/۳۴	۲۰/۶۲	-۱۰/۵۹۹	۲۶۳/۹۶۴	۰/۰۰۰
روز -۴	۸۶۹	-۰/۰۸۰۶	۱/۹۳۱۴۲	-۴۲/۳۴	۲۰/۶۲	-۹/۹۱۴	۲۸۳-۳۲۴	۰/۰۰۰
روز -۵	۸۶۹	۰/۰۰۳۶	۱/۲۳۲۰۸	-۵/۷۵	۱۹/۰۶	۶/۱۰۷	۸۳/۲۸۳	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	۸۶۹	-۰/۰۵۷۱	۰/۹۶۷۰۳	-۱۶/۷۵	۶/۷۸	-۵/۳۱۹	۱۱۲/۱۱۱	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵ تا ۵	۸۶۹	۰/۲۵۰۴	۱/۶۶۸۲۵	-۷/۹۶	۱۱/۱۴	۱/۷۷۲	۱۱/۴۴۲	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۵	۸۶۹	۰/۱۱۶۶	۱/۱۶۱۳۱	-۱۰/۴۱	۶/۵۰	۰/۲۰۵	۱۳/۳۰۳	۰/۰۰۰

نگاره ۲. آمار توصیفی بازده غیر عادی برای اخبار خوب با روش یکسان

روز	تعداد اعلامیه	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	چولگی	کشیدگی	آزمون نرمال بودن
روز ۵	۸۶۹	۰/۲۳۲۳	۳/۹۵۶۳۸	-۳۹/۸۴	۷۱/۸۰	۸/۰۳۵	۱۵۳/۱۶۰	۰/۰۰۰
روز ۴	۸۶۹	۰/۳۲۱۷	۵/۴۵۶۲۴	-۳۱/۰۳	۹۰/۰۷	۸/۵۳۲	۱۲۴/۲۵۰	۰/۰۰۰
روز ۳	۸۶۹	۰/۴۴۲۴	۵/۱۴۷۲۹	-۲۳/۵۳	۸۱/۳۸	۹/۳۱۷	۱۲۳/۱۶۸	۰/۰۰۰
روز ۲	۸۶۹	۰/۵۱۲۴	۵/۴۴۳۱۲	-۳۲/۵۱	۷۷/۸۱	۶/۱۷۴	۷۸/۳۵۳	۰/۰۰۰
روز ۱	۸۶۹	۰/۳۶۹۹	۴/۴۱۹۶۹	-۲۵/۹۵	۵۸/۶۶	۸/۷۸۵	۱۰۳/۷۳۳	۰/۰۰۰
روز ۰	۸۶۹	-۰/۰۴۲۵	۱/۴۹۸۰۵	-۱۴/۳۰	۳۴/۸۴	۱۳/۶۰۴	۳۴۸/۳۸۷	۰/۰۰۰
روز -۱	۸۶۹	-۰/۰۲۸۸	۱/۳۴۹۷۹	-۲۰/۴۳	۱۸/۵۳	۰/۲۶۳	۱۱۷/۱۸۱	۰/۰۰۰
روز -۲	۸۶۹	-۰/۰۷۸۲	۱/۷۱۶۱۶	-۲۰/۴۳	۳۰/۷۷	۳/۵۰۲	۱۵۹/۱۸۳	۰/۰۰۰
روز -۳	۸۶۹	-۰/۰۸۲۵	۱/۹۵۷۱۷	-۴۲/۱۸	۲۰/۶۳	۱۰/۸۵۶	۲۷۲/۳۵۸	۰/۰۰۰
روز -۴	۸۶۹	-۰/۰۶۹۰	۱/۹۰۸۱۴	-۴۲/۱۸	۲۰/۶۳	۱۰/۱۴۵	۲۹۳/۴۵۴	۰/۰۰۰
روز -۵	۸۶۹	-۰/۰۰۰۹	۱/۱۲۱۴۸	-۳/۹۱	۱۴/۷۰	۵/۱۵۳	۵۸/۷۹۵	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	۸۶۹	-۰/۰۵۹۹	۰/۹۴۱۰۳	-۱۶/۵۸	۶/۷۲	-۵/۶۳۱	۱۱۹/۸۱۸	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵ تا ۰	۸۶۹	۰/۲۳۴۴	۱/۶۵۰۱۶	-۷/۷۸	۱۰/۸۶	۱/۶۸۸	۱۱/۳۹۷	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۵	۸۶۹	۰/۱۰۵۵	۱/۱۳۱۴۱	-۱۰/۲۲	۶/۱۳	۰/۱۳۵	۱۳/۵۲۰	۰/۰۰۰

نگاره ۳. آمار توصیفی بازده غیر عادی برای اخبار خوب با روش معامله به معامله

روز	تعداد اعلامیه	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	چولگی	کشیدگی	آزمون نرمال بودن
روز ۵	۸۵۱	۰/۱۲۳۵	۴/۸۴۳۷۰	-۴۸/۰۸	۶۰/۶۳	۲/۳۱۷	۶۲/۱۵۲	۰/۰۰۰
روز ۴	۸۵۱	۰/۱۷۷۵	۵/۷۰۰۵۰	-۵۷/۲۰	۶۶/۰۴	۲/۷۳۵	۵۶/۹۶۹	۰/۰۰۰
روز ۳	۸۵۱	۰/۴۷۴۱	۵/۶۹۳۶۳	-۲۱/۹۲	۸۰/۸۸	۸/۲۴۷	۹۴/۱۳۶	۰/۰۰۰
روز ۲	۸۵۱	۰/۴۷۲۲	۶/۰۴۲۴۴	-۳۵/۱۱	۷۸/۵۸	۵/۰۴۹	۵۹/۱۷۵	۰/۰۰۰
روز ۱	۸۵۱	۰/۳۱۰۳	۵/۱۳۹۰۵	-۳۷/۴۴	۷۰/۰۰	۵/۷۲۲	۷۸/۶۳۷	۰/۰۰۰
روز ۰	۸۵۱	۰/۰۷۴۶	۲/۶۵۲۴۸	-۳۹/۸۰	۳۴/۸۴	-۰/۴۶۲	۱۰۸/۵۱۲	۰/۰۰۰
روز -۱	۸۵۱	۰/۰۸۰۴	۳/۲۵۸۴۳	-۳۰/۳۳	۳۹/۸۸	۲/۱۱۸	۶۱/۱۷۶	۰/۰۰۰
روز -۲	۸۵۱	۰/۱۰۴۶	۳/۱۹۱۲۰	-۴۳/۲۵	۲۵/۳۷	-۴/۸۹۳	۸۷/۷۶۷	۰/۰۰۰
روز -۳	۸۵۱	۰/۰۷۴۹	۳/۲۰۳۶۹	-۴۲/۶۰	۳۲/۶۵	-۳/۳۳۵	۸۸/۸۵۱	۰/۰۰۰
روز -۴	۸۵۱	۰/۱۱۶۱	۳/۶۲۴۳۰	-۴۱/۵۵	۴۶/۴۲	-۱/۷۴۵	۸۹/۴۹۴	۰/۰۰۰
روز -۵	۸۵۱	۰/۰۷۷۱	۳/۶۰۲۲۷	-۴۰/۵۷	۵۸/۳۲	۶/۱۴۸	۱۲۹/۲۹۵	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	۸۵۱	۰/۰۶۵۷	۲/۲۴۰۴۹	-۳۲/۱۷	۲۶/۷۰	-۱/۸۷۷	۹۱/۹۵۳	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵ تا ۰	۸۵۱	۰/۱۵۷۶	۲/۴۳۷۱۶	-۲۹/۹۸	۳۱/۱۹	۰/۳۴۹	۶۰/۸۷۹	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۵	۸۵۱	۰/۰۵۹۸	۲/۳۳۸۲۳	-۲۵/۹۱	۳۶/۶۰	۱/۳۱۹	۱۰۶/۲۲۸	۰/۰۰۰

نرمال نبودن توزیع بازدهی غیرعادی، مشکل بالقوه‌ای برای آزمون‌های محتوای اطلاعاتی ایجاد می‌کند، زیرا در این آزمون‌ها فرض می‌گردد توزیع بازدهی غیرعادی از توزیع نرمال تبعیت می‌کند. به همین جهت، صحت نتایج حاصل از آزمون‌های پارامتریک محتوای اطلاعاتی با استفاده از آزمون‌های ناپارامتریک نیز بررسی خواهد شد. در نگاره‌های زیر آمار توصیفی اعلامیه‌هایی که به‌عنوان اخبار بد برای بازار در نظر گرفته شده است، ارائه می‌شود.

نگاره ۴. آمار توصیفی بازده غیر عادی برای اخبار بد با روش انباشته

آزمون نرمال بودن	کشیدگی	چولگی	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	میانگین	تعداد اعلامیه	روز
۰/۰۰۰	۱۳۱/۴۴۳	۹/۱۱۹	۷۷/۴۱	-۳۲/۸۴	۴/۵۶۳۶۶	۰/۱۸۳۴	۱۱۴۰	روز ۵
۰/۰۰۰	۱۲۱/۰۷۱	۶/۵۳۶	۷۳/۲۵	-۳۱/۲۰	۴/۰۴۲۵۰	۰/۰۲۹۷	۱۱۴۰	روز ۴
۰/۰۰۰	۱۲۵/۰۳۶	۲/۱۷۵	۸۰/۱۴	-۴۹/۹۶	۴/۵۸۰۸۴	۰/۰۰۷۳	۱۱۴۰	روز ۳
۰/۰۰۰	۱۲۵/۸۷۲	۷/۸۵۰	۷۵/۹۵	-۳۶/۷۱	۴/۴۴۶۳۷	۰/۱۳۴۶	۱۱۴۰	روز ۲
۰/۰۰۰	۱۱۷/۸۹۱	۶/۵۲۳	۸۴/۷۴	-۵۱/۴۳	۵/۲۳۶۲۸	۰/۲۴۹۲	۱۱۴۰	روز ۱
۰/۰۰۰	۵۲/۴۹۴	-۰/۹۴۴	۱۳/۸۶	-۱۳/۴۲	۱/۲۲۵۹۱	۰/۰۲۱۵	۱۱۴۰	روز ۰
۰/۰۰۰	۱۷۵/۱۸۱	۸/۶۰۲	۳۱/۸۱	-۱۷/۴۱	۱/۷۴۹۱۸	۰/۰۲۳۳	۱۱۴۰	روز -۱
۰/۰۰۰	۱۹۲/۳۴۴	۹/۲۸۱	۳۱/۸۱	-۱۷/۴۱	۱/۷۰۵۳۲	۰/۰۱۳۱	۱۱۴۰	روز -۲
۰/۰۰۰	۱۷/۴۷۰	۰/۸۷۸	۹/۳۷	-۷/۵۷	۰/۹۱۸۶۵	۰/۰۳۳۵	۱۱۴۰	روز -۳
۰/۰۰۰	۶۸/۶۹۷	۴/۱۹۰	۱۷/۴۰	-۱۱/۳۱	۱/۲۰۸۸۳	۰/۰۳۴۵	۱۱۴۰	روز -۴
۰/۰۰۰	۱۵۸/۸۱۱	۴/۷۷۹	۱۴/۲۹	-۲۴/۲۱	۱/۲۱۷۴۲	۰/۰۳۰۹	۱۱۴۰	روز -۵
۰/۰۰۰	۴۹/۰۵۶	۳/۱۶۰	۱۰/۱۴	-۵/۵۵	۰/۷۵۲۲۰	۰/۰۲۰۳	۱۱۴۰	بازده تجمعی روز ۰ تا -۵
۰/۰۰۰	۱۵/۵۰۸	۰/۵۴۲	۱۰/۹۰	-۱۱/۱۷	۱/۶۵۹۱۹	۰/۰۳۰۲	۱۱۴۰	بازده تجمعی روز ۰ تا ۵
۰/۰۰۰	۱۱/۹۷۴	۰/۴۳۱	۶/۸۸	-۷/۲۳	۱/۱۰۲۶۸	۰/۰۰۵۱	۱۱۴۰	بازده تجمعی روز ۰ تا ۵

نگاره ۵. آمار توصیفی بازده غیر عادی برای اخبار بد با روش یکسان

آزمون نرمال بودن	کشیدگی	چولگی	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	میانگین	تعداد اعلامیه	روز
۰/۰۰۰	۱۳۰/۷۸۴	۹/۱۲۱	۷۶/۸۰	-۳۲/۶۳	۴/۵۵۳۱۹	۰/۱۷۹۲	۱۱۴۱	روز ۵
۰/۰۰۰	۱۲۱/۵۰۵	۶/۶۱۲	۷۲/۹۵	-۳۰/۲۷	۴/۰۲۲۷۳	۰/۰۲۷۵	۱۱۴۱	روز ۴
۰/۰۰۰	۱۲۵/۷۳۸	۲/۱۵۲	۷۹/۸۳	-۵۰/۱۶	۴/۵۶۰۰۲	۰/۰۱۴۹	۱۱۴۱	روز ۳
۰/۰۰۰	۱۲۷/۷۹۵	۷/۹۳۳	۷۶/۰۰	-۳۶/۴۹	۴/۴۳۱۸۰	۰/۱۳۸۷	۱۱۴۱	روز ۲
۰/۰۰۰	۱۱۸/۴۳۵	۶/۵۴۹	۸۴/۵۵	-۵۱/۲۵	۵/۲۲۱۶۰	۰/۲۵۹۱	۱۱۴۱	روز ۱
۰/۰۰۰	۵۷/۱۴۸	-۰/۲۵۴	۱۳/۸۰	-۱۳/۳۷	۱/۲۵۶۴۲	-۰/۰۱۱۱	۱۱۴۱	روز ۰
۰/۰۰۰	۲۰۸/۱۲۶	۹/۹۶۸	۳۱/۸۱	-۱۷/۳۵	۱/۶۶۵۵۴	۰/۰۴۰۸	۱۱۴۱	روز -۱
۰/۰۰۰	۲۰۶/۲۳۸	۹/۷۱۵	۳۱/۸۱	-۱۷/۳۵	۱/۶۷۱۲۳	۰/۰۱۰۶	۱۱۴۱	روز -۲
۰/۰۰۰	۱۰/۵۷۸	-۰/۰۷۷	۴/۹۲	-۷/۵۴	۰/۸۴۱۷۷	-۰/۰۳۴۹	۱۱۴۱	روز -۳
۰/۰۰۰	۷۵/۳۴۲	۵/۶۳۳	۱۷/۳۳	-۴/۷۶	۱/۱۴۶۸۷	-۰/۰۲۳۷	۱۱۴۱	روز -۴
۰/۰۰۰	۱۶۵/۳۳۸	-۴/۸۸۱	۱۴/۲۷	-۲۴/۰۸	۱/۱۹۹۲۶	-۰/۰۳۰۱	۱۱۴۱	روز -۵
۰/۰۰۰	۵۵/۴۹۳	۳/۶۱۶	۱۰/۱۵	-۵/۵۰	۰/۷۲۳۳۸	-۰/۰۱۳۹	۱۱۴۱	بازده تجمعی روز ۰ تا -۵
۰/۰۰۰	۱۵/۳۴۲	۵۷۱	۱۰/۸۱	-۱۰/۸۷	۱/۶۲۹۵۷	۰/۰۳۴۷	۱۱۴۱	بازده جمعی روز ۰ تا ۵
۰/۰۰۰	۱۱/۵۹۲	۰/۵۴۹	۶/۸۸	-۶/۶۰	۱/۰۶۱۷۳	۰/۰۱۰۵	۱۱۴۱	بازده تجمعی روز ۰ تا ۵

نگاره ۶. آمار توصیفی بازده غیر عادی برای اخبار بد با روش معامله به معامله

روز	تعداد اعلامیه	میانگین	انحراف معیار	مینیم	ماکزیمم	چولگی	کشیدگی	آزمون نرمال بودن
روز ۵	۱۱۲۷	۰/۲۱۳۸	۴/۹۸۰۵۸	-۳۳/۳۷	۷۶/۷۰	۷/۲۰۳	۹۸/۰۲۹	۰/۰۰۰
روز ۴	۱۱۲۷	۰/۰۴۸۵	۴/۸۱۴۸۱	-۵۷/۷۳	۷۶/۱۷	۳/۳۹۴	۹۱/۲۹۴	۰/۰۰۰
روز ۳	۱۱۲۷	۰/۰۶۸۷	۴/۵۷۰۷۳	-۴۹/۹۵	۸۰/۴۱	۳/۴۷۳	۱۱۷/۹۶۳	۰/۰۰۰
روز ۲	۱۱۲۷	۰/۱۶۵۱	۴/۸۷۵۱۹	-۳۶/۳۵	۷۶/۰۷	۶/۱۷۲	۹۱/۵۵۰	۰/۰۰۰
روز ۱	۱۱۲۷	۰/۲۲۳۲	۵/۴۸۵۳۱	-۵۱/۰۳	۸۳/۶۸	۵/۲۳۵	۹۳/۲۹۷	۰/۰۰۰
روز ۰	۱۱۲۷	-۰/۰۴۳۰	۲/۲۷۶۵۹	-۳۱/۹۱	۲۷/۱۷	-۱/۶۵۱	۸۱/۹۲۲	۰/۰۰۰
روز -۱	۱۱۲۷	۰/۰۷۷۱	۲/۵۵۸۶۰	-۲۳/۷۲	۳۴/۴۲	۴/۲۲۴	۷۴/۵۴۴	۰/۰۰۰
روز -۲	۱۱۲۷	-۰/۰۱۰۴	۲/۷۲۵۵۸	-۴۶/۴۵	۳۱/۳۷	-۲/۰۷۰	۱۱۳/۱۴۳	۰/۰۰۰
روز -۳	۱۱۲۷	۰/۰۱۵۱	۲/۲۵۸۶۲	-۲۰/۲۸	۳۳/۶۸	۴/۷۸۹	۱۰۲/۷۷۸	۰/۰۰۰
روز -۴	۱۱۲۷	۰/۰۷۰۳	۲/۸۸۹۵۸	-۲۰/۸۲	۷۵/۲۵	۱۵/۷۲۴	۴۱۳/۰۹۶	۰/۰۰۰
روز -۵	۱۱۲۷	۰/۰۴۷۱	۲/۰۰۴۵۴	-۲۴/۲۳	۱۶/۶۲	-۰/۹۵۹	۵۱/۶۵۳	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	۱۱۲۷	۰/۰۰۷۱	۱/۴۳۶۴۹	-۲۴/۱۱	۱۹/۰۲	-۱/۵۴۴	۱۰۶/۵۱۶	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۰ تا ۵	۱۱۲۷	۰/۰۳۲۴	۱/۹۲۰۲۹	-۱۴/۲۱	۱۱/۳۳	-۰/۰۷۹	۱۴/۵۴۸	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۵	۱۱۲۷	۰/۰۲۴۵	۱/۴۷۹۲۳	-۱۹/۶۷	۱۲/۷۰	-۱/۸۸۹	۳۹/۶۸۳	۰/۰۰۰

یکسان در پنج روز قبل از اعلام و همچنین روز اعلام، بازدهی غیرعادی معنی‌داری وجود ندارد و در پنج روز بعد از اعلام در همه روزها بازدهی غیرعادی مثبت معنی‌داری وجود دارد. این موضوع چند نتیجه دارد: اول این‌که نتایج دو روش انباشته و یکسان دقیقاً شبیه به هم است و نشان می‌دهد که محاسبه بازده در روزهایی که سهام معامله نمی‌شود، با روش انباشته و روش یکسان تفاوتی ندارد. نتیجه دوم این است که از آنجایی که در روزهای قبل از اعلام، بازدهی غیرعادی معنی‌داری وجود ندارد، لذا فرضیه وجود اطلاعات پیش از افشا در بورس اوراق بهادار تهران رد می‌شود. این نتیجه با توجه به نوظهور بودن بورس اوراق بهادار تهران با ادبیات موضوع همخوانی دارد.

همانند اخبار خوب، در اخبار بد نیز توزیع بازدهی غیرعادی صراحتاً نرمال نیست.

ب) محتوای اطلاعاتی اعلام سود

برای بررسی این موضوع که آیا اعلامیه‌های سود دارای محتوای اطلاعاتی است یا خیر، میانگین مقادیر بازدهی غیرعادی در دوره رویداد را بررسی می‌کنیم. بدین منظور، آزمون می‌کنیم که آیا این مقادیر بازده غیرعادی تفاوت معنی‌داری با صفر دارد یا خیر. در این مرحله نیز تقسیم‌بندی را بین اخبار خوب و بد و همچنین، نحوه محاسبه بازدهی در روزهایی که سهام معامله نشده است را انجام می‌دهیم.

