

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

مجله علمی - پژوهشی

پژوهش‌های حسابداری

سال پنجم - شماره سوم - شماره پیاپی (۱۷)

پاییز 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: ۷۶۹۱-۲۰۰۸

شماره استاندارد بین‌المللی (نسخه الکترونیک): ۳۴۰۵-۲۳۲۲

سال پنجم - شماره سوم - شماره پیاپی (۱۷) - پاییز ۱۳۹۲

علمی - پژوهشی

سردبیر: محسن دستگیر

استاد حسابداری و مدیریت مالی - دانشگاه شهید چمران اهواز

E-mail: dastmw@yahoo.com

ویراستار ادبی: علی جلالی

E-mail: AliJalali110@gmail.com

صفحه آرای: نیلوفر پناهی

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

تلفن: ۰۳۱۱-۷۹۳۴۱۶۴

مدیر مسؤول: ناصر ایزدینیا

استادیار گروه حسابداری دانشگاه اصفهان

Email: naser.izadinia@gmail.com

ویراستار انگلیسی (علمی - تخصصی): محسن دستگیر

استاد حسابداری و مدیریت مالی - دانشگاه شهید چمران اهواز

E-mail: dastmw@yahoo.com

مدیر اجرایی: نیلوفر پناهی

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

تلفن: ۰۳۱۱-۷۹۳۴۱۶۴

اعضای هیأت تحریریه

احمد احمدپور	استاد	دانشگاه مازندران
ناصر ایزدینیا	استادیار	دانشگاه اصفهان
جعفر باباجانی	دانشیار	دانشگاه علامه طباطبائی
امید پورحیدری	دانشیار	دانشگاه شهید باهنر کرمان
علی ثقفی	دانشیار	دانشگاه علامه طباطبائی
محسن خوش طینت	دانشیار	دانشگاه علامه طباطبائی
بهروز ذری	دانشیار	دانشگاه شهید بهشتی
محسن دستگیر	استاد	دانشگاه شهید چمران اهواز
ذبیح‌اله رضایی	استاد	دانشگاه ممفیس آمریکا
هیبت‌اله سمیع	استاد	دانشگاه لیج آمریکا
سید کمیل طبیبی	استاد	دانشگاه اصفهان
داریوش فروغی	استادیار	دانشگاه اصفهان
غلامرضا کردستانی	دانشیار	دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره) قزوین
کریم کندکار	استاد	دانشگاه روچستر آمریکا
محمد نمازی	استاد	دانشگاه شیراز
ایرج نوروش	استاد	دانشگاه تهران

* این مجله مسؤول آراء و نظرات مندرج در مقالات نمی‌باشد.

مقالات رسیده بازگشت داده نمی‌شود. نقل مطالب با ذکر نام مجله و نویسنده بلامانع است.

نشانی پستی مجله: اصفهان - دانشگاه اصفهان - سازمان مرکزی - معاونت پژوهشی و فناوری - طبقه دوم - اداره چاپ، انتشارات و مجلات

دفتر مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

کد پستی: ۷۳۴۴۱-۸۱۷۴۶

تلفکس: ۰۳۱۱-۷۹۳۲۱۷۷

تلفن: ۰۳۱۱-۷۹۳۴۱۶۴

نشانی پست الکترونیکی: far_journal@ase.ui.ac.ir

نشانی سایت مجله: www.uijs.ui.ac.ir/far

همکاران علمی این شماره (سال پنجم، شماره سوم، شماره پیاپی (۱۷)، پاییز 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 ریحانه هادیان و نرگس حمیدیان تشکر می‌گردد.

محمد علی آقایی	استادیار	دانشگاه تربیت مدرس
هادی امیری	استادیار	دانشگاه اصفهان
امید پورحیدری	دانشیار	دانشگاه شهید باهنر کرمان
عبدالله خانی	استادیار	دانشگاه اصفهان
احمد خدای‌پور	دانشیار	دانشگاه شهید باهنر کرمان
علی رحمانی	دانشیار	دانشگاه الزهرا
امیر رسائیان	کارشناس ارشد امور مالیاتی	سازمان امور مالیاتی استان اصفهان
مهدی عربصالحی	استادیار	دانشگاه اصفهان
احمد گوگردچیان	استادیار	دانشگاه اصفهان
شهناز مشایخ	استادیار	دانشگاه الزهرا
سید علی واعظ	استادیار	دانشگاه شهید چمران اهواز
سید عباس هاشمی	دانشیار	دانشگاه اصفهان
محمود یحیی‌زاده	دانشیار	دانشگاه مازندران

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.

۵- ارجاعات در متن مقاله به صورت شماره‌ای و در داخل [] آورده شود.

۶- در پایان مقاله، منابع مورد استفاده در متن مقاله، به ترتیب حروف الفبایی تنظیم شود (بخش فارسی و لاتین مجزا) و بر اساس شماره ایجاد شده، در بخش منابع شماره در متن مقاله داخل [] نوشته شود.

۶-۱- مقاله: نام خانوادگی، نام. (سال انتشار). عنوان مقاله. نام نشریه (حروف کج)، دوره (جلد)، شماره صفحه‌ها.

۶-۲- کتاب: نام خانوادگی، نام. (سال انتشار). نام کتاب. محل انتشار: نام ناشر.

۶-۳- کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی، نام نویسنده. (سال تألیف). نام کتاب به فارسی. نام و نام خانوادگی مترجم. محل نشر: نام ناشر.

۶-۴- در مورد گزارش‌ها و سایر منابع نیز اطلاعات کافی و کامل ارائه شود.

۷- جدول‌ها نزدیک به متن مربوط آورده شود. منحنی‌ها، شکل‌ها و نمودارها سیاه و سفید، دقیق، روشن و اصل باشند. در متن مقاله به شماره جدول‌ها و نمودارها اشاره شود، فرمول‌ها و جداول در محیط فرمول نویسی و ورد تایپ شده و از ایمج کردن آن خودداری فرمایید، اعداد داخل جداول فارسی تایپ شود.

۸- مقاله‌هایی که بر اساس این راهنما تنظیم نشده باشد، در هیأت تحریریه مورد بررسی قرار نمی‌گیرد.

۹- مقاله حداکثر در ۲۰ صفحه به آدرس: www.uijs.ui.ac.ir/far ارسال فرمایید.

نشانی مجله: اصفهان، خیابان هزار جریب، دانشگاه اصفهان، سازمان مرکزی، طبقه دوم، اداره چاپ، انتشارات و مجلات، دفتر مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، کدپستی: ۷۳۴۴۱-۸۱۷۴۶ (تلفن: ۷۹۳۴۱۶۴-۰۳۱۱، تلفکس: ۷۹۳۲۱۷۷-۰۳۱۱).

فهرست مطالب

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

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره سوم، شماره پیاپی (۱۷)، پاییز ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۰۴/۲۵
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۸/۱۱
صص ۱۸-۱

تأثیر تعدیلات سنواتی بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی (نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران)

امید پورحیدری^{۱*}، رحمت‌الله هوشمند زعفرانیه^{**}

^{*} دانشیار حسابداری دانشگاه شهید باهنر کرمان

Opourheidari@uk.ac.ir

^{**} کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه شهید باهنر کرمان

houshmand1367@yahoo.com

چکیده

در این تحقیق رابطه تعدیلات سنواتی با هزینه حقوق صاحبان سهام عادی مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا، اثر متغیرهای اندازه شرکت، اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به بازار نیز کنترل شده است. به منظور اندازه‌گیری هزینه حقوق صاحبان سهام عادی، از مدل گوردن استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۹ الی ۱۳۹۰ استخراج شده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه تحقیق نشان می‌دهد که بین تعدیلات سنواتی و هزینه حقوق صاحبان سهام عادی شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. از سوی دیگر، یافته‌ها نشان داد که بین تعدیلات سنواتی منفی و هزینه حقوق صاحبان سهام عادی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و با افزایش سطح تعدیلات سنواتی نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد ولی بین تعدیلات سنواتی مثبت و هزینه حقوق صاحبان سهام عادی رابطه معناداری وجود نداشت. به عبارتی دیگر، نتایج نشان داد که تأثیر تعدیلات سنواتی منفی در مقایسه با تعدیلات سنواتی مثبت بر نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: تعدیلات سنواتی، هزینه حقوق صاحبان سهام عادی، نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران، مدل گوردن.

مقدمه

هزینه سرمایه عبارت است از حداقل نرخ بازدهی که شرکت باید به دست آورد تا بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران در شرکت تأمین شود. در صورتی که بازده مورد انتظار از هزینه سرمایه کمتر باشد، ارزش واحد تجاری کاهش خواهد یافت. بنابراین، مدیریت برای حفظ ارزش واحد تجاری باید تلاش کند بازده مورد انتظار را حداقل به سطح هزینه سرمایه برساند. در این میان کلید موفقیت کاهش هزینه سرمایه است. در صورتی که مدیریت موفق شود هزینه سرمایه واحد تجاری را کاهش دهد، بازده مورد انتظار مازاد ناشی از اجرای پروژه‌های سودآوری که برای واحدهای تجاری رقیب با هزینه سرمایه بالاتر مقرون به صرفه نیست، بر ارزش واحد تجاری خواهد افزود. بازده مورد انتظار سهامداران تحت تأثیر ریسک اطلاعات قرار دارد و ریسک اطلاعات به میزان اطلاعات شخصی، اطلاعات عمومی و شفافیت اطلاعات بستگی دارد، به گونه‌ای که هر چه شفافیت اطلاعات ارائه شده کمتر باشد، افزایش صرف ریسک ناشی از شرایط ابهام، بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران بالاتر می‌رود. سهامداران نیز در تعیین نرخ بازده مورد انتظار خود بر صورت‌های مالی شرکت، به ویژه سود گزارش شده تکیه می‌کنند. بنابراین شفافیت سود حسابداری گزارش شده در برآورد هزینه حقوق صاحبان سهام^۱ و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران مؤثر است.

وجود تعدیلات سنواتی^۲ در حساب گردش سود و زیان انباشته، نشان دهنده این است که صورت‌های مالی سال‌های گذشته حاوی اشتباهات مهمی است.

لذا این تعدیلات سنواتی حامل پیامی منفی در مورد اعتبار صورت‌های مالی است. این امر موجب ایجاد فضای بی‌اعتمادی در بازار سرمایه، زیان ناشی از تصمیم اشتباه استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی و تلاش برای دسترسی به اطلاعات در بیرون از بورس می‌شود. وجود تعدیلات سنواتی نشانه‌ای از دستکاری ارقام صورت‌های مالی است. یعنی شرکت‌ها سود دوره مالی را بیش از واقع نشان می‌دهند و در دوره‌های مالی بعد با استفاده از تعدیلات سنواتی منفی، آثار سودهای دوره (های) قبل را خنثی می‌نمایند. این امر می‌تواند موجب سلب اعتماد بازار سرمایه و در نتیجه افزایش ریسک شرکت گردد. افزایش ریسک نیز سبب افزایش نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران یا به عبارت دیگر، افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام می‌گردد که می‌تواند تأثیر منفی بر ارزش شرکت داشته باشد.

تحقیقات انجام شده در سطح بین‌الملل حاکی از تأثیر مثبت تعدیلات سنواتی بر هزینه حقوق صاحبان سهام و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران است. از آنجایی که محیط اقتصادی و اجتماعی ایران متفاوت از سایر کشورها می‌باشد، ممکن است تأثیر متفاوتی داشته باشد. لازم به ذکر که طبق تحقیق گذشته تعدیلات سنواتی در ایران نسبت به سایر کشورها بسیار بیشتر است و با توجه به قابل توجه بودن این گونه تعدیلات ممکن است سرمایه‌گذاران در ایران واکنش چندانی به تعدیلات سنواتی نشان ندهند. از سوی دیگر، برخی از تعدیلات دارای تأثیر مثبت بر سود انباشته است و برخی نیز دارای تأثیر منفی بر سود انباشته است و سبب کاهش سود انباشته می‌شود. واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به این دو نوع تعدیلات ممکن است متفاوت باشد. به نظر می‌رسد

^۱ equity cost of capital^۲ accounting adjustment

تعدیلاتی که دارای تأثیرات کاهنده بر سود انباشته است، بار منفی بیشتری بر هزینه حقوق صاحبان سهام و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران داشته باشد. با توجه به مطالب گفته شده، این تحقیق در پی پاسخ به این سوال است که آیا تعدیلات سنواتی منجر به افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران می‌شود؟ همچنین، آیا تأثیر تعدیلات سنواتی منفی و مثبت یکسان است یا تعدیلات سنواتی منفی دارای بار منفی بیشتری است؟

مبانی نظری و فرضیه‌های پژوهش

شرکت‌ها معمولاً باید اثرات اصلاح اشتباه بااهمیت دوره‌های گذشته و یا تغییر رویه‌های حسابداری را در قالب تعدیلات سنواتی گزارش کنند و به دنبال آن صورت‌های مالی مقایسه‌ای را ارائه کنند. تعدیلات سنواتی یعنی اقلام بااهمیت مربوط به سنوات قبل که در تعدیل مانده سود (زیان) انباشته ابتدای دوره منظور می‌گردد و محدود به اقلامی می‌شود که از تغییر در رویه و اصلاح اشتباه ناشی می‌شود که اصلاحات تکرار شونده معمول و تعدیل برآوردهای انجام شده در سنوات قبل را نیز شامل نمی‌شود. وجود تعدیلات سنواتی و متعاقب آن تجدید ارائه صورت‌های مالی بر مربوط بودن و قابلیت اتکای اطلاعات مالی اثر منفی دارد. با این حال، طی سالهای اخیر تعدیلات سنواتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رواج زیادی داشته است.

اگرچه ارائه مجدد صورت‌های مالی، پدیده‌ای جدید نیست اما به دلیل وجود روش‌های حسابداری متهورانه، بی‌نظمی‌های حسابداری یا تقلب در حسابداری، تعداد و مبلغ ارائه مجدد سود شرکت‌ها در طول چند سال گذشته به طور چشم‌گیری افزایش

یافته است. بنابراین، توجه بسیاری از سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران و تدوین‌کنندگان مقررات به موضوع تجدید ارائه جلب شده است [۲۷]. از آنجا که سرمایه‌گذاران توازن بین ریسک و بازده را مبنای تصمیم‌گیری خود قرار می‌دهند لذا علاقه‌مند هستند تا بازده مورد انتظار آتی سرمایه‌گذاری خود را به کمک اطلاعات گزارش شده توسط شرکت و سایر شواهد برآورد کنند. هرچه کیفیت اطلاعات ارائه شده بالاتر باشد، از میزان ریسک شرکت کاسته شده و هزینه حقوق صاحبان سهام و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران نیز کاهش خواهد یافت و بالعکس.

تحقیقات انجام شده در ایران نشان می‌دهند که مبلغ تعدیلات سنواتی بخش مهمی از صورت سود و زیان و گردش حساب سود را به خود اختصاص داده است [۳ و ۱۰]. وجود تعدیلات سنواتی بااهمیت نشانه‌هایی از بازی با ارقام صورت‌های مالی به ویژه بیش‌نمایی یا کم‌نمایی سود را به نمایش می‌گذارد. گرچه این بیش‌نمایی یا کم‌نمایی، در دوره‌های بعد با استفاده از تعدیلات سنواتی جبران می‌شود ولی با توجه به اینکه سود در دوره جاری به نحو منصفانه ارائه نمی‌شود. لذا شاخص‌های تصمیم‌گیری مهمی مانند سود هر سهم و نسبت قیمت به سود، اطلاعات تحریف شده‌ای را ارائه خواهند نمود. در صورتی که تعدیلات سنواتی بااهمیت باشد، به ویژه زمانی که مربوط به اشتباهات دوره‌های قبل است، از قابلیت اتکاء صورتهای مالی می‌کاهد و کیفیت اطلاعات ارائه شده کاهش می‌یابد. کاهش کیفیت اطلاعات نیز منجر به افزایش ریسک شرکت می‌شود. در نتیجه، سهامداران خواهان صرف ریسک بالاتری خواهند بود و به تبع آن نرخ بازده مورد انتظار آنها افزایش می‌یابد که در نهایت منجر به افزایش هزینه حقوق صاحبان

سهام و کاهش ارزش شرکت می‌شود.

تعدیلات سنواتی برای بازار، حاوی اطلاعات جدیدی است. از دیدگاه سرمایه‌گذاران، اخبار تعدیلات سنواتی فقط بیانگر مشکلات عملکرد دوره گذشته نیست بلکه نوعی پیش‌بینی مشکلات آتی برای شرکت و مدیریت آن نیز محسوب می‌شود و موجب سلب اطمینان سرمایه‌گذاران نسبت به اعتبار و شایستگی مدیریت و کاهش کیفیت سودهای گزارش شده می‌گردد. در حقیقت تعدیلات سنواتی و متعاقب آن ارائه مجدد صورت‌های مالی به صورت شفاف و صریح، پیام و علائمی درباره قابل اتکا نبودن صورت‌های مالی دوره‌های گذشته و کیفیت پایین آن‌ها ارائه می‌دهد. بنابراین متعاقب ارائه مجدد، انتظارات سرمایه‌گذاران در ارتباط با جریان‌های نقدی آتی و نرخ بازده مورد انتظار آن‌ها تغییر می‌یابد [۲۸].

تجدید ارائه صورت‌های مالی موجب افزایش عدم اطمینان اطلاعات در میان سرمایه‌گذاران می‌شود. لذا سرمایه‌گذاران نرخ بازدهی بیشتری را انتظار دارند که این منجر به افزایش هزینه سرمایه شرکت می‌شود. مطالعات انجام شده در سطح بین‌الملل نشان داده‌اند که تجدید ارائه صورت‌های مالی منجر به کاهش قابل توجهی در ارزش شرکت با برآورد بازده غیرعادی از ۴٪ به ۱۲٪ در نمونه‌های مورد بررسی شده است [۱۵، ۲۴، ۱۸]. این کاهش در ارزش بازار به عوامل مختلفی از جمله تجدید نظر در سود مورد انتظار آتی با توجه به نبود سودهای گذشته، تجدید نظر در نرخ رشد مورد انتظار، عدم اطمینان در مورد صداقت و شایستگی مدیریت و شناخت در مورد کیفیت کلی سود، بستگی دارد. همچنین، برخی از این عوامل از طریق کاهش مستقیم در جریان نقدی مورد انتظار، ارزش شرکت را کاهش می‌دهند. کاهش دیگر ارزش

شرکت از طریق نرخ تنزیلی که سرمایه‌گذاران برای جریان نقدی مورد انتظار خود در نظر می‌گیرند (از قبیل هزینه سرمایه) امکان‌پذیر است.

نتایج تحقیق هری باری و جنکینز (۲۰۴۰) نشان داد که کاهش در سود آتی مورد انتظار و افزایش در هزینه سرمایه هر دو منجر به کاهش معناداری در ارزش شرکت می‌شوند. با توجه به مدل ارزشیابی مورد استفاده درصد افزایش در هزینه سرمایه بلافاصله در ماه بعد از تجدید ارائه به طور متوسط بین ۷٪ و ۱۹٪ بوده است. آنها همچنین، نشان دادند تجدید ارائه‌هایی که توسط حساب‌رسان انجام می‌شود موجب افزایش بیشتری در نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران می‌شود و شرکت‌هایی که به طور متوسط اهرم مالی بزرگتری دارند افزایش بیشتری در هزینه حقوق صاحبان‌شان رخ می‌دهد [۲۲]. دیچو و همکاران (۱۹۹۶)، آندرسون و یان (۲۰۰۲) و پالمروس و همکاران (۲۰۰۴) گزارش کردند که تجدید ارائه حسابداری منجر به کاهش ارزش شرکت و افزایش پراکندگی پیش‌بینی سود تحلیل‌گران می‌شود [۱۵، ۱۸، ۲۴]. تحلیل‌های ایزیلی و اوهارا (۲۰۰۴) نشان می‌دهد که صحت و کمیت اطلاعات قابل دسترس برای سرمایه‌گذاران می‌تواند تأثیر معکوس بر نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران و هزینه سرمایه بگذارد [۱۹].

کالن و همکاران (۲۰۰۲) دلایل احتمالی واکنش منفی بازار به تعدیلات سنواتی را ناشی از موارد زیر می‌دانند:

۱- تجدید ارائه، اخبار و اطلاعات جدیدی حاکی از کاهش جریان‌های نقدی مورد انتظار آتی، به بازار منتقل می‌کند.

۲- نشانه‌ای از سیستم اطلاعاتی و گزارشگری

پیشینه تحقیق

مطالعاتی که در سطح بین‌الملل انجام شده است به طور مستقیم تعدیلات سنواتی را مورد بررسی قرار نداده‌اند. این مطالعات بیشتر بر تجدید ارائه صورت‌های مالی تمرکز کرده‌اند. در واقع در این مطالعات از واژه تجدید ارائه به جای واژه تعدیلات سنواتی استفاده شده است. ولی از نظر مفهومی این دو واژه یکی هستند زیرا اگر تعدیلات سنواتی وجود نداشته باشد، مبلغ تجدید ارائه صورت‌های مالی با اطلاعات گزارش شده دوره گذشته شرکت‌ها یکسان است. لذا سرمایه‌گذاران نسبت به این تجدید ارائه واکنشی نشان نمی‌دهند ولی زمانی که تعدیلات سنواتی وجود داشته باشد، سرمایه‌گذاران نسبت به تجدید ارائه عکس‌العمل نشان می‌دهند. مطالعات بیشماری به بررسی ارتباط اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه از قبیل ولکر (۱۹۹۵)، باتوسان (۱۹۹۷)، هیلای و همکاران (۱۹۹۹) و باتوسان و پالمروس (۲۰۰۲) پرداخته‌اند [۲۵، ۱۶، ۲۱، ۱۷]. تا به امروز، بیشتر این مطالعات ارتباط بین سطح افشای کلی و هزینه سرمایه را بررسی کرده‌اند. آن‌ها نشان دادند که هزینه سرمایه ارتباط منفی با سطح افشای گزارشگری سالانه برای شرکت‌هایی که تحلیل‌گران کمتر آنها را دنبال می‌کنند، وجود دارد.

هری بار و جنکینز (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تجدید ارائه صورت‌های مالی بر هزینه حقوق صاحبان سهام پرداختند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن بود که به طور متوسط تجدید ارائه صورت‌های مالی منجر به افزایش نرخ بازده مورد انتظار سهامداران و در نتیجه افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام می‌شود. آن‌ها همچنین، نشان دادند که تجدید ارائه حسابداری، کیفیت سود شرکت‌ها را کاهش

حسابداری ضعیف و احتمالاً نقطه عطفی در ارتباط با بروز مشکلات مدیریتی شرکت است.

۳- علامتی از رفتار فرصت‌طلبانه مدیریت است و مبین آن است که باید سودهای گزارش شده قبلی به دلیل به کارگرفتن روش‌های پذیرفته نشده، برآوردها و اشتباهات عمدی و سهوی اصلاح گردند [۹]. ویلسون (۲۰۰۸) کاهش بلندمدت در محتوای اطلاعاتی سود پس از ارائه مجدد را مورد آزمون قرار داد. نتایج حاکی از این بود که سود پس از ارائه مجدد دارای محتوای اطلاعاتی نسبتاً کمتری است. مطالعات داخلی نیز حاکی از واکنش منفی بازار سرمایه به تعدیلات سنواتی است [۲۶]. نتایج پژوهش شریعت پناهی و کاظمی (۱۳۸۹) حاکی از آن بود که تجدید ارائه صورت‌های مالی موجب کاهش محتوای اطلاعاتی سود می‌شود و شرکت‌هایی که عمده‌ترین دلیل تجدید ارائه صورت‌های مالی آنها اصلاح اشتباه ناشی از شناسایی درآمد است، محتوای اطلاعاتی سود آن‌ها کاهش یافته است [۹]. ثقفی و همکاران (۱۳۹۰) نشان دادند که متعاقب تجدید ارائه صورت‌های مالی، کاهش بلندمدت در محتوای اطلاعاتی سود رخ داده است [۴]. با توجه به مبانی نظری و مطالعات پیشین فرضیه‌های تحقیق به صورت زیر بیان شده است:

فرضیه ۱: بین تعدیلات سنواتی و هزینه حقوق صاحبان سهام عادی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد.

فرضیه ۲: تأثیر تعدیلات سنواتی منفی در مقایسه با تعدیلات سنواتی مثبت بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی بیشتر است.

می‌دهد و نرخ بازده مورد انتظار سهامداران را افزایش می‌دهد [۲۲]. پالمروس و همکاران (۲۰۰۴) به بررسی واکنش بازار به اعلان تجدید ارائه‌های حسابداری طی دوره زمانی ۱۹۹۵ الی ۱۹۹۹ پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد تجدید ارائه‌هایی که ناشی از تقلب هستند، بر روی حساب‌های بیشتری تأثیر می‌گذارند، درآمد گزارش شده را کاهش می‌دهند و یا منسوب به حساب‌برسان و مدیران هستند (ولی نه به اندازه تجدید ارائه‌هایی که به وسیله الزامات کمیسیون بورس و اوراق بهادار انجام می‌شود)، بازدهی منفی‌تری دارند [۲۴].