نگاره (۷) نشان می‌دهد در اعلامیه‌هایی که خبر خوب برای بازار تلقی می‌شود، در روش انباشته و

نگاره ۷. میانگین بازدهی غیر عادی در دوره رویداد برای اخبار خوب

روز	انباشته		یکسان		معامله به معامله		
	میانگین	Sig	میانگین	Sig	میانگین	Sig	
روز ۵	۰/۲۵	*	۰/۰۶۶	*	۰/۰۸۴	۰/۱۲	۰/۴۵۷
روز ۴	۰/۳۴	*	۰/۰۶۵	*	۰/۰۸۳	۰/۱۸	۰/۳۶۴
روز ۳	۰/۴۵	***	۰/۰۰۸	**	۰/۰۱۱	۰/۴۷	۰/۰۱۵
روز ۲	۰/۵۳	***	۰/۰۰۴	***	۰/۰۰۶	۰/۴۷	۰/۰۲۳
روز ۱	۰/۳۷	**	۰/۰۱۲	**	۰/۰۱۴	۰/۳۱	۰/۰۷۹
روز ۰	-۰/۰۴		۰/۴۳۹		۰/۴۰۳	-۰/۰۷	۰/۴۱۲
روز -۱	-۰/۰۳		۰/۵۷۹		۰/۵۲۹	۰/۰۸	۰/۴۷۲
روز -۲	-۰/۰۶		۰/۳۱۷		۰/۱۸۰	-۰/۱۰	۰/۳۳۹
روز -۳	-۰/۰۸		۰/۲۵۴		۰/۲۱۴	-۰/۰۷	۰/۴۹۶
روز -۴	-۰/۰۸		۰/۲۱۹		۰/۲۸۷	-۰/۱۲	۰/۳۵۰
روز -۵	۰/۰۰۰		۰/۹۳۲		۰/۹۸۱	۰/۰۸	۰/۵۳۲
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	-۰/۰۵	*	۰/۰۸۲	*	۰/۰۶۱	-۰/۰۷	۰/۳۹۳
بازده تجمعی روز ۰ تا ۵	۰/۲۵	***	۰/۰۰۰	***	۰/۰۰۰	۰/۱۶	۰/۰۶۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۵	۰/۱۱	***	۰/۰۰۳	***	۰/۰۰۶	۰/۰۶	۰/۴۵۶

نگاره ۸. میانگین بازدهی غیر عادی در دوره رویداد برای اخبار بد

روز	انباشته		یکسان		معامله به معامله		
	میانگین	Sig	میانگین	Sig	میانگین	Sig	
روز ۵	۰/۱۸		۰/۱۸		۰/۲۱	۰/۱۵۰	
روز ۴	۰/۰۳		۰/۰۳		۰/۸۲	۰/۷۳۵	
روز ۳	۰/۰۱		۰/۰۱		۰/۹۱	۰/۶۱۴	
روز ۲	۰/۱۳		۰/۱۴		۰/۲۹	۰/۲۵۶	
روز ۱	۰/۲۵		۰/۲۶	*	۰/۰۹	۰/۱۷۲	
روز ۰	-۰/۰۲		-۰/۰۱		۰/۷۷	-۰/۰۴	۰/۵۲۶
روز -۱	۰/۰۲		۰/۰۴		۰/۴۱	۰/۰۸	۰/۳۱۲
روز -۲	۰/۱۸		۰/۰۱		۰/۸۳	-۰/۰۱	۰/۸۹۸
روز -۳	۰/۰۳		-۰/۱۸		۰/۱۶	۰/۰۲	۰/۸۲۲
روز -۴	۰/۰۱		-۰/۰۳		۰/۴۸	۰/۲۱	۰/۴۱۴
روز -۵	۰/۴۳۱		-۰/۰۳		۰/۴۰	۰/۰۵	۰/۴۳۱
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	۰/۸۶۹		-۰/۰۱		۰/۵۱	۰/۰۱	۰/۸۶۹
بازده تجمعی روز ۰ تا ۵	۰/۵۷۱		۰/۰۳		۰/۴۷	۰/۰۳	۰/۵۷۱
بازده تجمعی روز ۵- تا ۵	۰/۵۷۹		۰/۰۱		۰/۷۴	۰/۰۲	۰/۵۷۹

*: معنی داری در سطح ۹۰ درصد

***: معنی داری در سطح ۹۹ درصد

**: معنی داری در سطح ۹۵ درصد

اثر اعلام سود کمتر از پیش‌بینی در بازار حاصل نشده است.

ج) آزمون‌های ناپارامتریک

با توجه به شواهد مربوط به نرمال نبودن بازدهی غیرعادی مندرج در نگاره‌های (۱) تا (۶)، ممکن است نتایج به دست آمده با آماره‌های آزمون فوق معتبر نباشد، زیرا این آماره‌ها فرض می‌کنند توزیع بازدهی غیرعادی از توزیع نرمال پیروی می‌کند. بنابراین، محتوای اطلاعاتی اعلام سود با استفاده از آزمون ناپارامتریک علامت بررسی می‌گردد. آزمون علامت، فرضی در مورد توزیع بازده‌های غیرعادی ندارد.

نتایج روش معامله به معامله نیز تقریباً شبیه به نتایج دو روش قبلی است.

همچنین، بازده تجمعی کل دوره رویداد و شش روز قبل از اعلام و شش روز بعد از اعلام نیز آزمون شده است. بازده غیرعادی در کل دوره رویداد در دو روش انباشته و یکسان معنی‌دار و با هم مساوی هستند.

نگاره (۸) میانگین بازدهی غیرعادی در اخبار بد را در دوره رویداد نشان می‌دهد. نکته بسیار جالب این است که در هر سه روش بازدهی غیرعادی، معنی‌داری (غیر از یک مورد) وجود ندارد. به عبارت دیگر، در اخبار بد، بازار کاملاً عقلایی بوده و بازده غیر عادی بر

نگاره ۹. میانگین بازدهی غیرعادی در دوره رویداد برای اخبار خوب

روز	انباشته		یکسان		معامله به معامله	
	میانگین	Sig	میانگین	Sig	میانگین	Sig
روز ۵	۰/۲۵ *	۰/۰۸۴	۰/۲۳ **	۰/۰۳۳	۰/۱۲	۰/۴۸۱
روز ۴	۰/۳۴	۰/۹۸۴	۰/۳۲	۰/۹۹۹	۰/۱۸	۰/۶۸۱
روز ۳	۰/۴۶	۰/۴۰۴	۰/۴۴	۰/۲۷۷	۰/۴۷ *	۰/۰۷۳
روز ۲	۰/۵۴	۰/۳۹۱	۰/۵۱	۰/۴۸۴	۰/۴۷ *	۰/۰۸۵
روز ۱	۰/۳۸	۰/۸۸۳	۰/۳۷	۰/۳۰۶	۰/۳۱	۰/۱۱۲
روز ۰	-۰/۰۴ **	۰/۰۲۸	-۰/۰۴ ***	۰/۰۰۰	-۰/۰۷	۰/۱۹۲
روز -۱	-۰/۰۳ ***	۰/۰۰۰	-۰/۰۳ ***	۰/۰۰۰	۰/۰۸	۰/۶۱۳
روز -۲	-۰/۰۶ **	۰/۰۱۶	-۰/۰۸ ***	۰/۰۰۱	-۰/۱۰	۰/۳۸۲
روز -۳	-۰/۰۸ **	۰/۰۳۸	-۰/۰۸ ***	۰/۰۰۰	-۰/۰۷	۰/۷۶۱
روز -۴	-۰/۰۸ ***	۰/۰۰۰	-۰/۰۷ ***	۰/۰۰۰	-۰/۱۲	۰/۲۱۵
روز -۵	۰/۰۰۰	۰/۷۹۶	۰/۰۰۰	۰/۱۲۳	۰/۰۸	۰/۵۳۲
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	-۰/۰۶	۰/۱۱۶	-۰/۰۶ **	۰/۰۴۹	-۰/۰۷	۰/۶۴۳
بازده تجمعی روز ۰ تا ۵	۰/۲۵	۰/۵۱۵	۰/۲۳	۰/۵۸۲	۰/۱۶	۰/۴۰۷
بازده تجمعی روز ۵- تا ۵	۰/۱۲	۰/۵۱۲	۰/۱۱	۰/۵۹۶	۰/۰۶	۰/۱۹۸

شد، اما برای اخبار بد نتایج آزمون‌های ناپارامتریک با نتایج آزمون‌های پارامتریک متفاوت است. نتایج

نتایج این آزمون‌ها، برای اخبار خوب دقیقاً همانند آزمون‌های پارامتریک است که در نگاره (۷) گزارش

به‌دست آمده نشان می‌دهد که در دو روش انباشته و یکسان بازدهی غیرعادی در روزهای ۵- تا صفر منفی و کاملاً معنی‌دار است. همچنین، در هر دو روش مذکور بازدهی تجمعی روزهای ۵- تا صفر منفی و معنی‌دار است. در روش معامله به معامله نیز بازده روزهای ۲-، ۱- و صفر، منفی و کاملاً معنی‌دار است.

به‌طور خلاصه می‌توان ادعا کرد که بازده غیرعادی برای اخبار خوب در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. در روزهای قبل از اعلام خبر خوب، بازده غیرعادی وجود ندارد، لذا نشت اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. همچنین، بازدهی غیرعادی در پنج روز بعد از اعلام خبر خوب، اثبات شده است.

نگاره ۱۰. میانگین بازدهی غیر عادی در دوره رویداد برای اخبار بد

روز	انباشته			یکسان			معامله به معامله		
	میانگین	Sig		میانگین	Sig		میانگین	Sig	
روز ۵	۰/۱۸	***	۰/۰۰۰	۰/۱۸	***	۰/۰۰۲	۰/۲۱	**	۰/۰۲۲
روز ۴	۰/۰۳	**	۰/۰۳۶	۰/۰۳	***	۰/۰۰۱	۰/۰۵		۰/۳۸۰
روز ۳	۰/۰۱	***	۰/۰۰۰	۰/۰۱	***	۰/۰۰۱	۰/۰۷		۰/۴۶۷
روز ۲	۰/۱۳	*	۰/۰۵۴	۰/۱۴	*	۰/۰۵۶	۰/۱۷		۰/۶۴۴
روز ۱	۰/۲۵		۰/۲۷۵	۰/۲۶	*	۰/۲۹۲	۰/۲۲		۰/۴۰۱
روز ۰	-۰/۰۲	***	۰/۰۰۰	-۰/۰۱	***	۰/۰۰۰	-۰/۰۴	***	۰/۰۰۴
روز ۱-	۰/۰۲	***	۰/۰۰۰	۰/۰۴	***	۰/۰۰۰	۰/۰۸	***	۰/۰۰۷
روز ۲-	۰/۰۱	***	۰/۰۰۰	۰/۰۱	***	۰/۰۰۰	-۰/۰۱	***	۰/۰۰۶
روز ۳-	-۰/۰۳	***	۰/۰۰۰	-۰/۰۳	***	۰/۰۰۰	۰/۰۲		۰/۱۰۰
روز ۴-	-۰/۰۳	***	۰/۰۰۰	-۰/۰۲	***	۰/۰۰۰	۰/۰۷	***	۰/۰۰۲
روز ۵-	-۰/۰۳	***	۰/۰۰۰	-۰/۰۳	***	۰/۰۰۰	۰/۰۵	***	۰/۰۰۰
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	-۰/۰۲	***	۰/۰۰۲	۰/۰۱	**	۰/۰۲۰	۰/۰۱		۰/۴۷۸
بازده تجمعی روز ۰ تا ۵	۰/۰۳		۰/۹۲۲	۰/۰۳		۰/۵۰۴	۰/۰۳		۰/۶۵۱
بازده تجمعی روز ۵- تا ۵	۰/۰۱		۰/۳۶۴	۰/۰۱		۰/۵۶۶	۰/۰۲		۰/۸۶۷

د) اطلاعات پیش از افشا

همان‌طور که قبلاً بیان شد، فرضیه‌ای وجود دارد که اطلاعات پیش از افشا در شرکت‌های بزرگتر بیشتر است، لذا بازدهی غیرعادی در این شرکت‌ها کمتر خواهد بود. به عبارت دیگر، بازدهی غیرعادی بعد از اعلام سود در شرکت‌های بزرگ کمتر از شرکت‌های

***: معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد

** : معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد

* : معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد

لذا واکنش بازار به خبر خوب به کنندی صورت می‌گیرد. شاید این یافته به دلیل وجود پدیده حد نوسان در بورس اوراق بهادار تهران باشد.

آزمون شده است. نگاره‌ها (۱۱) و (۱۲) نتایج به دست آمده را نمایش می‌دهند.

همان‌طور که در نگاره (۱۱) و (۱۲) مشخص است، ضریب همبستگی بین بازده غیرعادی در اخبار خوب و اندازه شرکت در روش انباشته و یکسان، منفی و معنی‌دار است. این موضوع فرضیه مورد آزمون را کاملاً تایید می‌کند. در روش معامله به معامله ضرایب معنی‌دار نیستند. از آنجایی که در مراحل قبلی بازده غیرعادی برای اخبار خوب با استفاده از روش معامله به معامله تایید نشد، لذا عدم رابطه بین این بازدهی غیرعادی غیر معنی‌دار و اندازه شرکت، دلیلی بر رد فرضیه توضیح بازده غیرعادی نیست.

کوچک است. دلیل این فرضیه این است که شرکت‌های بزرگ بیشتر مورد توجه بازار هستند و تحلیلگران اخبار خوب یا بد را قبل از اعلام شرکت درک کرده و در قیمت‌ها لحاظ می‌کنند. در این قسمت برای بررسی صحت این فرضیه در بورس اوراق بهادار تهران، همبستگی بین مقدار بازده تجمعی غیرعادی در روزهای مختلف دوره رویداد و اندازه شرکت را بررسی می‌کنیم. متغیر مورد استفاده به‌عنوان معیار اندازه شرکت، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در روز اعلام سود و لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در روز اعلام سود است.

همچنین، به‌منظور اطمینان از صحت نتایج هر دو ضریب همبستگی پیرسون و اسپرمن محاسبه و

نگاره ۱۱. ضریب همبستگی پیرسون در اخبار خوب

		انباشته		یکسان		معامله به معامله	
		Log(MV)	MV	Log(MV)	MV	Log(MV)	MV
بازده	ضریب	-۰/۰۴۷	-۰/۰۴۶	-۰/۰۴۶	-۰/۰۴۰	-۰/۰۲۱	-۰/۰۱۵
تجمعی	همبستگی						
روز	Sig	۰/۱۶۵	۰/۱۷۹	۰/۱۷۱	۰/۲۴۱	۰/۵۴۸	۰/۶۶۵
۰ تا ۵	N	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۵۱	۸۵۱
بازده	ضریب	-۰/۰۶۹ **	-۰/۰۷۰ **	-۰/۰۷۸ **	-۰/۰۹۱ ***	-۰/۰۱۱	-۰/۰۴۲
تجمعی	همبستگی						
روز	Sig	۰/۰۴۳	۰/۰۳۹	۰/۰۲۲	۰/۰۰۸	۰/۷۳۹	۰/۲۲۴
۰ تا ۵	N	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۵۱	۸۵۱
بازده	ضریب	-۰/۰۸۱ **	-۰/۰۷۷ **	-۰/۰۹۱ ***	-۰/۰۹۵ ***	-۰/۰۱۶	-۰/۰۳۱
تجمعی	همبستگی						
روز	Sig	۰/۰۱۷	۰/۰۲۴	۰/۰۰۸	۰/۰۰۵	۰/۶۳۵	۰/۳۶۱
۰ تا ۵	N	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۵۱	۸۵۱

نگاره ۱۲. ضریب همبستگی اسپیرمن در اخبار خوب

		انباشته		یکسان		معامله به معامله	
		Log(MV)	MV	Log(MV)	MV	Log(MV)	MV
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	ضریب همبستگی	-۰/۰۸۲ **	-۰/۰۸۲ **	-۰/۰۶۸ **	-۰/۰۶۸ **	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۷
	Sig	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۴۴	۰/۰۴۴	۰/۶۲۱	۰/۶۲۱
	N	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۵۱	۸۵۱
بازده تجمعی روز ۵ تا ۰	ضریب همبستگی	-۰/۰۶۳ *	-۰/۰۶۳ *	-۰/۰۶۴ *	-۰/۰۶۴ *	-۰/۰۲۷	-۰/۰۲۷
	Sig	۰/۰۶۵	۰/۰۶۵	۰/۰۵۹	۰/۰۵۹	۰/۴۳۴	۰/۴۳۴
	N	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۵۱	۸۵۱
بازده تجمعی روز ۵- تا ۰	ضریب همبستگی	-۰/۰۹۰ ***	-۰/۰۹۰ ***	-۰/۰۹۳ ***	-۰/۰۹۳ ***	-۰/۰۲۸	-۰/۰۲۸
	Sig	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۴۱۰	۰/۴۱۰
	N	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۶۹	۸۵۱	۸۵۱

***: معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد ***: معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد *: معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد

بازار سهام کوچکی که استانداردهای حسابداری آن مشابه استانداردهای اغلب بازارهای سهام بزرگتر مورد مطالعه نظیر ایالات متحده و انگلستان است، به بسط ادبیات موضوعی کمک می‌کند. اعلامیه‌های سود در بورس اوراق بهادار تهران، همچون بازارهای سهام بزرگتر، محتوای اطلاعاتی داشته و حاوی اطلاعات جدید و مربوطی برای بازار سهام است. با این حال، شواهد به‌دست آمده نشان می‌دهد محیط اطلاعاتی این بازار کوچک به گونه‌ای است که اثر اطلاعات جدید ناشی از اعلامیه‌های سود را به‌کندی در قیمت‌های سهام منعکس می‌نماید. یافته دیگر ما این است که نشت اطلاعاتی قبل از اعلام سود در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد.

همانند سایر بازارهای کوچک، سهام پذیرفته شده در بورس تهران در روزهای زیادی معامله نمی‌شوند و مشکل کمبود داده بسیار جدی است. برای رفع این مشکل و پرکردن داده‌های خالی از سه روش انباشته،

برای اخبار بد نیز ضرایب همبستگی پیرسون و اسپیرمن محاسبه و آزمون شد (نتایج گزارش نشده است). نتایج به‌دست آمده کاملاً فرضیه وجود ارتباط بین اندازه شرکت و بازدهی غیرعادی در دوره رویداد را تایید می‌کند.

مطالعات انجام شده قبلی با استفاده از داده‌های ایالات متحده و انگلستان نیز فرضیه مورد نظر را تایید کرده‌اند. این نتایج را می‌توان شواهدی برای بازارهای بزرگ عنوان کرد، اما در بازارهای کوچک تنها پژوهش مربوط به بورس اوراق بهادار دانمارک است. نتایج به‌دست آمده نشان داده است که این فرضیه در بورس دانمارک به‌عنوان بورس کوچک تایید نشده است. بنابراین، نتیجه پژوهش ما در یک بازار سهام کوچک می‌تواند یافته جدیدی تلقی شود.

نتیجه

مقاله حاضر از طریق تحلیل محتوای اطلاعاتی

آن روزها معامله نشده، استفاده گردد و سایر پدیده‌های بازار سرمایه تحلیل و بررسی شود.

منابع

- ۱- ایزدی‌نیا، ناصر و مصطفی دری سده. (۱۳۹۰). "محتوای اطلاعاتی جزء غیرعملیاتی سود حسابداری در رابطه با پیش‌بینی سود و ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام"، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال دوم، شماره ۱، صص ۱۷-۳۲.
- ۲- بادآور نهندی، یونس؛ طالب‌نیا، قدرت‌اله و مرتضی خانلاری. (۱۳۹۰). "بررسی محتوای اطلاعاتی عایدات حسابداری محافظه‌کارانه و غیرمحافظه‌کارانه"، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، دوره سوم، شماره ۴، صص ۱۰۳-۱۱۴.
- ۳- بولو، قاسم؛ باباجانی، جعفر و مهدی ابراهیمی میمند. (۱۳۹۱). "ملاحظه محتوای اطلاعاتی اجزای سود توسط مدیران و سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی سود"، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، دوره ۴، ش ۱، صص ۴۷-۶۶.
- ۴- خالقی مقدم، حمید و محمد آزاد. (۱۳۸۳). "محتوای اطلاعاتی پیش‌بینی سود شرکت‌ها"، *مجله مطالعات حسابداری*، ش ۷، صص ۲۱-۳۹.
- ۵- خوش‌طینت، محسن و صغری براری نوکاشتی. (۱۳۸۵). "تأثیر اندازه شرکت بر محتوای اطلاعاتی اعلام سود"، *مجله مطالعات حسابداری*، ش ۱۶، صص ۵۱-۶۸.

- 6- Atiase, R. K. (1985). "Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior around Earnings Announcements", *Journal of Accounting Research*, Vol. 23, Pp. 21-36.
- 7- Ball, R. and Kothari, S. (1991). "Security Returns around Earnings Announcements", *Accounting Review*, Vol. 66, Pp. 718-738.

یکسان و معامله به معامله استفاده شد. در هر سه روش، وجود محتوای اطلاعاتی در روزهای پس از اعلام سود تایید شد. نتایج روش انباشته و یکسان بسیار شبیه به هم بود. همچنین، در آزمون‌های ناپارامتریک نیز وجود محتوای اطلاعاتی تایید شد.

در حالی که نتایج حاصله نشان دهنده عدم کارایی بورس اوراق بهادار تهران بوده و با یافته عمومی کارایی در خصوص اعلامیه سود در بازارهای بزرگ در تضاد است، جالب توجه است که سایر مطالعات نیز به نتایج مشابهی دست یافتند. پلیسر و ریس (۱۹۹۹) دریافتند که زمان واکنش در بازار سهام اسپانیا شش روز است و مطالعات انجام شده توسط بال و کوئاری (۱۹۹۱)، الشارکوی و گارود (۱۹۹۶) پلیسر و ریس (۱۹۹۹) نیز بازدهی غیرعادی مثبت معناداری در ایالات متحده، انگلستان و اسپانیا شناسایی کردند. همچنین، اسپونهلتر (۲۰۰۸) نیز با روش شناسی شبیه به همین پژوهش، وجود محتوای اطلاعاتی در بورس دانمارک را تایید کردند.

نهایتاً همبستگی منفی و معنی‌دار میان اندازه شرکت و محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود یافت گردید. این نتیجه با انتظارات ما و یافته‌های مطالعات گذشته مطابقت دارد. هر چند نتایج اسپونهلتر (۲۰۰۸) با یافته‌های پژوهش ما همخوانی ندارد، اما نتایج این پژوهش همانند سایر مطالعات گذشته با فرضیه اطلاعات پیش از افشا سازگار است.

پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی دلایل تأثیر همراه با تأخیر اطلاعات اعلامیه‌های سود در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود که از این سه روش (یکسان، انباشته و معامله به معامله) برای پرکردن بازدهی روزهایی که سهام در

- Turnover Announcements in France”, *European Accounting Review*, Vol. 10, Pp. 679-704.
- 19- Grossman, S.J. and Stiglitz, J.E. (1980). “On The Impossibility of Informationally Efficient Markets”, *American Economic Review*, Vol. 70, Pp. 393-408.
- 20- Holthausen, R.W. and Verrecchia, R.E. (1988). “The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi-asset Market”, *Journal of Accounting Research*, Vol. 26, Pp. 82-106.
- 21- Kim, O. and Verrecchia, R. E. (1997). “Pre-Announcement and Event-Period Private Information”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, Pp. 395-419.
- 22- Kothari, S. (2001), “Capital Markets Research in Accounting”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, Pp. 105-231.
- 23- Liang, L. (2003). “Post-Earnings Announcement Drift and Market Participants’ Information Processing Biases”, *Review of Accounting Studies*, Vol 8, Pp. 321-345.
- 24- Maynes, E. and Rumsey, J. (1993). “Conducting Event Studies with Thinly Traded Stocks”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, Pp. 145-157.
- 25- Pellicer, M.J.A. and Rees, W.P. (1999). “Regularities in the Equity Price Response to Earnings Announcements in Spain”, *European Accounting Review*, Vol. 8, Pp. 585-607.
- 26- Sponholtz, Carina (2008). “The Information Content of Earnings Announcements in Denmark”, *International Journal of Managerial Finance*, Vol. 4, Pp. 4-36.
- 8- Battholdy, Jan. (2007). “Conducting Event Studies on a Small Stock Exchange”, *The European Journal of Finance*, Vol. 13, Pp. 227-252.
- 9- Beaver, W. H. (1968). “The Information Announcements”, *Content of Annual Earnings Journal of Accounting Research*, Vol. 6, Pp. 67-92.
- 10- Brown, S.J. and Warner, J.B. (1985). “Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, Pp. 3-31.
- 11- Campbell, J. Y., Lo, A. W. and MacKinlay, A.C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- 12- Christensen, T. E., Smith, T. Q. and Stuerke, P. S. (2004). “Public Predisclosure Information, Firm Size, Analyst Following, and Market Reactions to Earnings Announcements”, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 31, Pp. 951-984.
- 13- Conrad, Jennifer. (2002). “When Is Bad News Really Bad News?”, *Journal of finance*, LVII, Pp. 2507-2532.
- 14- Dempsey, S.J. (1989). “Predisclosure Information Search Incentives, Analyst Following, and Earnings Announcement Price Response”, *The Accounting Review*, Vol. 64, Pp. 748-757.
- 15- Elsharkawy, A. and Garrod, N. (1996). “The Impact of Investor Sophistication on Price Responses to Earnings News”, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol, 23, Pp. 221-236.
- 16- Fama, E.F. (1970). “Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance*, Vol. 25, Pp. 383-417.
- 17- Fama, E.F. (1991). “Efficient Capital Markets: II”, *Journal of Finance*, Vol. 46, Pp. 1575-1617.
- 18- Gajewski, J.-F. and Que’re’, B.P. (2001). “The Information Content of Earnings and

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۸)، زمستان ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۱۲/۲۶
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۹/۱۸
صص ۹۱-۱۰۴

نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد از دیدگاه مدیران مالی شرکت‌ها، مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و اعتباردهندگان

یداله تاری وردی^{*۱}، زهرا پورزمانی^{*}، مصطفی احمدی^{***}
^{*} استادیار حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
Tariverdi76ir@yahoo.com
^{**} استادیار حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
zah.poorzamani@iauctb.ac.ir
^{***} کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
Ma_27345@yahoo.com

چکیده

طبق استانداردهای حسابداری مالی آمریکا و استانداردهای بین‌المللی حسابداری، صورت جریان وجوه نقد در قالب سه بخش ارائه می‌گردد. در ایران نیز، بنا بر پایه‌ای استدلالات صورت جریان وجوه نقد از مدل سه بخشی به مدل پنج بخشی تبدیل شده است. افزون بر این، مدلی از صورت جریان وجوه نقد در قالب چهار بخش ارائه شده است. هدف از این پژوهش تشخیص نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد از دیدگاه اعتباردهندگان، مدیران مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک است. با الهام از ادبیات پژوهش و مبانی نظری موجود، فرضیه تدوین و با استفاده از ۲۱۴ پرسشنامه و آزمون‌های ناپارامتریک ویلکاکسون، رتبه‌ای نشان‌دهنده فریدمن، کروسکال - والیسویومن - ویتنیه به آزمون فرضیه پرداخته شد. نتایج حاصل از آزمون ویلکاکسون نشان داد که نحوه ارائه مدل چهار بخشی نسبت به مدل سه بخشی و پنج بخشی از برتری برخوردار است. نتایج آزمون رتبه‌ای فریدمن نیز نشان می‌دهد مدل چهار بخشی از مدل‌های سه و پنج بخشی و مدل پنج بخشی از مدل سه بخشی برتر است. در بررسی تفاوت میان رتبه‌بندی هر سه مدل و یکنواختی پاسخ‌های ارائه شده که به ترتیب توسط آزمون‌های رتبه‌ای فریدمن، کروسکال - والیس و یومن - ویتنی صورت گرفته، نتایج مؤید آن است که رتبه‌بندی مدل‌های سه، چهار و پنج بخشی دارای تفاوت معنی‌داری هستند و در پاسخ‌های ارائه شده توسط گروه‌های مورد مطالعه یکنواختی وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: صورت جریان وجوه نقد، مدل سه بخشی، مدل چهار بخشی، مدل پنج بخشی.

مقدمه

فوق، بدیهی است نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد، نقش مهمی را در ارزیابی‌ها و قضاوت‌های سرمایه‌گذاران ایفا می‌کند.

صورت جریان وجوه نقد در ذات خود بیانگر نقدشوندگی یا عدم نقدشوندگی سود و همچنین، توان یا عدم توان پرداخت دیون است. صورت جریان وجوه نقد نشان می‌دهد یک واحد تجاری تا چه میزان از توانایی انعطاف‌پذیری مالی برخوردار است. همچنین، این صورت مالی با توجه به این که بر مبنای نقدی تهیه می‌شود، از عینیت بیشتری برخوردار بوده، نشان می‌دهد که وجوه نقد به چه میزان و چگونه تحصیل و در چه راهی مصرف شده است. لذا در خور توجه است که در خصوص تهیه چنین منبع اطلاعاتی که زوایای مختلف یک جریان اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد، به تفصیل بحث و بررسی شود و مدل‌های مختلف ارائه این صورت مالی از منظر گروه‌های مختلف استفاده‌کننده و همچنین، صاحب‌نظران این رشته تبیین و در نهایت، نسبت به تعیین مدل برتر ارائه صورت جریان وجوه نقد نتیجه‌گیری شود. در این راستا، به اعتقاد برخی پژوهشگران، با توجه به این که مدل‌های سه و پنج بخشی ارائه صورت جریان وجوه نقد در برخی موارد دچار نقایصی بوده است و بعضاً جریان‌های ورودی و خروجی وجوه نقد را در طبقه‌ای نشان می‌دهند که اساساً مربوط به طبقه دیگری بوده و به درک ناصحیح از واقعیات و در نهایت تصمیم‌گیری نادرست استفاده‌کنندگان منجر می‌شود، در این پژوهش کوشش خواهد شد تا مدل‌های سه، چهار و پنج بخشی ارائه صورت جریان وجوه نقد، از نظر اعتباردهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و

صورت جریان وجوه نقد، یکی از صورت‌های مالی اساسی به‌شمار می‌رود که ارائه آن بر اساس استانداردهای حسابداری، الزام یافته است. این صورت حاوی اطلاعاتی درباره دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی طی دوره مالی است که استفاده‌کنندگان را در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی یاری می‌رساند. به کارگیری اطلاعات صورت جریان وجوه نقد در کنار اطلاعات سایر صورت‌های مالی، به ارزیابی انعطاف‌پذیری مالی واحد گزارشگر کمک می‌کند. اطلاعات تاریخی مربوط به جریان وجوه نقد می‌تواند در قضاوت نسبت به مبلغ، زمان و میزان اطمینان از تحقق جریان‌های وجوه نقد آتی به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی کمک کند. اطلاعات مزبور، بیانگر چگونگی ارتباط بین سودآوری واحد تجاری و توان آن برای ایجاد وجه نقد و در نتیجه، مشخص‌کننده کیفیت سود تحصیل شده توسط واحد تجاری است.

درواقع، می‌توان گفت که سرمایه‌گذاران فعلی و بالقوه برای اتخاذ تصمیم برای سرمایه‌گذاری، ضمن در نظر گرفتن میزان سودآوری واحد سرمایه‌پذیر به اطلاعات مربوط به نقدینگی و جریان‌های نقدی موجود در آن واحد توجه ویژه‌ای دارند [۹]. علاوه بر این، تحلیل‌گران و دیگر استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی اغلب به‌طور رسمی یا غیررسمی، مدل‌هایی را برای ارزیابی و مقایسه ارزش فعلی جریان‌های وجه نقد آتی واحدهای تجاری به کار می‌برند. اطلاعات تاریخی مربوط به جریان وجوه نقد می‌تواند برای کنترل میزان دقت ارزیابی‌های گذشته مفید واقع شود و رابطه بین فعالیت‌های واحد تجاری و دریافت‌ها و پرداخت‌های آن را نشان دهد. با توجه به مطالب

از فعالیت‌های تأمین مالی ارائه می‌گردد [۵]. در پژوهش حاضر، این رویکرد با عنوان مدل سه بخشی بیان می‌شود.

مدل چهار بخشی: این رویکرد مبتنی بر تئوری شخصیت بوده و از چهار وظیفه اصلی واحد تجاری نشأت گرفته است. بر اساس تئوری شخصیت، یک واحد تجاری به‌عنوان شخصیت حقوقی از طریق مالکان (سهامداران) و دیگر اشخاص (نظیر اعتباردهندگان) تأمین مالی می‌شود، سپس با تأمین مالی صورت گرفته به سرمایه‌گذاری مبادرت می‌کند تا از محل آن بازده کسب کند و در نهایت، از محل بازده‌های کسب شده بابت تأمین مالی انجام شده، سود پرداخت می‌نماید. بنابراین، صورت جریان وجوه نقد باید اطلاعاتی در مورد چهار وظیفه اصلی سرمایه‌گذاری، تأمین مالی، بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود پرداختی بابت تأمین مالی ارائه نماید [۲]. در این پژوهش این رویکرد با عنوان مدل چهار بخشی بیان می‌شود.

مدل پنج بخشی: کمیته تدوین استانداردهای حسابداری ایران، برای ارائه صورت جریان وجه نقد مدلی مشتمل بر پنج بخش فعالیت‌های عملیاتی، بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود پرداختی بابت تأمین مالی، مالیات بر درآمد، فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های تأمین مالی پیشنهاد کرده است که اجرای آن از اول فروردین ۱۳۸۰ الزامی شده است [۸]. در پژوهش حاضر این رویکرد با عنوان مدل پنج بخشی بیان می‌شود.

پیشینه پژوهش

نورنبرگ (۱۹۹۳) در مطالعات نظری خود به ارائه انتقادات، استدلال‌های و نظرها درباره نحوه ارائه

مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک مقایسه کردند.

در ادامه مقاله، ابتدا به اهداف و مبانی نظری و پیشینه پژوهش اشاره می‌گردد. سپس روش پژوهش شامل فرضیه‌های پژوهش، ابزار گردآوری داده‌ها، جامعه و نمونه آماری و روش تجزیه و تحلیل داده‌ها مرور خواهد شد. آنگاه داده‌های پژوهش آزمون شده و یافته‌ها تجزیه و تحلیل و تفسیر می‌شود. بخش نهایی نیز به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها می‌پردازد.

هدف پژوهش

هدف اصلی از این پژوهش، تشخیص نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد از دیدگاه اعتباردهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و مقایسه نتایج آن است.

مبانی نظری

صورت جریان وجوه نقد، یکی از صورت‌های مالی اساسی است که در سال‌های اخیر جایگزین صورت تغییرات در وضعیت مالی گردیده است. این صورت مالی اطلاعات سودمندی را در مورد دریافت‌ها و پرداخت‌های وجه نقد در قالب فعالیت‌های مختلف واحد تجاری طی یک دوره مالی در قالب چندین طبقه ارائه می‌دهد [۶].

مدل سه بخشی: براساس بیانیه شماره ۹۵ هیأت تدوین استانداردهای حسابداری مالی [۱۰] و همچنین، استاندارد شماره ۷ کمیته تدوین استانداردهای بین‌المللی حسابداری [۱۲]، صورت جریان وجوه نقد در قالب سه بخش جریان وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، جریان وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و جریان وجوه نقد ناشی

می‌دهند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که روش مستقیم گزارشگری جریان‌های نقدی از محبوبیت بیشتری در بین استفاده‌کنندگان صورت جریان وجوه نقد برخوردار است.

اعتمادی و تاری وردی (۱۳۸۵) در مطالعه خود به بررسی تأثیر نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد بر قضاوت‌های سرمایه‌گذاران حرفه‌ای پرداخته‌اند [۱]. طبق اظهارات آن‌ها در اکثر کشورهای دنیا صورت جریان وجوه نقد، دارای سه بخش بوده، در حالی که این گزارش در ایران پنج بخشی است. افزون بر این، مدل چهار بخشی صورت جریان وجوه نقد نیز برای نخستین بار توسط مؤلفان همراه با استدلال‌های آن ارائه شده است. این مقاله نتایج یک طرح پس آزمون چند گروهی، برای تعیین تأثیر نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد بر قضاوت‌های سرمایه‌گذاران حرفه‌ای را ارائه می‌نماید. نتایج آزمون کروسکال - وایس نشان داد که نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد بر قضاوت‌های سرمایه‌گذاران حرفه‌ای تأثیر دارد. افزون بر این، بر طبق نتایج آزمون یومان - ویتنی مشخص شد که بین قضاوت‌های سرمایه‌گذاران مبتنی بر مدل‌های سه بخشی و پنج بخشی از یک سو و مبتنی بر مدل‌های پنج بخشی و چهار بخشی از سوی دیگر، تفاوت معناداری وجود ندارد. این در حالی است که بین قضاوت‌های سرمایه‌گذاران حرفه‌ای مبتنی بر مدل‌های سه بخشی و چهار بخشی تفاوت معناداری مشاهده می‌شود.

انواری رستمی و تاری وردی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد از دیدگاه دانشجویان رشته حسابداری، اعضای جامعه حسابداران رسمی و سرمایه‌گذاران حرفه‌ای را با اتکا بر طرح زمینه‌یابی مقطعی بررسی کردند [۲]. نتایج

صورت جریان وجه نقد پرداخت [۱۵]. وی در خصوص بیانیه شماره ۹۵ هیأت تدوین استانداردهای حسابداری [۱۰] با هدف برجسته‌سازی پارادوکس‌های موجود این‌گونه عنوان می‌کند که جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی نتایج نقدی این فعالیت‌ها را در بر نمی‌گیرد؛ لذا نباید بدون اصلاح در مدل‌های تصمیم‌گیری و قضاوت به کار برده شوند.

پژوهش کریشنان و لارگای (۲۰۰۰) می‌کوشد به این سؤال پاسخ دهد که کدام روش ارائه جریان‌های نقدی عملیاتی (مستقیم یا غیرمستقیم) از توانایی پیش‌بینی بالاتری برخوردار است [۱۳]. نتایج این پژوهش با استفاده از داده‌های کشور آمریکا، حاکی از آن است که روش مستقیم نسبت به روش غیرمستقیم ارائه جریان‌های نقدی عملیاتی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی مفیدتر است. همچنین، یافته‌های آن‌ها گویای آن است که برآورد دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی از طریق روش غیرمستقیم به اندازه‌گیری نادرست معناداری منجر می‌شود.

کیوک (۲۰۰۲) به بررسی تأثیر شیوه ارائه صورت جریان وجوه نقد بر تصمیمات وام‌دهندگان می‌پردازد. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که وام‌دهندگان معمولاً از اطلاعات موجود در صورت جریان وجوه نقد در تصمیم‌گیری‌های خودشان بهره نمی‌گیرند و در نتیجه، شیوه ارائه صورت جریان وجوه نقد، تأثیری بر تصمیم‌گیری آن‌ها ندارد [۱۴].

گویال (۲۰۰۴) به بررسی شیوه ادراک روش گزارشگری وجوه نقد (با تأکید بر روش مستقیم) بر فرآیند تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان گزارش‌های مالی می‌پردازد [۱۱]. جامعه آماری این پژوهش را مدیران، سهامداران، کارکنان، فروشندگان و مشتریان تشکیل

روش پژوهش

این پژوهش در قالب روش پژوهش پیمایشی مقطعی که یکی از انواع پژوهش‌های توصیفی (غیرآزمایشی) است، انجام شده است.

به منظور ارزیابی پایایی و روایی ابزار گردآوری اطلاعات، به ترتیب از آزمون آلفای کرونباخ و نظر متخصصان استفاده شده است. اگر پس از به دست آمدن نتایج آزمون مشخص شود که ضریب آلفای کرونباخ بالاتر از ۰/۷ است، پرسش‌نامه دارای پایایی قابل قبولی است و هر چه این مقدار به عدد ۱ نزدیکتر باشد، پرسش‌نامه از پایایی بالاتری برخوردار است. لذا با توجه به این که نتایج آزمون آلفای کرونباخ در این پژوهش، عددی بزرگتر از ۰/۷ را نشان داده است، پایایی پرسش‌نامه تایید شده است.

در خصوص روایی پرسش‌نامه نیز با استفاده از نظر متخصصان و اساتید حسابداری و از طریق فرمول لاوشه، آزمون صورت پذیرفته است. در این پژوهش، در حوزه روایی پرسشنامه، برای حصول اطمینان از اعتبار محتوایی از ۱۵ تن از اساتید و متخصصان در خصوص گویه‌ها نظرخواهی شد و نسبت اعتبار محتوای متغیرها محاسبه گردید. برای تعداد ۱۵ ارزیاب یا داور، لازم است حداقل میانگین نسبت اعتبار محتوایی ۰/۴۹ باشد. با توجه به این که میانگین نسبت اعتبار محتوایی محاسبه شده برای پرسشنامه پژوهش برابر با ۰/۶۸۵ و بیشتر از ۰/۴۹ است، از این رو، اعتبار محتوایی پرسش‌نامه در حد قابل قبولی تأیید می‌شود.

در این پژوهش با عنایت به ماهیت موضوع و آزمودنی‌های پژوهش، برای آزمون فرضیه‌ها، با توجه به نرمال نبودن داده‌های پژوهش که به موجب آماره کولموگروف - اسمیرنوف مشخص گردید، از

آزمون علامت رتبه‌ای ویلکاکسون نشان داد که مدل پنج بخشی صورت جریان وجوه نقد از دو مدل چهار بخشی و سه بخشی بهتر و مدل چهار بخشی نیز از مدل سه بخشی بهتر است. نتایج آزمون رتبه‌ای فریدمن نیز گویای آن است که مدل پنج بخشی از مدل چهار بخشی و این مدل از مدل سه بخشی برتر است و تفاوت بین این مدل‌ها معنادار است. علاوه بر این، بر اساس آزمون‌های کراسکال والیس و یومن ویتنی مشخص شد که بین دیدگاه‌های گروه‌های مختلف یاد شده درخصوص نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد تفاوت معناداری وجود ندارد.

پورحیدری و دیگران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی مقایسه‌ای توانایی پیش‌بینی اطلاعات صورت جریان وجوه نقد به روش مستقیم و غیرمستقیم پرداخته‌اند [۳]. نتایج حاصل از این پژوهش مؤید آن است که روش مستقیم ارائه جریان‌های نقدی عملیاتی دارای توانایی بالاتری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی است و در صورتی که صورت جریان وجوه نقد به صورت مستقیم تهیه نگردد، اطلاعات مربوطی از دسترس استفاده‌کنندگان خارج خواهد شد.

وجه تمایز این پژوهش با پژوهش قبلی [۲] در جامعه آماری است؛ یعنی در پژوهش حاضر دیدگاه تهیه‌کنندگان و اعتباردهندگان به‌طور مقایسه‌ای بررسی شده است.

فرضیه پژوهش

از دیدگاه اعتباردهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، مدل چهار بخشی صورت جریان وجوه نقد از مدل‌های سه و پنج و مدل پنج بخشی از مدل سه بخشی برتر است.

آماره‌های ناپارامتریک ویلکاکسون و آزمون‌های در نگاره (۱) اهم استدلال‌های ارائه شده در رتبه‌ای فریدمن، کروسکال - والیس و یومن - ویتنی خصوص نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد طبق مدل‌های سه، چهار و پنج بخشی صورت جریان وجوه نقد به اختصار توضیح داده شده است.

نگاره ۱. اهم استدلال‌های ارائه شده در خصوص نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد

ردیف	عنوان	استدلال‌های مدل پنج بخشی	استدلال‌های مدل سه بخشی	استدلال‌های مدل چهار بخشی
۱	تعداد طبقه‌ها	مطابقت با ادبیات مالی و اینکه بازده و سود پرداختی بابت تامین مالی به ساختار سرمایه مرتبط است و مالیات فاقد ویژگی مشترک با سایر طبقات است	مطابقت با ادبیات مالی مطابقت با ادبیات مالی چون برای تصمیم‌گیری‌ها سودمند است	مطابقت با تئوری شخصیت اقتصادی، از این رو باید ۴ وظیفه اصلی تامین مالی، سرمایه‌گذاری، کسب بازده (برایند سرمایه‌گذاری) و توزیع سود تامین مالی (برایند تامین مالی) را شامل گردد
۲	نحوه ارائه فعالیت‌های عملیاتی	عدم ارتباط عملیات با ساختار سرمایه	تامین مالی نباشد، عملیاتی محسوب می‌شود	عدم ارتباط عملیات با ساختار سرمایه و سود تامین مالی
۳	نحوه ارائه مالیات عملکرد	قضاوتی بودن تخصیص مالیات به بخش‌های متفاوت	مطابقت با مفهوم محاسبه سود خالص	قضاوتی بودن تخصیص مالیات به بخش‌های متفاوت و دارابودن ویژگی‌های مشترک با سود تامین مالی
۴	نحوه ارائه استهلاک	هزینه غیر نقدی است	هزینه غیر نقدی است	برگشت (بازیافت) سرمایه‌گذاری است
۵	نحوه ارائه مزایای پایان خدمت پرداخت نشده کارکنان	هزینه غیر نقدی است	هزینه غیر نقدی است	بخشی از ساختار سرمایه است
۶	نحوه ارائه سود (زیان) تسویه بدهی‌ها	پیامد تصمیم‌های تامین مالی است	پیامد تصمیم‌های تامین مالی است	سود و زیان با فعالیت تامین مالی تفاوت دارد
۷	نحوه ارائه سود (زیان) غیر عملیاتی واگذاری دارایی‌های غیر جاری	پیامد تصمیم‌های سرمایه‌گذاری است	پیامد تصمیم‌های سرمایه‌گذاری است	سود و زیان با فعالیت سرمایه‌گذاری تفاوت دارد
۸	نحوه ارائه بهره و سود سهام دریافت شده	مرتبط با ساختار سرمایه است	مطابقت با مفهوم محاسبه سود خالص	مرتبط با ساختار سرمایه است
۹	نحوه ارائه بهره پرداخت شده	مرتبط با ساختار سرمایه است	مطابقت با مفهوم محاسبه سود خالص	برایند فعالیت تامین مالی است
۱۰	نحوه ارائه سود سهام پرداخت شده	مرتبط با ساختار سرمایه است	پیامد تصمیم‌های تامین مالی است	برایند فعالیت تامین مالی است
۱۱	نحوه ارائه وام‌های اعطایی به کارکنان	مرتبط با عملیات واحد تجاری است	تفاوتی بین وام‌های اعطایی به اشخاص مختلف نیست	تفاوتی بین وام‌های اعطایی به اشخاص مختلف نیست
۱۲	نحوه ارائه پرداخت‌های مرتبط با خرید نسبه بلند مدت کالا	مرتبط با عملیات واحد تجاری است	مرتبط با عملیات واحد تجاری است	بخشی از ساختار سرمایه است
۱۳	نحوه ارائه دریافت‌های مرتبط با فروش نسبه بلند مدت کالا	مرتبط با عملیات واحد تجاری است	مرتبط با عملیات واحد تجاری است	بخشی از ساختار سرمایه‌گذاری‌هاست

ابزار گردآوری داده‌ها

ابزار گردآوری داده‌ها در این پژوهش پرسشنامه کتبی با مقیاس لیکرت پنج نقطه‌ای است. این پرسشنامه شامل دویخش سؤالات عمومی (۵ سؤال) و سؤالات تخصصی (۱۸ سؤال) است. در بخش سؤالات تخصصی ۶ سؤال اول کلی‌تر بوده و شامل تعداد طبقات، قابلیت مقایسه، قابل فهم بودن، سازگاری طبقه‌بندی صورت جریان وجوه نقد با طبقه‌بندی ترازنامه، سازگاری طبقه‌بندی صورت جریان وجوه نقد با طبقه‌بندی صورت جریان وجوه نقد در درون هر یک از طبقات صورت جریان وجوه نقد است. با استفاده از این سؤال‌های میزان سودمندی هر یک از مدل‌های صورت جریان وجوه نقد از نظر شش عبارت فوق برای تصمیم‌گیری‌های گروه‌های سه‌گانه جامعه آماری ارزیابی می‌شود. دوازده سؤال بعدی نیز خاص‌تر بوده، شامل فعالیت‌های عملیاتی، مالیات عملکرد، استهلاک و مزایای پایان خدمت کارکنان، سود (زیان) تسویه بدهی‌ها، سود (زیان) غیرعملیاتی واگذاری دارایی‌های غیرجاری، بهره و سود سهام دریافت شده، بهره پرداخت شده، سود سهام پرداخت شده، وام‌های اعطایی به کارکنان، پرداخت‌های خرید نسبه بلند مدت کالا و دریافت‌های فروش نسبه بلند مدت

کلااست. با استفاده از این سؤال‌های میزان سودمندی نحوه ارائه هر یک از اقلام یاد شده در مدل‌های مختلف صورت جریان وجوه نقد برای تصمیم‌گیری‌های گروه‌های سه‌گانه جامعه آماری سنجش می‌شود.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش را تحلیلگران اداره اطلاعات اعتباری بانک‌ها، مدیران مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک تشکیل می‌دهند. در این پژوهش برای محاسبه حجم نمونه از فرمول کوکران بهره گرفته شده است. نمونه آماری نیز با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی انتخاب شده است.

آزمون فرضیه

"فرضیه با استفاده از آزمون رتبه‌ای نشانه‌ای ویلکاکسون و در سطح اطمینان ۹۵٪ بررسی شده است."

در نگاره (۲) نتایج حاصل از آزمون فرضیه نشان داده شده و در ذیل نگاره به علل پذیرش یا عدم توانایی پذیرش فرضیه اشاره گردیده است.

نگاره ۲. نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش

مدل‌های	رتبه‌ها	تعداد	میانگین رتبه‌ها	آماره Z	Sig	مدل برتر
سه و پنج بخشی	رتبه‌های منفی	۱۵۰۰	۱۵۲۸/۵۷	-۰/۳۸۳	۰/۷۰۲	هیچ کدام
	رتبه‌های مثبت	۱۵۱۶	۱۴۸۷/۶۴			
سه و چهار بخشی	رتبه‌های منفی	۱۷۳۷	۱۵۹۴/۴۰	-۸/۰۲۰	۰/۰۰۰	۴ بخشی
	رتبه‌های مثبت	۱۳۴۷	۱۴۷۵/۵۸			
چهار و پنج بخشی	رتبه‌های منفی	۱۷۳۸	۱۵۹۸/۳۵	-۸/۳۲۵	۰/۰۰۰	۴ بخشی
	رتبه‌های مثبت	۱۳۴۲	۱۴۶۵/۵۸			

به دلیل آن‌که احتمال آماره Z بیشتر از $۰/۰۵$ است (۰/۷۰۲)، بنابراین، از دیدگاه اعتبار دهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، مدل پنج بخشی صورت جریان وجوه با مدل سه بخشی صورت جریان وجوه تفاوت معنی‌داری ندارد. بنابراین، مدل‌های سه و پنج بخشی بر یکدیگر برتری ندارند.

به دلیل آن‌که احتمال آماره Z کمتر از $۰/۰۵$ بوده (۰/۰۰۰) و رتبه مدل چهار بخشی بیشتر از رتبه مدل سه بخشی است (رتبه ۱۷۳۷ نمونه مدل چهار بخشی بیشتر از نمونه مدل سه بخشی بوده، تنها رتبه ۱۳۴۷ نمونه سه بخشی بیشتر از چهار بخشی است) بنابراین، از دیدگاه اعتبار دهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، مدل چهار بخشی صورت جریان وجوه نقد از مدل سه بخشی صورت جریان وجوه نقد برتر است.

به دلیل آن‌که احتمال آماره Z کمتر از $۰/۰۵$ بوده (۰/۰۰۰) و رتبه مدل چهار بخشی بیشتر از رتبه مدل پنج بخشی است (رتبه ۱۷۳۸ نمونه مدل چهار بخشی بیشتر از نمونه مدل پنج بخشی بوده و تنها رتبه ۱۳۴۲ نمونه پنج بخشی بیشتر از چهار بخشی است)، بنابراین، از دیدگاه اعتبار دهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، مدل چهار بخشی صورت جریان وجوه نقد از مدل پنج بخشی صورت جریان وجوه نقد برتر است.

نتایج آزمون میانگین رتبه‌ای مدل‌های سه، چهار و پنج بخشی صورت جریان وجوه نقد

به منظور تعیین برتری هر یک از مدل‌های صورت جریان وجوه نقد، از آزمون تحلیل واریانس رتبه‌ای فریدمن استفاده شده است. در سطح کلی، با توجه به

نتایج ارائه شده مشخص گردید که هم در مجموع گروه‌ها و هم برای هر یک از گروه‌های مدیران مالی شرکت‌های بورسی، اعتبار دهندگان و مدیران مالی صندوق‌ها، میانگین رتبه‌بندی مدل‌های پنج بخشی، چهار بخشی و سه بخشی با یکدیگر تفاوت معنی‌داری دارند. در سطح عبارات کلیدی پرسشنامه جز در نحوه ارائه استهلاک، در سایر موارد رتبه‌بندی مدل‌های پنج بخشی، چهار بخشی و سه بخشی با یکدیگر تفاوت معنی‌داری دارند. نتایج آزمون رتبه‌ای فریدمن گویای آن است که مدل چهار بخشی از مدل پنج بخشی و این مدل از مدل سه بخشی برتر است. بنابراین، فرضیه پژوهش پذیرفته می‌شود.

نتایج آزمون‌های یکنواختی پاسخ‌های دریافتی از پرسش‌نامه

با توجه نتایج آماره کروسکال - وایس می‌توان بیان کرد که در سطح کلی بین پاسخ‌های دریافتی از تمامی گروه‌ها تفاوت معنی‌داری وجود نداشته و یکنواختی حاکم است. در سطح عبارات کلیدی پرسش‌نامه نیز با توجه به نتایج آماره یومن - ویتنی جز در قابلیت مقایسه، آن هم فقط برای مدل پنج بخشی، در سایر موارد بین پاسخ‌های دریافتی از تمامی گروه‌ها تفاوت معنی‌داری وجود ندارد. در نگاره (۳) نتایج آزمون تحلیل واریانس رتبه‌ای فریدمن برای هر یک از گروه‌ها و مجموع گروه‌ها نشان داده شده است. همچنین، در نگاره (۴) نتایج آزمون یکنواختی پاسخ‌های دریافتی از گروه‌های مختلف در مقایسه با مجموع پاسخ دهندگان با استفاده از آزمون یومن - ویتنی نشان داده شده است. در نگاره (۶) نیز خلاصه‌ای از نتایج پژوهش ارائه شده است.

نگاره ۳. نتایج آزمون تحلیل واریانس رتبه‌ای فریدمن برای هر یک از گروه‌ها و مجموع گروه‌ها

ردیف	مبنای رتبه بندی	مدیران مالی شرکت‌های بورسی				اعتباردهندگان				مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری				مجموع گروه‌ها				
		Sig.	χ^2	۵	۴	Sig.	χ^2	۵	۴	Sig.	χ^2	۵	۴	Sig.	χ^2	۵	۴	
۱	در سطح کلی	۰/۰۰۰	۳۶/۷۴۱	۱/۹۵	۲/۱۱	۱/۹۴	۰/۰۰۰	۳۶/۷۴۱	۱/۹۵	۲/۱۱	۱/۹۴	۰/۰۰۰	۳۶/۷۴۱	۱/۹۵	۲/۱۱	۱/۹۴	۰/۰۰۰	۳۶/۷۴۱
۲	تعداد طبقات	۰/۰۰۰	۵۷/۹۶۸	۲/۵۱	۱/۵۵	۱/۹۲	۰/۰۰۰	۵۷/۹۶۸	۲/۵۱	۱/۵۵	۱/۹۲	۰/۰۰۰	۵۷/۹۶۸	۲/۵۱	۱/۵۵	۱/۹۲	۰/۰۰۰	۵۷/۹۶۸
۳	قابلیت مقایسه	۰/۰۰۰	۶۲/۷۱۵	۲/۵۲	۱/۴۷	۲/۰۱	۰/۰۰۰	۶۲/۷۱۵	۲/۵۲	۱/۴۷	۲/۰۱	۰/۰۰۰	۶۲/۷۱۵	۲/۵۲	۱/۴۷	۲/۰۱	۰/۰۰۰	۶۲/۷۱۵
۴	قابل فهم بودن	۰/۰۰۰	۷۹/۵۸۸	۱/۸۵	۲/۶۶	۱/۴۹	۰/۰۰۰	۷۹/۵۸۸	۱/۸۵	۲/۶۶	۱/۴۹	۰/۰۰۰	۷۹/۵۸۸	۱/۸۵	۲/۶۶	۱/۴۹	۰/۰۰۰	۷۹/۵۸۸
۵	سازگاری طبقه بندی با طبقه بندی ترازنامه	۰/۰۰۰	۴۱/۲۱۰	۱/۶۸	۲/۴۸	۱/۸۴	۰/۰۰۰	۴۱/۲۱۰	۱/۶۸	۲/۴۸	۱/۸۴	۰/۰۰۰	۴۱/۲۱۰	۱/۶۸	۲/۴۸	۱/۸۴	۰/۰۰۰	۴۱/۲۱۰
۶	سازگاری طبقه بندی با طبقه بندی سود و زیان	۰/۰۰۰	۵۵/۱۷۶	۱/۴۷	۲/۴۵	۲/۰۸	۰/۰۰۰	۵۵/۱۷۶	۱/۴۷	۲/۴۵	۲/۰۸	۰/۰۰۰	۵۵/۱۷۶	۱/۴۷	۲/۴۵	۲/۰۸	۰/۰۰۰	۵۵/۱۷۶
۷	سازگاری در درون هر یک از طبقات صورت جریان وجوه نقد	۰/۰۰۰	۶۴/۴۸۴	۱/۵۱	۲/۵۸	۱/۹۲	۰/۰۰۰	۶۴/۴۸۴	۱/۵۱	۲/۵۸	۱/۹۲	۰/۰۰۰	۶۴/۴۸۴	۱/۵۱	۲/۵۸	۱/۹۲	۰/۰۰۰	۶۴/۴۸۴
۸	نحوه ارائه فعالیت‌های عملیاتی	۰/۰۰۰	۵۷/۶۴۴	۱/۸۲	۱/۶۱	۲/۵۶	۰/۰۰۰	۵۷/۶۴۴	۱/۸۲	۱/۶۱	۲/۵۶	۰/۰۰۰	۵۷/۶۴۴	۱/۸۲	۱/۶۱	۲/۵۶	۰/۰۰۰	۵۷/۶۴۴
۹	نحوه ارائه مالیات عملکرد	۰/۰۰۰	۹۳/۳۰۸	۲/۶۹	۱/۸۰	۱/۴۱	۰/۰۰۰	۹۳/۳۰۸	۲/۶۹	۱/۸۰	۱/۴۱	۰/۰۰۰	۹۳/۳۰۸	۲/۶۹	۱/۸۰	۱/۴۱	۰/۰۰۰	۹۳/۳۰۸
۱۰	نحوه ارائه استهلاک	۰/۰۵۹۶	۰/۲۵۷	۲/۰۳	۲/۰۱	۱/۹۶	۰/۰۵۹۶	۰/۲۵۷	۲/۰۳	۲/۰۱	۱/۹۶	۰/۰۵۹۶	۰/۲۵۷	۲/۰۳	۲/۰۱	۱/۹۶	۰/۰۵۹۶	۰/۲۵۷

نگاره ۴. نتایج آزمون یکنواختی پاسخ‌های دریافتی از مجموع پاسخ‌دهندگان با استفاده از آزمون کروسکال - وایس

ردیف	مبنای رتبه بندی		مدل سه بخشی		مدل چهار بخشی		مدل پنج بخشی	
	Sig.	χ^2	Sig.	χ^2	Sig.	χ^2	Sig.	χ^2
۱	در سطح کلی	۰/۸۹۸	۰/۲۱۴	۰/۸۹۸	۰/۲۱۴	۰/۸۹۸	۰/۲۱۴	۰/۸۹۸
۲	تعداد طبقات	۰/۹۶۷	۰/۰۶۸	۰/۹۶۷	۰/۰۶۸	۰/۹۶۷	۰/۰۶۸	۰/۹۶۷
۳	قابلیت مقایسه	۰/۵۵۶	۱/۱۷۴	۰/۵۵۶	۱/۱۷۴	۰/۵۵۶	۱/۱۷۴	۰/۵۵۶
۴	قابل فهم بودن	۰/۹۷۹	۰/۰۴۲	۰/۹۷۹	۰/۰۴۲	۰/۹۷۹	۰/۰۴۲	۰/۹۷۹
۵	سازگاری طبقه بندی با طبقه بندی ترازنامه	۰/۵۹۷	۱/۰۳۱	۰/۵۹۷	۱/۰۳۱	۰/۵۹۷	۱/۰۳۱	۰/۵۹۷
۶	سازگاری طبقه بندی با طبقه بندی سود و زیان	۰/۶۵۹	۰/۸۳۵	۰/۶۵۹	۰/۸۳۵	۰/۶۵۹	۰/۸۳۵	۰/۶۵۹
۷	سازگاری در درون هر یک از طبقات صورت جریان وجوه نقد	۰/۸۲۳	۰/۳۸۹	۰/۸۲۳	۰/۳۸۹	۰/۸۲۳	۰/۳۸۹	۰/۸۲۳
۸	نحوه ارائه فعالیت‌های عملیاتی	۰/۴۹۳	۱/۴۱۶	۰/۴۹۳	۱/۴۱۶	۰/۴۹۳	۱/۴۱۶	۰/۴۹۳
۹	نحوه ارائه مالیات عملکرد	۰/۸۵۵	۰/۳۱۲	۰/۸۵۵	۰/۳۱۲	۰/۸۵۵	۰/۳۱۲	۰/۸۵۵
۱۰	نحوه ارائه استهلاک	۰/۲۰۷	۳/۱۵۱	۰/۲۰۷	۳/۱۵۱	۰/۲۰۷	۳/۱۵۱	۰/۲۰۷

نگاره ۵. نتایج آزمون یکنواختی پاسخ‌های دریافتی از گروه‌های مختلف در مقایسه با مجموع پاسخ دهندگان با استفاده از آزمون بومن - ویتنی

ردیف	مبای رتبه بندی	مدیران مالی شرکت‌های بورسی						اعتبار دهندگان						مدیران مالی صندوق‌های سرمایه گذاری					
		سه بخشی		چهاربخشی		پنج بخشی		سه بخشی		چهاربخشی		پنج بخشی		سه بخشی		چهاربخشی		پنج بخشی	
		Sig.	Z	Sig.	Z	Sig.	Z	Sig.	Z	Sig.	Z	Sig.	Z	Sig.	Z	Sig.	Z	Sig.	Z
۱	در سطح کلی	۰/۱۴۵	۰/۸۸۴	۰/۴۱۱	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳	۰/۲۷۶	۰/۸۸۲	۰/۵۱۱	۰/۶۰۹	۰/۱۴۵	۰/۸۸۵	۰/۲۵۰	۰/۸۰۲	۰/۴۱۱	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
۲	تعداد طبقات	۰/۱۵۲	۰/۸۷۹	۰/۵۲۳	۰/۶۰۱	۰/۴۱۰	۰/۶۸۲	۰/۲۲۴	۰/۹۸۱	۰/۵۲۲	۰/۵۹۵	۰/۱۷۴	۰/۵۴۷	۰/۶۰۲	۰/۸۶۲	۰/۳۲۸	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
۳	قابلیت مقایسه	۰/۶۶۲	۰/۶۴۴	۰/۴۷۰	۰/۶۳۹	۰/۳۶۰	۰/۱۷۴	۰/۶۶۸	۰/۵۰۴	۰/۱۳۴	۰/۹۹۳	۰/۹۴۸	۰/۹۴۸	۰/۰۶۵	۰/۶۵۴	۰/۲۸۰	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
۴	قابل فهم بودن	۰/۱۴۲	۰/۸۸۷	۰/۲۵۸	۰/۲۰۸	۰/۱۲۹	۰/۸۹۷	۰/۰۸۳	۰/۹۳۴	۰/۶۳۷	۰/۴۶۱	۰/۳۷۱	۰/۷۱۱	۰/۰۶۴	۰/۹۴۹	۰/۵۷۸	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
۵	سازگاری طبقه بندی با طبقه بندی تراژانه	۰/۳۴۹	۰/۷۲۷	۰/۶۸۸	۰/۳۳۳	۰/۱۳۹	۰/۸۸۹	۰/۶۶۴	۰/۵۳۹	۰/۶۹۴	۰/۰۹۰	۰/۶۷۵	۰/۴۹۹	۰/۵۱۸	۰/۶۰۴	۰/۳۹۱	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
۶	سازگاری طبقه بندی با طبقه بندی سود و زیان	۰/۵۳۰	۰/۵۹۶	۰/۳۸۳	۰/۷۰۲	۰/۳۶۰	۰/۱۹۰	۰/۵۴۴	۰/۵۸۶	۰/۵۴۴	۰/۵۸۷	۰/۱۵۱	۰/۱۵۵	۰/۱۵۱	۰/۸۸۰	۰/۳۵۵	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
۷	سازگاری در دوران هر یک از طبقات صوت جریان وجوه نقد	۰/۴۱۲	۰/۶۸۰	۰/۲۷۳	۰/۷۸۵	۰/۲۲۶	۰/۸۱۷	۰/۱۵۳	۰/۸۷۸	۰/۵۰۱	۰/۶۱۶	۰/۲۲۸	۰/۳۲۵	۰/۷۴۵	۰/۷۴۵	۰/۲۰۲	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
۸	نحوه ارائه فعالیت‌های عملیاتی	۰/۵۵۶	۰/۵۷۸	۰/۰۱۳	۰/۹۸۹	۰/۰۳۵	۰/۹۷۲	۰/۷۳۴	۰/۴۶۳	۰/۱۴۷	۰/۸۸۳	۰/۱۸۹	۰/۸۵۰	۰/۴۲۸	۰/۶۹۹	۰/۲۲۶	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
۹	نحوه ارائه مالیات عملکرد	۰/۱۰۱	۰/۹۲۰	۰/۱۵۷	۰/۲۴۷	۰/۱۶۳	۰/۲۴۵	۰/۱۹۰	۰/۸۴۹	۰/۰۵۲	۰/۹۵۹	۰/۳۱۸	۰/۷۵۱	۰/۴۵۳	۰/۶۵۱	۰/۵۲۹	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
۱۰	نحوه ارائه اسهلاک	۰/۰۰۵	۰/۵۴۵	۰/۷۲۶	۰/۴۷۱	۰/۰۶۶	۰/۹۴۸	۰/۳۵۸	۰/۷۲۰	۰/۰۵۳	۰/۹۵۸	۰/۰۶۲	۰/۹۵۰	۰/۴۳۵	۰/۱۵۱	۰/۹۲۶	۰/۶۸۱	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳

نگاره ۶. خلاصه نتایج پژوهش

آزمون	مقایسه مدل‌های	مجموع گروه‌ها	مدیران مالی شرکت‌های بورسی	اعتبار دهندگان	مدیران مالی صندوق‌های سرمایه گذاری
رتبه‌بندی نشاندهنده ویلکاگسون	سه و پنج بخشی	عدم تفاوت معنی دار میان مدل‌های سه و پنج بخشی	عدم تفاوت معنی دار میان مدل‌های سه و پنج بخشی	عدم تفاوت معنی دار میان مدل‌های سه و پنج بخشی	عدم تفاوت معنی دار میان مدل‌های سه و پنج بخشی
	سه و چهار بخشی	برتری مدل چهاربخشی بر مدل سه بخشی	مدل چهاربخشی برتر از مدل سه بخشی	مدل چهاربخشی برتر از مدل سه بخشی	مدل چهاربخشی برتر از مدل سه بخشی
	چهار و پنج بخشی	برتری مدل چهاربخشی بر مدل پنج بخشی	مدل چهاربخشی برتر از مدل پنج بخشی	مدل چهاربخشی برتر از مدل پنج بخشی	مدل چهاربخشی برتر از مدل پنج بخشی
فریدمن	هر سه مدل	برتری مدل چهاربخشی بر مدل پنج بخشی و برتری پنج بخشی بر سه بخشی	تفاوت معنی دار میان هر سه مدل	تفاوت معنی دار میان هر سه مدل	تفاوت معنی دار میان هر سه مدل
کروسکال-والیس	هر سه مدل	یکنواختی در پاسخ‌های ارائه شده	یکنواختی در پاسخ‌های ارائه شده	یکنواختی در پاسخ‌های ارائه شده	یکنواختی در پاسخ‌های ارائه شده
بومن - ویتنی	هر سه مدل	یکنواختی در پاسخ‌های ارائه شده	یکنواختی در پاسخ‌های ارائه شده	یکنواختی در پاسخ‌های ارائه شده	یکنواختی در پاسخ‌های ارائه شده

نتیجه

در این پژوهش نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد از دیدگاه اعتباردهندگان، مدیران مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بررسی شد. هدف پژوهش، مقایسه محتوای اطلاعاتی رویکردهای سه بخشی، چهار بخشی و پنج بخشی در ارائه صورت جریان وجوه نقد از دیدگاه گروه‌های سه‌گانه مذکور، برای شناسایی نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد است. با انجام آزمون رتبه‌ای نشانه‌ای ویلکاکسون از دیدگاه اعتباردهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که:

- ۱- مدل پنج بخشی صورت جریان وجوه نقد از مدل سه بخشی صورت جریان وجوه نقد برتر نیست؛
- ۲- در سطح کلی صورت جریان وجوه نقد، نحوه ارائه مدل چهاربخشی نسبت به مدل سه بخشی از برتری برخوردار است. این موضوع طی بررسی‌های جداگانه صورت گرفته در سطح هر یک از گروه‌های نمونه آماری نیز به تأیید شده است. در این ارتباط می‌توان چنین عنوان کرد که گروه‌های سه‌گانه اعتباردهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک کلیات نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد در مدل چهاربخشی را نسبت به مدل سه بخشی ترجیح داده‌اند؛
- ۳- در سطح کلی صورت جریان وجوه نقد، نحوه ارائه مدل چهار بخشی نسبت به مدل پنج بخشی از برتری برخوردار است. این موضوع طی بررسی‌های جداگانه صورت گرفته در سطح هر یک از گروه‌های

نمونه آماری نیز تأیید شده است. بنابراین، شواهد حاکی از این است که گروه‌های سه‌گانه اعتباردهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک کلیات نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد در مدل چهار بخشی را نسبت به مدل پنج بخشی ترجیح داده، کارایی بیشتر این مدل را تأیید می‌کنند؛

۴- بر اساس آزمون رتبه‌ای فریدمن رتبه‌بندی انجام شده برای مدل‌های سه، چهار و پنج بخشی دارای تفاوتی معنی‌دار است؛

۵- بر اساس آزمون کروسکال-والیس و یومن-ویتنی مشخص شد که بین پاسخ‌های دریافتی از تمامی گروه‌ها تفاوت معناداری وجود نداشته و در نتیجه، یکنواختی وجود دارد.