ژیلا (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای نشان داد قدرت سودآوری ضعیف، کنترل توسط سهامداران دولتی، مالکیت گسترده، درجه اهرم بالا، کوچک بودن اندازه شرکت و جابجایی مدیران، احتمال وقوع ارائه مجدد صورت‌های مالی را تا حد زیادی افزایش می‌دهند. همچنین، وی نشان داد دلیل اصلی ارائه مجدد صورت‌های مالی اصلاح اشتباه ناشی از شناسایی درآمد دوره‌های گذشته است [۲۸].

ویلسون (۲۰۰۸) در پژوهشی کاهش در محتوای اطلاعاتی سود پس از ارائه مجدد را مورد بررسی قرار داد. یافته‌های او حاکی از آن بود که نسبتاً سود پس از ارائه مجدد دارای محتوای اطلاعاتی کمتری است. برای شرکت‌هایی که به دلیل اصلاح اشتباه ناشی از شناسایی درآمد ارائه مجدد نموده‌اند و شرکت‌هایی که کاهش زیاد در قیمت سهام را در تاریخ ارائه مجدد، تجربه نموده‌اند کاهش در محتوای اطلاعاتی سود، قابل ملاحظه‌تر بوده است. همچنین، نتایج حاکی از آن بود شرکت‌هایی که بلافاصله پس از ارائه مجدد اقدام به تغییر حساب‌برس و تغییر اعضای هیأت مدیره خود نموده‌اند کاهش در محتوای اطلاعاتی

کمتری را متحمل شده‌اند [۲۶].

کراوت و شولین (۲۰۱۰) ارتباط بین تجدید ارائه‌های حسابداری و قیمت‌گذاری خطر اطلاعاتی را برای نمونه‌ای متشکل از ۲۶ شرکت شامل ۳۳۰ تجدید ارائه برای دوره زمانی ۱۹۹۷ الی ۲۰۰۱ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از مدل سه عاملی فاما و فرنچ [۲۰] استفاده کردند و افزایش قابل توجهی در بارگیری عوامل^۱ بر عوامل ریسک اطلاعاتی اختیاری برای شرکت‌های تجدید ارائه‌کننده بعد از اعلان تجدید ارائه مشاهده کردند که افزایش در بارگیری عوامل منجر به افزایش در هزینه سرمایه برآورد شده می‌شود [۲۳].

سجادی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای رابطه تعدیلات سنواتی صورت‌های مالی با قیمت سهام، اندازه و عمر ۸۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۲ الی ۱۳۷۶ را مورد بررسی قرار داده است. با استفاده از تحلیل رگرسیون یافته‌های او نشان داد که بین تعدیلات سنواتی صورت‌های مالی با قیمت سهام و اندازه شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد ولی بین تعدیلات سنواتی و عمر شرکت‌ها رابطه معناداری وجود نداشت [۷]. سروری مهر (۱۳۸۵) با بررسی ماهیت تعدیلات سنواتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۴ نشان داده است که رقم تعدیلات سنواتی عمدتاً نتیجه اصلاح اشتباه است. نتایج این تحقیق همچنین بیانگر این است که اشتباهات منتج به تعدیلات سنواتی اغلب نتیجه تعبیر نادرست یا نادیده گرفتن واقعیت‌های موجود در زمان تهیه صورت‌های مالی است. طبق نتایج به دست آمده از این تحقیق، ۷۳٪ شرکت‌های مورد بررسی تغییر در

^۱ factor loadings

برآورد را به اشتباه در سرفصل تعدیلات سنواتی منعکس کرده بودند [۳].

کردستانی و مجدی (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه سهام عادی پرداختند. این تحقیق با انتخاب ۶۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۷۲ الی ۱۳۸۳ انجام شده بود. آنان برای اندازه‌گیری هزینه سرمایه سهام عادی از مدل گوردن استفاده کردند. همچنین، از معیارهای پایداری سود، قابلیت پیش‌بینی سود، مربوط بودن سود به ارزش سهام و به موقع بودن سود به عنوان ویژگی‌های کیفی سود استفاده کردند. با استفاده از تحلیل رگرسیون یافته‌های آنان حاکی از آن بود که بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه رابطه معکوس و معناداری وجود دارد [۱۱].

کردستانی و همکاران (۱۳۸۹) میزان اهمیت تعدیلات سنواتی مندرج در صورت‌های مالی ۱۸۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۳۸۶ را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها حاکی از این بود که رقم تعدیلات سنواتی بیش از سطح اهمیت تعیین شده در سطح صورت‌های مالی دوره مالی قبل است [۱۰].

شریعت پناهی و کاظمی (۱۳۸۹) در تحقیقی به بررسی تأثیر ارائه مجدد صورت‌های مالی بر محتوای اطلاعاتی سود با استفاده از داده‌های مالی ۱۸۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۷۷ الی ۱۳۸۶ پرداختند. با استفاده از رگرسیون خطی چند متغیره، یافته‌های آنها حاکی از آن بود که تجدید ارائه صورت‌های مالی موجب کاهش محتوای اطلاعاتی سود می‌شود و شرکت‌هایی که عمده‌ترین دلیل تجدید ارائه صورت‌های مالی

آنها اصلاح اشتباه ناشی از شناسایی درآمد است، محتوای اطلاعاتی سود آنها کاهش یافته است [۹].

ثقفی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای به بررسی تجربی پیرامون محتوای اطلاعاتی سود متعاقب تجدید ارائه صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با نمونه متشکل از ۱۸۵ شرکت و طی دوره زمانی ۱۳۷۸ الی ۱۳۸۷ پرداختند. آنان برای آزمون کاهش بلندمدت محتوای اطلاعاتی سود، ضریب واکنش به سود برای فصل اعلان ارائه مجدد و چهار فصل بعد از آن را اندازه‌گیری و مورد استفاده قرار دادند. یافته‌های آنها نشان داد که متعاقب تجدید ارائه صورت‌های مالی، کاهش بلندمدت در محتوای اطلاعاتی سود رخ داده است [۴].

سجادی و قربانی (۱۳۹۰) رابطه بین ویژگی‌های خاص شرکت‌ها و تعدیلات سنواتی آنها برای نمونه‌ای متشکل از ۱۴۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار دادند. با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیون داده‌های ترکیبی نتایج پژوهش آنها نشان داد که ارتباط مثبت و معناداری بین اندازه شرکت‌ها و رقم تعدیلات سنواتی وجود دارد. همچنین ارتباط مثبت و معناداری بین رقم تعدیلات سنواتی و بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد. اما نتایج آنها برای ارتباط بین رقم تعدیلات سنواتی و عمر شرکت‌ها معنادار نبود [۸].

نیکبخت و رفیعی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به تدوین الگوی عوامل مؤثر بر تجدید ارائه صورت‌های مالی در ایران پرداختند. بدین منظور نخست از طریق مصاحبه با ۵۰ نفر از خبرگان، عوامل مؤثر بر تجدید ارائه صورت‌های مالی را شناسایی کردند و سپس با

میانگین‌ها، نتایج آنها حاکی از آن بود که تفاوت ارقام اولیه و تجدید ارائه شده معنادار می‌باشد [۶].

روش تحقیق

این تحقیق از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش، توصیفی-علی است. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های تحقیق، از مدل رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است. به منظور انجام پژوهش، اطلاعات و داده‌های کمی مورد نیاز از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها و سایر گزارش‌های مالی آنها و همچنین، نرم‌افزارهای تدبیر و ره آورد نوین استخراج شده است. داده‌ها پس از جمع‌آوری در صفحه گسترده Excel، مرتب و طبقه‌بندی شده و در نهایت با استفاده از نرم‌افزار SPSS مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند. قلمرو زمانی پژوهش حاضر، بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ است اما با توجه به برآورد نرخ رشد مورد انتظار شرکت در هر سال با استفاده از میانگین هندسی سود عملیاتی ۵ سال گذشته و استفاده از سود تقسیمی سال آتی، در مجموع، داده‌های پژوهش محدوده زمانی سال ۱۳۷۹ تا پایان سال ۱۳۹۰ را در بر می‌گیرند. برای نمونه‌گیری از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است و شرکت‌هایی که دارای کلیه شرایط زیر بودند به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند:

۱- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

روش رگرسیون لجستیک الگوی مورد نظر را تخمین زدند. در تحقیق آنان، وقوع تجدید ارائه صورت‌های مالی به عنوان متغیر وابسته از طریق نسبت دادن اعداد صفر و یک به وقوع و عدم وقوع آن اندازه‌گیری شده بود. به منظور تخمین الگو، داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را طی سالهای ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۸ مورد استفاده قرار دادند. یافته‌های آنها نشان داد که سودآوری، اهرم مالی، طوی دوره تصدی مدیریت، تغییر مدیریت، تغییر حسابرس و اندازه مؤسسه حسابرسی بر وقوع تجدید ارائه صورت‌های مالی مؤثر است [۱۳]. انصاری و صفری بیدسکان (۱۳۹۱) تأثیرپذیری هزینه سرمایه از اهرم عملیاتی و مالی را بر روی شرکت‌های بورسی مورد آزمون قرار دادند. یافته‌های آنها بیانگر این بود که رابطه بین هزینه سرمایه با اهرم مالی و عملیاتی از صنعتی به صنعت دیگر متفاوت است. یافته‌های آنها نشان داد که رابطه هزینه سرمایه با ساختار سرمایه تا هنگام رسیدن به نقطه بهینه یک رابطه منفی است؛ به گونه‌ای که با افزایش میزان بدهی، هزینه سرمایه کاهش می‌یابد و پس از گذر از نقطه بهینه (به علت استفاده بیش از حد از میزان بدهی‌ها و احتمال مواجه شدن با خطر ورشکستگی) رابطه هزینه سرمایه با ساختار سرمایه یک رابطه خطی مثبت است [۲]. ساعی و همکاران (۱۳۹۲) با بررسی فراوانی و اهمیت تجدید ارائه صورت‌های مالی شرکت‌های بورسی طی سالهای ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۷ مشاهده نمودند که بیشترین فراوانی تجدید ارائه مربوط به بدهی‌ها، صنعت خودرو و قطعات و سال ۱۳۸۴ بوده است. نتایج آنها نشان داد که نسبت توزیع فراوانی تجدید ارائه‌ها، در سال‌ها و صنایع مختلف، معنادار می‌باشد. همچنین با بررسی اختلاف

$$K_e = \frac{DPS_{t+1}}{P_t} + g \quad (1)$$

در رابطه (۱)، P_t اولین قیمت سهام بعد از تشکیل مجمع عادی حقوق صاحبان سهام است. DPS_{t+1} سود سهام مورد انتظار سال آتی برای هر سهم است. با توجه به اینکه از اطلاعات گذشته استفاده می‌شود؛ لذا، سود تقسیمی سال بعد شرکت مورد استفاده قرار می‌گیرد. g نرخ رشد مورد انتظار است. برای محاسبه نرخ رشد، در ابتدا رشد سود عملیاتی هر سال نسبت به سال قبل محاسبه شده است. سپس نرخ رشد با استفاده از میانگین هندسی رشد سود عملیاتی طی پنج سال قبل محاسبه شده است.

متغیرهای کنترلی و شیوه محاسبه آن‌ها

اندازه شرکت: اندازه شرکت به عنوان ابزاری برای عدم تقارن اطلاعات در محیط‌های گزارشگری اطلاعاتی مطرح است. به طوری که مدیران شرکت‌های کوچک قادر هستند اطلاعات محرمانه و خصوصی شرکت را به طور موفقیت‌آمیزی در مقایسه با شرکت‌های بزرگ‌تر حفظ کنند. بنابراین انتظار می‌رود که نرخ مورد انتظار سهامداران در سرمایه‌گذاری بر شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک بیشتر باشد. در این تحقیق، از لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال به عنوان شاخص اندازه شرکت، استفاده شده است. زیرا یک معیار کلی است که در بازار به دست آمده است و بر مبنای ارزش‌های جاری است.

اهرم مالی: تغییر در ریسک مالی شرکت باعث می‌شود تا ریسک کلی شرکت نیز دچار نوسان شود. به طور کلی، افزایش در اهرم مالی شرکت منجر به

۲- شرکت قبل از سال ۱۳۷۹، در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد و تا پایان سال ۱۳۹۰ در بورس فعال باشند.

۳- اطلاعات مورد نیاز در رابطه با این گونه شرکت‌ها در دسترس باشد.

۴- شرکت‌ها جزء بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ‌ها) نباشند، زیرا افشاهای مالی و ساختارها در آن‌ها متفاوت است.

۵- وقفه معاملاتی بیش از دو ماه بعد از تاریخ مجمع عادی نداشته باشد.

۶- شرکت طی دوره قلمرو زمانی، تغییر سال مالی یا تغییر فعالیت نداده باشد.

با اعمال شرایط مذکور از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تعداد ۹۰ شرکت به عنوان نمونه آماری این پژوهش انتخاب شدند.

متغیرهای پژوهش

متغیر مستقل

متغیر مستقل تحقیق تعدیلات سنواتی است که از صورت سود (زیان) استخراج شده است. این متغیر با استفاده از فروش خالص شرکت همگن شده است.

متغیر وابسته و شیوه محاسبه آن

هزینه حقوق صاحبان سهام عادی به عنوان متغیر وابسته این تحقیق است. مدل مورد استفاده برای محاسبه هزینه حقوق صاحبان سهام عادی در این تحقیق، به پیروی از تحقیق ثقفی و بولو (۱۳۸۸) مدل رشد گوردن است [۵]. در این مدل هزینه حقوق صاحبان سهام عادی با استفاده از رابطه (۱) محاسبه می‌شود:

$$ECC_{it} = \alpha + \beta_1 PPA_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 BM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

در رابطه (۲)، ECC_{it} هزینه حقوق صاحبان سهام، PPA_{it} تعدیلات سنواتی، $Size_{it}$ لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت، Lev_{it} اهرم مالی و BM_{it} نسبت ارزش دفتری به بازار حقوق صاحبان سهام هستند.

یافته‌های تحقیق

نتایج آمار توصیفی

اولین گام در تحلیل آماری، تعیین مشخصات خلاصه شده داده‌ها و محاسبه شاخص‌های توصیفی است. هدف از این تحلیل، شناخت روابط درونی متغیرها و نشان دادن رفتار آزمودنی‌هاست تا مقدمات تحلیل آماری فراهم شده و خصوصیات توصیفی برای تحلیل بیشتر آشکار شود. نگراره (۱) نشان دهنده اندازه شاخص‌های آمار توصیفی داده‌های مورد استفاده در تحقیق است. نتایج تحلیل توصیفی داده‌ها حاکی از آن است که میانگین نرخ مورد انتظار سهامداران شرکت‌های مورد بررسی تقریباً ۳۷٪ است. کمترین و بیشترین نرخ مورد انتظار به ترتیب ۱۳٪ و ۷۶٪ با انحراف معیار ۱۵٪ است. میانگین تعدیلات سنواتی حاکی از آن است که به طور متوسط تقریباً ۲/۵٪ فروش خالص شرکت‌های نمونه را رقم تعدیلات سنواتی نشان می‌دهد که رقم قابل ملاحظه‌ای است. میانگین اهرم مالی شرکت‌های نمونه ۱/۲۳ با انحراف معیار ۰/۲۴ است. این نشان می‌دهد که بخش بدهی‌های شرکت‌های نمونه از حقوق صاحبان سهام آن‌ها بیشتر است. میانگین نسبت ارزش دفتری به بازار ۰/۶۷۴ و انحراف معیار آن معادل ۰/۴۷ است. این نسبت نیز حاکی از آن است که در این شرکت‌ها به مراتب ارزش روز بیشتر از ارزش‌های تاریخی بوده است.

افزایش ریسک شرکت می‌شود. افزایش ریسک شرکت نیز نرخ مورد انتظار سهامداران را بالا می‌برد که در نهایت منجر به افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام عادی شرکت می‌شود. بنابراین، انتظار می‌رود که با افزایش اهرم مالی، هزینه حقوق صاحبان سهام عادی نیز افزایش پیدا کند. در این تحقیق، اهرم مالی از تقسیم بدهی‌ها به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید.

نسبت ارزش دفتری به بازار: در این تحقیق،

برای کنترل اثر مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی، از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار استفاده شده است. معمولاً این نسبت به عنوان شاخصی برای فرصت رشد شرکت است. تفاوت ارزش دفتری و بازار می‌تواند دلیلی بر وجود دارایی‌های نامشهود در شرکت تلقی شود. این نسبت از تقسیم ارزش دفتری به ارزش بازار هر سهم به دست می‌آید.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

برای آزمون فرضیه‌های تحقیق از مدل رگرسیون خطی چند متغیره استفاده می‌شود. در این مدل هزینه حقوق صاحبان سهام متغیر وابسته و تعدیلات سنواتی متغیر مستقل می‌باشد. برای آزمون فرضیه اول تحقیق، از کل داده‌های مربوط به تعدیلات سنواتی استفاده شده است. سپس، برای آزمون فرضیه دوم تحقیق، تعدیلات به صورت جدا وارد مدل شده و تأثیر تعدیلات منفی و مثبت مورد بررسی قرار گرفته است. به لحاظ کنترل اثر عوامل ریسک، سه متغیر کنترلی نسبت ارزش دفتری به بازار، اهرم مالی و اندازه شرکت وارد مدل رگرسیون شده‌اند. مدل رگرسیون مورد استفاده در رابطه (۲) آورده شده است.

نگاره ۱. اندازه شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

شاخص آمار توصیفی متغیرها	علامت اختصاری	میانگین	میان	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
هزینه حقوق صاحبان سهام عادی	CE	۰/۳۶۹	۰/۳۶۴	۰/۱۵۴	۰/۱۳۲	۰/۷۵۵
تعدیلات سنواتی	AA	-۰/۰۲۴	-۰/۰۱۵	۰/۰۵۲	-۰/۳۴۱	۰/۳۲۱
اندازه شرکت	SIZE	۱۲/۹۴۳	۱۲/۹۳۴	۱/۴۵۱	۹/۸۱۲	۱۶/۶۶۱
اهرم مالی	LEV	۱/۲۳۲	۰/۹۲۲	۱/۰۲۴	۰/۰۶۲	۴/۹۱
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	۰/۶۷۴	۰/۵۶۸	۰/۴۶۶	۰/۰۴۲	۲/۴۷۱

نزدیک به یک هستند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول تحقیق با استفاده

از کل داده‌ها

برای آزمون فرضیه‌های تحقیق از رگرسیون خطی چندگانه استفاده شده است. به منظور اطمینان از تفسیر روابط رگرسیونی، فرضیه‌های زیر بنایی رگرسیون مورد استفاده در این تحقیق، مورد بررسی قرار گرفت. اولین شرط استفاده از رگرسیون این است که توزیع خطاها باید دارای توزیع نرمال با میانگین صفر باشد. بدین منظور مقادیر استاندارد خطاها محاسبه شده و نمودار توزیع داده‌ها و نمودار نرمال آنها رسم شده و سپس مقایسه‌ای بین دو نمودار صورت گرفته است. با مقایسه نمودار توزیع فراوانی خطاها و نمودار توزیع نرمال، مشاهده شد که توزیع خطاها نرمال است. مقادیر مربوط به آماره دوربین و اتسون نیز در نگاره‌های (۳) و (۴) نشان می‌دهد که بین خطاهای مدل همبستگی وجود ندارد. برای بررسی عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل از آماره‌های عامل تورم واریانس و تولرانس استفاده گردید [۱۲]. به طور تجربی چنانچه عامل تورم واریانس کمتر از پنج باشد و تولرانس نزدیک به عدد یک باشد، بیانگر عدم مشکل جدی از بابت هم خطی می‌باشد و می‌توان رگرسیون را مورد استفاده قرار داد. همان‌طور که در نگاره (۲) نشان داده شده است، کلیه عوامل تورم واریانس کمتر از پنج و تولرانس تقریباً

نگاره ۲. نتایج آماره تولرانس و عامل تورم واریانس

متغیر	تعدیلات	اندازه	اهرم	نسبت ارزش
سنواتی	شرکت	مالی	دفتری به بازار	
تولرانس	۰/۹۸۷	۰/۹۱۷	۰/۶۷۲	۰/۷۱۲
عامل تورم واریانس	۱/۰۴۴	۱/۱۳۵	۱/۶۵۳	۱/۵۷۸

فرضیه اول تحقیق به این صورت مطرح شده بود که بین تعدیلات سنواتی و هزینه حقوق صاحبان سهام عادی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. نتایج آزمون‌های آماری فرضیه اول تحقیق با استفاده از کل داده‌ها در نگاره (۳) آورده شده است. ضریب متغیر تعدیلات سنواتی (PPA) معادل $-۰/۰۸۴$ و آماره t معادل $-۱/۰۶۴$ است. که با توجه به سطح معناداری $۰/۳۲۸$ می‌توان گفت فرضیه تحقیق تأیید نمی‌شود. به عبارتی دیگر، بین تعدیلات سنواتی و هزینه حقوق صاحبان سهام ارتباط معناداری وجود ندارد. عدم تأیید این فرضیه می‌تواند حاکی از عدم توجه سرمایه‌گذاران به تعدیلات سنواتی باشد. همچنین، با توجه به اینکه ۸۵% صورت‌های مالی شرکت‌ها دارای تعدیلات سنواتی می‌باشد، به نظر می‌رسد که وجود تعدیلات سنواتی برای سرمایه‌گذاران یک امر عادی شده است و به همین دلیل به آن توجه زیادی نمی‌کنند. نتایج این فرضیه با

یافته‌های مطالعه هری بار و جنکینز (۲۰۰۴) که نشان دادند به طور متوسط تجدید ارائه صورت‌های مالی منجر به افزایش نرخ بازده مورد انتظار سهامداران و در نتیجه افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام می‌شود [۲۲]، مطابقت ندارد. با توجه به سطح معناداری سایر متغیرهای الگو، می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۹٪ متغیر اندازه شرکت تأثیری مثبت و معنادار بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی دارد. این نتیجه، با مطالعه سجادی [۷] مطابقت دارد. ولی، بین متغیرهای اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به بازار با هزینه حقوق صاحبان سهام ارتباط معناداری وجود ندارد.

نگاره ۳. نتایج حاصل از آزمون‌های آماری فرضیه تحقیق با استفاده از کل داده‌ها

$ECC_{it} = \alpha + \beta_1 PPA_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 BM_{it} + \varepsilon_{it}$					
متغیر	علامت اختصاری	علامت پیش‌بینی	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	α	—	-۰/۰۲۵	-۱/۰۰۷	۰/۳۵۳
تعدیلات سنواتی	PPA	+	-۰/۰۸۴	-۱/۰۶۴	۰/۳۲۸
اندازه شرکت	Size	+	۰/۲۶۴	۳/۸۲۱	۰/۰۰۰
اهرم مالی	Lev	+	۰/۰۶۶	۱/۴۹۱	۰/۱۳۸
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	-	-۰/۰۱۶	-۰/۲۶۷	۰/۷۹۰
ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F		۰/۰۵۴	۴/۲۱۳	۰/۰۰۲
آماره دوربین-واتسون	سطح معناداری مدل		۲/۰۸۷		

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم تحقیق با استفاده

از تعدیلات سنواتی مثبت و منفی

فرضیه دوم تحقیق به این صورت مطرح شده بود که تأثیر تعدیلات سنواتی منفی در مقایسه با تعدیلات سنواتی مثبت بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی بیشتر است. بدین منظور، تعدیلات سنواتی به دو گروه تعدیلات منفی و تعدیلات مثبت طبقه‌بندی شد و فرضیه دوم تحقیق مورد آزمون قرار گرفت. نتایج آزمون‌های آماری فرضیه دوم تحقیق با استفاده از داده‌های تعدیلات سنواتی مثبت و منفی در نگاره (۴) آورده شده است. در نگاره مزبور، با توجه به مقدار آماره‌های F و سطح معناداری مربوط به آن‌ها، مدل برازش شده در هر دو گروه تعدیلات سنواتی مثبت و

در نگاره (۳)، با توجه به مقدار آماره F (۴/۲۱۳)

و سطح معناداری مربوط به آن (۰/۰۰۲)، تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیست و همزمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته ارتباط معناداری وجود دارد. لذا، مدل برازش شده در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است. با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده مدل برازش شده، می‌توان ادعا کرد که حدود ۵٪ از تغییرات هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت توسط متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. نزدیک بودن آماره دوربین واتسون (۲/۰۸۷) به عدد ۲ نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین متغیرهای مدل است.

منفی معنادار است. با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده مدل برازش شده در هر دو گروه، می‌توان ادعا کرد که به ترتیب در هر یک از گروه‌های تعدیلات سنواتی مثبت و منفی حدود ۹٪ و ۶٪ از تغییرات هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت توسط متغیرهای مدل توضیح داده شده‌اند. نزدیک بودن آماره‌های دوربین واتسون در هر دو گروه به عدد ۲ نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین متغیرهای مدل است.

همان‌طور که در نگاره (۴) نشان داده شده است، ضریب متغیر تعدیلات سنواتی (PPA)، با استفاده از داده‌های تعدیلات منفی، معادل ۰/۱۱۴ و آماره t معادل ۱/۶۷۷ است که می‌توان بیان کرد در سطح اطمینان ۹۰٪ بین تعدیلات سنواتی منفی و هزینه حقوق صاحبان سهام ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که تعدیلات سنواتی منفی بر نرخ مورد انتظار سهامداران تأثیر می‌گذارد. همچنین، ضریب متغیر تعدیلات سنواتی، با استفاده از داده‌های تعدیلات مثبت، معادل ۰/۱۵۹- و آماره t

معادل ۰/۷۲۳- است که می‌توان بیان کرد بین تعدیلات سنواتی مثبت و هزینه حقوق صاحبان سهام ارتباط معناداری وجود ندارد. این نتیجه ممکن است نشان دهنده این باشد که سرمایه‌گذاران به تعدیلات سنواتی مثبت توجه زیادی ندارند.

با توجه به سطح معناداری سایر متغیرهای الگو، می‌توان نتیجه گرفت که در گروه تعدیلات سنواتی منفی در سطح اطمینان ۹۹٪ متغیر اندازه شرکت تأثیری مثبت و معنادار بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی دارد ولی بین متغیرهای اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به بازار با هزینه حقوق صاحبان سهام ارتباط معناداری وجود ندارد. همچنین، در گروه تعدیلات سنواتی مثبت، متغیر اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به بازار در سطح اطمینان ۹۵٪ به ترتیب تأثیر معنادار منفی و مثبت بر هزینه حقوق صاحبان سهام دارند اما بین اندازه و هزینه حقوق صاحبان سهام ارتباط مثبتی وجود دارد ولی این رابطه از لحاظ آماری معنادار نیست.

نگاره ۴: نتایج حاصل از آزمون‌های آماری فرضیه تحقیق با استفاده از تفکیک تعدیلات منفی و مثبت

$ECC_{it} = \alpha + \beta_1 PPA_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 BM_{it} + \varepsilon_{it}$					
تعدیلات مثبت		تعدیلات منفی		علامت اختصاری	
آماره t	ضریب متغیر	آماره t	ضریب متغیر		متغیر
۱/۷۲۹	۰/۱۶۵	-۰/۵۹۱	-۰/۰۱۱		مقدار ثابت
-۰/۷۲۳	-۰/۱۵۹	۱/۶۷۷***	۰/۱۱۴	PPA	تعدیلات سنواتی
۱/۱۱۵	۰/۱۷۶	۴/۳۲۲*	۰/۲۶۴	Size	اندازه شرکت
-۲/۹۳۳**	-۰/۶۲۳	۱/۰۲۴	۰/۱۳۴	Lev	اهرم مالی
۳/۰۰۲**	۰/۶۰۴	-۰/۸۵۳	-۰/۰۴۶	BM	نسبت ارزش دفتری به بازار
۰/۰۸۷	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۵۷	ضریب تعیین تعدیل شده		
۲/۲۲۶	آماره دوربین- واتسون	۱/۷۷۱	آماره دوربین- واتسون		
۲/۷۴۳	آماره F	۴/۰۲۷	آماره F		
۰/۰۴۱	سطح معناداری مدل	۰/۰۰۲	سطح معناداری مدل		

***، **، *، معناداری در سطح ۹۹٪ و ۹۵٪ و ۹۰٪

به منظور بررسی وجود تفاوت معنادار تأثیر تعدیلات سنواتی منفی در مقایسه با تعدیلات سنواتی مثبت بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی از معیار میانگین مجذور خطا (MSE) مربوط به تعدیلات منفی و مثبت و رتبه‌بندی آن‌ها استفاده شده است. نتایج مربوط به مقایسه تأثیر تعدیلات سنواتی منفی در مقایسه با تعدیلات سنواتی مثبت بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی، در نگاره (۵) نشان داده شده است. در این نگاره، هرچه میانگین مجذور خطا و متوسط رتبه مربوط به نوع تعدیلات منفی و مثبت کمتر باشد، آن نوع تعدیلات تأثیر بیشتری بر هزینه حقوق صاحبان سهام و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران دارد. همچنین، آزمون فریدمن به منظور بررسی وجود یا عدم وجود تفاوت معنادار میان متوسط رتبه‌بندی تأثیر تعدیلات منفی و مثبت، انجام شده است.

نگاره ۵. نتایج مقایسه تأثیر تعدیلات منفی و مثبت بر هزینه حقوق صاحبان سهام با استفاده از آزمون فریدمن

نوع تعدیلات	رتبه	میانگین مجذور خطا
تعدیلات منفی	۱/۳۹	۰/۰۳۲
تعدیلات مثبت	۱/۵۳	۰/۰۴۹
آماره فریدمن		۴/۶۹۷
سطح معناداری		۰/۰۲۸

همان‌طور که در نگاره (۵) نشان داده شده است، میانگین مجذور خطا و متوسط رتبه مربوط به تعدیلات منفی به ترتیب برابر با ۰/۰۳۲ و ۱/۳۹ است. میانگین مجذور خطا و متوسط رتبه مربوط به تعدیلات مثبت نیز به ترتیب برابر با ۰/۰۴۹ و ۱/۵۳ است. همچنین، آماره فریدمن معادل ۴/۶۹۷ و سطح معناداری آن معادل ۰/۰۲۸ است. با توجه به اینکه

میانگین مجذور خطا و متوسط رتبه مربوط به تعدیلات منفی کمتر از تعدیلات مثبت است و همچنین، سطح معناداری آزمون فریدمن می‌توان بیان کرد که تأثیر تعدیلات سنواتی منفی در مقایسه با تعدیلات سنواتی مثبت بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی بیشتر و دارای تفاوت معناداری است. بنابراین، فرضیه دوم تحقیق مبنی بر بیشتر بودن تأثیر تعدیلات سنواتی منفی در مقایسه با تعدیلات سنواتی مثبت بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

نتیجه‌گیری

این مطالعه به دنبال یافتن پاسخی برای این سؤال بود که آیا تعدیلات سنواتی منجر به افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران می‌شود. همچنین، آیا تأثیر تعدیلات سنواتی منفی و مثبت یکسان است یا تعدیلات سنواتی منفی دارای بار منفی بیشتری است. در راستای پاسخ به این سؤالات، نمونه‌ای متشکل از ۹۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۰ در نظر گرفته شد و دو فرضیه معرفی گردید. همچنین، برای سنجش هزینه حقوق صاحبان سهام عادی از مدل گوردن استفاده گردید. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای مورد استفاده در مدل رگرسیون خطی مورد استفاده نسبت بودند متغیر تعدیلات سنواتی نیز با استفاده از فروش خالص شرکت همگن شد.

نتایج فرضیه اول نشان داد که رابطه بین تعدیلات سنواتی و هزینه حقوق صاحبان سهام عادی شرکت در سطح داده‌های کل معنادار نیست. نتایج این فرضیه با یافته‌های مطالعه هری بار و جنکینز [۲۲] مطابقت

شرکت‌ها و مشاهدات یکسان است، در حالی که ممکن است چنین نباشد. بنابراین، عواملی از این قبیل می‌تواند نتایج پژوهش حاضر را تحت تأثیر قرار دهد.

پیشنهاد‌های پژوهش

پیشنهاد‌های کاربردی حاصل از نتایج پژوهش

با توجه به اینکه نتایج نشان داد سرمایه‌گذاران به تعدیلات سنواتی منفی عکس‌العمل نشان می‌دهند، پیشنهادهایی به شرح زیر قابل طرح است:

۱- دولت برای جلوگیری از زیان‌های وارد شونده بر منافع عمومی (عمدتاً به دلیل تأخیر در پرداخت مالیات و سایر حقوق عمومی) زمینه‌های قانونی مناسب در این باره ایجاد کند. از این جمله می‌توان به ایجاد زمینه برای پذیرفتن اقلام بدهکار و اعمال ضریب بر هرگونه اقلام بستانکار تعدیلات سنواتی و حتی رد دفترهای قانونی اشاره کرد.

۲- با توجه به اثرات منفی تعدیلات سنواتی به مجامع عمومی عادی شرکت‌ها توصیه می‌شود در هنگام تصویب صورت‌های مالی ضمن تعیین تکلیف این گونه موارد برای اجتناب از استمرار آنها تنبیه‌هایی را در رابطه با موارد ذکر شده برای مدیران وضع نمایند.

۳- پیشنهاد می‌شود مجامع حرفه‌ای حسابداری و حسابرسی نیز راهکارهای مناسب فراروی حساب‌رسان بگذارند. تدوین رهنمودها و استانداردهای مناسب که به حسابرس در کشف تحریف کمک کند، ایجاد محدودیت برای پذیرش کار واحدی که گزارش‌های آن‌ها مکرر حاوی تعدیلات سنواتی است و تبادل تجربه‌های مشترک از جمله موارد قابل ذکر است.

نداشت. به منظور تأثیر نوع تعدیلات بر هزینه حقوق صاحبان سهام، داده‌های تحقیق به دو گروه تعدیلات مثبت و منفی طبقه‌بندی شدند و فرضیه دوم تحقیق مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان داد که بین تعدیلات سنواتی مثبت و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه معناداری وجود نداشت ولی بین تعدیلات سنواتی منفی و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه مثبت و معناداری مشاهده شد. بر اساس مبانی نظری نیز، این رابطه باید مثبت باشد زیرا وجود تعدیلات سنواتی می‌تواند باعث ایجاد فضای بی‌اعتمادی در بازار سرمایه و همچنین، سلب اعتماد بازار سرمایه و در نتیجه افزایش ریسک شرکت گردد. افزایش ریسک نیز سبب افزایش بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران می‌شود که در نهایت منجر به افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام می‌گردد. نتایج معیار میانگین مجذور خطا و آزمون فریدمن نیز نشان داد که تأثیر تعدیلات سنواتی منفی در مقایسه با تعدیلات سنواتی مثبت بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی و نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران بیشتر و دارای تفاوت معناداری است.

محدودیت‌های پژوهش

محدودیتی که این پژوهش با آن‌ها مواجه بوده است به شرح زیر است:

۱- در این پژوهش، برای سنجش هزینه حقوق صاحبان سهام از مدل گوردن استفاده شده است و فرض گردید شرکت‌های نمونه در سنوات آتی از رشد ثابت برخوردار هستند. این موضوع باید در تحلیل و تفسیر و تعمیم نتایج مد نظر قرار گیرد.

۲- هزینه حقوق صاحبان سهام متأثر از برخی عوامل کلان، نظیر: نرخ تورم، نرخ سود تسهیلات دریافتی و نرخ ارز است که فرض شده اثر آن‌ها برای همه

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

- ۱- ارزیابی اثر نوع تعدیلات سنواتی از قبیل تعدیلات ناشی از اصلاح اشتباه، انتقال درآمد، انتقال هزینه و ... بر نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران.
- ۲- بررسی عوامل مؤثر از قبیل تغییرات مدیریت، نوع مالکیت، تغییر حسابرسان، درصد اعضای غیر موظف، کیفیت حسابرسی و ... بر تعدیلات سنواتی.
- ۳- در این پژوهش برای محاسبه هزینه حقوق صاحبان سهام از روش مدل رشد گوردن استفاده گردید، محققان می‌توانند از سایر معیارها از قبیل CAPM، فاما و فرنچ، اوهانلون و استیل و ... استفاده کنند و همین تحقیق را دوباره انجام دهند.

منابع

- ۱- آذر، عادل و منصور مومنی. (۱۳۸۷). *آمار و کاربرد آن در مدیریت*. تهران: انتشارات سمت.
- ۲- انصاری، عبدالمهدی و سعید صفری بیدسکان. (۱۳۹۱). بررسی تأثیرپذیری هزینه سرمایه از اهرم عملیاتی و اهرم مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال چهارم، شماره ۳، پاییز، ص: ۴۶-۳۳.
- ۳- سروری مهر، صمد. (۱۳۸۵). *ماهیت تعدیلات سنواتی در شرکت‌ها*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری. دانشگاه علامه طباطبائی. دانشکده مدیریت و حسابداری.
- ۴- ثقفی، علی، مقصود امیری و حسین کاظمی. (۱۳۹۰). مطالعه تجربی پیرامون محتوای اطلاعاتی سود متعاقب تجدید ارائه صورت‌های مالی. *نظریه‌های نوین حسابداری*، سال اول، شماره ۱، پاییز، ص: ۲۲-۱.
- ۵- ثقفی، علی و قاسم بولو. (۱۳۸۸). هزینه حقوق صاحبان سهام و ویژگی‌های سود. *تحقیقات حسابداری*، سال اول، شماره ۲، تابستان، ص: ۲۹-۴.
- ۶- ساعی، محمد جواد؛ باقرپور ولاشانی، محمد علی و سید ناصر موسوی بایگی. (۱۳۹۲). بررسی فراوانی و اهمیت تجدید ارائه صورت‌های مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال پنجم، شماره ۱، بهار، ص: ۸۶-۶۷.
- ۷- سجادی، سید حسین. (۱۳۸۳). رابطه تعدیلات سنواتی صورت‌های مالی با قیمت سهام، اندازه و عمر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۱، تابستان، ص: ۸۷-۶۳.
- ۸- سجادی، سید حسین و رامین قربانی. (۱۳۹۰). رابطه بین ویژگی‌های خاص شرکت‌ها و تعدیلات سنواتی آنها. *پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی*، سال اول، شماره ۲، زمستان، ص: ۷۵-۶۲.
- ۹- شریعت پناهی، سید مجید و حسین کاظمی. (۱۳۸۹). تأثیر ارائه مجدد صورت‌های مالی بر محتوای اطلاعاتی سود. *مطالعات حسابداری*، شماره ۲۶، تابستان، ص: ۲۸-۱.
- ۱۰- کردستانی، غلامرضا، عبدالله آزاد، عبدالله و محبوبه کاظمی. (۱۳۸۹). آزمون تجربی اهمیت تعدیلات سنواتی در بازار سرمایه. *تحقیقات حسابداری*، شماره ۸، ص: ۷۹-۶۲.
- ۱۱- کردستانی، غلامرضا و ضیاءالدین مجدی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه حقوق صاحبان سهام عادی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال ۱۴، شماره ۴۸، تابستان، ص: ۱۰۴-۸۵.
- ۱۲- مؤمنی، منصور و علی فعال قیومی. (۱۳۸۹). *تحلیل‌های آماری با استفاده از SPSS*. (چاپ اول) منصور مؤمنی. تهران: انتشارات علم و دانش.

- Reactions to Restatement Announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 37: 59–90.
- 25- Welker, M. (1995). Disclosure Policy, Information Asymmetry, and Liquidity in Equity Markets. *Contemporary Accounting Research*, 11: 801–827.
- 26- Wilson, W. M. (2008). An Empirical Analysis of the Decline in the Information Content of Earnings Following Restatements. *The Accounting Review*, 83, No. 2: 519–548
- 27- Wu M. (2002). *Earnings, Restatements: A Capital Markets Perspective*. Working paper. New York University.
- 28- Xia W. (2006). Accounting Restatement: a Comparison between China and USA. *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 2, No. 10: 10–14.
- ۱۳- نیکبخت، محمدرضا و افسانه رفیعی. (۱۳۹۱). تدوین الگوی عوامل مؤثر بر تجدید ارائه صورت‌های مالی در ایران. *مجله دانش حسابداری*، سال سوم، شماره ۹، تابستان، ص: ۱۹۴–۱۶۷.
- ۱۴- هاشمی، سید عباس، شکوفه فرهمند و ناصر شامیرزائی جشوقانی. (۱۳۹۰). تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر هزینه حقوق صاحبان سهام عادی. *دانش حسابداری*، سال دوم، شماره ۷، زمستان، ص: ۶۷–۴۷.
- 15- Anderson, K. and Yohn, T. (2002). *The Effect of 10-K Restatements on Firm Value, Information Asymmetries, and Investors' Reliance on Earnings*. Working paper, Georgetown University.
- 16- Botosan, C. A. (1997). Disclosure Level and the Cost of Equity Capital. *The Accounting Review*, 72: 323–349.
- 17- Botosan, C. and Plumlee, M. (2002). A Re-examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital. *Journal of Accounting Research*, 40: 21–40.
- 18- Dechow, P. M.; Hutton, A. P. and Sloan, R. G. (1996). “Economic Consequences of Accounting for Stock- Based Compensation.” *Journal of Accounting Research*, 34: 1–20.
- 19- Easley, D. and O'Hara, M. (2004). Information and the Cost of Capital. *The Journal of Finance* 59: 1553–1583.
- 20- Fama, E. and French, K. R. (1993). Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33: 3–56.
- 21- Healy, P. M.; Hutton, A. P. and Palepu, K. G. (1999). Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increasing Disclosure. *Contemporary Accounting Research*, 16: 485–520.
- 22- Hribar, P. and Jenkins, N. T. (2004). The Effect of Accounting Restatements on Earnings Revisions and the Estimated Cost of Capital. *Review of Accounting Studies*, 9: 337–356.
- 23- Kravet, T. and Shevlin, T. (2010). Accounting restatements and information risk. *Review Accounting Study*, 15: 264–294.
- 24- Palmrose, Z-V.; Richardson, V. J. and Scholz, S. (2004). Determinants of Market

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره سوم، شماره پیاپی (۱۷)، پاییز ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۱۰/۲
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۶/۱۸
صص ۴۰-۱۹

بررسی مدیریت واقعی و حسابداری سود و میزان محافظه‌کاری در شرکت‌های موفق و ناموفق

غلامرضا منصورفر^{۱*}، رضا ضیائی^{**}

^{*}استادیار علوم مالی، دانشگاه ارومیه

g.mansourfar@urmia.ac.ir

^{**}کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه ارومیه

Rezaz_2009@yahoo.com

چکیده

مقاله حاضر به بررسی مقایسه‌ای مدیریت واقعی و حسابداری سود و میزان محافظه‌کاری حسابداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بر مبنای توانایی نسبی تداوم فعالیت (توانمندی مالی) آن‌ها می‌پردازد. تحقیق با استفاده از داده‌های مقطعی و پانل نامتوازن و آزمون‌های مختلف تی، تحلیل واریانس دوراهه و تحلیل رگرسیون انجام شد. یافته‌های پژوهش با استفاده از نمونه شرکت‌های موفق و ناموفق در بازه زمانی ۱۳۷۶-۱۳۸۸ نشان می‌دهند که شرکت‌های ناموفق در سال‌های قبل از درماندگی مالی، مدیریت مثبت سود مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری و دست‌کاری فعالیت‌های واقعی، انجام می‌دهند. هم‌چنین، شرکت‌های با احتمال پایین درماندگی، در انجام مدیریت سود، نسبت به شرکت‌های با احتمال بالای درماندگی موفق‌تر عمل کرده‌اند. در خصوص محافظه‌کاری نیز یافته‌های تحقیق، وجود رویکرد متهورانه (غیرمحافظه‌کارانه) را هم برای شرکت‌های موفق و هم شرکت‌های ناموفق نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: مدیریت واقعی سود، مدیریت حسابداری سود، اقلام تعهدی اختیاری، محافظه‌کاری شرطی، درماندگی مالی.

مقدمه

در متون تحقیقی مختلف، هزینه‌های اجتماعی و اقتصادی درماندگی مالی بسیار با اهمیت و اساسی عنوان شده است. بستانکاران، اعتباردهندگان، مدیران و کارکنان مهم‌ترین گروه‌هایی هستند که به‌طور چشم‌گیری از درماندگی مالی شرکت‌ها متضرر می‌شوند. بیش‌تر مطالعات پیشین در این زمینه نشان می‌دهند که مدیران شرکت‌های درمانده، اطلاعات مالی و حتی فعالیت‌های واقعی خود را برای مخفی نمودن و یا به تعویق انداختن وضعیت نابسامان مالی، دست‌کاری می‌کنند. سوئنی (۱۹۹۴) دریافت، شرکت‌هایی که به‌طور ناگهانی دچار بحران‌های مالی می‌شوند، در سال‌های قبل از بحران، دست به گزینش‌های مختلف حسابداری برای افزایش سطح درآمدهای خود زده‌اند. دی‌فوند و جیامبالو (۱۹۹۴) نشان دادند، شرکت‌هایی که به دلیل درماندگی، در شرایط نقض قراردادهای بدهی قرار می‌گیرند، رویه‌ها و سیاست‌های حسابداری خود را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کنند که اعتماد سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان را افزایش دهند [۱۲، ۲۱]. لارا و همکاران (۲۰۰۹)، مدیریت سود در قالب دست‌کاری ارقام تعهدی اختیاری و دست‌کاری فعالیت‌های واقعی را برای شرکت‌های موفق و ناموفق بررسی نمودند [۲۱].

از طرفی انتظار می‌رود، مدیریت از طریق اعمال نظر بر ارقام تعهدی غیرعادی و همچنین دست‌کاری فعالیت‌های واقعی، موجب عدم تقارن زمانی در شناسایی زیان‌ها نسبت به سودها یا به عبارتی رفتار محافظه‌کارانه در حسابداری شود [۲۱].

با عنایت به این مطالب، سؤال اصلی تحقیق این است که، آیا مدیران شرکت‌های درمانده مالی در سال‌های قبل از درماندگی، مدیریت سود انجام

می‌دهند؟ از طرفی آثار و پیامدهای این دست‌کاری بر میزان محافظه‌کاری حسابداری چگونه خواهد بود؟

مبانی نظری

امروزه پیشرفت سریع فناوری و تغییرات محیطی وسیع، شتاب فزاینده‌ای به اقتصاد بخشیده و رقابت روزافزون مؤسسه‌ها، دستیابی به سود را محدود و احتمال درماندگی مالی و متعاقباً ورشکستگی شرکت‌ها را افزایش داده است. از این‌رو، توانایی پیش‌بینی آشفته‌گی‌های مالی شرکت‌ها به‌عنوان موضوع مورد توجه بسیاری از محققین حوزه مالی بوده است. لو (۱۹۷۳) در این‌باره اظهار می‌دارد: «یک هشدار به موقع نسبت به احتمال ورشکستگی، هم مدیران و هم سرمایه‌گذاران را قادر به اتخاذ تصمیمات و اقدامات پیشگیرانه می‌کند» اما سؤال اصلی این است که آیا اقدامات پیشگیرانه مدیران، واقعاً در جهت بهبود وضعیت مالی شرکت انجام می‌گیرد و یا این اقدامات در جهت پنهان نگه‌داشتن اوضاع نامساعد مالی و عملکرد نامطلوب شرکت از سهام‌داران، سرمایه‌گذاران و سایر ذی‌نفعان است؟

گرچه برخی تحقیقات در پاسخ به این سؤال، به جواب‌های ضد و نقیضی دست یافته‌اند، با این‌حال، نتایج اکثر آن‌ها نشان می‌دهد که مدیران شرکت‌های درمانده در سال‌های قبل از نابسامانی مالی برای پنهان نگه‌داشتن عملکرد نامساعد مالی خود، اقدام به دست‌کاری افزایشی سود می‌کنند. این موضوع در ادبیات حسابداری به مدیریت سود تعبیر می‌شود. برای مثال، لارا و همکاران (۲۰۰۹)، با بررسی ۲۶۸ شرکت ورشکسته بین سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۸ دریافتند که مدیران این شرکت‌ها در سال‌های قبل از ورشکستگی، مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی اختیاری و دست‌کاری فعالیت‌های واقعی انجام

می‌دهند. آن‌ها نشان دادند که شرکت‌های ورشکسته‌ای که بر اساس مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی، احتمال ورشکستگی آن‌ها پایین پیش‌بینی می‌شد، نسبت به شرکت‌های با احتمال بالای ورشکستگی، بیش‌تر بر مدیریت سود در چارچوب اصول حسابداری تأکید داشتند و مدیران شرکت‌های با احتمال بالای ورشکستگی بیش‌تر در مدیریت واقعی سود درگیر بودند [۲۱].

با وجود این، بر اساس یافته برخی دیگر از مطالعات (دی‌آنجلو و همکاران، ۱۹۹۴؛ پلتیر ریوست، ۱۹۹۹؛ صالح و احمد، ۲۰۰۵)، شرکت‌ها در شرایط درماندگی، مبالغ ارقام تعهدی منفی و بالا گزارش می‌کنند. بر اساس این دسته از مطالعات، مدیران این شرکت‌ها به منظور نشان دادن تمایل خود به اقدام در جهت رفع مشکلات و یا کسب امتیازات از اتحادیه‌های کارگری و یا کمک‌های بلاعوض دولت، ترجیح می‌دهند اوضاع وخیم مالی شرکت را منعکس نمایند [۲۱ و ۲۶].