در پژوهش انواری رستمی و تاری وردی دیدگاه گروه‌های سه‌گانه اساتید و دانشجویان دکتری حسابداری دانشگاه‌های ایران، مدیران و کارشناسان شرکت‌های سرمایه‌گذاری و کارگزاری شهر تهران و اعضای جامعه حسابداران رسمی در مورد برتری مدل‌های فوق بررسی شده است [۲]. نتایج پژوهش آن‌ها، حاکی از برتری با اهمیت مدل پنج بخشی صورت جریان وجوه نقد نسبت به دو مدل چهار بخشی و سه بخشی بوده و برتری با اهمیت مدل چهار بخشی این گزارش نسبت به مدل سه بخشی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در پژوهش آن‌ها بیان شده بود، با توجه به ناشناخته بودن مدل چهار بخشی ممکن در آینده این مدل برتر تشخیص داده شود.

بنابراین، نتایج پژوهش حاضر تاییدی بر مطلب اخیر است.

پیشنهاد‌های پژوهش

در این مرحله با توجه به یافته‌های حاصل از پژوهش، پیشنهادهایی در دو بخش جداگانه به شرح زیر ارائه می‌گردد:

پیشنهاد‌های برخاسته از پژوهش

۱- با توجه به این‌که بر اساس نتایج حاصل از این پژوهش مدل چهاربخشی از دیدگاه اعتباردهندگان، مدیران مالی شرکت‌های بورسی و مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سطح کلی و در سطح تک تک گروه‌ها از برتری نسبی نسبت به مدل‌های سه و پنج بخشی برخوردار است، پیشنهاد می‌شود کمیته‌ای علمی برای بحث و تبادل نظر در مورد زیرساخت‌ها و تئوری‌های حاکم بر مدل‌های مختلف ارائه صورت جریان وجوه نقد تشکیل شود تا در راستای شناسایی مدل برتر و اجرایی نمودن آن گام‌های اساسی برداشته شود.

۲- به تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری پیشنهاد می‌شود این مدل را نیز در دستور کار خود قرار داده، ضمن بررسی مبانی نظری و کارایی مدل چهاربخشی، اقدامات لازم را در راستای بهبود نحوی ارائه صورت جریان وجوه نقد در صورت‌های مالی شرکت‌ها به عمل آورند.

۳- پیشنهاد می‌شود مدل چهاربخشی نیز در کنار مدل‌های سه و پنج بخشی وارد مباحث آکادمیک و دانشگاهی شده و در کنار دو مدل سه بخشی و پنج بخشی صورت جریان وجوه نقد برای دانشجویان و پژوهشگران حوزه ادبیات مالی ارائه و تبیین گردد.

پیشنهاد‌هایی برای پژوهش‌های آتی

۱- در پژوهش‌های بعدی به مطالعه تجربی محتوای اطلاعاتی مدل چهاربخشی ارائه صورت جریان

وجوه نقد پرداخته شود و میزان محتوای اطلاعاتی

این مدل با مدل‌های سه و پنج بخشی مقایسه گردد.

۲- موضوع افشای اختیاری مدل چهاربخشی صورت جریان وجوه نقد و تأثیر آن بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران بررسی شود.

۳- با اتکاء بر الگوهای معرفی و اجرا شده در این پژوهش و با استفاده از سایر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی به‌عنوان یک جامعه آماری دیگر، پژوهش‌هایی انجام و نتایج آن‌ها با دستاوردهای پژوهش حاضر مقایسه شود.

منابع

- ۱- اعتمادی، حسین و یداله تاری وردی. (۱۳۸۵). "تأثیر نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد بر قضاوت‌های سرمایه‌گذاران حرفه‌ای" بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۴۵، صص ۶۹-۸۸.
- ۲- انواری رستمی، علی و یداله تاری وردی. (۱۳۸۹)، "نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد از دیدگاه گروه‌های مختلف در ایران، پژوهش‌های حسابداری و حسابرسی، سال دوم، ش ۷، صص ۸۸-۱۰۰.
- ۳- پورحیدری، امید و مهدی ناظمی اردکانی و امیر محمدی. (۱۳۸۸). بررسی مقایسه‌ای توانایی پیش‌بینی اطلاعات صورت جریان وجوه نقد به روش مستقیم و غیرمستقیم، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، ش ۵۷، صص ۱۷-۳۲.
- ۴- تاری وردی، یداله. (۱۳۸۵)، تأثیر نحوه ارائه صورت جریان وجوه نقد بر قضاوت‌ها و تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران حرفه‌ای: آزمایش تجربی دیدگاه‌های گروه‌های مختلف، رساله دوره

- International Journal of Accounting*, Vol. 37, Pp. 347-362.
- 15- Nurnberg, H. (1993). In consistencies and Ambiguities in Cash Flow statement under FASB statement, Vol. 95, *Accounting Horizons*. Pp 1-4
- دکتری حسابداری، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده علوم انسانی.
- ۵- صنعتکار، سعید. (۱۳۷۶)، صورت گردش وجوه نقد به‌عنوان یک صورت مالی اساسی، مجله حسابداری، ش ۱۲۱، صص ۵۶-۶۱.
- ۶- فرقاندوست حقیقی، کامبیز و عباس وفادار. (۱۳۷۶)، صورت گردش وجوه نقد از دیدگاه تئوری، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال پنجم، ش ۲۰ و ۲۱، صص ۳۴-۶۲.
- ۷- کمیته تدوین استانداردهای حسابداری. (۱۳۸۶). استانداردهای حسابداری، تهران: سازمان حسابرسی.
- ۸- کمیته فنی سازمان حسابرسی. (۱۳۸۲). استانداردهای حسابداری، نشریه ۱۶۰، تهران: سازمان حسابرسی. چاپ اول.
- ۹- خدای‌پور، احمد و رضا پوراحمد. (۱۳۸۹)، بررسی توانایی متغیرهای مالی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی، با در نظر گرفتن وقفه‌های زمانی خاص، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، ش ۳؛ صص ۷۹-۸۸.
- 10- Financial Accounting Standards Board. (1987). *Statement of Financial Accounting standard, No. 95, Statement of Cash Flows*, Stamford, ct.
- 11- Goyal. M. K. (2004). A Survey on Popularity of the Direct Method of Cash flow Reporting. *Journal of Applied Management Accounting Research*; No. 2, Pp. 41-52.
- 12- IASC Foundation (IASCF). (2004). *International Accounting Standard, No. 7, Cash Flow Statements*.
- 13- Krishnan G. V., Largay J. A. (2000). The predictive ability of direct method cash flow information. *Journal of Business & Accounting*, Vol. 27. Pp. 215-245.
- 14- Kwok, H. (2002). The effect of cash flow statement format on lenders' decisions. *The*

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۸)، زمستان ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۷/۱۹
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۷
صص ۱۰۵-۱۲۰

بررسی عکس‌العمل بازار سهام نسبت به حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابداری

میکائیل منصوری سرنجیانه^{۱*}، محسن تنانی^{**}

* کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه علوم اقتصادی

Mmansouri64@yahoo.com

** استادیار حسابداری دانشگاه علوم اقتصادی

mohsentanani@gmail.com

چکیده

آگاهی از نحوه تعیین حق‌الزحمه حسابداری هم برای صاحبکار و هم برای حسابرس مهم است. میزان حق‌الزحمه پرداختی به حسابرس از دو طریق می‌تواند بر کیفیت کار حسابداری اثر بگذارد؛ هرچه حق‌الزحمه بیشتری برای حسابرس در نظر گرفته شود، تلاش وی نیز بیشتر می‌گردد و کیفیت کار را بالا می‌برد ولی در این صورت حسابرسان از نظر مالی به مشتریان خود وابسته می‌شوند و موجب از دست دادن استقلال آنان می‌شود. بنابراین مسئله مطرح شده در این پژوهش بررسی درک سرمایه‌گذاران از حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابداری و واکنش آن‌ها نسبت به این حق‌الزحمه‌ها است. هدف اصلی این پژوهش بررسی عکس‌العمل بازار سهام نسبت به حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابداری است. برای رسیدن به این هدف، از روش پژوهش‌های پس‌رویدادی استفاده می‌شود و جهت آزمون فرضیه از روش رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. نمونه پژوهش شامل ۷۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است و دوره پژوهش سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ را در بر می‌گیرد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بازار سهام نسبت به حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابداری به‌طور مثبت عکس‌العمل نشان می‌دهد. به عبارتی، از نظر سرمایه‌گذاران، حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابداری موجب ارتباط بیشتر اطلاعات شرکت با قیمت سهام می‌شود که این به نوعی منجر به افزایش کیفیت حسابداری می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: حق‌الزحمه‌های واقعی حسابداری، حق‌الزحمه غیرعادی حسابداری، حق‌الزحمه‌های استاندارد حسابداری، استقلال حسابداری، قیمت سهام همزمانی.

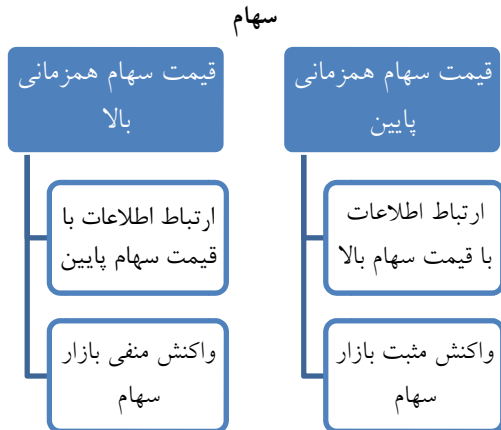
مقدمه

با افزایش منابع در اختیار مدیریت، میزان افراد ذینفع در ارتباط با شرکت نیز افزایش می‌یابد که پیامد چنین شرایطی بروز تضاد منافع است. در نتیجه تضاد منافع، افراد ذینفع برای همسو ساختن منافع سایرین با خود یا به حداقل رساندن آثار ناشی از تضاد منافع باید متحمل هزینه (هزینه نمایندگی) شوند. مدیر که در کانون این تضاد منافع قرار دارد، با ارائه اطلاعات مالی شرکت سعی می‌کند تا این هزینه را کاهش دهد اما به علت اختیارات مدیریت، نیاز به نظارت بر عملکرد مدیر، قضاوت کارشناسان حسابرس مستقل را مطرح می‌کند. برای استفاده از خدمات حسابرسی باید مبلغی به‌عنوان حق الزحمه خدمات حسابرسی پرداخت شود. این مبلغ توسط حسابرس و با توجه به ارزیابی وی از حجم و ریسک حسابرسی تعیین می‌گردد.

هرچه قدر حق الزحمه پرداختی افزایش یابد، ممکن است سعی و تلاش حسابرس نیز افزایش یابد و به تبع آن، کیفیت بالا رود. در نتیجه بازار نسبت به کیفیت بالای اطلاعات، عکس‌العمل مثبت نشان می‌دهد. در عوض ممکن است، حق‌الزحمه‌های بالای حسابرسان، آن‌ها را از لحاظ اقتصادی به صاحبکاران وابسته سازد. چنین وابستگی موجب عدم استقلال حسابرس می‌شود و این سبب می‌شود که صاحبکاران به اطلاعات شرکت اتکا نکنند و نتیجه چنین عملی، عکس‌العمل منفی بازار نسبت به کیفیت پایین اطلاعات است. در این پژوهش، قیمت سهام همزمانی، بیانگر میزان ارتباط اطلاعات شرکت (صورت‌های مالی حسابرسی شده) با قیمت سهام است که به‌عنوان معیار اندازه‌گیری میزان عکس‌العمل بازار سهام در نظر گرفته شده است. هر چه قیمت سهام همزمانی بالاتر باشد، میزان ارتباط اطلاعات شرکت با قیمت سهام

پایین‌تر و واکنش بازار سهام منفی است. بالعکس، هر چه قیمت سهام همزمانی پایین‌تر باشد میزان ارتباط اطلاعات شرکت با قیمت سهام بالاتر و واکنش بازار سهام مثبت است.

نمودار ۱. قیمت سهام همزمانی به‌عنوان معیار واکنش بازار



همچنین حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی را، مزاد (کسری) حق الزحمه‌های واقعی نسبت به استاندارد تعریف می‌کنیم. حق الزحمه‌های استاندارد، منعکس کننده هزینه‌های تلاش و کوشش و ریسک دعوای قضایی حسابرسان می‌باشد و حق الزحمه‌های واقعی همان میزان حق الزحمه پرداختی به حسابرسان است.

با توجه مطالب بیان شده، هدف اصلی این پژوهش، بررسی واکنش بازار سهام نسبت به حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی است.

مبانی نظری موضوع و بیان مسئله

قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی یکی از موضوعات مورد علاقه بسیاری از محققان حسابرسی است و تاکنون مطالعات زیادی در این زمینه انجام شده است. آگاهی از نحوه تعیین حق الزحمه حسابرسی هم برای صاحبکار و هم برای حسابرس مهم است. میزان حق الزحمه پرداختی به حسابرس از دو طریق می‌تواند بر کیفیت کار حسابرس اثر بگذارد: هرچه حق الزحمه بیشتری برای حسابرس در نظر

(بالا تر) می‌شود. این نتایج بر این اصل استوار است که اطلاعات عمومی با کیفیت بالا می‌تواند منجر به هزینه پایین‌تری از اطلاعات خصوصی (اطلاعات موجود نزد ذینفعان درون سازمانی) گردد. به عبارت دیگر، استقلال حسابرسی منجر به افزایش کیفیت اطلاعات صورت‌های مالی حسابرسی شده و به تبع آن، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد [۹].

بنابراین اطلاعات عمومی با کیفیت، سرمایه‌گذاران مطلع و آگاه را به جمع‌آوری اطلاعات خصوصی تشویق می‌کند و در نتیجه معاملات موجب می‌شود که قیمت سهام واضح‌تر و شفاف‌تر شود [۹].

همچنین کیم و ورسچیا بررسی کردند که افشای اطلاعات عمومی با کیفیت، موجب افزایش معاملات سهام و ارتباط بیشتر اطلاعات با قیمت سهام می‌گردد. استدلال آن‌ها این بود که اطلاعات فراهم شده ناشی از افشای عمومی ممکن است منجر به درک متفاوتی از عملکرد شرکت شود و سرمایه‌گذاران مایلند که برای معاملات سهام متحمل هزینه شوند (هزینه کسب اطلاعات). بنابراین اطلاعات فراهم شده ناشی از افشای عمومی، معیاری برای اندازه‌گیری قیمت سهام در بازار می‌شود [۱۹].

ساز و کار دیگری که از طریق آن استقلال حسابرسی بر قیمت سهام همزمانی تاثیر می‌گذارد، نقش استقلال حسابرسی بر شفافیت اطلاعاتی شرکت صاحبکار است.

جین و مایر یک مدل تحلیلی مطرح کردند که ذینفعان درون سازمانی (مدیران) بیشتر از ذینفعان برون‌سازمانی (سرمایه‌گذاران) از اطلاعات آگاهی دارند. این امر موجب عدم تقارن اطلاعاتی بین آنان می‌شود و عدم تقارن اطلاعاتی (عدم شفافیت) ذینفعان درون سازمانی را قادر می‌سازد که جریان‌ات نقدی

گرفته شود، تلاش وی نیز بیشتر می‌گردد و کیفیت کار را بالا می‌برد ولی در این صورت حسابرسان از نظر مالی به مشتریان خود وابسته می‌شوند و موجب از دست رفتن استقلال آنان می‌شود و در نتیجه به خاطر نگرانی از دست دادن کار ممکن است روش‌های حسابرسی را به شکل مناسبی انجام ندهند که البته این کار می‌تواند بعدها عواقب مالی بدی برای آنان به همراه داشته باشد [۱۲ و ۲۳].

فرانکل به بررسی نقش حق الزحمه حسابرسان و میزان ثروت موسسه حسابرسی در ارتباط با دستکاری سود توسط مدیریت پرداخت و نشان داد که هرگاه حسابرسان از نظر درآمد، وابستگی مالی بیشتری به صاحبکار خود داشته‌اند، مدیریت سود آن صاحبکار بیشتر از صاحبکاران دیگر بوده است [۱۶].

از نظر مفهومی این پژوهش حق الزحمه‌های واقعی حسابرسی را به دو جزء، حق الزحمه‌های استاندارد حسابرسی و حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی تقسیم می‌کند.

از نظر سرمایه‌گذاران ممکن است حق الزحمه غیرعادی حسابرسی ناشی از وابستگی‌های اقتصادی صاحبکار با حسابرسی باشد. وابستگی‌های اقتصادی سبب از بین رفتن استقلال حسابرسی می‌شود. حال به ساز و کارهایی می‌پردازیم که استقلال حسابرسی بر روی قیمت سهام همزمانی^۱ تاثیر می‌گذارد. یکی از ساز و کارهایی که به احتمال خیلی زیاد استقلال حسابرسی بر قیمت سهام همزمانی تاثیر می‌گذارد، کیفیت سود حسابرسی شده است.

چن و دیگران به بررسی رابطه بین کیفیت سود حسابرسی شده با قیمت سهام همزمانی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که کیفیت سود بالاتر (پایین‌تر) منجر به قیمت سهام همزمانی پایین‌تر

^۱ Stock price synchronicity

بیشتری دریافت کنند (اگر اطلاعات مخفی گردد) [۱۸].

بنابراین ذینفعان درون سازمانی نیازمند کاهش ریسک شرکت هستند تا در نتیجه آن، سرمایه‌گذاران با ریسک پایین‌تری روبرو باشند. سهم ریسک پایین‌تر سرمایه‌گذاران ناشی از عدم شفافیت، نسبت ریسک بازار به کل ریسک (مجموع ریسک شرکت و ریسک بازار) را کاهش می‌دهد و این باعث می‌شود که قیمت سهام با هماهنگی بیشتری به سمت قیمت بازار حرکت کند [۱۸].

بنا بر مباحث مطرح شده، استقلال حسابرس از طریق ساز و کارهای کیفیت سود حسابرسی شده و شفافیت اطلاعاتی شرکت بر قیمت سهام همزمانی موثر است.

حال از طریق ارتباط حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی با استقلال حسابرسی، این سوال را می‌توان مطرح کرد که آیا اطلاعات شرکت مبنای مناسبی برای ارزیابی قیمت سهام ارائه می‌کند یا نه؟

اگر سرمایه‌گذاران به این موضوع پی ببرند که حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی ناشی از وابستگی اقتصادی حسابرسان به صاحبکاران است، استقلال حسابرس از بین می‌رود و کیفیت گزارشگری مالی شرکت کاهش می‌یابد و این سبب می‌شود که سرمایه‌گذاران به اطلاعات شرکت پایبند نباشند. در نتیجه اطلاعات شرکت، پشتوانه‌ای برای قیمت سهام در بازار نیست [۲۶].

اما اگر تصور سرمایه‌گذاران از حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی ناشی از عوامل دیگری باشد (غیر از وابستگی‌های اقتصادی) و همچنین تصور آنان این باشد که حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی موجب از بین بردن شهرت و عدم اطمینان به اظهارنظر آنان

می‌شود، اطلاعات شرکت را پشتوانه خوبی برای ارزیابی قیمت سهام می‌دانند [۲۶].

مروری بر پژوهش‌های پیشین

پژوهش‌های خارجی

پیشینه پژوهش‌های خارجی مربوط به این پژوهش به تفکیک زیر بررسی شده‌اند:

عوامل تاثیرگذار بر حق الزحمه حسابرسی

حق الزحمه حسابرسی تاکنون موضوع بسیاری از پژوهش‌های حسابرسی بوده است و در پژوهش‌های بسیاری به بررسی عوامل موثر بر حق الزحمه حسابرسی پرداخته شده است. به دلیل گستردگی و تعداد بسیار زیاد این پژوهش‌های، صرفاً به چند مورد از این پژوهش‌های بسنده شده است.

ریشه و اساس همه پژوهش‌های مربوط به حق الزحمه‌های حسابرسی، مطالعات سایمونیک است که در قالب رساله دکتری خود در آمریکا (دانشگاه شیکاگو، ۱۹۷۹) انجام داده است. هدف اصلی این پژوهش، شناسایی عوامل موثر بر میزان حق الزحمه حسابرسی است. وی فرض کرد که حق الزحمه‌های حسابرسی نهایتاً از طریق احتمال مواجهه با زیان و دعوای حقوقی علیه حسابرس تعیین می‌شود. به‌طور کلی، نتایج حاصل از پژوهش سایمونیک نشان داد که اندازه شرکت صاحبکار، پیچیدگی عملیات صاحبکار و ریسک حسابرسی بر حق الزحمه حسابرسی موثر است [۲۳].

رنیو دسای با استفاده از اطلاعات شرکت‌های حسابرسی هندی پژوهشی را با هدف یافتن پاسخ به سوالات زیر انجام داد: (۱) آیا موسسات حسابرسی ۴ بزرگ نسبت به سایر موسسات حسابرسی از حق الزحمه بیشتری برخوردارند؟ (۲) آیا رابطه معناداری

فعالیت‌های تعهدی^۲ (AEM) و سایر متغیرهای کنترلی است. به عبارت دیگر، رابطه مثبت بین REM و حق‌الزحمه حسابرسی بیشتر از رابطه بین AEM و حق‌الزحمه حسابرسی در دوره‌های قبل از SOX است. در حالی که در دوره‌های بعد از SOX نتایج دقیقاً برعکس است [۲۴].