جنسن (۲۰۰۵) در تئوری نمایندگی خود بیان می‌دارد؛ مدیریت برای دستیابی به سطح مورد انتظار سود، سه گزینه پیش‌رو دارد: ۱) مدیریت واقعی سود (RTM)؛^۱ ۲) مدیریت سود در چارچوب اصول حسابداری (مدیریت ارقام تعهدی اختیاری) (AM)؛^۲ و ۳) مدیریت سود خارج از چارچوب اصول حسابداری (حسابداری فریب‌آمیز) (Non-GAAP)؛^۳ [۱۳]. دو شکل غالب مدیریت سود که در اکثر تحقیقات داخلی و خارجی مطرح شده است، دست‌کاری فعالیت‌های واقعی و مدیریت ارقام تعهدی اختیاری است. مدیریت ارقام تعهدی

اختیاری، به استفاده فرصت‌طلبانه مدیران از انعطاف‌پذیری موجود در اصول پذیرفته شده حسابداری به منظور تغییر سود گزارش شده اطلاق می‌شود، بدون این‌که تغییری در جریان‌های نقدی زیربنایی شرکت صورت گیرد. مدیریت واقعی سود به زمان‌بندی و ساختاربندی فرصت‌طلبانه معاملات عملیاتی، تأمین مالی و سرمایه‌گذاری توسط مدیریت واحد تجاری به منظور تأثیر گذاشتن بر سود گزارش شده در جهتی خاص اطلاق می‌شود که شرکت را متحمل هزینه‌ها و پیامدهای اقتصادی آتی می‌نماید. هر کدام از این دو مورد، دارای هزینه‌ها و محدودیت‌هایی هستند که مدیران را در استفاده از آن‌ها دچار تنگنا می‌کنند [۲۸]. برای مثال، لارا و همکاران (۲۰۰۹) نشان دادند، شرکت‌های درمانده ترجیح می‌دهند از یک رابطه جایگزینی بین دست‌کاری ارقام تعهدی اختیاری و دست‌کاری فعالیت‌های واقعی، استفاده کنند. بدین ترتیب که، ابتدا اقدام به مدیریت سود در چارچوب اصول حسابداری کرده و چنان‌چه اوضاع مالی، رو به وخامت گذاشت، در دست‌کاری فعالیت‌های واقعی درگیر می‌شوند. این یافته، با هزینه‌ها و محدودیت‌هایی که ژانگ (۲۰۰۷) در مورد هر یک از انواع مدیریت سود، مطرح می‌کند، سازگار است [۲۱ و ۲۸].

از طرفی، مدیران از طریق دست‌کاری ارقام تعهدی اختیاری و فعالیت‌های واقعی می‌توانند بر میزان محافظه‌کاری (عدم تقارن زمانی در شناسایی اخبار خوب نسبت به اخبار بد) مؤثر باشند، درحالی‌که وجه نقد عملیاتی کم‌تر می‌تواند تحت تأثیر مدیریت قرار گیرد. از این‌رو، لارا و همکاران (۲۰۰۹)، با بررسی محافظه‌کاری شرطی بین

^۱ Real transactions management

^۲ Within-GAAP accruals management

^۳ Non-GAAP earnings management

شرکت‌های موفق و ناموفق نشان دادند، که میزان محافظه‌کاری شرطی به‌عنوان معیاری از قابلیت اطمینان سود، در سال‌های قبل از ورشکستگی شرکت‌های ناموفق کاهش می‌یابد [۲۱].

پیشینه تحقیق

مطالعات قبلی نظیر اسمیت و همکاران (۲۰۰۱)، روزنر (۲۰۰۳)، چاریتو و همکاران (۲۰۰۷) و لارا و همکاران (۲۰۰۹)، همگی بیان‌گر آن هستند که مدیران شرکت‌های ورشکسته در سال‌های قبل از ورشکستگی، به منظور پنهان نمودن عملکرد نامساعد خود و به تعویق انداختن وضعیت درماندگی، سود خود را دست‌کاری می‌کنند.

لارا و همکاران (۲۰۰۹)، با استفاده از یک نمونه بزرگ از شرکت‌های ورشکسته در انگلستان دریافتند که مدیران این شرکت‌ها از چهار سال قبل از ورشکستگی، مدیریت مثبت سود انجام می‌دهند. همچنین، میزان محافظه‌کاری شرطی به عنوان معیاری از قابلیت اطمینان ارقام حسابداری، به دلیل مدیریت سود در سال‌های قبل از ورشکستگی، کاهش می‌یابد [۲۱].

چاریتو و همکاران (۲۰۰۷)، با استفاده از یک نمونه از شرکت‌های ورشکسته آمریکایی، مدیریت سود را در این شرکت‌ها مورد تحلیل قرار دادند. توجه اصلی این محققین به نقش حساب‌رسان و دیگر ارگان‌های نظارتی در محدود کردن دست‌کاری سود در سال قبل از ورشکستگی هم‌چنین، ارتباط بین دست‌کاری سود در سال قبل از ورشکستگی و احتمال تداوم فعالیت این‌گونه شرکت‌ها در آینده بوده است [۱۰، ۱۱].

در یک تحقیق مشابه، روزنر (۲۰۰۳) به این نتیجه رسید که مدیران شرکت‌های درمانده مالی در

سال‌های قبل از ورشکستگی، به مدیریت افزایشی سود و درست در سال قبل از ورشکستگی به نوعی مدیریت کاهنده سود انجام می‌دهند. وی نشان داد که حساب‌رسان این شرکت‌ها در سال قبل از ورشکستگی، نوعی ابهام در عدم تداوم فعالیت این دسته از شرکت‌ها را اعلام کرده، و از این‌رو مدیران، دست از مدیریت ارقام تعهدی برداشته و این ارقام به شکل ارقام منفی بزرگ درست در سال قبل از ورشکستگی نمایان شده‌اند؛ نتیجه‌ای که عیناً در یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹) نیز دیده می‌شود [۲۴].

اسمیت و همکاران (۲۰۰۱) نیز با بررسی یک نمونه از شرکت‌های ورشکسته در استرالیا، به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های درمانده‌ای که هنوز به مرز ورشکستگی نزدیک نشده‌اند، سیاست‌های حسابداری خود را به منظور افزایش سودآوری تغییر می‌دهند؛ اما مدیران این شرکت‌ها درست در سال قبل از ورشکستگی، تغییر سیاست‌های حسابداری خود را متوقف می‌کنند [۲۱].

در بین تحقیقات داخلی در زمینه مدیریت سود و درماندگی مالی، تنها تحقیق مرتبط با این مقاله که محقق به آن دست یافت، پژوهش انجام شده توسط کنگرلونی و همکاران (۱۳۸۸) است. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که مدیران واحدهای تجاری در مراحل مختلف نابسامانی مالی، برای بهتر نشان دادن وضعیت مالی و عملکرد شرکت، از طریق ابزارهایی که در اختیار دارند، دست به اقداماتی می‌زنند که به هموارسازی سود منجر می‌گردد [۱].

تحقیق حاضر از این جهت که مدیریت سود را از دو جنبه مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی اختیاری و مدیریت واقعی سود، و نیز میزان محافظه‌کاری حسابداری، به‌صورت مقایسه‌ای برای شرکت‌های

موفق و ناموفق از حیث تداوم نسبی در فعالیت آن‌ها، بررسی می‌کند با تحقیقات پیشین متفاوت است.

فرضیه‌های تحقیق

با توجه به سؤالات مطرح شده در مقدمه و نیز نتایج پژوهش‌گران در پیشینه تحقیق، فرضیه‌های پژوهشی ذیل به منظور پاسخ‌گویی به این سؤالات، تنظیم می‌گردد:

فرضیه ۱: شرکت‌های ناموفق در سال‌های قبل از نابسامانی مالی، مدیریت مثبت سود، مبتنی بر ارقام تعهدی اختیاری انجام می‌دهند.

فرضیه ۲: مدیران شرکت‌های ناموفق نسبت به مدیران شرکت‌های موفق در سال‌های قبل از درماندگی، انگیزه بیش‌تری برای مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی دارند.

فرضیه ۳: شرکت‌های با احتمال درماندگی پایین، نسبت به شرکت‌های با احتمال بالای درماندگی، به طور محافظه‌کارانه‌تری مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی انجام می‌دهند.

فرضیه ۴: درست در سال قبل از درماندگی، ارقام تعهدی به شکل منفی انباشت می‌گردد.

فرضیه ۵: شرکت‌های ناموفق در سال‌های قبل از نابسامانی مالی، اقدام به مدیریت واقعی سود می‌کنند.

فرضیه ۶: مدیران شرکت‌های ناموفق نسبت به مدیران شرکت‌های موفق در سال‌های قبل از درماندگی، انگیزه بیش‌تری برای مدیریت واقعی سود دارند.

فرضیه ۷: مدیران شرکت‌های ناموفق، در سال‌های قبل از درماندگی، دست‌کاری سود مبتنی بر ارقام تعهدی را نسبت به دست‌کاری واقعی سود ترجیح می‌دهند.

فرضیه ۸: شرکت‌های ناموفق در سال‌های قبل از درماندگی، نسبت به شرکت‌های موفق، محافظه‌کاری

شرطی کم‌تری ارائه می‌کنند.

تبیین متغیرهای تحقیق

مدیریت سود: در متون تحقیقی، تعاریف مختلفی از مدیریت سود آمده است. هیلی و والن (۱۹۹۹)، بیان می‌دارند که مدیریت سود زمانی رخ می‌دهد که مدیران قضاوت خویش را در گزارش‌گری مالی و در نحوه ثبت و گزارش مبادلات به‌صورتی وارد نمایند که در محتوای گزارش‌های مالی تغییری صورت داده و برخی از سهام‌داران را نسبت به عملکرد اقتصادی شرکت گمراه نمایند [۱۹]. در راستای تعریف اخیر رویچودری (۲۰۰۶) بیان می‌دارد، دایره مدیریت سود فراتر از دست‌کاری روش‌های گزارش‌گری است و حتی دست‌کاری فعالیت‌های واقعی را نیز در برمی‌گیرد [۲۵].

مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی اختیاری (مدیریت حسابداری سود): در پژوهش حاضر، مدیریت حسابداری سود به وسیله مدل تعدیل شده عملکردی جونز^۱ که برای اولین بار توسط کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) معرفی و توسط جونز و همکاران (۲۰۰۸) تأیید شد، اندازه‌گیری می‌شود. در این روش، ارقام تعهدی اختیاری^۲ (غیرعادی) توسط بخشی از کل ارقام تعهدی که با فاکتورهای اساسی و خاص هر شرکت توجیه نمی‌شود، برآورد می‌گردد [۱۴].

مدیریت واقعی سود: در این تحقیق، به تبعیت از رویچودری (۲۰۰۶) برای اندازه‌گیری مدیریت واقعی سود، بر نوع خاصی از دست‌کاری واقعی به نام دست‌کاری فروش تأکید می‌شود. رویچودری (۲۰۰۶)، دست‌کاری فروش را این‌چنین تعریف کرده است: تلاش‌های مدیران در جهت افزایش موقتی

^۱ Performance-matching Jones model

^۲ Discretionary accruals

سطح فروش در طی سال به وسیله پیشنهاد تخفیفات فروش یا اعطای شرایط اعتباری آسان که باعث کاهش ورود وجه نقد در فروش هر واحد کالا یا خدمت می‌شود. لذا، با استفاده از رابطه (۱) برای هر سال - صنعت میزان عادی خالص جریان وجوه نقد (CFO) پیش‌بینی شده و از میزان واقعی آن کسر می‌شود. هر چه عدد به دست آمده که به آن جریان‌ات نقدی غیرعادی (ABCFO) می‌گوییم، کوچک‌تر باشد، نشان از دست‌کاری بیش‌تر سود دارد [۲۷].

رابطه (۱)

$$\frac{CFO_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = \beta_0 \left[\frac{1}{TA_{j,t-1}} \right] + \beta_1 \left[\frac{REV_{j,t}}{TA_{j,t-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{j,t}}{TA_{j,t-1}} \right] + \varepsilon_{j,t}$$

در رابطه (۱)، اندیس‌های j و t به ترتیب بیانگر صنعت و سال مورد نظر، CFO خالص جریان وجوه نقد عملیاتی، TA مجموع دارایی‌ها، REV فروش خالص و ΔREV تغییر در فروش خالص می‌باشد.

محافظه‌کاری مبتنی بر اقلام تعهدی: باسو (۱۹۹۷) استفاده از درجات بالاتر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت سودها و اخبار خوشایند (افزایش ارزش‌ها) و در مقابل، استفاده از درجات پایین‌تر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت زیان‌ها و اخبار ناخوشایند (کاهش ارزش‌ها) را محافظه‌کاری نامیده است [۶]. ولک و همکاران (۲۰۰۴) نیز محافظه‌کاری را شناسایی هر چه کندتر سودها و ارزش‌یابی هر چه کم‌تر دارایی‌ها تعریف می‌کنند. بنابراین، در حسابداری محافظه‌کارانه، انتظار می‌رود قسمت عمده‌ای از شناسایی نامتقارن سودها و زیان‌ها^۱ یا به عبارتی رفتار محافظه‌کارانه، به وسیله اقلام تعهدی

انجام شود. بال و شیواکومار (۲۰۰۵)، عدم تقارن در رابطه بین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی را تبیین می‌کنند. از نظر ایشان، در یک رفتار محافظه‌کارانه، هزینه‌ها به احتمال زیاد در مقایسه با درآمدها سریع‌تر شناسایی می‌شوند؛ درحالی‌که شناسایی درآمدها به احتمال زیاد تا زمان تبدیل آن‌ها به وجه نقد به تعویق می‌افتد. بال و شیواکومار (۲۰۰۵)، با استفاده از رابطه رگرسیونی (۲)، بین اقلام تعهدی و جریان‌ات نقدی دریافتند که در صورت وجود زیان‌های عملیاتی، ارتباط اقلام تعهدی و جریان‌ات نقدی قوی‌تر خواهد بود [۴].

رابطه (۲)

$$TACC_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DC_{it} + \gamma_2 CFO_{it} + \gamma_3 DC_{it} \times CFO_{it} + \nu_{it}$$

در رابطه (۲)، TACC مجموع اقلام تعهدی بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره، CFO جریان‌ات نقدی عملیاتی بر جمع دارایی‌های اول دوره و DC یک متغیر مجازی است که در صورت منفی بودن جریان‌ات نقدی عملیاتی مقدار یک و در غیر این صورت، مقدار صفر می‌گیرد. در این رابطه، هر چه γ_3 بزرگ‌تر باشد، رفتار نامتقارن در قبال سود و زیان‌های اقتصادی (اخبار خوب و بد) بیش‌تر و در نتیجه، محافظه‌کاری بیش‌تر خواهد بود.

با عنایت به این مطالب، انتظار می‌رود شرکت‌های ناموفق به دلیل پندار مدیریت این دسته از شرکت‌ها مبنی بر ناپایداری و زودگذر بودن^۲ زیان‌ها، در سال‌های قبل از درماندگی، محافظه‌کاری کم‌تری ارائه نمایند و از این‌رو، پیش‌بینی می‌شود ضریب γ_3 برای این شرکت‌ها کوچک‌تر از شرکت‌های موفق باشد [۲۱]. نکته قابل تأمل این است که، در مورد

^۲ Transitory

^۱ Asymmetric recognition of economic gains and losses

حسابداری متهورانه^۱، ۷۳ منفی خواهد شد. اگر مدیران شرکت‌ها مدیریت مثبت سود انجام دهند (چه از طریق اقلام تعهدی و چه از طریق دست‌کاری عملیات واقعی)، این کار باعث افزایش ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و جریان‌ات نقدی، حتی در دوره‌های با اخبار ناخوشایند خواهد شد که در نهایت منجر به ایجاد یک علامت منفی برای ۷۳ می‌گردد (حسابداری متهورانه). هم‌چنین انتظار می‌رود، رفتار اقلام تعهدی در سال‌هایی با جریان‌ات نقدی مثبت، در بین شرکت‌های موفق و ناموفق با یکدیگر متفاوت باشد. به‌طور خلاصه، پیش‌بینی می‌شود، ضریب منفی ۷۲ برای شرکت‌های ناموفق به صورت قدرمطلق کوچک‌تر از شرکت‌های موفق باشد [۲۱].

جامعه، نمونه آماری و بازه زمانی تحقیق

جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۷۶ تا پایان سال ۱۳۸۸ است. دوره زمانی درماندگی شرکت‌ها از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا پایان ۱۳۸۸ تعیین گردید. معیارهای کلی برای انتخاب نمونه بدین شرح است: ۱- داده‌های مربوط به شرکت‌های نمونه در تمام دوره زمانی مورد بررسی (۱۳۷۶-۱۳۸۸) در دسترس باشد؛ ۲- به منظور قابلیت مقایسه داده‌های هر شرکت، پایان سال مالی تمام اعضای نمونه ۲۹ اسفند بوده و شرکت‌های مورد بررسی در بازه زمانی تحقیق تغییر سال مالی نداده باشند؛ و ۳- شرکت عضو نمونه، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک‌ها و شرکت‌های لیزینگ نباشد.

نمونه آماری شرکت‌های درمانده (ناموفق) با توجه به معیار ورشکستگی تعیین شده در ماده ۱۴۱

اصلاحیه قانون تجارت انتخاب شد (زیان انباشته بیش از ۵۰٪ سرمایه). البته شرکتی در نمونه شرکت‌های ناموفق قرار گرفت که حداقل دو سال متوالی معیار ماده ۱۴۱ را احراز کرده و ضمناً در سال‌های قبل از درماندگی دارای تداوم فعالیت بوده باشد. در مورد شرکت‌های موفق جهت مقایسه نتایج آن‌ها با شرکت‌های ناموفق، به‌ازای هر شرکت ناموفق شناسایی شده، یک شرکت موفق که دارای معیارهای ذیل باشد، انتخاب گردید: (۱) سال مالی شرکت موفق با ناموفق یکی باشد (یعنی، سال مالی شرکت موفق، همان سال مالی است که شرکت ناموفق اولین بار در آن سال درمانده شده است)؛ (۲) فعالیت هر دو شرکت در یک صنعت باشد؛ (۳) شرکت موفق در تمامی سال‌های مورد بررسی موفق باشد؛ و (۴) نسبت سود انباشته به سرمایه شرکت موفق در سال-صنعت مورد نظر، بیش‌ترین مقدار باشد. هدف اصلی از انتخاب این معیار، محدود نمودن شرکت‌های موفق جهت مقایسه با شرکت‌های ناموفق بوده است، به‌طوری‌که از بین شرکت‌های موفق در هر سال-صنعت، کاراترین شرکت انتخاب شود. این معیار بر اساس تحقیق سلیمانی و نیکومرام (۱۳۸۹) با عنوان «ارزیابی توانمندی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و ارائه مدل مناسب ارزیابی» انتخاب شده است.

بر این اساس ۳۹ شرکت موفق و ۳۹ شرکت ناموفق با جمعاً ۴۶۸ مشاهده (از سال درماندگی، t تا پنج سال قبل از درماندگی، t-5) به دست آمد. هم‌چنین، به منظور برآورد رابطه (۱)، شرکت‌ها با توجه به بیش‌ترین میزان تشابه در نوع فعالیت و نیز طبقه‌بندی ارائه شده از سوی بورس، در شش صنعت

^۱ Aggressive accounting

فلزات اساسی، ماشین‌آلات و تجهیزات، محصولات غذایی و آشامیدنی، محصولات کانی، مواد و محصولات شیمیایی و دارویی و صنعت کاشی، لاستیک و محصولات کاغذی، طبقه‌بندی شدند.

طبقه‌بندی مشاهدات

بررسی این‌که آیا مدیریت سود در پنهان نگه داشتن عملکرد ضعیف، موفقیت‌آمیز بوده یا خیر، شرکت‌های ناموفق مطابق با پیش‌بینی مدل‌های ورشکستگی، به دو گروه شرکت‌های با احتمال بالای درماندگی (HighP) و با احتمال پایین درماندگی (LowP) تفکیک شد. شرکت‌های درمانده‌ای که پیش‌بینی‌ها علائمی از درماندگی آن‌ها را نشان نمی‌دهند، احتمالاً عملیات دست‌کاری سود آن‌ها در پوشش عملکرد ضعیفشان، موفقیت‌آمیز بوده است [۲۱، ۲۴].

مدل پیش‌بینی ورشکستگی: در این تحقیق، به منظور دستیابی به بهترین مدل پیش‌بینی، متناسب با شرایط محیطی کشور و همچنین نمونه آماری، از چهار مدل اصلاحی آلتمن (۱۹۸۳)، اسپرینگیت (۱۹۷۸)، آلسن (۱۹۸۰) و زاوگرن (۱۹۸۳) که بر اساس پژوهش هُساری و رحمان (۲۰۰۵) تعدیل می‌شوند، استفاده شد. متغیرهای اضافه شده، متناسب با هر مدل که در بیش از ۳۰٪ مقالات منتشرشده در

زمینه پیش‌بینی ورشکستگی مورد استفاده قرار گرفته‌اند، عبارتند از: نسبت سود خالص به جمع دارایی‌ها، نسبت جاری، نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها، نسبت سرمایه در گردش به جمع دارایی‌ها و نسبت سود قبل از بهره و مالیات به جمع دارایی‌ها [۲۰].

همچنین، به منظور پیش‌بینی درماندگی شرکت‌ها، از میانگین ۵ سال قبل از درماندگی متغیرهای تعدیلی موجود در هر مدل استفاده شد.

آزمون‌های آماری

برای بررسی فرضیه‌ها، از آزمون‌های مختلف تی، تحلیل واریانس و تحلیل رگرسیون استفاده شد. داده‌های مورد نظر نیز متناسب با روابط معرفی شده در تحقیق و همچنین فرضیه‌های آماری به صورت مقطعی و پنل انتخاب گردید.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و ارائه نتایج

آمار توصیفی: نگاره (۱) آمار توصیفی مربوط به کلیه اعضای نمونه را به تفکیک سال درماندگی (t) و چهار سال قبل از آن (t-4 تا t-1) برای دو گروه شرکت‌های موفق و ناموفق نشان می‌دهد. در این نگاره میانگین ارقام تعهدی اختیاری و چند شاخص مالی کلیدی به تفکیک شرکت-سال آورده شده است:

نگاره ۱. میانگین ارقام تعهدی اختیاری و چند شاخص مالی کلیدی

REVtCFO	REV	CFO	NI	ABCFO	DACC			
-۱۷/۱۷۳	۰/۷۹	-۰/۰۴۶	-۰/۰۷۵	-۰/۰۷۲	-۰/۰۱۹	L	F	t
-۸/۳۶۱	۰/۶۹۴	-۰/۰۸۳	-۰/۱۳۲	-۰/۱۲۱	۰/۰۰۸	H		
-۱۱/۱۸۱	۰/۷۳۸	-۰/۰۶۶	-۰/۱۰۶	-۰/۰۹۸	-۰/۰۰۴	L H		
۳۱۲	۰/۹۳۶	۰/۰۰۳	۰/۱۴۷	-۰/۰۱۳	۰/۰۵۳	C		
-۱۰/۶۱۷	۰/۸۶	-۰/۰۸۱	۰/۰۳۳	-۰/۱۰۷	۰/۰۹۴	L	F	t-1
-۱۸/۳۸۶	۰/۸۰۹	-۰/۰۴۴	-۰/۰۳۵	-۰/۰۸۱	۰/۰۱۷	H		
-۱۳/۶۵۵	۰/۸۳۳	-۰/۰۶۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۹۳	۰/۰۵۳	L H		
۱۰۲/۳	۱/۰۲۳	۰/۰۱	۰/۲۰۱	-۰/۰۱۶	۰/۰۹۱	C		
-۱۴/۰۴	۱/۰۵۳	-۰/۰۷۵	۰/۰۹۶	-۰/۱۱۶	۰/۱۱۳	L	F	t-2
-۱۷/۹۱	۱/۰۰۳	-۰/۰۵۶	۰/۰۳۸	-۰/۱۰۴	۰/۰۸۶	H		
-۱۵/۷۸۴	۱/۰۲۶	-۰/۰۶۵	۰/۰۶۵	-۰/۱۱	۰/۰۹۸	L H		
۲۵/۸۷۸	۱/۰۶۱	۰/۰۴۱	۰/۱۹۸	۰/۰۰۷	۰/۰۵۹	C		
-۳۹/۱۴۲	۱/۰۹۶	-۰/۰۲۸	۰/۱۳۹	-۰/۰۷۸	۰/۰۹۷	L	F	t-3
-۷۱/۰۷	۰/۹۹۵	-۰/۰۱۴	۰/۰۶	-۰/۰۶۷	۰/۰۶۶	H		
-۴۹/۵۷۱	۱/۰۴۱	-۰/۰۲۱	۰/۰۹۷	-۰/۰۷۲	۰/۰۸	L H		
۲۱/۸۰۳	۱/۱۱۲	۰/۰۵۱	۰/۱۸۵	۰/۰۱۹	۰/۰۳۱	C		
-۳۸/۲۳۵	۱/۳	-۰/۰۳۴	۰/۲۰۷	-۰/۱۰۷	۰/۱۴۴	L	F	t-4
-۹۸۷	۰/۹۸۷	۰/۰۰۱	۰/۰۶۸	-۰/۰۵۷	۰/۰۴	H		
-۷۵/۴۶۶	۱/۱۳۲	-۰/۰۱۵	۰/۱۳۲	-۰/۰۸	۰/۰۸۸	L H		
۱۸/۸۴۷	۱/۱۱۲	۰/۰۵۹	۰/۱۹۲	۰/۰۱۷	۰/۰۳۳	C		

DACC: ارقام تعهدی اختیاری؛ ABCFO: جریان‌ات نقدی عملیاتی غیرعادی؛ NI: سود خالص؛ REV: درآمد فروش؛ F: شرکت‌های ناموفق؛ C: شرکت‌های موفق؛ L: شرکت‌های ناموفق با احتمال پایین ورشکستگی (LowP)؛ H: شرکت‌های ناموفق با احتمال بالای ورشکستگی (HighP)؛ و LH: جمع شرکت‌های ناموفق.

یافته‌های اولیه بیان‌گر چند نکته هستند؛ اول این‌که با فرض وجود مدیریت سود در شرکت‌های ناموفق، باز هم سود خالص آن‌ها پایین‌تر از شرکت‌های موفق است، که این امر می‌تواند به دلیل محدودیت آن‌ها در استفاده از ارقام تعهدی اختیاری و دست‌کاری فعالیت‌های واقعی باشد [۲۸]؛ دوم این‌که با فرض وجود مدیریت سود در شرکت‌های ناموفق، از آن‌جا که با نزدیک شدن به سال t سود خالص کاهش می‌یابد، شاید بتوان نتیجه گرفت که مدیریت سود در سال‌های نزدیک به درماندگی مالی کاهش می‌یابد؛ و

بر اساس یافته‌های نگاره (۱)، میانگین سود خالص شرکت‌های ناموفق، به‌تدریج که به سال درماندگی نزدیک می‌شویم، کاهش یافته، به‌نحوی که درست در سال قبل از درماندگی مالی به یک رقم منفی رسیده که این رقم در سال درماندگی، به شکل یک رقم منفی بزرگ‌تر ظاهر می‌شود. این کاهش، هم برای شرکت‌های LowP و هم شرکت‌های HighP است. هم‌چنین، در تمامی سال‌ها، مقدار سود خالص شرکت‌های موفق از ناموفق و شرکت‌های LowP از شرکت‌های HighP بیش‌تر است.

سوم این‌که به‌عنوان یک نتیجه اولیه شاید بتوان شرکت‌های LowP را در مدیریت سود به منظور پنهان نگه‌داشتن عملکرد نامساعد مالی، موفق‌تر از شرکت‌های HighP دانست.

هم‌چنین، در تمامی سال‌ها میانگین خالص جریان وجوه نقد عملیاتی (CFO) شرکت‌های ناموفق به صورت خروجی و افزاینده و برای شرکت‌های موفق به صورت ورودی و کاهنده است. این رقم برای شرکت‌های LowP در تمامی سال‌ها (به جز سال t)، به صورت خروجی بزرگ‌تر از شرکت‌های HighP است. میانگین درآمد فروش شرکت‌های ناموفق در تمامی سال‌ها کم‌تر از شرکت‌های موفق بوده و برای هر دو گروه، هم‌چنان‌که به سال t نزدیک می‌شویم، این رقم کاهش می‌یابد. هم‌چنین، در تمامی دوره‌ها این رقم برای شرکت‌های LowP بزرگ‌تر از HighP است. باز هم این نتایج اولیه بیان‌گر نکات ظریفی است؛ اول این‌که، درآمدهای عملیاتی نسبتاً معقول برای شرکت‌های ناموفق از یک طرف و جریان‌های نقدی خروجی در تمامی دوره‌ها از طرف دیگر، همگی به نوعی نشان از پنهان‌کاری عملکرد نامساعد این شرکت‌ها از طریق مدیریت سود (چه واقعی و چه حسابداری) دارد؛ و دیگر آن‌که، بیش‌تر بودن سود خالص و درآمد فروش و بالاتر بودن

خروجی جریان‌ات نقدی شرکت‌های LowP از یک طرف و کم‌تر بودن سود خالص و درآمد فروش و پایین‌ترین بودن خروجی جریان‌ات نقدی عملیاتی شرکت‌های HighP از طرف دیگر، باز دلیلی است بر آن‌که شرکت‌های LowP در دست‌کاری سود چه از طریق عملیات واقعی و چه از طریق اقلام تعهدی، موفق‌تر عمل کرده‌اند.

در مورد میانگین اقلام تعهدی اختیاری و جریان‌ات نقدی غیرعادی در آزمون فرضیات بیش‌تر صحبت می‌شود.

آزمون فرضیه‌ها: به منظور بررسی فرضیه (۱)، از آزمون تی تک‌متغیره^۱ استفاده می‌شود. اگر بتوان از نظر آماری ثابت کرد که میانگین اقلام تعهدی اختیاری برای شرکت‌های ناموفق، در سال‌های قبل از درماندگی (از $t-4$ تا $t-2$) بزرگ‌تر از صفر است، فرضیه مورد نظر تأیید می‌شود. نگاره (۲) در ذیل نتایج حاصله را نشان می‌دهد:

^۱ One Sample t-test

نگاره ۲. نتایج آزمون تی تک‌متغیره؛ بررسی متفاوت بودن میانگین اقلام تعهدی اختیاری با عدد ثابت صفر

Test Value = 0						
میانگین	آماره t	درجه آزادی	معناداری	اختلاف میانگین‌ها	کران‌های بالایی و پایینی فاصله اطمینان ۹۵٪ اختلاف میانگین‌ها	
					کران بالا	کران پایین
DACC	۴/۳۱	۱۱۶	۰/۰۰	۰/۰۸۸۶۹	۰/۱۲۹۴۵	۰/۰۴۷۹۳

در سال‌های قبل از درماندگی، مدیریت مثبت سود مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری انجام می‌دهند. بنابراین، فرضیه (۱) تأیید می‌شود. برای بررسی فرضیه (۲)، از آزمون تی مستقل^۱ استفاده می‌کنیم. از این آزمون برای مقایسه میانگین نمرات دو گروه مختلف که در یک آزمون شرکت کرده‌اند، استفاده می‌شود. نگاره (۳) نتایج این آزمون را نشان می‌دهد:

میانگین اقلام تعهدی اختیاری در سال‌های قبل از درماندگی (t-4 تا t-2) برای شرکت‌های ناموفق، حدود ۹٪ است که این مقدار تفاوت معناداری با صفر دارد. لذا برای تحلیل آن باید به کران‌های بالا و پایین توجه نمود (با توجه به تحقیق اسدی و منتی (۱۳۹۰) با عنوان «بررسی تأثیر تغییر مدیریت بر مدیریت سود»). با توجه به مثبت بودن کران‌های بالا و پایین، می‌توان نتیجه گرفت که مدیران شرکت‌های ناموفق

نگاره ۳. نتایج آزمون تی مستقل برای مقایسه میانگین اقلام تعهدی اختیاری شرکت‌های موفق و ناموفق

آزمون تی برای تساوی میانگین‌ها						آزمون لوین برای همگونی واریانس‌ها	
میانگین		آماره t	درجه آزادی	معناداری	کران‌های بالایی و پایینی	آماره F	معناداری
ناموفق	موفق				کران بالا		
DACC	۲/۱	۰/۱۴۲	۰/۰۸۸۶۹	۰/۰۴۰۹۳	۱/۹۸۸	۳۳۲	۰/۰۴۸
					۰/۰۰۰۴۱۹		۰/۰۹۵۰۹۳

شرکت‌های ناموفق بیش‌تر است، لذا فرضیه (۲) نیز تأیید می‌شود. در این خصوص، پیش‌فرض همگونی واریانس‌ها نیز بر اساس آزمون لوین به تأیید رسید. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های (۱) و (۲) با یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹)، روزنر (۲۰۰۳) و اسمیت و همکاران (۲۰۰۱) سازگار می‌باشد.

میانگین اقلام تعهدی اختیاری برای شرکت‌های ناموفق (۰,۰۸۸) در سال‌های قبل از درماندگی، تقریباً دو برابر این مبلغ برای شرکت‌های موفق (۰/۰۴۰) می‌باشد. احتمال آماره تی نیز نشان می‌دهد، با اطمینان بیش از ۹۵٪ میانگین اقلام تعهدی اختیاری دو گروه با یکدیگر متفاوت بوده و از آن جا که این میانگین برای

^۱ Independent samples T-test

برای بررسی فرضیه (۳)، ابتدا لازم است با انتخاب یک مدل مناسب، شرکت‌های ناموفق را به دو گروه شرکت‌های با احتمال بالا (HighP) و پایین (LowP) درماندگی تقسیم کنیم. این کار با استفاده از تحلیل رگرسیون اسمی دو ارزشی موسوم به رگرسیون لجیت و با استفاده از روش پیش رونده شرطی^۱ صورت گرفت. به منظور تشخیص میزان تناسب مدل از شاخص هوزمر-لمشو^۲ استفاده شد. میزان واریانس مشترک متغیر وابسته و متغیرهای مستقل نیز با شاخص ناچل کرک^۳ اندازه‌گیری گردید. بر اساس تحلیل‌های انجام یافته مدل زاوگرن بهتر از سایر مدل‌ها تشخیص داده شد.

نگاره ۴. خلاصه آماره‌های مهم تحلیل لجیت

مدل	مشاهده شده	پیش‌بینی شده		Nagelkerke R Square
		نوع	درصد صحت	
	نوع	ناموفق	موفق	
	ناموفق	۳۴	۵	۸۷/۲
zavgren	موفق	۱۱	۲۸	۷۱/۸
	Overall percent			۷۹/۵
Ohlson	Overall percent			۷۸/۲
Altman	Overall percent			۷۶/۹
Springate	Overall percent			۷۶/۹

در ادامه، ابتدا شرکت‌های ناموفق بر حسب میانگین ۵ ساله متغیرهای تعدیل شده مدل پیش‌بینی ورشکستگی زاوگرن، به دو گروه شرکت‌های با احتمال بالا (HighP) و پایین (LowP) درماندگی تقسیم گردید.

انتظار بر آن است که شرکت‌های LowP دارای میانگین اقلام تعهدی اختیاری بزرگ‌تری نسبت به شرکت‌های HighP باشند. یافته‌های حاصله در نگاره (۵) آورده شده است:

نگاره ۵. نتایج آزمون تی مستقل برای مقایسه میانگین اقلام تعهدی اختیاری شرکت‌های HighP و LowP

آزمون تی برای همگونی واریانس‌ها				آزمون تی برای تساوی میانگین‌ها			
آماره	معناداری	میانگین	آماره t	درجه آزادی	معناداری	کران‌های بالایی و پایینی فاصله اطمینان ۹۵٪ اختلاف میانگین‌ها	
						کران پایین	کران بالا
۴/۱۹	۰/۰۴	۰/۱۱	۱/۶۶	۱۰۵/۲۳	۰/۰۹۹	-۰/۱۱۳۶	۰/۱۳۰۴۳

^۲ Hosmer-Lemeshow goodness of fit^۳ Nagelkerke R-square^۱ Forward conditional

برای بررسی فرضیه (۴)، انتظار می‌رود که در سال قبل از درماندگی نظر به این که مدیران، بهبودی در وضعیت مالی و شرایط نامساعد شرکت مشاهده نمی‌کنند، دست‌کاری ارقام تعهدی را متوقف کرده، و همین امر باعث شود که پنهان‌کاری آن‌ها در پوشش وضعیت نامطلوب شرکت در سال‌های قبل، به یک‌باره به صورت یک رقم منفی بزرگ در ارقام تعهدی اختیاری نمایان شود. از این رو، پیش‌بینی می‌شود، میانگین ارقام تعهدی اختیاری در سال $t-1$ منفی شده و اختلاف معناداری با صفر داشته باشد. لازم به ذکر است که منفی بودن میانگین ارقام تعهدی در این سال، به معنای مدیریت منفی سود نیست، بلکه این منفی شدن به علت بازگشت پنهان‌کاری این ارقام در دوره‌های قبل است [۲۱ و ۲۴]. داریم:

اگرچه تعداد مشاهدات مربوط به شرکت‌های LowP (۷۲) اندکی کمتر از تعداد مشاهدات شرکت‌های HighP (۸۴) می‌باشد، با این وجود، میانگین ارقام تعهدی اختیاری آن‌ها (۰/۱۱) در سال‌های قبل از درماندگی بیش از دو برابر شرکت‌های HighP (۰/۰۵۲) است. بر اساس نتایج آزمون لوین در نگاره (۵) آزمون تی-مستقل با فرض ناهمگن بودن واریانس دو گروه گزارش شد. بر این اساس، میانگین ارقام تعهدی اختیاری دو گروه در سطح ۱۰٪ با یکدیگر اختلاف معنادار داشته و از آن‌جا که میانگین شرکت‌های LowP بزرگ‌تر است، لذا فرضیه (۳) نیز با اطمینان ۹۰٪ تأیید می‌شود. این نتیجه، با آمار توصیفی ارائه شده در نگاره (۱) و نیز یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹) و روزنر (۲۰۰۳) سازگار است.

نگاره ۶. آزمون تی تک‌متغیره برای بررسی میانگین ارقام تعهدی اختیاری شرکت‌های ناموفق در سال $t-1$ با عدد صفر

Test Value = 0					
آماره t	درجه آزادی	معناداری	اختلاف میانگین‌ها	کران‌های بالایی و پایینی فاصله اطمینان ۹۵٪ اختلاف میانگین‌ها	
				کران پایین	کران بالا
۱/۷۳۸	۳۸	۰/۰۹	۰/۰۵۲۷۱۴	-۰/۰۰۸۶۸	۰/۱۱۴۱۱

شرکت‌های ایرانی در سال قبل از درماندگی نیز هم‌چنان بر این باورند که عملکرد شرکت در دوره‌های آتی بهبود پیدا خواهد کرد و لذا هم‌چنان در مخفی نگه‌داشتن اخبار نامساعد از سهام‌داران، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان، تلاش می‌کنند.

البته یافته‌های اضافی ما نشان داد که میانگین ارقام تعهدی اختیاری، هم‌چنان‌که به سال درماندگی نزدیک می‌شویم، کاهش می‌یابد، اگرچه این کاهش از لحاظ آماری معنادار نیست.

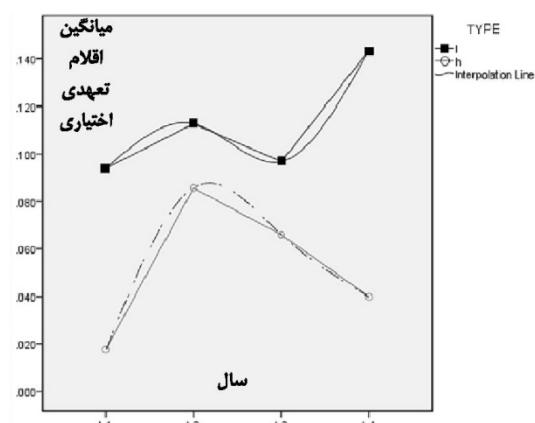
برخلاف انتظار، میانگین ارقام تعهدی اختیاری در سال قبل از درماندگی نیز مثبت (۰/۰۵) بوده و در سطح ۱۰٪ خطا نیز اختلاف معنادار با عدد صفر دارد. هم‌چنین، با توجه به کم بودن بیش از اندازه کران پایین و نزدیک بودن میانگین ارقام تعهدی اختیاری به کران بالا، احتمالاً مدیریت مثبت سود، هم‌چنان در سال قبل از درماندگی نیز ادامه دارد.

این یافته با نتایج تحقیقات خارجی نظیر بارتون و سیمکو (۲۰۰۲)، روزنر (۲۰۰۳) و لارا و همکاران (۲۰۰۹) سازگار نیست. شاید بتوان یکی از دلایل این امر را در این موضوع جستجو کرد که مدیران

شرکت‌های HighP بوده و ثانیاً در تمامی این سال‌ها، این مبالغ مثبت هستند و ثالثاً هم‌چنان که به سال ورشکستگی نزدیک می‌شویم، از میزان این مبالغ کاسته می‌شود.

برای بررسی فرضیه (۵)، ابتدا به تبعیت از رویچودری (۲۰۰۶) جریان‌ات نقدی غیرعادی (ABCFO) برای هر سال - صنعت با استفاده از تحلیل رگرسیون محاسبه شد. انتظار بر آن است که میانگین جریان‌ات نقدی غیرعادی در سال‌های قبل از درماندگی شرکت‌های ناموفق، کوچک‌تر از صفر و معنادار باشد. چنین نتیجه‌ای، نشان از مدیریت مثبت سود خواهد داشت.

نتایج آزمون تی تک‌متغیره، در نگاره (۷) آورده شده است:



نمودار ۱: میانگین ارقام تعهدی اختیاری شرکت‌های ناموفق از چهار سال قبل از ورشکستگی

نمودار (۱) که میانگین ارقام تعهدی اختیاری را برای دو گروه شرکت‌های ناموفق LowP و HighP از سال t-4 تا t-1 به تصویر کشیده است، به وضوح نشان می‌دهد که اولاً در تمامی این سال‌ها، میانگین ارقام تعهدی برای شرکت‌های LowP بالاتر از

نگاره ۷. نتایج آزمون تی تک‌متغیره، بررسی متفاوت بودن میانگین جریان‌ات نقدی غیرعادی با عدد صفر

Test Value = 0						
آماره t	درجه آزادی	معناداری	اختلاف میانگین‌ها	کران‌های بالایی و پایینی فاصله اطمینان ۹۵٪ اختلاف میانگین‌ها		
				کران بالا	کران پایین	
ABCFO	-۶/۰۸۳	۱۵۵	۰/۰۰	-۰/۰۸۸۷۲	-۰/۱۱۷۵۳	-۰/۰۵۹۹۱
یافته‌ها نشان می‌دهند که میانگین جریان‌ات نقدی اختیاری در سال‌های قبل از درماندگی شرکت‌های ناموفق، منفی و معنادار است و با توجه به قرارگیری مقدار میانگین، در محدوده منفی کران‌های بالا و پایین، نشان از مدیریت مثبت سود در این سال‌ها دارد. بنابراین، فرضیه (۵) تأیید می‌گردد. این نتیجه، با یافته‌های اولیه حاصل از نگاره (۱) و نیز یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹) سازگار است.						
یافته‌های بیش‌تر با استفاده از تحلیل واریانس دوطرفه، قابل توجه است. بر اساس نمودار (۲)، در تمامی سال‌های قبل از درماندگی، جریان‌ات نقدی						

اختیاری به شکل رقم منفی وجود دارد؛ ضمناً، هر چه به زمان درماندگی نزدیک‌تر می‌شویم، از میزان جریان‌ات نقدی غیرعادی کاسته می‌شود؛ هرچند، این میزان کاهش از نظر آماری معنادار نیست (P-Value=0.829). مهم‌تر آن که برخلاف آنچه انتظار می‌رفت که شرکت‌های HighP در دست‌کاری سود به شکل واقعی، نسبت به شرکت‌های LowP باانگیزه‌تر باشند، میزان جریان‌ات نقدی غیرعادی شرکت‌های LowP در تمامی سنوات از شرکت‌های HighP به صورت غیر معنی‌دار (P-Value=0.408) کم‌تر است.

از مقاطع) و با روش حداقل مربعات تعمیم یافته تلفیقی با استفاده از وزندهی مقاطع^۲ (با فرض ناهمسانی واریانس بین اجزاء اخلاص مقاطع) انجام گردید. آزمون‌های مانایی متغیرهای مدل نشان از نداشتن ریشه واحد متغیرهای کتتری دارد. آزمون نسبت درست‌نمایی چاو در نگاره (۸) انتخاب مدل ترکیبی^۳ را ارجح می‌داند و لذا نیازی به برآورد مدل اثرات تصادفی^۴ و انجام آزمون هاسمن^۵ نیست.

نگاره ۸. نتایج آزمون چاو

Redundant Fixed Effects Tests			
آزمون اثرات	آماره	درجه	معناداری
	آزادی		
Period F	۱/۶۰۸۱۷۳	-۱۱/۳۷۵	۰/۰۹۴۲
Period Chi-square	۱۷/۹۷۶۷۴	۱۱	۰/۰۸۲۱

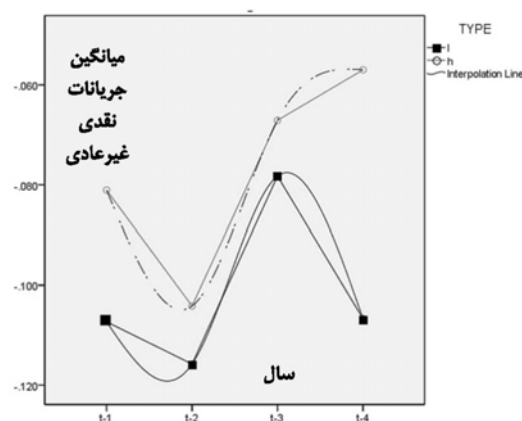
نگاره ۹. نتایج برآورد مدل رگرسیونی رفتار جریان‌های نقدی

غیرعادی در شرکت‌های موفق و ناموفق

Dependent Variable: ABCFO					
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)					
متغیر	علامت	ضریب	خطای	آماره	معناداری
		مورد	استاندارد		
انتظار					
SIZE	-	۰/۰۲۸۸۷	۰/۰۰۳۰۱	۹/۵۹۲۶۴۴	۰/۰۰۰۰
NI	?	۰/۱۵۰۲۸۳	۰/۰۳۷۰۴۶	۴/۰۵۶۶۹۵	۰/۰۰۰۱
FAIL	-	-۰/۰۵۹۳۵	۰/۰۱۰۲۰۷	-۵/۱۱۴۲۹	۰/۰۰۰۰
ED					
C		-۰/۳۷۶۶۴	۰/۰۳۸۲۰۷	-۹/۸۵۷۸۴	۰/۰۰۰۰
R-squared		۰/۲۹۴۷۰۳		Durbin-Watson stat	۱/۸۶۵۳۳۸
Adjusted R-squared		۰/۲۸۹۲۲۱			
F-statistic		۵۳/۷۶۲۳۰			
Prob(F-statistic)		۰/۰۰۰۰			

همان‌طور که انتظار می‌رفت، ضریب متغیر FAILED

منفی و معنادار شد. نتایج آزمون تی مستقل به عنوان رویکرد دوم در نگاره (۱۰) آورده شده است:



نمودار ۲: میانگین جریان‌های نقدی غیرعادی شرکت‌های

ناموفق از چهار سال قبل از ورشکستگی

بررسی فرضیه (۶) را با استفاده از آزمون مقایسه میانگین‌های مستقل و نیز برآورد مدل رگرسیونی رابطه (۳) که اقتباسی از روش ارائه شده توسط رویچوردی (۲۰۰۶) است، انجام می‌دهیم [۲۱]:

$$ABCFO_t = \delta_0 + \delta_1 SIZE_t + \delta_2 NetIncome_t + \delta_3 FAILING_t + \tau_t \quad (3)$$

که در آن، SIZE لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها، NetIncome سود خالص مقیاس‌بندی شده به وسیله مجموع دارایی‌های ابتدای سال، و FAILING یک متغیر مجازی است که چنانچه شرکت ناموفق باشد، مقدار ۱ و در غیر این صورت، مقدار صفر می‌گیرد. اگر شرکت‌های ناموفق، فروش‌های خود را با انواع روش‌ها نظیر تخفیفات و شرایط اعتباری آسان افزایش دهند، انتظار می‌رود که سطح جریان‌های نقدی غیرعادی کم شده، و در نتیجه δ_3 منفی و معنادار خواهد شد.