مطالعات مربوط به حق‌الزحمه غیرعادی حسابرسی

ایکسین هووا با استفاده یک نمونه شامل ۹۱۸۸ شرکت در دوره‌های قبل از SOX از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۶ به بررسی رابطه این موضوع پرداخت که آیا حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی / غیرعادی غیرحسابرسی، اطلاعات شرکت را به قیمت سهام ارتباط می‌دهند. نتایج حاکی از آن بود که حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی موجب اختلال استقلال حسابرسی می‌شود و در نتیجه، کمتر اطلاعات شرکت را به قیمت سهام ارتباط می‌دهند در حالی که حق‌الزحمه‌های غیرعادی غیرحسابرسی در دوره‌های قبل از SOX این‌طور نیست [۲۶].

چوی و همکاران به بررسی رابطه بین حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی و کیفیت حسابرسی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که حق‌الزحمه‌های غیرعادی منفی (مازاد حق‌الزحمه‌های استاندارد به واقعی) با کیفیت حسابرسی رابطه معناداری ندارد، در حالی که حق‌الزحمه‌های غیرعادی مثبت (مازاد حق‌الزحمه‌های واقعی به استاندارد) با کیفیت حسابرسی رابطه منفی دارد. نتایج آن‌ها حاکی از آن بود که حق‌الزحمه‌های غیرعادی مثبت باعث از دست دادن استقلال حسابرسان و در نتیجه کاهش کیفیت حسابرسی می‌شود [۱۱].

بین حق‌الزحمه حسابرسی و غیرحسابرسی وجود دارد؟

این محقق موافق با پژوهش‌های قبلی، به یک رابطه مثبت بین حق‌الزحمه حسابرسی و غیرحسابرسی دست یافت. همچنین در پاسخ به سوال اول، نتایج ای پژوهش نشان داد که موسسات حسابرسی ۴ بزرگ به دلیل کیفیت بالای حسابرسی، از دیگر موسسات حسابرسی، حق‌الزحمه بیشتری دریافت می‌کنند [۱۳].

گیورگیو به بررسی رابطه بین مالکیت مدیران و تحلیلگران روی حق‌الزحمه حسابرسی پرداخت. نتایج نشان داد که مالکیت مدیران و تحلیلگران، هم از لحاظ آماری و هم از لحاظ اقتصادی با حق‌الزحمه حسابرسی رابطه منفی دارد. به گونه‌ای که به‌طور میانگین ۱ درصد افزایش در مالکیت مدیران منجر به ۲ درصد کاهش در حق‌الزحمه حسابرسی می‌شود. در شرکت‌های با مالکیت مدیران پایین (کمتر از ۵ درصد مالکیت مدیران)، یک درصد افزایش در مالکیت مدیران، حق‌الزحمه حسابرسی را ۱/۴٪ کاهش می‌دهد. به‌طور مشابه، یک درصد افزایش در مالکیت تحلیلگران، ۹/۳٪ حق‌الزحمه حسابرسی را کاهش می‌دهند. این نتایج نشان‌دهنده تاثیر حاکمیت شرکتی روی حق‌الزحمه حسابرسی است [۱۷].

بیونگ به بررسی رابطه بین مدیریت سود واقعی^۱ (REM) و حق‌الزحمه حسابرسی پرداخت. با استفاده از یک نمونه بزرگ در میان شرکت‌های آمریکایی، به یک رابطه معنادار مثبت بین مدیریت سود ناشی از فعالیت واقعی و حق‌الزحمه‌های حسابرسی دست یافتند که این رابطه فراتر و بیشتر از رابطه حق‌الزحمه‌های حسابرسی با مدیریت سود بر مبنای

² Accrual – based Earnings Management

¹ Real Earnings Management

مطالعاتی پیرامون قیمت سهام همزمانی

قیمت سهام همزمانی برای اولین بار توسط رول^۱ مطرح گردید. وی R^2 (ضریب تعیین) را از مدل بازار به دست آورد. رول با استفاده از داده‌های آمریکایی CRSP از سال ۱۹۸۲ تا ۱۹۸۷، R^2 را حدود ۳۵٪ برای داده‌های ماهانه و ۲۰٪ برای داده‌های روزانه به دست آورد. وی مواردی که توصیف‌کننده تغییرات قیمت سهام می‌باشند را به این صورت بیان کرد: (۱) حرکات غیرمنتظره در سطح اقتصاد کلان (۲) تغییرات غیرمنتظره در سطح محیط بازار شرکت (خصوصیات صنعت) (۳) وقایع غیرقابل پیش‌بینی در آن شرکت.

با مشاهده و اندازه‌گیری این عوامل، تغییرات قیمت سهام را می‌توان با دقت زیادی پیش‌بینی کرد، به طوری که نزدیک به ۱ شود. بنابراین با R^2 پایین نمی‌توان تغییرات قیمت سهام را پیش‌بینی کرد.

بررسی‌های بیشتر رول نشان داد، فاکتورهای قابل اندازه‌گیری، کمترین مقدار R^2 را پیش‌بینی خواهند کرد. رول به این نتیجه رسید که با اعلان اخبار عمومی میزان R^2 تغییرات چندانی نمی‌کند بلکه R^2 ناشی از وجود اطلاعات خصوصی یا هیجان‌های گاه به گاه^۲ دیگر، غیرمرتبط با اطلاعات واقعی است [۲۲].

فرناندس و فریرا به بررسی قیمت سهام همزمانی میان شرکت‌های غیر آمریکایی در بازارهای آمریکایی پرداختند. با بررسی یک نمونه شامل ۴۷ شرکت، از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ آن‌ها یافتند که شرکت‌های غیر آمریکایی در بازارهای آمریکایی نسبت به سایر شرکت‌های آمریکایی سطح پایینی از قیمت سهام همزمانی دارند اما به یک رابطه مثبت بین این شرکت‌ها و سطح پایینی از قیمت سهام همزمانی در

بازارهای توسعه یافته دست یافتند. در مقابل، آن‌ها به یک رابطه منفی بین سطح پایینی از قیمت سهام همزمانی میان شرکت‌های مذکور در بازارهای در حال توسعه دست یافتند [۱۵].

چن به بررسی رابطه قیمت سهام همزمانی و حساسیت سرمایه‌گذاری به قیمت سهام پرداخت. با یک نمونه شامل ۶۸۲۷۷ شرکت از سال ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۱، او به یک رابطه مثبت بین سطح پایینی از قیمت سهام همزمانی و حساسیت سرمایه‌گذاری به قیمت سهام دست یافت. نتایج حاکی از آن بود که قیمت سهام ممکن است حاوی اطلاعاتی باشد که مدیران ندارند و اطلاعات مدیران (اطلاعات خصوصی) به آن‌ها در تصمیم‌گیری کمک می‌کند و اطلاعات شرکت معیاری برای اندازه‌گیری قیمت سهام باشد [۹].

پژوهش‌های داخلی

بررسی‌ها نشان می‌دهد که تاکنون در خصوص حق الزحمه‌های غیرعادی حساسی و قیمت سهام همزمانی در ایران مطالعاتی صورت نگرفته است. اما در مورد حق الزحمه‌های حساسی مطالعات انگشت‌شماری انجام گرفته است. نمونه‌ای از مطالعات داخلی در مورد حق الزحمه‌های حساسی می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

موسوی و داروغه حضرتی به بررسی رابطه بین جریان نقد آزاد و حق الزحمه حساسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۷ پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که شرکت‌های با جریان نقد آزاد بالا، حق الزحمه حساسی بیشتری دارند.

همچنین نتایج پژوهش نشان داد که شرکت‌های با جریان نقد آزاد، سطوح بدهی و سود تقسیمی دارای حق الزحمه حساسی بالا هستند [۵].

^۱ Roll

^۲ occasional Frenzy

ضرورت و کاربرد پژوهش

با رشد رقابت در حرفه حسابرسی، موسسات حسابرسی ضرورت ارائه خدمات خود با کیفیت هر چه بهتر و بهای کمتر به بازار را بیشتر دریافته‌اند. برای رقابت بر پایه‌ای به غیر از کیفیت و متفاوت کردن خدمات، موسسات حسابرسی به دنبال بهینه ساختن حق الزحمه خود و بهترین پیشنهاد برای آن هستند.

بدین ترتیب که هم درآمد خود را حداکثر سازند و هم کار را در شرایط رقابتی از دست ندهند [۳]. بهینه کردن حق الزحمه حسابرسی همچنین ممکن است موجب از دست رفتن استقلال و وابستگی‌های اقتصادی بین حسابرس و صاحبکار شود و بازار نسبت به این موضوع از طریق افت قیمت سهام واکنش نشان دهد.

بالعکس، سرمایه‌گذاران با بررسی میزان حق‌الزحمه پرداختی بیشتر به حسابرسان ممکن است به کیفیت کار آنان پی ببرند که در این صورت می‌توانند به صورت‌های مالی بیشتر اتکا کرده و به استقلال حسابرسان دست پیدا کنند. بنابراین، سرمایه‌گذاران با بررسی این موضوع و نتایج حاصل از آن می‌توانند به تصمیم‌گیری بهتری جهت قیمت سهام در بازار دست یابند.

همچنین شرکت‌کنندگان مطلع و آگاه (تحلیل‌گران، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و ...) با بررسی عوامل موثر بر حق‌الزحمه‌های حسابرسی و تعیین حق‌الزحمه‌های استاندارد حسابرسی و مقایسه آن با حق‌الزحمه‌های واقعی، به عادی یا غیرعادی بودن آن پی می‌برند و آنان را در قضاوت نسبت به این‌که آیا اطلاعات شرکت (صورت‌های مالی حسابرسی شده) مبنای مناسبی جهت ارزیابی قیمت سهام در بازار است یا نه، کمک می‌کند.

نیک بخت و تنانی به بررسی آزمون عوامل موثر بر حق الزحمه‌ی حسابرسی پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان داد که متغیرهای حجم عملیات (اندازه) شرکت، پیچیدگی عملیات شرکت، نوع موسسه حسابرسی و تورم ارتباط معنی‌داری با حق الزحمه حسابرسی دارند، ولی متغیرهای ریسک حسابرسی و تحصیلات و تجربه مسول تهیه‌کننده صورت‌های مالی، با متغیر وابسته (حق الزحمه حسابرسی) فاقد ارتباط آماری بودند [۸].

مهرانی به بررسی عوامل موثر بر تعیین حق الزحمه حسابرسی پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که کیفیت حسابرسی، شهرت صاحبکار، تخصص صنعتی، بودجه زمانی صرف شده برای فرایند صاحبکار، مبلغ ترازنامه، جمع دارایی‌ها شرکت و سابقه موسسات حسابرسی بر حق الزحمه دریافتی از صاحبکار تاثیر مثبت و معناداری دارد. از طرفی ریسک شرکت صاحبکار، تعداد کارکنان شرکت، تعداد پرسنل موسسه حسابرسی، درآمد موسسه حسابرسی و تعداد شرکت‌های بورسی مورد رسیدگی هر موسسه حسابرسی تاثیر بر حق الزحمه حسابرسی ندارد [۷].

شهبازی به بررسی تاثیر نظام راهبری شرکت‌ها بر حق الزحمه حسابرسی مستقل پرداخت. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که از ده عامل در نظر گرفته شده (اندازه هیت مدیره - نسبت مدیران غیرموظف - درصد مالکیت نهادهای دولتی و شبه دولتی - درصد سهام شناور آزاد شرکت - درصد مالکیت سهامدار عمده - تسهیلات دریافتی از بانک‌ها - اظهار نظر حسابرسی مستقل - نوع حسابرس - افشای معامله با اشخاص وابسته - پرداخت به موقع سود سهام) دو عامل درصد مالکیت نهادهای دولتی، شبه‌دولتی و نوع حسابرس با حق الزحمه حسابرسی مستقل رابطه مستقیم و معنی‌دار دارد [۴].

فرضیه‌های پژوهش

موضوع رابطه بین حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی با استقلال حسابرس به دو دلیل یک موضوع تجربی تلقی می‌شود. از یک طرف موجب وابستگی اقتصادی حسابرس با صاحبکار می‌شود، در این صورت از نظر سرمایه‌گذاران کیفیت گزارشگری مالی کاهش می‌یابد و آنان به صورت‌های مالی حسابرسی شده اتکا نمی‌کنند و اطلاعات شرکت را ملاک ارزیابی قیمت سهام در بازار نمی‌دانند. از طرف دیگر حسابرسان مواظب از دست دادن شهرت خود می‌باشند و سعی می‌کنند که جامعه به اظهار نظر آنان اتکا کنند. در این صورت سرمایه‌گذاران (و دیگر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی) اطلاعات شرکت را ملاک ارزیابی قیمت سهام در بازار می‌دانند.

در نتیجه می‌توان رابطه‌ای تجربی بین بازار سهام و حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی بیان کرد. همچنین انتظار داریم که حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی با علامت مثبت (مازاد حق الزحمه‌های واقعی به استاندارد) موجب افزایش کیفیت حسابرسی و به تبع آن، افزایش ارتباط اطلاعات شرکت با قیمت سهام گردد. بالعکس، حق الزحمه‌های حسابرسی با علامت منفی (مازاد حق الزحمه استاندارد به واقعی) موجب کاهش کیفیت حسابرسی و کاهش ارتباط اطلاعات شرکت با قیمت سهام می‌گردد. اکنون با توجه به پرسش‌های پژوهش که بر پایه مطالعات انجام شده و یافته‌های مطالعات پیشین تدوین شده و نیز توضیحات پیش گفته، فرضیه‌های این پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: بازار سهام در مقابل حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی عکس‌العمل نشان می‌دهد.

فرضیه دوم: بازار سهام در مقابل حق الزحمه‌های حسابرسی با علامت مثبت به‌طور مثبت عکس‌العمل نشان می‌دهد.

فرضیه سوم: بازار سهام در مقابل حق الزحمه‌های حسابرسی با علامت منفی به‌طور منفی عکس‌العمل نشان می‌دهد.

روش‌شناسی پژوهش**نوع روش پژوهش**

این پژوهش از نظر تئوری، در حیطه تحقیقات اثباتی حسابداری قرار می‌گیرد. تحقیق اثباتی شامل مجموعه روش‌هایی است که علاوه بر بیان مشاهدات، به بررسی روابط بین متغیرهای مورد مشاهده نیز اقدام می‌نماید. همچنین، این تحقیق از لحاظ هدف از نوع تحقیقات کاربردی است.

از نظر نوع زمان انجام تحقیق، این تحقیق پس‌رویدادی است. در تحقیق پس‌رویدادی محقق به دنبال کشف و بررسی روابط بین عوامل و شرایط خاص که قبلاً وجود داشته یا رخ داده با استفاده از مطالعه نتایج حاصل از آنها است. بنابراین، متغیر وابسته و مستقل هر دو در گذشته رخ داده‌اند و بر همین مبنا این نوع تحقیق را غیرآزمایشی (تجربی) یا پس‌از وقوع (پس‌رویدادی) می‌نامند. از طرفی با توجه به استفاده از نمونه جهت اجرای روش‌ها و آزمون‌های تحقیق و تعمیم نتایج حاصله به کل جامعه، این تحقیق از لحاظ نوع استدلال و نتیجه‌گیری، جز تحقیقات استقرایی قرار می‌گیرد. همچنین با توجه به این‌که این تحقیق در پی اثبات وجود رابطه بین متغیرهای تحقیق می‌باشد، تحقیق حاضر در دسته تحقیقات همبستگی می‌باشد.

روش و ابزار جمع‌آوری و آماده‌سازی داده‌ها

به‌منظور تدوین مبانی نظری پژوهش از مطالعات کتابخانه‌ای و آرشیو استفاده می‌شود و داده‌های مالی مورد نیاز مدل‌های پژوهش از نرم‌افزار ره آورد نوین، سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار، نرم‌افزار تدبیر پرداز و جهت مطلع شدن از حق‌الزحمه‌های واقعی حسابرسی از صورت‌های مالی شرکت‌ها و در صورت لزوم توزیع پرسشنامه به شرکت‌ها (موسسات حسابرسی) و همچنین برای دسته‌بندی، تلخیص و ایجاد پایگاه داده‌ها از نرم‌افزار Excel استفاده شده است.

تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS صورت گرفته است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش، شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند که در دوره پنج ساله ۱۳۸۵ الی ۱۳۸۹ در بورس فعالیت داشته و نمادشان فعال باشد. تعداد شرکت‌های که در این دوره نمادشان فعال بوده بالغ بر ۳۴۲ شرکت است که از منظر کیفی، بعضی از آن‌ها به دلایلی از جمله نقض در صورت‌های مالی منتشره و دارای مشکلات و نواقص اطلاعاتی بودند. با تعدیل این جامعه با قید شرایط زیر، نمونه آماری مشخص گردید:

- ۱- سال مالی شرکت‌های نمونه، پایان اسفند ماه هر سال باشد.

- ۲- حق‌الزحمه‌های حسابرسی تحت عنوان "حق‌الزحمه حسابرسی" در یادداشت‌های توضیحی شرکت‌های مورد بررسی افشا شده باشند.

- ۳- داده‌های مورد بررسی مربوط به شرکت اصلی باشند.

- ۴- داده‌های مورد بررسی در دسترس باشند.

در نتیجه، تعداد شرکت‌های که در هر دو بعد حایز شرایط شدند، به ۷۱ شرکت تقلیل یافت. بدین ترتیب، در نهایت ۷۱ شرکت انتخاب شدند.

تیین متغیرهای پژوهش

مدل زیر بر گرفته شده از مدل پیوتورسکی و رولستون است که در آن SYNCH (معیار واکنش بازار سهام) به‌عنوان متغیر وابسته و ABFEE (حق‌الزحمه‌های غیرعادی) به‌عنوان متغیر مستقل است. همچنین در این پژوهش، logNIND، BIG، FIRMAGE و ASSET به‌عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شده است [۲۱].

$$SYANCH = b_0 + b_1 ABFEE + b_2 \log NIND + b_3 QUALITY + b_4 FIRMAGE + b_5 \log ASSET + e$$

که در آن:

SYANCH: قیمت سهام همزمانی معیار واکنش بازار سهام به‌عنوان متغیر وابسته تعریف شده است.

ABFEE: حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی به‌عنوان متغیر مستقل تعریف شده است که در این پژوهش به‌صورت مازاد (کسری) حق‌الزحمه‌های واقعی به استاندارد تعریف شده است.

LogNIND: متغیر کنترلی، که به‌عنوان لگاریتم طبیعی تعداد شرکت‌های موجود در صنعتی که شرکت مورد بررسی جز آن صنعت می‌باشد، تعریف شده است. انتظار می‌رود که هر چه تعداد شرکت‌ها در صنعت خاص بیشتر باشد ارتباط اطلاعات با توجه به خصوصیات آن صنعت با قیمت سهام بیشتر شود و این منجر به قیمت سهام همزمانی کمتر می‌گردد (قیمت سهام بیشتر تحت تاثیر اطلاعات این شرکت‌ها قرار می‌گیرد).

QUALITY: متغیر مجازی که برابر با ۱ است اگر موسسه حسابرسی، باکیفیت باشد، به‌عنوان متغیر کنترلی تعریف می‌گردد. کیفیت موسسات حسابرسی

AFEE: حق الزحمه‌های استاندارد

اندازه‌گیری حق الزحمه استاندارد

بر پایه مطالعات سایمونیک [۲۳] مدل حق الزحمه استاندارد حسابرسی به متغیرهای احتمال وقوع زیان^۱ و ورشکستگی^۲ آن بستگی دارد. در این پژوهش، احتمال وقوع زیان شرکت صاحبکار از طریق اندازه شرکت (جمع کل دارایی‌های شرکت، TA) و ورشکستگی شرکت صاحبکار از طریق آزمون Z^۳ اندازه‌گیری می‌شوند. همچنین بر پایه مطالعات پیشین؛ فرانکل، و اسباگ، و فرانسس، و پالمروس متغیر مجازی "اگر سال مالی شرکت صاحبکار منتهی به پایان سال نباشد" جهت کنترل فصل‌های غیرکاری در حسابرسی و نیز نسبت دارایی‌های جاری و نسبت دارایی‌های آنی و اهرم مالی شرکت صاحبکار جهت کنترل ریسک شرکت به کار گرفته می‌شود.

مدل مورد استفاده در این پژوهش برگرفته شده از مدل سایمونیک (۱۹۸۰) است که به صورت ذیل تعریف می‌گردد:

$$LAFEE = b_0 + b_1LTA + b_3CATA + b_4QUICK + b_5DE + b_6 BANKRUPTCY + b_7YE + b_8LOSS + \square$$

که در این مدل:

LAFE: لگاریتم طبیعی حق الزحمه استاندارد.

LTA: لگاریتم طبیعی جمع کل دارایی‌ها شرکت صاحبکار.

CATA: نسبت دارایی‌های جاری به کل دارایی‌های شرکت صاحبکار.

QUICK: نسبت دارایی‌های آنی (دارایی‌های جاری منهای سرمایه گذاری‌ها) به کل دارایی‌های شرکت صاحبکار.

از طریق سایت جامعه حسابداران رسمی تعیین شده است. چنانچه موسسه دارای نمره A باشد متغیر مجازی ۱، در غیر این صورت، متغیر مجازی صفر تلقی می‌گردد. انتظار می‌رود موسسات حسابرسی با کیفیت، حق الزحمه بیشتری دریافت کنند که این کیفیت بالا، منجر به کاهش قیمت سهام همزمانی (قیمت سهام بیشتر تحت تاثیر اطلاعات قرار می‌گیرد) می‌گردد.

FIRMAGE: مدت زمان حضور شرکت در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۳۸۹ (به سال) به عنوان متغیر کنترلی تعریف می‌گردد. محیط اطلاعاتی شرکت‌های قدیمی‌تر از شرکت‌های نوظهور با اتکاتر و دقیق‌تر می‌باشد و بازار به مرور زمان، بیشتر از اطلاعات شرکت (به جای روش‌های جنجال آفرین) جهت ارزیابی قیمت سهام در بازار استفاده می‌کنند.

بنابراین انتظار می‌رود که شرکت‌هایی با طول عمر زیاد در بورس اوراق بهادار، بیشتر اطلاعات شرکت را به قیمت سهام ارتباط می‌دهند.

LogASSET: لگاریتم طبیعی جمع کل دارایی‌ها به عنوان متغیر کنترلی تعریف می‌گردد. هر چه رقم دارایی‌ها در صورت‌های مالی بیشتر باشد، صورت‌های مالی بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد و این منجر به کاهش قیمت سهام همزمانی (واکنش بازار سهام نسبت به اطلاعات شرکت) می‌شود.