برآورد رابطه (۳) با استفاده از نوع خاصی از داده‌های پانل نامتوازن^۱ (با تعداد سال‌های یکسان برای تمام مقاطع، اما متفاوت بودن سال‌های هر یک

^۲ Cross section weights

^۳ Pooled model

^۴ Random effect model

^۵ Hausman test

^۱ Unbalanced panel

نگاره ۱۰. نتایج آزمون تی مستقل برای مقایسه میانگین جریان‌ات نقدی غیرعادی شرکت‌های موفق و ناموفق

آزمون تی برای تساوی میانگین‌ها					آزمون لوین برای همگونی واریانس‌ها				
آماره F	معناداری	میانگین	آماره t	درجه آزادی	معناداری	کران‌های بالایی و پایینی فاصله اطمینان ۹۵٪ اختلاف میانگین‌ها			
		ناموفق	موفق			کران بالا	کران پایین		
۴/۲۴۱	۰/۰۴	-۰/۰۸۸۷۲	۰/۰۰۶۴۸	-۵/۰۵۶	۲۹۸/۰۷۱	۰/۰۰	-۰/۱۳۲۲۶	-۰/۰۵۸۱۵	ABCFO

میانگین جریان‌ات نقدی غیرعادی در سال‌های قبل از درماندگی شرکت‌های ناموفق حدود ۹٪- است که نشان از مدیریت سود مبتنی بر دست‌کاری فروش این شرکت‌ها دارد؛ در حالی که این رقم برای شرکت‌های موفق مثبت و بسیار ناچیز بوده که نشان می‌دهد، مدیران این شرکت‌ها تقریباً مدیریت سود واقعی انجام نمی‌دهند. این فرضیه که دست‌کاری فعالیت‌های واقعی، عملکرد عملیاتی آتی شرکت‌ها را کاهش می‌دهد در تحقیقات مختلفی نظیر مطالعه رویچودری (۲۰۰۶) و یو (۲۰۰۸) اثبات شده است. از این‌رو، مدیران شرکت‌های موفق تا زمانی که مجبور به این کار نشوند، به چنین اقداماتی دست نمی‌زنند. بنابراین، یافته‌های ما با نتایج تحقیقات توماس و ژانگ (۲۰۰۲)، رویچودری (۲۰۰۶)، یو (۲۰۰۸) و لارا و همکاران (۲۰۰۹) سازگار است.

با توجه به نتایج دو آزمون تحلیل رگرسیون و مقایسه میانگین‌های دو گروه مستقل، فرضیه (۶) تأیید می‌شود.

ژانگ (۲۰۰۷) در بررسی عوامل هزینه روش‌های

مختلف مدیریت سود، چهار معیار سطح رقابت، سهم بازار شرکت، سطح سلامت شرکت و هزینه تولید مازاد را به‌عنوان عوامل هزینه دست‌کاری فعالیت‌های واقعی معرفی می‌کند. وی در توضیح سطح سلامت شرکت بیان می‌دارد: برای شرکتی که در حال ورشکستگی است، هزینه نهایی انحراف از استراتژی بهینه تجاری^۱ بالاست. در این مورد، بیش‌تر مدیران، مدیریت واقعی سود را کاملاً پرهزینه تلقی کرده و ترجیح می‌دهند که مدیریت سود را در چارچوب اصول حسابداری پیگیری کنند [۲۸].

برای بررسی فرضیه (۷)، از آزمون تی وابسته^۲ استفاده می‌شود. بدین منظور، از قدرمطلق میانگین‌های اقلام تعهدی و جریان‌ات نقدی غیرعادی استفاده می‌کنیم. نتایج اجرای این آزمون در نگاره (۱۱) آورده شده است:

^۱ Optimal business strategy

^۲ Paired samples T-test

نگاره ۱۱. نتایج آزمون تی وابسته به منظور مقایسه قدرمطلق میانگین اقلام تعهدی و جریانات نقدی غیرعادی

معناداری	درجه آزادی	آماره t	Paired Differences				
			کران‌های بالایی و پایینی		DACC - ABCFO	میانگین‌ها	
			فاصله اطمینان ۹۵٪ اختلاف میانگین‌ها				
			کران بالا	کران پایین		ABS(ABCFO)	ABS(DACC)
۰/۴۲۵	۱۵۵	-۰/۸۰۱	۰/۰۱۲۳۸۹	-۰/۰۲۹۲۷	-۰/۰۰۸۴۴	۰/۱۵۳۳	۰/۱۴۴۸۶

حسابداری ترجیح می‌دهند، حتی اگر به عملکرد آتی شرکت آسیب برساند!

برای بررسی و مقایسه محافظه‌کاری شرطی بین شرکت‌های موفق و ناموفق (فرضیه ۸) از مدل رگرسیونی معرفی شده توسط بال و شیواکومار (۲۰۰۵)، در سال‌های قبل از درماندگی و با داده‌های پانل نامتوازن استفاده شد. نتایج در نگاره‌های (۱۲) الی (۱۵) آورده شده است:

نگاره ۱۲. آزمون چاو برای شرکت‌های ناموفق

Redundant Fixed Effects Tests:Failed			
معناداری	درجه آزادی	آماره	آزمون اثرات
۰/۳۱۶۵	-۱۰/۱۴۲	۱/۱۶۹۰۸	Period F
۰/۲۶۲۸	۱۰	۱۲/۳۴۲۰۶	Period Chi-square

بر خلاف انتظارات محقق، قدرمطلق میانگین جریانات نقدی غیرعادی به عنوان نماینده مدیریت واقعی سود، بزرگ‌تر از قدرمطلق میانگین اقلام تعهدی اختیاری به عنوان نماینده مدیریت حسابداری سود است. هرچند این اختلاف ناچیز از لحاظ آماری معنادار نیست ولی همین مقدار کفایت می‌کند که نتیجه بگیریم که مدیران شرکت‌های درمانده در سال‌های قبل از درماندگی، اگر در دست‌کاری فعالیت‌های واقعی نسبت به دست‌کاری ارقام حسابداری با انگیزه‌تر نباشند، بی‌تمایل به این امر نیز نیستند. گرچه این نتیجه با یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹) سازگار نیست اما با نتایج تحقیق گراهام و همکاران (۲۰۰۵) سازگار است. ایشان در تحقیق خود نشان می‌دهند، که مدیران دست‌کاری فعالیت‌های واقعی را به منظور دست‌کاری گزارش‌های

نگاره ۱۳. برآورد مدل محافظه‌کاری بال و شیواکومار برای شرکت‌های ناموفق

Dependent Variable: TACC: Failed				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t آماره	معناداری
DC	-۰/۰۳۷۱۸	۰/۰۱۲۱۷	-۳/۰۵۵۲۸	۰/۰۰۲۷
CFO	-۰/۰۸۶۱۰۸	۰/۰۶۳۸۴۴	-۱۳/۴۸۷۲	۰/۰۰۰۰
DCCFO	-۰/۰۳۷۲۸۱	۰/۰۸۵۲۳۶	-۴/۳۷۳۸۶	۰/۰۰۰۰
C	۰/۰۲۹۵۴۹	۰/۰۰۹۲۲۶	۳/۲۰۲۹۵۱	۰/۰۰۱۷
R-squared	۰/۸۹۱۹۷۹		Durbin-Watson stat	۱/۸۹۴۴۸۶
Adjusted R-squared	۰/۸۸۹۸۴۷			
F-statistic	۴۱۸/۳۷۸۰			
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰			

شرکت‌های موفق بر خلاف انتظار و ناسازگار با یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹) است. مطابق با این یافته‌ها، حسابداری شرکت‌های موفق نیز یک حسابداری غیرمحافظه‌کارانه است.

نگاره ۱۴. آزمون چاو برای شرکت‌های موفق

Redundant Fixed Effects Tests: continue			
آزمون اثرات	آماره	درجه	معناداری
		آزادی	
Period F	۱/۰۸۶۰۵۸	-۱۰,۱۴۲	۰/۳۷۶۸
Period Chi-square	۱۱/۴۹۷۰۷	۱۰	۰/۳۲۰۱

مطابق با نتایج نگاره‌های (۱۲) و (۱۴)، آزمون نسبت درست‌نمایی چاو، مدل ارجح را در هر دو مورد شرکت‌های موفق و ناموفق، مدل ترکیبی می‌داند. لذا نیازی به برآورد مدل اثرات تصادفی و انجام آزمون هاسمن نیست. نتایج نگاره (۱۳) برای شرکت‌های ناموفق تا حدودی با انتظارات ما و نیز یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹) مطابقت می‌کند. علامت منفی ضریب DCCFO، اگرچه با پیش‌بینی بال و شیواکومار (۲۰۰۵) مطابقت ندارد، ولی می‌توان گفت حسابداری شرکت‌های ناموفق، یک حسابداری غیرمحافظه‌کارانه است و این یک نتیجه غیرمنتظره است. اما یافته‌های مندرج در نگاره (۱۵) برای

نگاره ۱۵. برآورد مدل محافظه‌کاری بال و شیواکومار برای شرکت‌های موفق

Dependent Variable: TACC: continue				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t آماره	معناداری
DC	۰/۰۰۲۶۲۶	۰/۰۱۱۶۸۴	۰/۲۲۴۷۴۸	۰/۸۲۲۵
CFO	-۰/۶۶۶۸۶	۰/۰۵۵۴۹۲	-۱۲/۰۱۷۳	۰/۰۰۰۰
DCCFO	-۰/۳۲۷۳۹	۰/۰۸۹۲۶۲	-۳/۶۶۶۶	۰/۰۰۰۳
C	۰/۰۵۳۲۷۱	۰/۰۰۷۰۹۱	۷/۵۱۲۸۹۷	۰/۰۰۰
R-squared	۰/۸۵۰۳۲۸			۱/۵۹۶۹۳۷
Adjusted R-squared	۰/۸۴۷۳۷۴			
F-statistic	۲۸۷/۸۵۱۹			
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰			
			Durbin-Watson stat	

به طور خلاصه، گرچه یافته‌های فرضیه اخیر انتظارات قابل پیش‌بینی را برای شرکت‌های ناموفق برآورده نمود، لیکن، پیش‌بینی برای شرکت‌های موفق برآورده نگردید و لذا مقایسه محافظه‌کاری بین شرکت‌های موفق و ناموفق بی‌معنا می‌باشد؛ به این ترتیب، فرضیه چهارم تحقیق رد گردید.

نتیجه‌گیری

در یک نظر اجمالی، یافته‌های این تحقیق نشان

در خصوص این ناسازگاری می‌توان گفت که بر اساس تحقیقات مختلف، محافظه‌کاری نقش اطلاعاتی داشته و می‌تواند در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین تهیه‌کنندگان صورت‌های مالی و استفاده‌کنندگان از آن نقش‌آفرینی کند. هم‌چنین، محافظه‌کاری سازوکاری مؤثر برای کاهش هزینه نمایندگی است و روشی برای معامله در شرایط نبود اطمینان است که باعث افزایش ارزش شرکت خواهد شد [۲].

دادند که شرکت‌های ناموفق در سال‌های قبل از نابسامانی مالی مدیریت مثبت سود مبتنی بر ارقام تعهدی اختیاری و دست‌کاری فعالیت‌های واقعی انجام می‌دهند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های (۱) و (۲) با یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹)، روزنر (۲۰۰۳) و اسمیت و همکاران (۲۰۰۱) سازگار بود. نتایج فرضیه (۳) نیز یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹) و روزنر (۲۰۰۳) را تأیید می‌کرد.

گرچه در نگاه محققانی نظیر لارا و همکاران (۲۰۰۹)، میانگین ارقام تعهدی اختیاری باید در سال قبل از ورشکستگی، منفی شود و البته این مقدار منفی دال بر مدیریت منفی سود در این سال نبوده و اشاره به اثر معکوس ارقام تعهدی سال‌های گذشته دارد؛ با این حال، نتایج برخی از تحقیقات مانند لی و ماند (۲۰۰۳) نشان می‌دهند، وقتی شرکتی در یک سال مالی عملکرد بسیار ضعیفی داشته باشد، با مدیریت سود کاهنده، نتایج عملیات را بدتر جلوه می‌دهد تا زبان‌های سال‌های آتی را در سال مالی مورد نظر شناسایی کرده و از این طریق بستر را برای مدیریت سود افزایش‌دهنده در سال‌های بعد فراهم نماید. به این استراتژی «انتقال ارقام منفی آینده به دوره جاری»^۱ می‌گویند. در هر صورت، چه با پذیرش دیدگاه لارا و همکاران (۲۰۰۹) و چه با پذیرش دیدگاه لی و ماند (۲۰۰۳)، نتایج فرضیه (۴) ما ناسازگار با هر دو دیدگاه است. منفی و معنادار شدن جریان‌ات نقدی غیرعادی در سال‌های قبل از درماندگی مالی شرکت‌های ناموفق، نشان از دست‌کاری سطح فروش این شرکت‌ها رو به سوی بالا داشت که این نتیجه با یافته‌های لارا و همکاران (۲۰۰۹) سازگار بود و لذا فرضیه (۵) نیز تأیید گردید. هم‌چنین، با توجه به

نتایج دو آزمون تحلیل رگرسیون و مقایسه میانگین‌های دو گروه مستقل، معلوم شد که شرکت‌های ناموفق نسبت به شرکت‌های موفق در دست‌کاری فعالیت‌های واقعی باانگیزه‌تر هستند و این یافته با نتایج تحقیقات توماس و ژانگ (۲۰۰۲)، رویچودری (۲۰۰۶)، یو (۲۰۰۸) و لارا و همکاران (۲۰۰۹) منطبق بود. آزمون فرضیه (۷) نیز نشان داد که مدیران شرکت‌های ناموفق، در دست‌کاری فعالیت‌های واقعی نسبت به ارقام تعهدی اختیاری علی‌رغم اثر نامساعد آن بر عملکرد آتی شرکت، حساسیت زیادی نشان نمی‌دهند.

در مورد محافظه‌کاری نیز، نتایج بدست آمده حکایت از وجود یک رویکرد حسابداری متهورانه هم برای شرکت‌های موفق و هم شرکت‌های ناموفق داشت؛ با این حال، این نتیجه برای شرکت‌های ناموفق دور از انتظار نبود.

پیشنهادهای نظری و کاربردی

با توجه به نتایج حاصله، پیشنهادهای نظری ذیل برای انجام تحقیقات آتی ارائه می‌شود:

(۱) بررسی کاهش هزینه‌های اختیاری مانند مخارج تحقیق و توسعه، تبلیغات و مخارج نگهداری و نیز تولید بیش از اندازه کالا به عنوان دو معیار دیگر دست‌کاری فعالیت‌های واقعی معرفی شده توسط رویچودری (۲۰۰۶)، و نیز مدیریت سود از طریق فروش دارایی‌های بلندمدت معرفی شده توسط گانی (۲۰۰۵) در سال‌های قبل از درماندگی شرکت‌ها. هم‌چنین، به منظور شناسایی سطح عادی هزینه‌های اختیاری و متعاقباً محاسبه میزان غیرعادی آن‌ها، می‌توان به پیروی از اندرسن و همکاران (۲۰۰۳) هزینه‌های عمومی، اداری و فروش را به عنوان نماینده هزینه‌های اختیاری، در نظر گرفت.

^۱ Taking a bath

۲) بررسی آثار و پیامدهای دست‌کاری سود در تسریع و یا کُندی زمان ورشکستگی.

در مورد پیشنهاد‌های کاربردی، شواهد به‌دست آمده در مطالعه حاضر، می‌تواند برای قانون‌گذاران جهت تدوین و توسعه قوانین حاکمیت شرکتی، به منظور ممانعت از رفتار فرصت‌طلبانه مدیران؛ برای حساب‌رسان جهت درک بهتر این مطلب که چگونه مدیران برای پوشش عملکرد ضعیف خود در شرایط درماندگی مالی، از رویه‌های گنجانده شده در استانداردهای حسابداری به نفع خود استفاده می‌کنند؛ و سایرین (نظیر تحلیل‌گران، اعتباردهندگان و محققین) در این‌که چگونه از اعداد و ارقام حسابداری به منظور ارزیابی احتمال ورشکستگی، ریسک سهام و ارزش نقدینگی سهام شرکت استفاده نمایند، مفید باشد.

هم‌چنین، ذکر این مطلب ضروری است که ماده ۱۴۱ اصلاحی قانون تجارت به عنوان معیار شناسایی درماندگی مالی شرکت‌ها، از ضمانت اجرایی مناسبی برخوردار نبوده و در واقع واژه درماندگی مالی شرکت‌ها در ایران به مفهوم واقعی آن که می‌بایست منجر به توقف عملیات شرکت‌های درمانده و از همه مهم‌تر خروج این شرکت‌ها از بازار سرمایه گردد، نیست. بنابراین، به سازمان بورس اوراق بهادار در درجه اول و سایر ارگان‌ها و دستگاه‌های ذیربط هم‌چون سازمان حسابرسی و دیوان محاسبات در درجه دوم، پیشنهاد می‌گردد که با تدوین ساز و کارهای اجرایی مناسب و در صورت لزوم لوایح قانونی مورد نیاز، ضمانت اجرایی مناسبی را برای اجرای ماده ۱۴۱ اصلاحی قانون تجارت ایجاد نمایند تا شاید بتوان از این طریق کمبودهای موجود در این خصوص را برطرف کرده و مقوله درماندگی

شرکت‌ها را به مفهوم واقعی‌اش نزدیک‌تر نمود که قطعاً در این صورت از انگیزه‌های مدیریت سود در نزد مدیران شرکت‌های درمانده مالی، کاسته می‌شود. هم‌چنین، از آن‌جا که هدف از اعمال حاکمیت شرکتی، اطمینان یافتن از وجود چارچوبی است که توازن مناسبی بین آزادی عمل مدیریت، پاسخ‌گویی و منافع ذی‌نفعان مختلف فراهم آورد، به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود که در اجرایی شدن هر چه موفق‌تر آیین نامه اصول راهبری شرکتی، گام‌های مؤثرتری بردارد.

منابع

۱- جبارزاده کنگرلوئی، سعید. خدایار یگانه، سعید و اکبر پوررضا سلطان احمدی. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط بین هموارسازی سود و درماندگی مالی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال اول، شماره ۲، تابستان ۸۸: ۸۰-۶۰.

۲- شورورزی، محمدرضا و عابدین برزگر خاندوزی. (۱۳۸۸). نبود تقارن اطلاعاتی و نقش اطلاعاتی محافظه‌کاری، بررسی دیدگاه‌های متفاوت در باب محافظه‌کاری. *مجله حسابداری*، سال بیست و چهارم، شماره ۲۱۰، شهریور ۱۳۸۸: ۶۳-۵۶.

3- Al-Attar, A., Hussain, S., and Zuo, L.Y. (2008). Earnings quality, bankruptcy risk and future cash flows, *Accounting and Business Research*, 38 (1): 5-20.

4- Ball, R. and Shivakumar L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness, *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1): 83-128.

5- Barker, R., and Imam, S. (2008). Analysts' perceptions of earnings quality, *Accounting and Business Research*, 38(4): 313- 329.

6- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings,

- 19- Healy P.M., And J. M. Wahlen. (1999). A review of earnings management literature and its implications for standard setting, *Accounting Horizons* 13 (4) (December): 355-363.
- 20- Hossari, G., and Rahman, S. (2005). A Comprehensive Formal Ranking of the Popularity of Financial Ratios in Multivariate Modeling of Corporate Collapse, *The Journal of American Academy of Business*, Cambridge, March 2005.
- 21- García Lara, J.M., García Osma, B and Neophytou, E. (2009). Earnings quality in ex-post failed firms, *Accounting and Business Research*, Vol. 39. No. 2: 119-138.
- 22- McNinchols M. F. (2000). Research Design issues in earnings management studies, *Journal of accounting and Public Policy*. 19: 313-345.
- 23- Neophytou, E. and Mar Molinero C. (2004). Predicting corporate failure in the UK: A multidimensional scaling approach, *Journal of Business Finance and Accounting*, 31(5/6): 677-710.
- 24- Rosner, R. L. (2003). Earnings manipulation in failing firms, *Contemporary Accounting Research*, 20 (2): 361- 408.
- 25- Roychowdhury, S. (2006). Management of earnings through the manipulation of real activities that affect cash flow from operations, *Journal of Accounting and Economics*, 42 (3): 335-370.
- 26- Saleh N. M. and Ahmed, K. (2005). Earnings management of distressed firms during debt renegotiation, *Accounting and Business Research*, 35 (1): 69-86.
- 27- Yu, Wei. (2008). Accounting Based Earnings Management and Real Activities Manipulation, *Unpublished Dissertation*, Georgia Institute of Technology.
- 28- Zang, A. (2007). *Evidence on the tradeoff between real manipulation and accrual manipulation*, Working paper. University of Rochester.
- Journal of Accounting and Economics*, 24 (1): 3-37.
- 7- Bayley L., S. Taylor. (2007). *Identifying Earnings Management: A Financial statement analysis*, (Red Flag) Approach, Working Paper, University of New South Wales, Australia.
- 8- Beneish M.D. (1999). *Detecting earnings manipulation*, working Paper, June: 1999.
- 9- Brooks, L. and Buckmaster D. (1976). Further evidence of the time series properties of accounting income, *Journal of Finance*, 32: 1359-1373.
- 10- Charitou, A., Lambertides, N. and Trigeorgis, L. (2007a). Managerial discretion in distressed firm, *British Accounting Review*, 39: 323-346.
- 11- Charitou, A., Lambertides, N. and Trigeorgis, L. (2007b). Earnings behaviour of financially distressed firms: the role of institutional ownership, *Abacus*, 43(3): 271-296.
- 12- DeFond, M. L. and Jiambalvo J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals, *Journal of Accounting and Economics*, 17(1-2): 145-176.
- 13- Jensen, M. (2005). Agency costs of overvalued equity, *Financial Management Spring*: 5-19.
- 14- Jones, K., G. Krishnan, and K. Melendrez. (2008). Do models of discretionary accruals detect actual cases of fraudulent and restated earnings? An empirical analysis, *Contemporary Accounting Research* 25 (2): 499-531.
- 15- García Lara, J.M., García Osma, B. and Mora, A. (2005). The effect of earnings management on the asymmetric timeliness of earnings, *Journal of Business, Finance and Accounting*, 32: 691-726.
- 16- García Lara, J.M., García Osma, B. and Penalva, F. (2007). Board of directors' characteristics and conditional accounting conservatism: Spanish Evidence, *European Accounting Review*, 16: 727-755.
- 17- García Lara, J.M., García Osma, B. and Penalva, F. (2009). Accounting conservatism and corporate governance, *Review of Accounting Studies*, 14 (1): 161-201.
- 18- Graham, J. R., Harvey, C. R. and Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting, *Journal of Accounting and Economics*, 40 (1-3): 3-73.

بررسی مدل ارزش‌گذاری مبتنی بر سودهای غیرعادی (اولسن) از منظر اقتصاد کلان با استفاده از روش GMM

ولی خدادادی^{۱*}، حسن فرازمند^{**}، سکینه شبیه^{***}

^{*}دانشیار حسابداری، دانشگاه شهید چمران اهواز

vkhodadadi@scu.ac.ir

^{**}دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

hfrazmand@gmail.com

^{***}کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز

ssheibeh@gmail.com

چکیده

این مقاله اثر یا Vt سایر اطلاعات را در مدل ارزش‌گذاری مبتنی بر سودهای غیرعادی (اولسن) مورد بررسی قرار می‌دهد. بدین منظور در این تحقیق با استفاده از داده‌های ترکیبی طی دوره زمانی ۸۸-۱۳۷۶، از طریق روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) روابط بین متغیرها مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. در این راه متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره و رشد اقتصادی به عنوان سایر اطلاعات در مدل ارزش‌گذاری در نظر گرفته شده و تأثیر هر یک بر سودهای غیرعادی دوره آتی ارزیابی شده است. نتایج حاصل از بررسی با استفاده از نرم افزار 6. Eviews در چارچوب الگوهای دینامیک نشان داد که نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره، سودهای غیرعادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. بنابراین دارای محتوای اطلاعاتی است و می‌توان آنها را به عنوان سایر اطلاعات در الگوی ارزش‌گذاری اولسن گنجانند. در حالی که تأثیر رشد اقتصادی بر سودهای غیرعادی معنی‌دار نیست و فاقد محتوای اطلاعاتی است. **واژه‌های کلیدی:** سودهای غیرعادی، مدل اولسن، متغیرهای کلان اقتصادی، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

مقدمه

مدل‌های ارزش‌گذاری سهام تا کنون یکی از بحث برانگیزترین مباحث در حوزه حسابداری بوده است. در بیانیه مفهومی شماره یک، بیان می‌شود که حسابداری مالی برای اندازه‌گیری مستقیم ارزش شرکت طراحی نشده اما اطلاعات آن برای کسانی که قصد ارزشیابی دارند مفید است. به عبارت دیگر این انتظار وجود دارد که اعداد حسابداری همراه با سایر اطلاعات برای ارزشیابی سودمند باشند که مقصود از سایر اطلاعات، اطلاعات مالی، اقتصادی، بازاریابی و استراتژی شرکت‌ها است. محققان فراوانی طی سال‌ها سعی کرده‌اند با ارائه مدل‌های نظری روابط بین ارقام حسابداری و ارزش شرکت را تبیین کنند اما ویژگی عمومی تمامی این مدل‌ها، فقدان یک پایه تئوریکی نیرومند بود. سرانجام اولسن با انتشار مقاله خود در سال ۱۹۹۵ تحولی در این‌گونه مطالعات ایجاد نمود به گونه‌ای که برنارد (۱۹۹۵) اظهار کرد که مدل اولسن در میان تحقیق‌های بازار سرمایه بسیار مهم واقع شده و پایه‌ای برای تعریف مجدد اهداف ارزشیابی فراهم کرده است.

فرض پویایی خطی اطلاعات که یکی از فرضیات اساسی مدل اولسن است و معرف رفتار سری زمانی سودهای غیرعادی است، نشان می‌دهد که پیش‌بینی سودهای غیرعادی دوره‌ی بعد با سودهای غیرعادی دوره‌ی جاری و سایر اطلاعات (V_t) امکان‌پذیر است. بنابراین گویای این است که پیش‌بینی سودهای غیرعادی آتی علاوه بر اطلاعات موجود در صورت‌های مالی تحت تأثیر سایر اطلاعاتی قرار می‌گیرد که در حال حاضر در ارقام حسابداری منعکس نشده است. علی‌رغم اهمیت سایر اطلاعات (V_t) در پیش‌بینی سودهای غیرعادی آینده، این متغیر به دلیل دشواری

در اندازه‌گیری و نبود تعریف مشخص، پیوسته از تحقیقاتی که مدل اولسن را مورد استفاده قرار داده‌اند حذف و تأثیر آن نادیده گرفته شده است اما چون که این انتظار وجود دارد که سایر اطلاعات بدون وابستگی به سودهای غیرعادی فعلی و گذشته موجب تأثیر بر سودهای غیرعادی دوره بعد شود و وجود سایر اطلاعات علاوه بر متغیرهای حسابداری در مدل، بتواند دقت پیش‌بینی سودهای غیرعادی را افزایش دهد لذا تحقیق فعلی این متغیر (V_t) را در مدل اولسن مخاطب قرار داده و با گنجانیدن چهار متغیر کلان اقتصادی به عنوان سایر اطلاعات در الگوی اولسن، رابطه نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره و رشد اقتصادی (ΔGDP) را با سودهای غیرعادی در نمونه شرکت‌های ایرانی مورد بررسی قرار می‌دهد.

بدین منظور، پس از مروری بر مدل‌های ارزشیابی و بیان رابطه تئوریکی که بین متغیرهای تحقیق وجود دارد، به معرفی شماری از تحقیقات داخلی و خارجی پرداخته می‌شود. سپس متغیرها و فرضیات تحقیق و در ادامه روش تحقیق عنوان می‌شود. در بخش بعدی به برآورد مدل و بررسی نتایج کمی حاصل از تخمین مدل پرداخته شده و در بخش پایانی نیز نتایج تحقیق ارائه می‌گردد.

مبانی نظری

در حوزه تحقیقات مبتنی بر بازار، مقاله بال و برون که در سال ۱۹۶۸ انجام شد، به عنوان یک تحقیق اثر گذار مورد توجه قرار می‌گیرد چرا که عامل ایجاد و توسعه نسلی از تحقیقات شد که با مدل‌سازی تأثیر گزارشگری مالی بر بازار سرمایه به طور عام و بازار سهام به طور خاص مربوط بودند. بسیاری از مطالعاتی که در پی این مقاله به انجام رسید اکثراً درصدد ارائه مدل‌های ارزشیابی برآمدند

ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در زمان $t-1$ ضرب در هزینه سرمایه (نرخ تنزیل) سود عادی شرکت نامیده می شود و سود دوره t پس از کسر سود عادی تحت عنوان سود غیر عادی قلمداد می گردد.

$$X_t^a = X_t - rb_{t-1} \quad (3)$$

که X_t^a ؛ سود غیر عادی برای دوره t است. از ترکیب معادله شماره (۲) و (۳) می توان معادله زیر را نوشت:

$$d_t = X_t^a + (1+r)b_{t-1} - b_t$$

با جایگزین کردن معادله بالا به جای d_{t+i} در معادله شماره ۲ (مدل تنزیل سودهای تقسیمی) می توان مدل ارزشیابی مبتنی بر سودهای غیر عادی^۲ (RIV) را استخراج کرد که بدین شرح است:

$$E_t \left[\frac{X_{t+i}^a}{(1+r)^i} \right] P_t = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \quad (4)$$

مدل ارزشیابی مبتنی بر سودهای غیر عادی گویای این است که ارزش شرکت برابر است با حاصل جمع ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و ارزش فعلی سودهای غیر عادی پیش بینی شده. یکی از ویژگی های جالب توجه این مدل این است که ارزش شرکت محاسبه شده بر اساس آن، تحت تأثیر انتخاب های حسابداری (روش های حسابداری) قرار نمی گیرد.

مدل های ارزشیابی مبتنی بر مدل های خطی اطلاعات^۳

مطالعات اولسن (۱۹۹۵) و فلتهم- اولسن (۱۹۹۵) به مرجع اصلی تحقیقات در مورد مدل های خطی اطلاعات (LIM) بدل شده است. سهم اصلی این مدل ها، فراهم کردن چارچوب تئوری محکم برای ارزشیابی سهام بر مبنای متغیرهای اساسی حسابداری

که ارزش شرکت و قیمت سهم را از طریق اطلاعات گزارش شده توسط شرکت ها و سایر اطلاعات موجود، اندازه گیری می کرد.

مدل ارزشیابی مبتنی بر تنزیل سودهای تقسیمی

این مدل ارزش شرکت را به صورت ارزش فعلی سودهای تقسیمی قابل پرداخت در آینده تعریف می کند به این صورت که:

$$P_t = \sum \frac{E_t(d_{t+i})}{(1+r)^i} \quad (1)$$

که در آن

P_t ؛ ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در زمان t
 $E_t[d_{t+i}]$ ؛ سود تقسیمی تنزیل شده در زمان $t+i$
 r ؛ نرخ تنزیل یا هزینه سرمایه

مدل ارزشیابی مبتنی بر سودهای غیر عادی

این مدل به منظور محاسبه ارزش شرکت توسط اولسن بسط و توسعه یافت. وی رویکرد جدیدی را گسترش داد که در صدد ترکیب دیدگاه های اندازه گیری با مفاهیم تحقیقات مبتنی بر بازار برآمد.

زیر بنای مدل ارزشیابی سود غیرعادی حسابداری، شمول تمامی درآمدها^۱ است که طبق الگوی حسابداری، ارزش دفتری شرکت در هر زمان برابر است با ارزش دفتری در پایان دوره قبل به اضافه مابه التفاوت سود کسب شده و سود پرداختی طی دوره مورد نظر. بنابراین ارتباط بین ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، سودها و سود تقسیمی را به این شکل نشان می دهد:

$$b_t = b_{t-1} + X_t - d_t \quad (2)$$

که b_t ؛ ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در زمان t
 X_t ؛ سود جاری شرکت برای دوره t
 d_t ؛ سود تقسیمی پرداختنی در زمان t

^۲ Residual Income Valuation

^۳ Linear Information Dynamic

^۱ Clean Surplus Accounting

(سود و ارزش دفتری) است. این مدل‌ها که در آغاز توسط فلتهم اولسن ارائه شدند، در واقع مدل‌های پویایی اطلاعات هستند که رفتار سری زمانی سودهای غیر عادی را توصیف می‌کنند.

مدل‌های خطی اطلاعات، مبنایی قابل مشاهده برای پیش‌بینی ایجاد می‌کنند چرا که بین داده‌های گذشته و آینده ارتباط برقرار می‌کنند و پیش‌بینی را آسان‌تر می‌نمایند. همچنین مدل‌های خطی ابزار اصلی مدل‌های اولسن و فلتهم-اولسن (۱۹۹۵) هستند که بین اطلاعات جاری و ارزش ذاتی شرکت ارتباط برقرار می‌کنند [۱۲].

مدل خطی اولسن (۱۹۹۵)

مدل خطی اطلاعات اولسن (۱۹۹۵) رفتار سری زمانی سودهای غیر عادی را بر اساس این معادله بیان می‌کند:

$$X_{t+1}^a = \omega_1 X_t^a + V_t + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

$$(X_t^a = X_t - rb_{t-1})$$

که X_t^a ؛ سود غیر عادی برای دوره t

V_t ؛ سایر اطلاعات علاوه بر سودهای غیر عادی

ω_{11} ؛ پارامتر پایداری سودهای غیر عادی

$$(0 \leq \omega_{11} < 1)$$

ε_{1t} ؛ عامل خطا

در معادله شماره (۵) سایر اطلاعات یا (V_t) می‌تواند کلیه اطلاعات غیر حسابداری مشمول در پیش‌بینی سودهای غیر عادی آتی از قبیل داده‌های صنعت (مانند نوع صنعت و رقابت جویی) و داده‌های اقتصاد کلان (مانند رشد تولید ناخالص داخلی) را شامل شود [۲۴].

هم‌چنین متغیر سایر اطلاعات در مدل خطی اولسن از فرآیند خود برگشتی مرتبه اول به شکل زیر پیروی می‌کند:

$$V_{t+1} = \gamma V_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (6)$$

که در آن

γ ؛ پارامتر پایداری سایر اطلاعات ($0 \leq \gamma < 1$) و ε_{2t} : عامل خطا است.

اولسن (۱۹۹۵) فرض می‌کند که منبع سودهای غیر عادی، رانت‌های حاصل از انحصار (امتیازهای انحصاری) است، اگر چه رانت‌ها ممکن است در یک دوره زمانی تداوم داشته باشند اما رقابت در بازار منجر به این می‌گردد که در بلند مدت بازده به سمت هزینه سرمایه سوق پیدا کند. بنابراین پیش‌بینی می‌شود که پارامتر پایداری ω_{11} در بازده $0 \leq \omega_{11} < 1$ قرار بگیرد.

ترکیب مدل ارزشیابی مبتنی بر سودهای غیر عادی در معادله (۴) با مدل خطی اطلاعات اولسن (۱۹۹۵) در معادلات (۵) و (۶) تابع ارزشیابی زیر را به دست می‌دهد:

$$P_t = b_t + \alpha_1 X_t^a + \beta_1 V_t \quad (7)$$

که در آن:

$$\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$$

$$\beta_1 = \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma)}$$

مدل خطی فلتهم و اولسن (۱۹۹۵)

این اعتقاد وجود دارد که حتی اگر رقابت بازار، رانت‌های اقتصادی را در طول زمان به صفر برساند، عوامل دیگری همچون محافظه‌کاری حسابداری ممکن است سری‌های بلند مدت سودهای غیر عادی را تحت تأثیر قرار دهد. فلتهم و اولسن (۱۹۹۵) این

محافظه کاری را در مدل خود وارد کردند. از آن جایی که محافظه کاری حسابداری به طور سیستماتیک موجب ارزش گذاری کمتر دارایی های عملیاتی می شود و با تأثیر بر حقوق صاحبان سهام معیار سود عادی را کاهش می دهد و بر دارایی های مالی بی تأثیر است لذا آن ها دارایی های مالی و عملیاتی را از هم تفکیک کردند. بر اساس مفروضات ذکر شده، فلتهم و اولسن (۱۹۹۵) چهار معادله زیر را طراحی کردند:

محافظه کاری را در مدل خود وارد کردند. از آن جایی که محافظه کاری حسابداری به طور سیستماتیک موجب ارزش گذاری کمتر دارایی های عملیاتی می شود و با تأثیر بر حقوق صاحبان سهام معیار سود عادی را کاهش می دهد و بر دارایی های مالی بی تأثیر است لذا آن ها دارایی های مالی و عملیاتی را از هم تفکیک کردند. بر اساس مفروضات ذکر شده، فلتهم و اولسن (۱۹۹۵) چهار معادله زیر را طراحی کردند:

$$X_{t+1}^a = \omega_{11} X_t^a + \omega_{12} b_t + V_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \quad (۸)$$

$$b_{t+1} = \omega_{22} b_t + V_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \quad (۹)$$

$$V_{1t+1} = \gamma_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \quad (۱۰)$$

$$V_{2t+1} = r_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1} \quad (۱۱)$$

که در آن:

ω_{11} ؛ پارامتر پایداری سودهای غیرعادی $0 \leq \omega_{11} < 1$ ؛
 ω_{12} ؛ پارامتر محافظه کاری $0 \leq \omega_{12}$ ؛ که برای حسابداری بی طرفانه $\omega_{12} = 0$

و برای حسابداری محافظه کارانه $\omega_{12} > 0$

ω_{22} ؛ ضریب رشد ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام $0 \leq \omega_{22} < 1 + r$

V_{2t} ، V_{1t} ؛ سایر اطلاعات علاوه بر سودهای غیرعادی

γ_1, γ_2 ؛ ضریب پایداری V_{2t} ، V_{1t} به ترتیب $0 \leq \gamma_1, \gamma_2 < 1$

و $\varepsilon_{4t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{1t}$ عامل خطا هستند.

مدل خطی اطلاعات فلتهم و اولسن (۱۹۹۵) فرض می کند که سودهای غیرعادی از دو منبع نشأت می گیرد: منبع اول رانت های انحصاری هستند که از آن جایی که انتظار می رود رقابت در بازار بازده را در بلندمدت به سمت هزینه سرمایه سوق دهد بنابراین پیش بینی می شود که $0 \leq \omega_{11} < 1$ باشد و دومین

با ترکیب مدل RIV در معادله شماره (۴) با مدل خطی اطلاعات فلتهم و اولسن (۱۹۹۵) تابع ارزشیابی به صورت زیر حاصل می گردد:

$$p_t = b_t + \alpha_1 X_t^a + \alpha_2 b_t + \beta_1 V_{1t} + \beta_2 V_{2t} \quad (۱۲)$$

که در آن:

$$\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1 + r - \omega_{11}}$$

$$\alpha_2 = \frac{(1 + r)\omega_{12}}{(1 + r - \omega_{11})(1 + r - \omega_{22})}$$

$$\beta_1 = \frac{1 + r}{(1 + r - \omega_{11})(1 + r - \gamma_1)}$$

$$\beta_2 = \frac{(1 + r)\omega_{12}}{(1 + r - \omega_{11})(1 + r - \omega_{22})(1 + r - \gamma_2)}$$

تحقیق هایی که از مدل اولسن (۱۹۹۵) استفاده کرده اند، اکثراً به محتوای اطلاعاتی متغیر سایر اطلاعات (V_t) توجهی نداشتند و شمار اندکی از آنها هم که این متغیر را در پیش بینی سودهای غیرعادی گنجانده اند، به شیوه ای عینی نه رسمی با آن برخورد کردند.

اما در شرایطی که ثبات کافی در محیط اقتصادی وجود نداشته باشد، نمی توان انتظار داشت که سودهای غیرعادی شرکت را تنها با استفاده از اطلاعات حسابداری همچون سودهای غیرعادی دوره های گذشته پیش بینی نمود. بلکه گاهی اطلاعات غیرحسابداری نشأت گرفته از نوسان در متغیرهای

اقتصادی نیز می‌توانند روی سودهای غیرعادی و ارزش شرکت اثرگذار باشند و آن را تعدیل نمایند [۲۹].

به همین دلیل در این تحقیق سعی شده با بهره‌گیری از مدل خطی اطلاعات اولسن (۱۹۹۵) به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر سودهای غیرعادی پرداخته شود. در ابتدا به بیان رابطه‌ای که ممکن است از لحاظ تئوریک بین این متغیرها وجود داشته باشد اشاره می‌گردد.

نرخ ارز

زمانی که نرخ ارز نوسان پیدا می‌کند، ریسک بازار شرکت‌ها خصوصاً شرکت‌هایی که به صادرات و واردات کالا می‌پردازند افزایش پیدا می‌کند. به دنبال افزایش ریسک بازار، سرمایه‌گذاران بازده بالاتری را برای نگهداری سهام چنین شرکت‌هایی تقاضا می‌کنند یا پرتفوی جدیدی را برای رسیدن به مطلوبیتی مورد انتظار خود تشکیل می‌دهند. بنابراین می‌توان گفت که بالا رفتن نوسانات نرخ ارز، هزینه سرمایه را افزایش می‌دهد و به دنبال آن بازده مورد انتظار و سود مورد انتظار سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد. تغییر در سود عادی (مورد انتظار) تغییر در سود غیرعادی را به همراه خود داشت [۱۰]. نظریه دیگری نیز وجود دارد که ادعا می‌کند ارزش شرکت به ویژه شرکت‌هایی با عملیات بین‌المللی با تغییر در نرخ ارز تغییر می‌کند به این دلیل که در نتیجه نوسانات نرخ ارز رقابت بین‌المللی شرکت نیز دگرگون می‌شود که این امر قیمت‌گذاری و رویکرد بازار را تعدیل کرده، به طوری که روی سهم بازار آن شرکت، موقعیت تولیدی و جریانات نقدی فعلی و آتی آن اثر می‌گذارد و از این طریق سودآوری شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد [۱۴].

نرخ تورم

تأثیری را که تورم به عنوان یک متغیر کلان اقتصادی بر سود شرکت اعمال می‌نماید، می‌توان از زاویه هزینه استهلاک و اثری که بر مالیات می‌گذارد توجیه کرد و به صورت نظری بیان نمود از آن جا که هزینه استهلاک از لحاظ پولی ثابت است، تورم ارزش واقعی آن را کمتر خواهد کرد و چون استهلاک یک هزینه قابل قبول مالیاتی است، کاهش ارزش آن منجر به افزایش مالیات بر درآمد و کاهش سود خالص شرکت شده و از این طریق تعدیل در سودهای

غیرعادی را در پی دارد [۲۲]

نیکلز هم‌چنین بیان کرد حتی اگر تورم قیمت تمام کالاها و خدمات خریداری شده و به فروش رفته توسط شرکت را به صورت برابر افزایش دهد، باز هم ارزش حقوق صاحبان سهام به دلیل کاهش بازده واقعی آن تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

بر اساس آن چه در ارتباط با مالیات و استهلاک گفته شد می‌توان اظهار کرد که زمانی که تورم مورد انتظار باشد سهامی دارای عملکرد بهتر خواهد بود که دارای بدهی‌های پولی بیشتر و دارایی‌های استهلاک‌پذیر کمتر باشد و سهام عادی شرکت‌هایی با سطح بالایی از دارایی‌های استهلاک‌پذیر و سطح پایینی از بدهی‌های پولی بدترین عملکرد را خواهند داشت.

از طرفی دیگر در ارتباط با تأثیر تورم مارشال (۱۹۹۲) عنوان کرد که افزایش منتظره در تورم بازده مورد انتظار و به دنبال آن تقاضا برای پول را کاهش داده، با افزایش تقاضا برای سرمایه انتظارات سودهای غیرعادی آتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در این تحقیق برای اندازه گیری نرخ تورم از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی استفاده می گردد.

نرخ بهره

یکی دیگر از متغیرهای مطرح در این تحقیق نرخ بهره است. با توجه به این که در این تحقیق از نرخ سود سپرده بلند مدت بانکی به عنوان نرخ بهره استفاده شده، وجود نرخ های بالای سود سپرده باعث می شود که این متغیر کلان اقتصادی به عنوان یک رقیب برای سرمایه گذاری در بازار سهام به شمار آید که می تواند با تغییر در حجم معاملات بر سودهای غیرعادی شرکت اثرگذار باشد [۲۹]. در واقع وقتی که نرخ بهره افزایش یابد از جاذبه های سهام برای جلب سرمایه گذاری های کوچک کاسته می شود در نتیجه تقاضا برای سهام کاهش می یابد و قیمت سهم پایین می آید.

استدلال دیگر این است که نوسان در نرخ بهره بازده مورد انتظار سرمایه گذاران مثل نرخ تنزیل را تحت تأثیر قرار داده، منجر به نوسان در سود عادی می گردد که خود تغییر در سودهای غیرعادی را به همراه خواهد داشت [۱۶].

رشد اقتصادی

رشد اقتصادی یکی دیگر از متغیرهایی است که در این پژوهش بر آن تمرکز گردیده است و از رشد تولید ناخالص داخلی (ΔGDP) به عنوان شاخصی برای آن استفاده شده است [۲۸].

این عقیده وجود دارد که بازده سهام، تحت تأثیر مستقیم متغیرهای واقعی فعالیت اقتصادی کشور است. زیرا فعالیت اقتصادی کشور در سود شرکت ها اثرگذار است. در واقع می توان یکی از معیارهای

فعالیت های واقعی را رشد تولید ناخالص داخلی^۱ (ΔGDP) در نظر گرفت و اظهار کرد که افزایش رشد تولید ناخالص داخلی رابطه مستقیم با بازده سهام دارد (صادقی، ۱۹۹۲). هم چنین می توان گفت که افزایش در متغیرهای واقعی جریانات نقدی آتی را افزایش می دهد که منجر به سود تقسیمی بالاتر می شود. با ایجاد انتظار سود تقسیمی بالاتر، سرمایه گذاران همواره متمایل به خرید سهام در قیمت بالاتر می شوند و این امر افزایش در ارزش شرکت را به دنبال دارد [۲۰].

بنابراین می توان گفت که اثر نیروهای اقتصادی در نرخ های تنزیل، توانایی شرکت در ایجاد وجوه نقد و سودهای تقسیمی آتی نمود پیدا می کند.

پیشینه تحقیق

بعد از مطرح شدن الگوی اولسن و مدل های خطی اطلاعات مبتنی بر سودهای غیرعادی، این مدل ها توسط محققین مختلف مورد تست و ارزیابی قرار داده شد و سودهای غیرعادی به عنوان یکی از متغیرهای اساسی در ارزشیابی مورد توجه قرار گرفت. در این بخش از مقاله، پیشینه برخی از این تحقیقات انجام شده و پژوهش هایی که تأثیر اطلاعات حسابداری و غیرحسابداری را بر سودهای غیرعادی و ارزش شرکت ارزیابی کرده اند، ارائه شده است.

تحقیقات خارجی

برنارد (۱۹۹۵) از یک تحقیق رگرسیونی برای ارزیابی و مقایسه قدرت سود تقسیمی و سود غیرعادی در توضیح نوسانات قیمت اوراق بهادار استفاده کرد. او نشان داد که سود تقسیمی ۲۹ درصد از نوسان در بازده حقوق صاحبان سهام را توضیح می دهد و در مقابل ۶۸ درصد از نوسانات از طریق

^۱ Gross Domestic Product

ترکیب ارزش دفتری و سود غیر عادی توضیح داده می‌شود [۸].

پن من و سوگانیس (۱۹۹۸) نیز روش‌های ارزشیابی مبتنی بر سودهای تقسیمی، جریانهای نقدی و سودهای غیر عادی را در بازار سهام آمریکا با هم مقایسه کردند و به این نتیجه رسیدند که برآورد صورت گرفته از طریق سودهای غیرعادی دقیق‌تر بوده و خطای پیش‌بینی کوچکتری نسبت به سایر متغیرها دارد [۲۶].

از جمله محققانی که به ارزیابی مدل‌های خطی پرداخته می‌توان به بیور (۱۹۹۹) اشاره کرد. او بیان کرد که مدل اولسن راهی برای به تصویر کشیدن محتوای اطلاعاتی داده‌های حسابداری تحت عنوان ارزش دفتری و سود غیرعادی مورد انتظار فراهم می‌کند. هم‌چنین با ایجاد مدل خطی اطلاعات رفتار، سودهای غیرعادی را مشخص کرد و نشان داد که چگونه سایر اطلاعات، سودهای غیرعادی آتی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در همان مقطع زمانی دچو و همکاران (۱۹۹۹) در مقاله خود به ارزیابی تجربی مدل ارزشیابی مبتنی بر سودهای غیرعادی اولسن (۱۹۹۵) پرداختند نتایج تحقیق آن‌ها پویایی خطی الگوی اولسن را تأیید نمود [۱۲].

کالن و سگال (۲۰۰۵) نیز در یک تحقیق تجربی مدل فلتهم و اولسن (۱۹۹۵) را مورد آزمون قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که این مدل برای پیش‌بینی تک دوره‌ای ضعیف است. به این دلیل که اگرچه این مدل به خاطر لحاظ کردن اثر محافظه کاری نسبت به مدل اولسن (۱۹۹۵) ارجحیت دارد، با این حال هر دو مدل بسیاری از موارد اساسی که قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در نظر نگرفته‌اند. مواردی همچون هزینه‌های ورشکستگی و

عدم کارایی بازار. نتایج نشان می‌دهد که در صورت لحاظ کردن این موارد عدم توانایی مدل در توضیح مناسب قیمت‌های سهام بسیار بعید به نظر می‌رسد [۹].