حق الزحمه‌های غیرعادی

از نظر مفهومی حق الزحمه‌های واقعی به دو جزء حق الزحمه‌های استاندارد و حق الزحمه‌های غیرعادی تقسیم می‌شود. در واقع حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی برابر است با:

$$ABFEE = AAFEE - AFEE$$

ABFEE: حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی

AAFEE: حق الزحمه‌های واقعی حسابرسی

¹ Loss-exposure

² bankruptcy

³ Z score bankruptcy model

انجام آزمون‌های آماری و آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم افزار SPSS استفاده شد.

تجزیه و تحلیل و یافته‌های پژوهش

نگاره (۱) و (۲) آمار توصیفی مطالعه را نشان می‌دهند. براساس اطلاعات نگاره (۱)، شاخص‌های مرکزی از جمله میانگین و میانه و شاخص‌های پراکندگی از جمله انحراف معیار، کشیدگی و چولگی برای متغیرهای مختلف محاسبه شده است. بزرگ بودن میانگین از میانه وجود نقاط بزرگ را در داده‌ها نشان می‌دهد زیرا میانگین تحت تاثیر این مقادیر قرار می‌گیرد. در این موارد توزیع داده‌ها چوله به راست است، برای مثال توزیع متغیر FIRMAGE چوله به راست است. توزیع هیچ متغیری چوله به چپ نیست و در برخی متغیرها مقادیر میانگین و میانه نزدیک به هم است که در این موارد توزیع متغیرها متقارن است. تقریباً بقیه متغیرها به غیر از متغیرهای یاد شده به‌خصوص متغیر وابسته تقارن نسبی دارند. این ویژگی اهمیت زیادی دارد زیرا تقارن یکی از ویژگی‌های ۱۱۵ توزیع نرمال است. متغیر وابسته توزیعی با تقارن و با کشیدگی نزدیک به کشیدگی توزیع نرمال دارد (میزان کشیدگی و چولگی توزیع نرمال صفر است). در نگاره (۲)، ۱۷/۷ درصد داده‌ها دارای مقدار صفر برای QUALITY و ۸۲/۳ درصد دارای مقدار یک هستند.

نگاره ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	بیشترین مقدار	حداقل مقدار	کوارتیل‌ها	چولگی	میانگین	انحراف معیار	میانه
قیمت سهام همزمانی	۱/۰۲	-۴/۳۱	۰/۵۲	۱/۰۲	-۰/۸۶	-۱/۰۷	-۱/۲۲
حق الزحمه‌های غیرعادی	۱/۷۹	-۱/۹۹	۰/۴۷	۰/۵۲	۰/۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۱۹
لگاریتم تعداد شرکت‌های موجود در صنعت	۱/۴۶	۰	۱/۷	۰/۳۶	۰/۳۸	۱/۱۸	۱/۱۴
طول عمر شرکت در بورس	۴۵	۵	۲/۳	۸/۵	۲۵/۹	۱۴	۱۵/۳۷
لگاریتم جمع کل دارایی‌ها	۷	۴/۱	۰/۱۲	۰/۵	۶/۴۷	۵/۵	۵/۵۵

DE: نسبت بدهی‌های بلند مدت به کل دارایی‌های شرکت صاحبکار.

BANKRUPTCY: نسبت سود (قبل از ارقام غیر مترقبه) به کل دارایی‌های شرکت صاحبکار.

YE: متغیر مجازی ۱، اگر سال مالی پایان سال نباشد.

LOSS: متغیر مجازی ۱، اگر سال مالی جاری شرکت زیانده باشد.

اندازه‌گیری قیمت سهام همزمانی (معیاری جهت واکنش بازار سهام)

بر اساس مطالعات پیشین؛ مارک و دورنو، قیمت سهام همزمانی از ضریب تعیین (R^2) معادله زیر، به دست می‌آید [۱۴]:

$$R_{i,t} = \beta_{i0} + \beta_{i1} R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که در این مدل $R_{i,t}$ بازده سهام i در سال t و $R_{m,t}$ بازده بازار در سال t است.

با توجه به معادله (۱) قیمت سهام همزمانی (SYNCH) از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\text{SYNCH}_{i,t} = \text{LOG} \left(\frac{R^2}{1-R^2} \right) \quad (2)$$

روش آزمون فرضیه پژوهش

در این پژوهش جهت تجزیه و تحلیل کلی مدل اصلی از رگرسیون چند متغیره (روش گام به گام) اما برای تعیین حق‌الزحمه استاندارد و قیمت سهام همزمانی از تحلیل پانلی استفاده گردید. هم‌چنین برای

نگاره ۲. آمار توصیفی متغیر مجازی

کیفیت موسسات حسابرسی		
درصد شرکت‌های نمره	تعداد شرکت‌های نمره	A
A	۶۳	٪۱۷/۷
A	۲۹۲	٪۸۲/۳

برای آزمون متغیرهای پژوهش از نگاره (۳) و (۴) استفاده شده است. استفاده از تحلیل رگرسیونی منوط به محقق شدن مفروضاتی است که بدین منظور از کمک آزمون دوربین واتسون و آزمون هم خطی استفاده می‌شود. البته لازم به یادآوری است که نرمال بودن توزیع متغیر وابسته و خطاها نیز به‌عنوان دیگر مفروضات کلاسیک رگرسیون بررسی و تایید شده است. نتایج مربوط به این الگو در نگاره (۳) و (۴) نمایش داده شده است. براین اساس آماره دوربین واتسون در بازه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد که نشان می‌دهد خطاها نسبت به یکدیگر دارای استقلال هستند.

بنابراین مشکل همخطی جدی در استفاده از رگرسیون وجود نخواهد داشت و در مجموع استفاده از تحلیل رگرسیون بلامانع است. در نگاره (۳) ضریب همبستگی، تعیین و تعدیل شده برای بیان قدرت مدل پژوهش ارائه شده است در این نگاره؛ R ، R^2 و R^2 تعدیل شده به ترتیب عبارتند از؛ ۰/۲۵۷، ۰/۰۶۶ و ۰/۰۵۸. همان‌طوری که ملاحظه می‌گردد فاصله بین R^2 و R^2 تعدیل شده، ۰/۰۰۸ می‌باشد. این مقدار نشان می‌دهد که خارج نمودن برخی متغیرهای کنترلی از مدل تاثیر چندانی بر قدرت توضیح‌دهندگی مدل نخواهد گذاشت. به عبارت دیگر، رابطه میان متغیر وابسته (قیمت سهام همزمانی) و متغیر مستقل (حق الزحمه‌های غیرعادی) تحت تاثیر متغیرهای کنترلی قرار ندارد. البته همان‌طور که در نگاره (۴) ملاحظه می‌گردد این قاعده مشمول دو متغیر کنترلی لگاریتم

طبیعی دارایی‌های شرکت و عمر شرکت در بورس اوراق بهادار نمی‌گردد. ضریب همبستگی مدل، ۰/۰۵۸ نشان‌دهنده این است که متغیرهای مستقل و کنترلی، ۰/۰۵۸ از واریانس میزان قیمت همزمانی سهام در معادله را تبیین می‌کنند، و بقیه واریانس‌ها از سوی عوامل خارجی و ناشناخته که در این پژوهش نیامده است، قابل تبیین است. سطح معنی‌داری (sig) آماره F (۸/۲۷۲) آزمون $ANOVA$ نیز ۰/۰۰۰ است. بنابراین، فرض عدم خط رگرسیون و برابری ضرایب رگرسیون در سطح اطمینان ۹۹٪ نیز رد می‌شود. به عبارت دیگر، در سطح اطمینان ۹۹٪ بین قیمت سهام همزمانی و حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی رابطه معنی‌داری وجود دارد با توجه به این‌که ضریب همبستگی (β) ۰/۳۲- می‌باشد، بنابراین این رابطه منفی است و همان‌طوری که در مبانی نظری پژوهش مطرح گردید. رابطه‌ی منفی بین این دو متغیر (قیمت سهام همزمانی و حق‌الزحمه‌های غیرعادی) به این معنی است که بازار سهام نسبت به حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی عکس‌العمل مثبت نشان می‌دهد. پس، فرضیه اول پژوهش تایید می‌شود. نتایج تحلیل رگرسیون در نگاره (۴) نشان‌دهنده این است که در سطح اطمینان ۹۵٪ با سطح معنی‌داری (sig) ۰/۰۴۰، رابطه معنی‌داری بین دو متغیر قیمت سهام همزمانی و حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی با علامت مثبت وجود دارد با توجه به این‌که ضریب همبستگی در این نگاره ۰/۱۴۶- است. بنابراین عکس‌العمل بازار سهام نسبت به حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی (با علامت مثبت) مثبت است در نتیجه، فرضیه دوم پژوهش تایید می‌شود.

با توجه به این‌که سطح معنی‌داری در فرضیه سوم پژوهش ۰/۱۱۱ می‌باشد می‌توان گفت در سطح

اطمینان ۹۵٪ رابطه معنی‌داری بین قیمت سهام وجود ندارد. بنابراین، فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود. همزمانی و حق‌الزحمه‌های غیرعادی با علامت منفی

نگاره ۳. قدرت و روایی مدل

فرضیه	ضریب همبستگی	ضریب تعیین	ضریب تعیین تصحیح شده	انحراف استاندارد	آزمون دوربین-واتسون
فرضیه اول	۰/۲۵۷	۰/۰۶۶	۰/۰۵۸	۰/۹۸۸	۱/۸۹
فرضیه دوم	۰/۱۴۶	۰/۰۲۱	۰/۰۱۵	۱/۰۶	۱/۸
فرضیه سوم	۰/۱۱۹	۰/۰۱۴	۰/۰۰۹	۰/۹۸	۱/۹۲

نگاره ۴. ضرایب مدل و سطوح معناداری

متغیر	β	T	آماره F	SigT	نتیجه آزمون
عرض از مبدا	۰/۳۲۲	۰/۵۳۵		۰/۵۹۳	تایید نشد
حق‌الزحمه‌های غیرعادی (متغیر مستقل)	-۰/۳۲	-۳/۰۰۷		۰/۰۰۰	تایید شد
لگاریتم جمع دارایی‌ها (متغیر کنترلی)	-۰/۳۱۹	-۳/۰۰۰	۸/۲۷۲	۰/۰۰۳	تایید شد
عمر شرکت (متغیر کنترلی)	۰/۰۱۶	۲/۵۶۳		۰/۰۱۱	تایید شد
کیفیت حسابرسی (متغیر کنترلی)	۰/۰۰۷	۰/۱۸۳		۰/۸۵۶	تایید نشد
LODIND (متغیر کنترلی)	-۰/۰۱۱	-۰/۲۷۹		۰/۷۸۱	تایید نشد
عرض از مبدا	-	-۶/۷۶۲	۳/۵۷۲	۰/۰۰۰	تایید شد
حق‌الزحمه‌های غیرعادی مثبت	-۰/۱۴۶	-۱/۸۹۰		۰/۰۴	تایید شد
عرض از مبدا	-	۱۱/۴۲۸	۲/۵۶۱	۰/۰۰۰	تایید شد
حق‌الزحمه‌های غیرعادی منفی	-۰/۱۱۹	-۱/۶		۰/۱۱۱	تایید نشد

نتیجه

به عبارت دیگر، بازار سهام نسبت به حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی به‌طور مثبت عکس‌العمل نشان می‌دهد. در واقع از نظر سرمایه‌گذاران و استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی، افزایش در حق‌الزحمه‌های حسابرسی موجب ارتباط بیشتر اطلاعات با قیمت سهام می‌گردد به‌عبارت دیگر حق‌الزحمه پرداختی بیشتر باعث افزایش کیفیت حسابرسی می‌گردد که این مخالف با پژوهش آیکنس هوا [۲۶] است. در مورد تایید فرضیه دوم پژوهش می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که حق‌الزحمه‌های پرداختی بیشتر از واقع به حساب‌برسان موجب افزایش کیفیت حسابرسی و در نتیجه اعتماد بیشتر به اطلاعات شرکت و نهایتاً منجر به واکنش مثبت بازار

همان‌طور که اشاره شد، عکس‌العمل بازار سهام از طریق قیمت سهام تعیین می‌شود که با توجه به مبانی نظری پژوهش، قیمت سهام همزمانی پایین به معنی عکس‌العمل مثبت بازار سهام است و بالعکس. حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی را به‌صورت مازاد حق‌الزحمه‌های پرداختی به حساب‌برسان نسبت به حق‌الزحمه‌های استاندارد تعریف شده است. بنابراین حق‌الزحمه‌های غیرعادی می‌تواند به‌صورت منفی و یا به‌صورت مثبت در آید. یافته‌های پژوهش نشان داد که در حالت کلی رابطه معنادار و منفی بین قیمت سهام همزمانی و حق‌الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی وجود دارد

۲- برخی از متغیرهای پژوهش بیش از یک تعریف عملیاتی دارند که می‌توان از سایر تعاریف نیز استفاده شود. برای مثال، به جای حق الزحمه‌های حسابداری می‌توان از حق الزحمه غیرحسابداری (مشاوره مالی، مالیاتی و ...) استفاده نمود.

۳- می‌توان موضوع پژوهش را در صنایع مختلف مورد بررسی قرار داد و با توجه به ماهیت فعالیت صنایع مختلف، انتظار می‌رود نتایج متفاوتی حاصل شود.

منابع

- ۱- آذر، عادل و منصور مومنی (۱۳۸۱). آمار و کاربرد آن در مدیریت، جلد دوم، انتشارات سمت.
- ۲- بزرگ اصل، موسی. (۱۳۸۸). پیرامون حق الزحمه حسابداری مستقل، مجله حسابداری، شماره ۲۱۰، صص ۳-۳
- ۳- تنانی، محسن. (۱۳۸۹). آزمون عوامل موثر بر حق الزحمه حسابداری، پایان‌نامه دکتری، تهران، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
- ۴- علوی طبری، سید حسین، و روح‌اله رجیبی و منصوره شهبازی. (۱۳۸۸). رابطه نظام راهبری و حق الزحمه حسابداری مستقل شرکت‌ها، فصلنامه دانش حسابداری، سال دوم، شماره ۵، تهران، دانشگاه صنعت نفت. صص ۷۵-۱۰۲
- ۵- موسوی، سیدعلیرضا و فاطمه داروغه حضرتی. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین جریان نقد آزاد و حق الزحمه حسابداری در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، شماره ۱۰: صص ۱۴۱-۱۷۳.

سهام می‌گردد که نتایج این آزمون با پژوهش‌های آرینوز [۲۴]، سریندی و گول [۲۵]، کریشنان [۲۰] و چوی، کیم و زانگ [۱۱] موافق و سازگار است. برخلاف انتظار، بازار سهام نسبت به حق الزحمه‌های غیرعادی حسابداری با علامت منفی عکس‌العملی نشان نمی‌دهد که می‌تواند ناشی از درک سرمایه گذاران از این حق الزحمه باشد.

ارائه پیشنهاد

پیشنهادهای کاربردی

- ۱- سازمان حسابداری می‌تواند نقش حق الزحمه غیرعادی حسابداری را در استقلال حسابداری که دومین استاندارد عمومی حسابداری است، بررسی کند.
- ۲- سازمان امور مالیاتی می‌تواند با توجه به حق الزحمه‌های غیرعادی و ارتباط آن با کیفیت گزارشگری مالی به اطلاعات شرکت اتکا کنند.
- ۳- با توجه به این که افشای حق الزحمه‌های حسابداری بر روی تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران موثر است، توصیه می‌گردد این سازمان استاندارد را ملزم کند که کل حق الزحمه‌ها، اعم از حسابداری و غیرحسابداری (مشاوره مالی، مالیاتی و ...) در صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس افشا شود.

پیشنهادهای پژوهشی

- ۱- این پژوهش برای اولین بار در ایران به حق الزحمه‌های غیرعادی حسابداری و قیمت سهام همزمانی می‌پردازد. در پژوهش‌های آتی می‌توان اثر عوامل دیگر روی هر کدام از این متغیرها به‌طور جداگانه بررسی نمود.

- 16- Frankel, R. Johnson, M. And Nelson, K. 2002. The relation between auditors' fees for non-audit services and earnings management. *The Accounting Review* Vol. 77, Pp. 71-105.
- 17- Giorgio, G. (2011). *Managerial Ownership, Corporate Monitoring and Audit Fee*. University of Texas at El Paso working paper.
- 18- Jin, L. And Mayers, S. (2006). R^2 around the world: New theory and new tests. *Journal of Financial Economics*, Vol. 79, Pp. 257-292.
- 19- Kim, O. And Verrecchia, R. 1994 Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 17. Pp. 41-67.
- 20- Krishnan, J. Heibatollah, S. AND Zhange, Y. (2005). Does the provision of non-audit services affect investor perceptions of auditor independence? *Auditing: A Journal of Practice & Theory*. Vol. 24, No 2, Pp 111-135.
- 21- Piotroski, J. And Roulstone, D. (2004). The influence of analysts, institutional investors, and insider on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock price. *The Accounting Review*. Vol. 79, No. 4, Pp. 1119-1151.
- 22- Roll, R. (1988). R^2 . *Journal of Finance*. Vol. 43, Pp. 541-566.
- 23- Simunic, D. (1980). The pricing of audit services: theory and evidence. *Journal of Accounting Research*. Vol. 18, No. 1. Pp. 161-190.
- 24- Sohn, BC. (2011). *Do auditors care about real earnings management in their audit fee decisions?* Available at the following website address: <http://ssrn.com/>
- 25- Srinidhi, B. And Gul, F.A. (2007). The differential effects of auditors' non-audit and audit fees on accrual quality. *Contemporary Accounting Research*. Vol. 24, No. 2, Pp. 595-629.
- 26- Xinhua, W. (2009). *Do abnormal audit fees/non-audit fees communicate firm specific information to the stock market?* A thesis submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy.
- ۶- مومنی، منصور و علی فعال قیومی. (۱۳۸۶). تحلیل‌های آماری با استفاده از SPSS، انتشارات کتاب نو، تهران.
- ۷- مهران‌سی، ساسان و کورش جمشیدی اوانکی. (۱۳۸۹). عوامل موثر بر تعیین حق‌الزحمه حسابرسی، فصلنامه حسابدار رسمی، تهران، دانشگاه تهران. شماره ۱۳، صص ۶۰-۷۸.
- ۸- نیک بخت، محمدرضا و محسن تنانی. (۱۳۸۹). آزمون عوامل موثر بر حق‌الزحمه حسابرسی صورت‌های مالی، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، شماره پیاپی ۴، دانشگاه تهران. صص ۱۱۱-۱۳۲.
- 9- Chan, S. Gul, F. A. and Zhou J. 2008. Earnings information, financial intermediaries and stock price synchronicity. The Hong Kong Polytechnic University working paper.
- 10- Chen, Q, Goldstein, I. W. (2007). Price informativeness and investment sensitivity to stock price. *Review of Financial Studies*, Vol. 20, Pp. 619-650.
- 11- Choi, Jon-Hag. Kim, Jeong- Bon. Zang, Yoonseok. (2009). *The association between audit quality and abnormal audit fees*. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=848067>.
- 12- DeAngelo, L.E. (1981) a. Auditor independence, "low balling", and disclosure regulation. *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 3, No. 2, Pp. 113-127.
- 13- Desai, R. (2012). *Audit fees, nonaudit fees, and audier quality: an analysis from the indian perspective*. Available at the following website address: <http://ssrn.com>.
- 14- Durnev, A., Morck, R. yeung, B. and Zarowin, P. (2003). Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing? *Journal of Accounting Research*. Vol. 41, No. 5. Pp. 797-836.
- 15- Fernandes, N. And Ferreira, (2008). Does international cross-listing improve the information environment? *Journal of Financial Economics*. Vol. 88, Pp. 216-244.

نمایه سالیانه مجله‌ی پژوهش‌های حسابداری مالی ۱۳۹۲

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

سال پنجم - شماره اول - شماره پیاپی (۱۵) - بهار ۱۳۹۲

فهرست مطالب

- ۱-۱۲ ■ بررسی رابطه بین شفافیت سود حسابداری و بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
حمید حقیقت و سید مصطفی علوی
- ۱۳-۲۸ ■ تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
داریوش فروغی، هادی امیری و هادی شیخی
- ۲۹-۵۰ ■ آزمون تجربی انگیزه‌های مدیریت جریان نقدی حاصل از عملیات
علی رحمانی و ام‌البین منتظرالقائم
- ۵۱-۶۶ ■ تحلیل تأثیر مالی شدن بر سرمایه‌گذاری‌های واقعی در شرکت‌های غیر مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
سعید فتحی، کریم آذربایجانی، ایمان تقوی‌زاده یزدی، باقر عسگرزاد نوری
- ۶۷-۸۶ ■ بررسی فراوانی و اهمیت تجدید ارائه صورت‌های مالی
محمد جواد ساعی، محمدعلی باقرپور ولاشانی، سید ناصر موسوی بابگی
- ۸۷-۹۶ ■ آزمون عمدی یا غیر عمدی بودن تبعیت جمعی سرمایه‌گذاران از عامل بازار در بورس اوراق بهادار تهران
غلامحسین گل‌ارضی
- ۹۷-۱۱۸ ■ بررسی تأثیر اطلاعات عرضه و تقاضای سهام بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران
وحید بیگلری، نجمه حاجیان و مسعود سعیدی

فهرست مطالب

- تأثیر عوامل اقتصادی و ویژگی‌های شرکتی بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
رضوان حجازی و صابر خادمی
۱-۱۶
- بررسی ارتباط بین کیفیت افشا و کیفیت ارقام تعهدی در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی
محسن دستگیر و مهشید شهرزادی
۱۷-۳۲
- تأثیر محافظه‌کاری مشروط بر قابلیت اتکای اطلاعات و به موقع بودن افشاء
محمدرضا نیکبخت و فرزاد حاجی‌عظیمی
۳۳-۵۲
- تأثیر ارقام تعهدی بر رابطه تأمین مالی خارجی با بازده آتی سهام
سید عباس هاشمی و حسین جلالی مقدم
۵۳-۷۲
- ارزیابی تأثیر افشای رویه‌های حسابداری انتقادی بر معیارهای ارزیابی عملکرد و کیفیت گزارشگری مالی
فریدون رهنمای‌رودپشتی، احمد یعقوب‌نژاد، یداله نوری‌فرد و احمد گودرزی
۷۳-۹۲
- نقش ویژگی‌های حسابرس در کیفیت سود
ساسان مهرانی، محمد مرادی، منصور نخعی و محسن مطمئن
۹۳-۱۰۸
- بررسی روند تدریجی رابطه متغیرهای حسابداری و قیمت سهام در چرخه عمر شرکت؛ تحلیل نیز سلسله مراتبی
فرزین رضایی و هادی شفیع‌دیزجی
۱۰۹-۱۲۶

فهرست مطالب

- تأثیر تعدیلات سنواتی بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی (نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران)
امید پورحیدری و رحمت‌الله هوشمند زعفرانی
۱ - ۱۸
- بررسی مدیریت واقعی و حسابداری سود و میزان محافظه‌کاری در شرکت‌های موفق و ناموفق
غلامرضا منصورفر و رضا ضیائی
۱۹ - ۴۰
- بررسی مدل ارزش‌گذاری مبتنی بر سودهای غیرعادی (اولسن) از منظر اقتصاد کلان با استفاده از روش GMM
ولی خدادادی، حسن فرازمنند و سکینه شبیه
۴۱ - ۵۸
- ارزیابی سودمندی الگوهای شمعی ژاپنی در بورس اوراق بهادار تهران
خدیجه نصراللهی، رضا ثقفی کلوانق، سعید صمدی و محمد واعظ برزانی
۵۹ - ۷۲
- تأثیر متغیرهای فصلی و آب و هوا بر نقدینگی بازار اوراق بهادار تهران
مظفر جمالیان‌پور و غلامحسین مهدوی
۷۳ - ۸۸
- ارتباط ارزشی سرمایه در گردش غیر نقدی خالص در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
مجید عظیمی و منیره صباغ
۸۹ - ۱۰۴
- پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از درخت تصمیم و رگرسیون لجستیک
سید محسن حسینی و زینب رشیدی
۱۰۵ - ۱۲۸

فهرست مطالب

- بررسی رابطه میان عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت واقعی سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
۱-۱۲
احمد احمدپور، مجتبی عدیلی، سید جواد ابراهیمیان
- بررسی نقش خطای واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران در بروز پدیده صرف ارزش در بازار سرمایه ایران
۱۳-۳۴
ناصر ایزدی‌نیا، هادی امیری، مهدی هادی‌نژاد
- بررسی عوامل مؤثر بر نسبت کفایت سرمایه در بانک‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۵
۳۵-۵۰
حمید سپهردوست، طیبه آئینی
- رتبه‌بندی معیارهای انتخاب سهام از منظر سرمایه‌گذاران نهادی (رویکرد تحلیل شبکه)
۵۱-۷۰
محمد طالبی، حامد تاجمیر ریاحی، محمد رحمتی، رضا یارمحمدی
- واکنش بازار به اعلامیه‌های سود فصلی در بورس اوراق بهادار تهران
۷۱-۹۰
محمد اسماعیل فدایی‌نژاد، مجتبی کامل‌نیا
- نحوه ارائه برتر صورت جریان وجوه نقد از دیدگاه مدیران مالی شرکت‌ها؛ مدیران مالی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و اعتباردهندگان
۹۱-۱۰۴
یداله تاری وردی، زهرا پورزمانی، مصطفی احمدی
- بررسی عکس‌العمل بازار سهام نسبت به حق الزحمه‌های غیرعادی حسابرسی
۱۰۵-۱۲۰
میکائیل منصوری سرنجیانه، محسن تنانی

Index of contents

- **Investigation the Relationship between Earnings Transparency and Abnormal Returns in Tehran Stock Exchange** 1
H. haghghat, S. M. Alavi
- **The Effect of Accruals Quality on Stock Risk Premium of Listed Companies in Tehran Stock Exchange** 2
D. Foroghi, H. Amiri, H. Sheikhi
- **Empirical Investigation of the Incentives to Manage Reported Operating Cash Flow** 3
A. Rahmani, O. Montazerghaem
- **Analyzing the Effect of Financialization on Real Investment of Non-Financial Corporations Listed in the Tehran Stock Exchange** 4
S. Fathi, K. Azarbayjani, I. Tagavizadeh Yazdi, B. Asgarnezhad Nouri
- **Restated Financial Statements: an Empirical and Descriptive Study of the Frequency and Importance** 5
M. Saei, M. A. Bagherpour Valashani, S. N. Mosavi Baaighi
- **Intentional or Unintentional Testing of Market Factor Beta Herding in Tehran Stock Exchange** 6
Gh. Golarzi
- **The Effect of Stocks' Asks and Bids on Earnings Management** 7
V. Biglari, N. Hajian, M. Saeedi

Index of contents

- **The Effect of Economic Factors and Firm Characteristics on the Capital Structure of Listed Companies in Tehran Stock Exchange (TSE)** 1
R. Hejazi, S. Khademi
- **Studying the Relationship between Disclosure Quality and Accruals Quality in Explaining the Changes in Portfolio's Excess Return** 2
M. Dastgir, M. Shahrzadi
- **The Impact of Conditional Conservatism on Reliability and imeliness of Disclosure** 3
M. Nikbakht, F. Haji Azimi
- **The Effect of Accruals on the Relationship of External Financing and Future Stock Returns** 4
S. A. Hashemi, H. Jalali Moghadam
- **Assessment of the Influence of Critical Accounting Disclosure Policy on the Criteria of Evaluation of the Performance and Quality of Financial Reporting** 5
F. Rahnamay Roodposhti, A. yaghob Nejad, Y. Noori Fard, A. Goudarzi
- **The Role of Auditor Characteristics in Earnings Quality** 6
S. Mehrani, M. Moradi, M. Nakhaei, M. Motmaen
- **Evolving Relationship between Share Prices and Accounting Variables During Firm Life- Cycle Stages by Hierarchical Bayesian Analysis** 7
F. Rezaei, H. Shafii Dezaji

Index of contents

- **The Effect of Periodic Accounting Adjustment on Equity Cost of Capital (expected return rate of investors)** 1
O. Pourheydari, R. Hoshmand Zaferaneyeh
- **Real and Accounting Earnings Management and the Level of Conservatism in Successful and Unsuccessful Firms** 2
GH. Mansourfar, R. Zeaei
- **Assessing the Valuation Model Based on Abnormal Earnings (Ohlson) by Notice to the Macroeconomic Variables** 3
V. KHodadadi, H. Farazmand, S. SHeybeh
- **An Appraisal of the Merit of Candlestick Technical Trading Strategies in Tehran Stock Exchange** 4
KH. Nasrolahi, R. Saghafi Killvagh, S. Samadi, M. Vaez Barzani
- **Effects of Weather and Seasonal Variables on the Tehran Stock Market Liquidity** 5
M. Jamalian Pour, Gh. H. Mahdavi
- **The Value Relevance of Non-cash Net Working Capital of Listed Companies in Tehran Stock Exchange** 6
M. Azemi Yancheshmeh, M. Sabagh
- **Bankruptcy Prediction of Companies listed Corporations in Tehran Stock Exchange by Using Decision Tree and Logistic Regression** 7
S. M. Hosseini, Z. Rashidi

Index of contents

- **On The Relation between Information Asymmetry and Real Earnings Management in Listed Companies on Tehran Stock Exchange** 1
A. Ahmadpour, M. Adili, S. J. Ebrahimian
- **The Study of Investors Overreaction Error Role in Occurrence of Value Premium In Iran Capital Market** 2
N. Izadinia, H. Amiri, M Hadinezhad
- **Determinant Factors of Capital Adequacy Ratio in Banks of Iran (2006-2010)** 3
H. Sepehrdoust, T. Aein
- **Raking Stock Selection Criteria From the Perspective of Institutional Investors (Network Analysis Approach)** 4
M. Talebi, H. Tajmir riyahi, M. Rahmati, R. Yarmohammadi
- **Market Reaction to Quarterly Earning Anouncement in Tehran Stock Exchange** 5
M. E. Fadaei Nejad, M. Kamelniya,
- **"The Best Method of Presenting Cash flow Statement from Companies Financial Managers, Financial Managers of Mutual Funds and Creditors Point of View"** 6
Y. Tariverdi, Z. Poorzamani, M. Ahmadi
- **Stock Market Reaction to Abnormal Audit Fees** 7
M. Mansouri, M. Tanani

Stock Market Reaction to Abnormal Audit Fees

M. Mansouri *

Master of Accounting, University of Economic Sciences, Tehran, Iran

M. Tanani

Assistant professor Accounting, University of Economic Sciences, Tehran, Iran

Abstract

Awareness of the procedure of determining audit fees is of significance both for the client and the auditor. The amount of audit fees paid to the auditors can affect audit process in two ways: the more audit fees is allocated for the auditor, the more effort is put on the audit process by she/he, hence it increases the audit process and the audit process quality. However, the auditors will be dependent on their clients financially and lose their independence. Therefore, the problem stated in this research deals with the investors' preception of abnormal audit fees and their reaction to them. Main objective of this paper is to survey the reaction of stock market to abnormal audit fees. for fulfilling the objectives of this study the post event research method is applied and for testing the hypothesis the data panel method has been employed. The research sample consists of 71 listed firms in Tehran Stock Market between the years 1385 to1389. Results of this research indicate that stock market react positively to abnormal audit fees. In other words, the investors tend to assume that abnormal audit fees incorporate more information into stock prices and this will enhance audit quality.

Keywords: actual audit fees, abnormal audit fees, normal audit fees, audit independence, stock price synchronicity.

* mansurimikaeil@yahoo.com

"The Best Method of Presenting Cash flow Statement from Companies Financial Managers, Financial Managers of Mutual Funds and Creditors Point of View"

Y. Tariverdi *

Assistant professor Accounting, Islamic Azad University, Central Tehran Branch. iran

Z. Poorzamani

Assistant professor Accounting, Islamic Azad University, Central Tehran Branch, iran

M. Ahmadi

Master of Arts Accounting, Islamic Azad University, Central Tehran Branch, iran

Abstract

According to American Financial Accounting Standards and International Accounting Standards, The cash flow statement is partitioned into three segments. But in Iran, according to accounting standards committee opinion, the cash flow statement is partitioned into five segments instead of three segments. Meanwhile, another model of the cash flow statement is partitioned into four segments. The purpose of this study is to identify the best approach in presenting of cash flow statement from viewpoint of the financial manager of listed companies on Tehran stock exchange, financial management of mutual funds and creditors. By reviewing the relevant literature and theories, the research hypotheses are set. Using 214 five-point Likert scale questionnaires and Wilcoxon signed rank nonparametric statistic, Friedman rank test, Kruskal-Wallis test and Mann-Whitney U-test research hypotheses are tested. The result of Wilcoxon test indicates that in the general level the four-segment cash flow statement model, is superior to the three and five segment models. The result of Friedman rank test indicates a same result. Checking the ranking difference between the three models of presenting cash flow statements and uniformity of the responses from Friedman rank test, Kruskal-Wallis test and Mann-Whitney U-test indicate that the ranking of models are statistically significant and there is uniformity in the responses.

Keywords: Statement of cash flow, three –Segment model of cash flow, four –Segment model Statement of cash flow, five –Segment model Statement of cashflow.

Market Reaction to Quarterly Earning Anouncement in Tehran Stock Exchange

M. E. Fadaei Nejad

Associate Professor of Finance, Shahid Beheshti University, Iran

M. Kamelniya*

Ph.D. Student of Finance, Shahid Beheshti University, Iran

Abstract

This paper uses the traditional event study method to examine the information content of quarterly earnings announcements in the Tehran stock exchange as a small and thin trading stock market from year 1384 until end of 1390. The contribution of this paper is the use of three method (uniform, lump and Trade to trade) for missing data. The paper finds that earnings announcements contain relevant information for the stock market. When actual earning was exceed from expected earning (good news), the paper finds significant positive abnormal returns accompanying the announcements. The abnormal return persists several days after the announcement, suggesting that the information environment of this small stock market works to decrease the speed of adjustment. In addition when actual earning was less than the expected earning (bad news), there is no abnormal return around the announcement. Perhaps Tehran stock exchange can discover bad news rather than good news.the paper finds a positive correlation between the information content and predisclosure information. This result is similar with larg stock market.

Keywords: Earnings announcmet, event study, predisclosure information, thin trading.

* m-fadaei@sbu.ac.ir

Raking Stock Selection Criteria From the Perspective of Institutional Investors (Network Analysis Approach)

M. Talebi

Associate Professor of Finance, Imam Sadiq University, Tehran, Iran

H. Tajmir riyahi *

PhD Student in Financial management, Imam Sadiq University, Tehran, Iran

M. Rahmati

Master of Financial management, Imam Sadiq University, Tehran, Iran

R. Yarmohammadi

Master of Financial management, Imam Sadiq University, Tehran, Iran

Abstract

Institutional investors in capital markets have the greatest amount of capital and expertise. Both of these features have led them to look into the companies' stocks differently from other investors. According to Iran's capital market regulations, institutional investors are including several groups such as mutual funds, capital providing companies and investment firms. This article considers stock selection criteria of such institutional investors. The literature of stock selection criteria provides 18 different criteria. According to interviews, 9 criteria as "special criteria of institutional investors' are added to the list. Then, using statistical and analytic network process (ANP) we begin the validating and ranking the stock selection criteria. The results indicate that institutional investors do not use all stock selection criteria, and only eight stock selection criteria are approved. Institutions investors consider firm's specific, institutional investors specific, specific industry and macroeconomic criteria as most important stock selection criteria.

Keywords: institutional investors, stock selection criteria, network analysis.

* Hamedtajmir@gmail.com

Determinant Factors of Capital Adequacy Ratio in Banks of Iran (2006-2010)

H. Sepehrdoust *

Associate Professor of Economics, Bu-Ali-Sina University, Hamedan, Iran

T. Aeni

Master of Accounting, Islamic Azad University, Hamedan, Iran

Abstract

Capital adequacy ratio is considered as one of the most important stimuli in the profitability of financial institutions. The main objective of the present study is to investigate the determinant factors of capital adequacy ratio in Iranian banks. For this purpose, fourteen private and the state Iranian banks during the period 2006 to 2010 are selected for study. Statistical data and other requirements were extracted from audited annual financial reports of selected banks. To examine the determinant factors, the size of the bank's capital adequacy ratio is considered as dependent variable and variables such as size of the bank, share of deposits, loss reserve facilities granted, facilities granted amount, liquidity, debt leverage, return on assets and return on share holder's equity are considered as independent variables. A multiple regression model using panel data is employed to test the relationship between dependent and independent variables. The results show that the variables such as liquidity and rate of return on assets have a positive and significant effect on required capital adequacy ratio, while the bank size, the facilities granted shares, return on shareholder's equity, loss reserve on facilities granted and debt leverage have a negative and significant on the capital adequacy ratio. While no significant relationship between the share of deposits and capital adequacy ratio is confirmed.

Keywords: Capital adequacy ratio, panel analysis, financial variables, banks of Iran.

* hamidbasu1340@gmail.com

The Study of Investors Overreaction Error Role in Occurrence of Value Premium in Iran Capital Market

N. Izadinia *

Assistant professor of Accounting, university of Isfahan, Iran

H. Amiri

Assistant Professor of Economy, University of Isfahan, Iran

M. Hadinezhad

Master of Financial Management, University of Isfahan, Iran

Abstract

The value premium or value stocks return surplus to growth stocks is one of capital market anomalies. However this anomaly has verified in many capital markets in the world, there is some controversy about its reasons. This study investigates whether after control for growth and value stocks risk, there is any evidence of investors' overreaction to past financial performance of growth and value stocks or not. Performance measures in this study include sales growth, earning growth and past stocks return. In order to conduct this study, a sample including 121 firms during the period of 1380 to 1389 in the form of two 5-year-period, is selected. For testing the research hypothesises, both portfolio test method and regression method with panel data has been used. The results of this study shows that investors behavioral errors is not the reason for value premium in Iran capital market, but there is a direct relationship between risk and return of growth and value stocks which confirms the rational justification of value premium occurrence.

Keywords: Value Stocks, Growth Stocks, Value Premium, Behavioral Finance, Overreaction.

* naser.izadinia@gmail.com

On The Relation between Information Asymmetry and Real Earnings Management in Listed Companies on Tehran Stock Exchange

A. Ahmadpour *

Full professor of Accounting, Mazandaran University, Babolsar, Iran

M. Adili

Lecturer of Accounting, Khazar University, Mahmoud Abad, Iran

S. J. Ebrahimian

Lecturer of Accounting, Azad University, Noor, Iran

Abstract

When information asymmetry is high, stakeholders do not have sufficient resource, incentives, or access to relevant information to monitor manager's actions, which gives rise to the practice of earnings management. This paper develops and tests hypotheses of how the presence of information asymmetry affects management incentives to manage earnings via real transaction structuring activities (Real Earnings Management). The sample data used for the research consisted of financial reporting by companies listed of the Tehran Stock Exchange (TSE). We examined the data of 110 companies from 1385-1390. Using a pooled cross-sectional least squares regression of the proxies for REM with information asymmetry and other risk factors. The results showed that there is a significant relationship between information asymmetry and abnormal cash flow and abnormal production. But there is not a significant relationship between information asymmetry and abnormal discretionary expenditure.

Keywords: Information Asymmetry, Real earnings management, abnormal cashflow, abnormal production, abnormal discretionary expenditure.

* ahmadpour@umz.ac.ir

Index of contents

- **On The Relation between Information Asymmetry and Real Earnings Management in Listed Companies on Tehran Stock Exchange** 1
A. Ahmadpour, M. Adili, S. J. Ebrahimian
- **The Study of Investors Overreaction Error Role in Occurrence of Value Premium In Iran Capital Market** 2
N. Izadinia, H. Amiri, M Hadinezhad
- **Determinant Factors of Capital Adequacy Ratio in Banks of Iran (2006-2010)** 3
H. Sepehrdoust, T. Aein
- **Raking Stock Selection Criteria From the Perspective of Institutional Investors (Network Analysis Approach)** 4
M. Talebi, H. Tajmir riyahi, M. Rahmati, R. Yarmohammadi
- **Market Reaction to Quarterly Earning Anouncement in Tehran Stock Exchange** 5
M. E. Fadaei Nejad, M. Kamelniya
- **"The Best Method of Presenting Cash flow Statement from Companies Financial Managers, Financial Managers of Mutual Funds and Creditors Point of View"** 6
Y. Tariverdi, Z. Poorzamani, M. Ahmadi
- **Stock Market Reaction to Abnormal Audit Fees** 7
M. Mansouri, M. Tanani

Contributors to this Issue (Vol. 5, No 4, Ser.17, Winter 2014)

We express our deep gratitude to the following faculty members of the universities and of educational-research Institutes who have co-operated in evaluation and assessment of the articles of this issue of financial Accounting Research Journal

M. Esmaelian	Assistant Professor	University of Isfahan
A.M. Ansari	Associate Professor	Vale asr University of Rafsanjan
N. Izadinia	Assistant Professor	University of Isfahan
O. Pourheydari	Associate Professor	University of Shahid Bahonar
A. khalifesoltani	Associate Professor	University of Alzahra
M. Dastgir	Professor	University of Shahid chamran
D. Damori	Assistant Professor	University of Yazd
M. Azimi Yancheshmeh	Assistant Professor	Islamic Azad University Mobarakeh Branch
S. Fathi	Associate Professor	University of Isfahan
GH. Karami	Assistant Professor	University of Tehran
GH kiani	Associate Professor	University of Isfahan
A.Gogerdchian	Assistant Professor	University of Isfahan
V. Mochtahedzadeh	Professor	University of Alzahra
SH. Mashayekhi	Assistant Professor	University of Alzahra
M. Namazi	Professor	University of Shiraz

The Journal of Financial Accounting Research from University of Isfahan accepts research reports, critiques and research project results in Financial Accounting

Journal of Financial Accounting Research
License Holder: The University of Isfahan Vice-President of Research and Technology

Vol.5, No 4, Ser.18, Winter 2014

ISSN (Print): 2008-7691

ISSN (Online): 2322-3405

Scientific Research Journal

Managing Director: N. Izadinia

Assistant Professor of Accounting- University of Isfahan E-mail: naser.izadinia@gmail.com

Literary-English Editor: M. Dastgir

Professor of Accounting- University of Shahid Chamran E-mail: dastmw@yahoo.com

Executive Manager: N. Panahi

E-mail: n.panahi@staf.ui.ac.ir

Tel: 0311-7934164

Editor-in-Chief: M. Dastgir

Professor of Accounting- University of Shahid Chamran E-mail: dastmw@yahoo.com

Literary Editor: A Jalali

E-mail: AliJalali110@gmail.com

Type and Layout: F. karami

E-mail: f.karami88@yahoo.com

Tel: 0311-7934164

Editorial Board

A. Ahmad Pour	Professor	University of Mazandaran
N. Izadinia	Assistant Professor	University of Isfahan
J. Babajani.	Associate Professor	University of Alameh Tabatabai
O. Pourheydari	Associate Professor	University of Shahid Bahonar
A. Saghafi	Associate Professor	University of Alameh Tabatabai
M. Khoshtinat.	Associate Professor	University of Alameh Tabatabai
B. Dorry	Associate Professor	University of Shahid Beheshti
M. Dastgir	Professor	University of Shahid chamran
Z. Rezaee	Professor	Memfis University of U.S.A
H. Sami	Professor	Lih University of U.S.A
S.K.Tayebi	Professor	University of Isfahan
D. Foroghi	Assistant Professor	University of Isfahan
GH. Kordestani	Associate Professor	International Emam Khomeini University of GHazvin
K. Kondkar	Professor	Rochester University of U.S.A
M. Namazi	Professor	University of Shiraz
I.Noravesh	Professor	University of Tehran

Address: Authors and subscribers can mail their requests directly to the University of Isfahan central library office of Journals

81746-73441:Post code
Tel:+98- 311- 7934164
Fax:+98 -311-7932177
Email: far_journal@ase.ui.ac.ir
Website: uij.s.ui.ac.ir/far

Journal of Financial Accounting Research has been recognized and ranked as a *scientific-research* journal based on the document number 3/11/640 issued by the Evaluation Committee of scientific Journals of Research and Technology Ministry in June, 2009.

The above ranking is based on an agreement between Isfahan University and Mazandaran, Shiraz, Shahid Chamran(Ahvaz), Shahid Beheshti, Shahid Bahonar (Kerman) and Imam Khomeini International Universities.

The complete text of the journal is available at the following sites:

<http://www.magiran.com>

<http://www.SID.ir>

<http://www.ISC.gov.ir>

<http://www.uijs.ui.ac.ir/far>

[http:// Ulrichsweb.serialsolutions.com](http://Ulrichsweb.serialsolutions.com)

<http://www.ensani.ir>

<http://journals.indexcopernicus.com>

<http://www.ebscohost.com>

Publication and Lithography: The University of Isfahan Publications

Publisher: the University of Isfahan

Price: 85000 Rials

Number of copies: 500 copies

In The Name of God

**Journal of Financial
Accounting Research**

(Scientific- Research)

**Vol. 5, No. 4, Ser.18
Winter 2014**