مک کر و نیلسون (۲۰۰۱) مدل اولسن را در پیش‌بینی سودهای غیرعادی و ارزش شرکت در سوئد تست کردند. آن‌ها در تحقیق خود از داده‌های مقطعی استفاده نموده و کارایی این مدل را ثابت کردند [۱۹] به طور تجربی تحقیقات متعددی، الگوی ارزش‌گذاری اولسن (۱۹۹۵) را بررسی کرده اند اما اکثر آن‌ها به محتوای اطلاعاتی سایر اطلاعات توجهی نداشته‌اند. در حقیقت می‌توان گفت بسیاری از محققان از مدل ارزشیابی مبتنی بر سودهای غیرعادی پیروی کرده‌اند اما تلاش‌های بیشتر آن‌ها تنها بر روی داده‌های حسابداری برای ارزشیابی حقوق صاحبان سهام تمرکز کرد. در صورتی که انتظار می‌رود سودهای آتی نه تنها تحت تأثیر اطلاعات فعلی موجود در صورت‌های مالی بلکه متأثر از سایر اطلاعاتی باشند که هنوز توسط سیستم حسابداری دریافت و ثبت نشده است. در این میان تعداد معدودی از مقالات، سایر اطلاعات را مورد توجه قرار دادند که در این راستا می‌توان به تحقیق لین و فو (۲۰۰۸) اشاره کرد. آن‌ها از تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که اطلاعات غیر حسابداری (سایر اطلاعات) در الگوی اولسن برای ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام دارای رابطه مثبت و معناداری است. نتایج تجربی آن‌ها نشان می‌دهد که اطلاعات غیرحسابداری در بلندمدت بر ارزش بازار تأثیر می‌گذارد [۱۸]

از جمله مطالعات دیگری که بر اطلاعات غیرحسابداری مدل ارزشیابی اولسن یعنی متغیر سایر

اطلاعات (V_t) تمرکز کرد، می‌توان به پژوهش وو و جن وانگ (۲۰۰۷) اشاره نمود. آن‌ها تأثیر متغیرهای اقتصادی را روی قیمت سهام در دو کشور آمریکا و تایوان مورد بررسی و مقایسه قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که متغیرهای اقتصادی به عنوان اطلاعات غیرحسابداری، نقش پررنگ‌تری را در بازارهای تایوان ایفا می‌کنند که دلیل این موضوع را می‌توان با درصد بالایی به تفاوت در سطح کارایی دو بازار نسبت داد، چرا که در بازارهای آمریکا به دلیل کارایی بالاتر، نوسان در نرخ ارز، قیمت کالا و رشد اقتصادی تأثیر قابل توجهی روی قیمت سهام ندارد. در صورتی که همبستگی بالایی بین این متغیرها و قیمت سهام در بازارهای تایوان مشاهده می‌شود [۲۹].

از بین دیگر مقالاتی که بر اهمیت سایر اطلاعات تأکید کردند، می‌توان به تحقیق انجام شده توسط شان و همکاران (۲۰۰۸) اشاره کرد. آن‌ها رابطه بین اطلاعات غیرحسابداری و نوسانات بازده سهام را مورد بررسی قرار دادند و محتوای اطلاعاتی آن دسته از اطلاعاتی را که در صورت‌های مالی جاری منعکس نشده اما در پیش‌بینی تحلیل‌گران به کار برده می‌شود، برجسته کردند. آن‌ها نشان دادند که اخبار خوب و بد در ارتباط با اطلاعات غیرحسابداری، نوسانات آتی بازده سهام را افزایش می‌دهد و هرچه این اطلاعات (مثل پیش‌بینی سود توسط تحلیل‌گران) نامشخص‌تر باشد، بازده آتی سهام دچار نوسانات بیشتری می‌شود [۲۷].

از دیگر پژوهش‌هایی که به بررسی تأثیر متغیرهای غیرحسابداری بر ارزشیابی شرکت پرداختند می‌توان به مقاله هی‌یو و شریستا (۲۰۰۸) اشاره کرد که در آن ارتباط بین شاخص‌های بازار سهام و شماری از متغیرهای اقتصادی از جمله عرضه پول، تولیدات

صنعتی، تورم، نرخ ارز و نرخ بهره به عنوان اطلاعات غیرحسابداری مورد ارزیابی قرار داده شد. نتایج گویای این بود که عملکرد بازار سهام در بلندمدت به صورت مثبت با اقتصاد کلان وابسته است. همچنین یافته‌های این تحقیق نشان داد، در حالی که ارتباط مثبت بین تولیدات صنعتی و عرضه پول با قیمت سهام وجود دارد اما این رابطه در مورد نرخ تورم، بهره و ارز منفی است [۱۶].

در پژوهش دیگری، کائلو و همکاران (۲۰۱۱) پویایی خطی اطلاعات اولسن (LID) را بررسی کردند و تأثیر ساختار صنعت و سهم بازار را به عنوان متغیر سایر اطلاعات روی سری سودهای غیرعادی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که صنایع مختلف، پایداری سودهای غیرعادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد در صورتی که سهم بازار، تأثیری روی سودهای غیرعادی شرکت ندارد و نمی‌توان آن را به عنوان سایر اطلاعات در مدل اولسن گنجاند. آن‌ها در تحقیق خود به منظور محاسبه سود غیرعادی از نرخ بهره بدون ریسک به عنوان هزینه سرمایه استفاده کردند و مهم‌ترین نتیجه‌ای که از تحقیق آن‌ها حاصل گردید این بود که سهم بازار بیشتر و اندازه فروش بالاتر منجر به کسب سود غیرعادی بالاتر نمی‌گردد اما صنایع مختلف تأثیر متفاوتی بر سودهای غیرعادی آتی می‌گذارد. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که ساختار صنعت دارای محتوای اطلاعاتی است و روی سودهای غیرعادی اثرگذار است و می‌توان آن را به عنوان متغیر سایر اطلاعات در مدل اولسن لحاظ کرد [۱۱].

تحقیقات داخلی

از جمله مقالات داخلی که به بررسی مدل‌های خطی اطلاعات پرداختند می‌توان به مطالعه دستگیر و

متغیرها و فرضیات تحقیق

متغیر وابسته در این تحقیق سود غیرعادی است که از تفاوت بین سود واقعی (سود حسابداری) و هزینه استفاده از سرمایه شرکت (بازده عادی حقوق صاحبان سهام) حاصل می‌شود. هزینه استفاده از سرمایه از طریق ضرب نرخ بهره بدون ریسک در ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام ابتدای دوره شرکت به دست می‌آید [۲۲]. متغیرهای مستقل نیز شامل سود غیرعادی دوره قبل، نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره و رشد اقتصادی هستند.

داده‌های مربوط به هریک از متغیرهای تحقیق به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ به صورت سالانه طی دوره زمانی ۸۸-۱۳۷۶ از بورس اوراق بهادار، سایت بانک مرکزی، و نماگرهای اقتصادی استخراج گردیده است. به طوری که X_t^a سود غیرعادی، EX نرخ رسمی ارز، ΔINF نرخ تورم، INT نرخ بهره و ΔGDP رشد اقتصادی است.

با توجه به هدف اصلی این تحقیق، فرضیه‌های تحقیق به شکل زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: بین نرخ ارز و سودهای غیرعادی دوره آتی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین نرخ تورم و سودهای غیرعادی دوره آتی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین نرخ بهره و سودهای غیرعادی دوره آتی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین رشد اقتصادی و سودهای غیرعادی دوره آتی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

قلمرو زمانی و مکانی تحقیق

در این پژوهش تعداد ۱۰۰ شرکت از شرکت‌های فعال در بازار بورس با استفاده از روش حذفی

خدادادی (۱۳۸۶) اشاره کرد. آن‌ها در تحقیق خود با اقتباس از پژوهشی که توسط کوچی اوتا (۲۰۰۱) انجام گرفت، اعتبار مدل‌های خطی اطلاعات را با استفاده از نمونه شرکت‌های ایرانی بررسی کردند. بدین منظور هفت مدل پویایی خطی را مورد آزمون قرار دادند و این موضوع را که آیا بین ارزش محاسبه شده بر مبنای مدل‌های خطی اطلاعات و ارزش بازار رابطه وجود دارد، مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که مدل خطی اطلاعات شماره یک که همان مدل ارائه شده توسط اولسن (۱۹۹۵) است با این تفاوت که متغیر سایر اطلاعات را در نظر نمی‌گیرد، دارای بهترین عملکرد در پیش‌بینی سودهای غیرعادی است [۴].

عرفانی و خدادادی (۱۳۸۹) سایر اطلاعات را در مدل اولسن (۱۹۹۵) مخاطب قرار دادند و نوع صنعت، سهم بازار و فشردگی سرمایه را به عنوان سایر اطلاعات در نظر گرفتند و تأثیر آن‌ها را بر پایداری سودهای غیرعادی ارزیابی کردند. نتایج نشان داد که فقط نوع صنعت و فشردگی سرمایه، پایداری سودهای غیرعادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و برای لحاظ شدن در الگوی اولسن (۱۹۹۵) دارای محتوای اطلاعاتی هستند. طبق نتایج این تحقیق نیز، سهم بازار هر شرکت فاقد محتوای اطلاعاتی بوده و در الگوی اولسن منعکس نمی‌شود [۵].

در پژوهش دیگری ایزدینیا و دری سده (۱۳۸۹) ضمن به کارگیری مدل اولسن نشان دادند که جزء غیرعملیاتی سود حسابداری در رابطه با پیش‌بینی سود غیرعادی آتی و همچنین در رابطه با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت، دارای محتوای فزاینده اطلاعاتی است [۳].

انتخاب شد و در دوره زمانی ۸۸-۱۳۷۶ بررسی خواهد شد. نظر به اینکه داده‌ها به صورت ترکیبی از داده‌های مقطعی - سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد تعداد مشاهدات این تحقیق ۱۳۰۰ است.

روش تحقیق

هنگامی که داده‌های ترکیبی مورد استفاده قرار می‌گیرند و متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردهای OLS کارا نیستند [۱۵]. همچنین نظر به اینکه تأثیر متغیرهای مستقل بر سود معمولاً آثاری بیش از یک سال دارند، از الگوهای پویا و دینامیک برای بررسی فرضیه‌ها استفاده می‌شود. اساساً الگوهای بلند مدت درک بهتری از روابط بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته ارائه می‌کنند. نظر به اینکه روابط پویا با حضور متغیرهای وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی مدل‌سازی می‌شود، الگوی اقتصاد سنجی عمومی به شرح زیر ارائه می‌گردد:

$$y_{it} = \delta y_{it-1} + X'_{it}\beta + u_{it} \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T \quad (13)$$

که در آن y_{it} منعکس کننده متغیر وابسته یعنی سود غیرعادی و X'_{it} ماتریس متغیرهای توضیحی مورد نظر است.

با فرض این که جزء اخلاص (U_{it}) منعکس کننده تنها یک عامل است که موجب تفاوت مقطع‌هاست، الگو اثرات ثابت است و داریم:

$$U_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (14)$$

که در آن نمادهای $(0, \sigma_\mu^2) \sim \text{IID}$ و $(0, \sigma_v^2) \sim \text{IID}$ هستند و در بین مقاطع و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. بر این اساس مسأله خود همبستگی به دو دلیل حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی و اثرات مقطعی نامتجانس

بین مقاطع آشکار می‌گردد. از آنجا که U_{it} تابعی از μ_i فرض شده است، آشکاراست که $y_{i,t-1}$ نیز تابعی از μ_i است، بنابراین متغیر $y_{i,t-1}$ به عنوان یک متغیر توضیحی در سمت راست معادله با جز خطای U_{it} همبسته می‌گردد. این ویژگی خود سبب تورش دار شدن و ناسازگار شدن تخمین زننده OLS با استفاده از روش‌های معمول داده‌های ترکیبی می‌گردد. حتی اگر U_{it} به صورت سریالی همبسته نباشد، تخمین زننده GLS نیز با فرض اثرات تصادفی برای مدل داده‌های ترکیبی پویا تورش دار خواهد شد [۱].

در این شرایط به منظور تخمین معادله از روش مدل ترکیبی پویا استفاده می‌شود و روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS اندرسون و هشیائو (۱۹۸۱) یا GMM آرلانو و باند (۱۹۹۲) مورد توجه قرار می‌گیرد. از نظر ماتیاس و سوستر 2SLS ممکن است به دلیل مشکل انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب بدست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی دار نشوند، برای رفع این مشکل آرلانو و باند روش GMM^1 را برای حل این مشکل پیشنهاد کرده‌اند [۲].

در روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جمله خطا، وقفه متغیرها به عنوان ابزار در تخمین زن GMM^2 دو مرحله‌ای به کار می‌رود. از آن جا که سازگاری تخمین زننده GMM بستگی به معتبر بودن ابزارهای بکار رفته دارد، از آماره‌ی آرلانو و بوند، بلندل و بوند و آرلانو و باور برای بررسی اعتبار استفاده می‌شود.

¹ Generalized Method of Moments

² Two- step GMM

نگاره ۱. نتایج آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

ΔGDP	INT	ΔINF	EX	X^a	متغیرها
					آمارهای توصیفی
۰/۰۴۳۸۴۶	۰/۱۴۱۵۳۸	۰/۰۱۴۴۵۷	۶۲۱۰/۰۷۷	۰/۱۱۳۶۲۷	میانگین
۰/۰۴۷۰۰۰	۰/۱۴۰۰۰۰	-۰/۰۱۴۵۹۴	۸۲۸۲/۰۰۰	۰/۰۸۴۰۶۰	میانه
۰/۰۷۰۰۰۰	۰/۱۶۰۰۰۰	۰/۵۴۶۲۱۸	۹۹۲۰/۰۰۰	۰/۹۶۶۲۲۴	ماکزیمم
۰/۰۱۰۰۰۰	۰/۱۳۰۰۰۰	-۰/۵۷۴۸۰۳	۱۷۵۵/۰۰۰	-۱/۱۱۷۱۱۳	مینیمم
۰/۰۲۰۳۱۶	۰/۰۱۱۶۷۰	۰/۳۰۶۴۳۳	۳۵۳۵/۷۶۲	۰/۱۶۵۵۹۴	انحراف معیار

مأخذ= نتایج پژوهش

از بین شاخص‌های توصیف داده‌ها به گروه شاخص‌های مرکزی و شاخص‌های پراکندگی پرداخته شده است. از بین متغیرهای پژوهش، متغیر نرخ ارز دارای بیشترین نوسان است و پراکندگی آن هم با توجه به فاصله بین مقدار بیشینه و کمینه این متغیر بیشترین مقدار را دارد. از طرف دیگر نرخ بهره با توجه به معیارهای مذکور دارای کمترین نوسان و پراکندگی بوده که این امر دلیل بر ثبات و پایداری این متغیر در طی دوره پژوهش دارد.

آزمون پایایی متغیرها

از آنجا که بیشتر متغیرهای کلان اقتصادی ناپایا و دارای یک روند تصادفی هستند قبل از برآورد مدل برای اطمینان از ساختگی نبودن الگوی تحقیق و در پی آن نتایج نامطمئن، چگونگی ایستایی متغیرها بررسی می‌شود. برای اطمینان از ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل و با فرض امکان وجود شکست ساختاری، از آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون^۱ استفاده می‌کنیم. فرضیه صفر این آزمون بر مبنای عدم وجود پایایی طراحی شده که نتایج آن در نگاره (۲) ارائه گردیده است:

این آزمون (سارگان) اعتبار کل ابزارهای به کار رفته را می‌سنجد. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزاء اخلاص است (مهرآرا و رضایی، ۱۳۸۹)

آزمون‌های GMM با فرض رفع خود همبستگی انجام می‌شوند چرا که قبل از تخمین مدل مشکل خود همبستگی را برطرف می‌کنند.

ارائه و برآورد الگوی تحقیق

با الهام از مبانی نظری و ادبیات تجربی ارائه شده، الگوی اقتصادسنجی در چارچوب روش GMM به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$X_{it+1}^a = \omega X_{it}^a + \beta EX_{it} + \delta \Delta INF_{it} + \gamma INT_{it} + \theta \Delta GDP_{it} + \varepsilon_{it+1} \quad (۱۵)$$

که در آن X_{it}^a سود غیر عادی، EX_{it} نرخ ارز، ΔINF_{it} نرخ تورم، INT_{it} نرخ بهره و ΔGDP_{it} رشد اقتصادی می‌باشد. قبل از برآورد مدل به منظور شناخت بهتر جامعه مورد پژوهش و آشنایی بیشتر با متغیرهای توصیف‌کننده آن، خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل ارائه می‌شود:

¹ Phillips- Perron

نگاره ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون در

سطح و تفاضل اول متغیرها

متغیر	مقدار آماره آزمون	سطح معنی داری
X ^a	۳۹۴/۵۴۱	۰/۰۰۰۰
EX	۵۸/۵۹۷۰	۱/۰۰۰۰
D(EX)	۶۵۲/۸۵۹	۰/۰۰۰۰
INF	۷۶۴/۶۶۲	۰/۰۰۰۰
INT	۱۱۴/۶۹۸	۱/۰۰۰۰
D(INT)	۵۰۵/۰۵۴	۱/۰۰۰۰
GDP	۲۴۲/۷۱۳	۰/۰۲۱۰

نتایج نشان می‌دهد که در سطح خطای یک درصد متغیرهای سود غیرعادی و نرخ تورم و در سطح خطای پنج درصد رشد تولید ناخالص داخلی در سطح پایا هستند و ریشه واحد ندارند. در حالی که نرخ ارز و نرخ بهره در تفاضل مرتبه اول پایا هستند. با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون پایایی فیلیپس- پرون به دلیل اینکه استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرها می‌تواند موجب از دست رفتن اطلاعات بلند مدت آنها شود، لازم است با استفاده از آزمون هم‌جمعی از وجود یا عدم وجود روابط بلند مدت در میان متغیرها اطمینان حاصل شود.

آزمون هم‌جمعی

در تحلیل‌های هم‌جمعی، وجود روابط بلندمدت اقتصادی، آزمون و برآورد می‌شوند. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم‌جمعی آن است که اگرچه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی ناپایا (حاوی روندهای تصادفی) هستند اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، پایا (و بدون روند تصادفی) باشند.

آزمون هم‌جمعی به هنگام استفاده از داده‌های ترکیبی عموماً به روش پیشنهادی پدرونی^۱ (۱۹۹۵ و ۱۹۹۹) انجام می‌شود.

بدین منظور دو آماره استخراج شده پدرونی یعنی Panel-t و Group-t و سپس استاندارد شده آنها به ترتیب با نمادهای Panel adf-Stat و Group adf-Stat در نگاره (۳) ارائه شده است:

نگاره ۳. نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی

سطح معنی داری	مقدار آماره آزمون	آماره
۰/۰۰۰۰	-۶/۵۸۶۹۲۱	Panel adf-Stat
۰/۰۰۰۰	-۵/۹۶۵۷۱۵	Group adf-Stat

مأخذ: نتایج پژوهش

بررسی هم‌جمعی در سطح خطای یک درصد نشان می‌دهد عدم وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرها رد می‌شود. به منظور افزایش دقت از آزمون کائو^۲ (۱۹۹۹) نیز استفاده شد. این آزمون آماره هم‌جمعی دیکی- فولر را با فرض همگنی مقاطع بررسی می‌کند. نتیجه این آزمون در نگاره (۴) نشان داده شده است:

نگاره ۴. آزمون هم‌جمعی کائو

سطح معنی داری	مقدار آماره آزمون	آماره
۰/۰۰۰۰	-۶/۵۸۶۰۲۱	ADF

مأخذ: نتایج پژوهش

نتیجه این آزمون نیز نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر عدم رابطه هم‌جمعی بین متغیرها در سطح معنی دار بودن یک درصد رد می‌شود. بر این اساس رابطه بلند مدت بین متغیرها رد نمی‌شود.

^۱ Pedroni

^۲ kao

نتایج کمی داده‌های ترکیبی پویا و آزمون فرضیه‌ها

پس از بررسی پایایی و هم‌جمعی متغیرهای تحقیق، با استفاده از داده‌های ترکیبی ۱۰۰ شرکت با ۱۳۰۰ مشاهده، در یک دوره زمانی ۱۳ ساله

نگاره ۵: نتایج حاصل از تخمین مدل

متغیرها	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
X_t^a	۶/۶۰۷۷۰۷	۰/۰۱۴۳۳۹	۲/۴۳۸۱۹۷	۰/۰۰۰۰*
EX	-۰/۰۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۰۰۵	-۸/۵۸۵۴۷۲	۰/۰۰۰۰*
ΔINF	۰/۰۲۲۷۸۴	۰/۰۰۴۲۱۳	۵/۴۰۸۰۱۶	۰/۰۰۰۰*
INT	-۰/۳۲۵۱۷۴	۰/۰۹۸۰۹۷	-۳/۳۱۴۸۲۶	۰/۰۰۱۰*
ΔGDP	-۰/۰۰۵۶۲۹	۰/۰۶۳۳۸۱	-۰/۰۸۸۸۱۲	۰/۹۲۹۲

Instrument Rank=۶۹/۰۰۰۰۰ J-statistic = ۶۶/۴۷۱۷۵
Sargan-Test = ۰/۳۹۱۸۴۸
Wald-Test = ۰/۰۰۰۰

در سطح معناداری ۱٪

نرخ ارز بر سودهای غیرعادی دوره بعدی اثرگذار است، رد نمی‌شود. اگر چه تأثیر نرخ ارز بر سودهای غیرعادی از لحاظ آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار بوده اما اندازه عددی آن بسیار ناچیز (۰/۰۰۰۰۰۴-) است. با این وجود باید گفت که بین نرخ ارز و سودهای غیرعادی رابطه معنی‌دار و منفی وجود دارد.

فرضیه دوم تحقیق نیز که حاکی از وجود رابطه بین نرخ تورم و سودهای غیرعادی است با توجه به نتایج به دست آمده، در سطح خطای یک درصد تأیید می‌شود. ضریب این متغیر مستقل (۰/۰۲) نشان می‌دهد که نرخ تورم بر سود غیرعادی تأثیر مستقیم و معنی‌دار دارد. بر این اساس می‌توان گفت که اگر نرخ تورم ۱۰ درصد افزایش یابد سود غیرعادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران ۰/۲ درصد افزایش خواهد یافت.

فرضیه سوم مبنی بر این که نرخ بهره بر سودهای غیرعادی دوره بعد اثرگذار است با توجه به نتایج

بررسی معتبر بودن ماتریس متغیرهای ابزاری الگوی فوق با استفاده از آزمون سارگان، حکایت از معتبر بودن متغیرهای ابزاری انتخابی در سطح خطای یک درصد دارد. بر این اساس هیچ‌گونه همبستگی معنی‌داری بین اجزاء خطا و ابزارهای بکار گرفته شده در سطح خطای مورد نظر وجود ندارد.

بر اساس آزمون والد نیز فرضیه صفر بودن تمام ضرایب در سطح خطای یک درصد رد می‌شود. در نتیجه اعتبار الگوی ارائه شده در این سطح از خطا تأیید می‌شود.

نظر به اینکه آماره‌های تشخیصی الگو، نتایج حاصل از برآورد مدل را رد نمی‌کند لذا می‌توان تأثیر متغیرهای الگو بر متغیر وابسته را مورد بررسی قرار داد. نتایج آزمون الگوی تحقیق نشان می‌دهد تغییرات در سودهای غیرعادی دوره جاری موجب تغییرات مثبت (حدود ۶۱٪) در سودهای غیرعادی دوره آتی می‌شود. همچنین فرضیه اول تحقیق مبنی بر این که

تحقیق رد نمی‌شود، به این معنی که نرخ بهره دارای محتوای اطلاعاتی بوده و رابطه آن با سود غیر عادی در سطح خطای یک درصد معنی دار است. همان‌طور که در نگاره نشان داده شده است مقدار ضریب نرخ بهره $(-۰/۳۲)$ نسبت به ضرایب سایر متغیرهای اقتصادی محسوس‌تر بوده و تأثیر آن قابل ملاحظه‌تر و معکوس است.

در نهایت فرضیه چهارم تحقیق که تأثیر رشد اقتصادی بر سودهای غیرعادی را بررسی می‌کند در سطح خطای یک درصد رد می‌شود. همان‌طور که در نگاره شماره ۵ مشاهده می‌شود این نتیجه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی تأثیر معنی‌دار بر سودهای غیرعادی آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس تهران ندارد. رد این فرضیه نشان دهنده این است که رشد اقتصادی بر سودهای غیرعادی دوره بعد بی‌اثر است.

نتیجه

در این تحقیق سعی بر آن بود که به بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با سودهای غیرعادی دوره آتی پرداخته شود و با در نظر گرفتن این متغیرها به عنوان سایر اطلاعات (V_t) در مدل ارزشیابی مبتنی بر سودهای غیرعادی، محتوای اطلاعاتی این متغیرهای کلان اقتصادی در پیش‌بینی سودهای غیرعادی سنجیده شود. بر اساس آنچه که از تجزیه و تحلیل انجام شده و آزمون‌های آماری حاصل شد می‌توان نتیجه گرفت که سودهای غیرعادی دوره جاری تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر سودهای غیرعادی دوره آتی دارند و به عنوان یک متغیر اساسی برای پیش‌بینی سودهای غیرعادی در مدل در نظر گرفته می‌شود. این نتیجه با یافته‌های اولسن (۱۹۹۵)، فلتهم و اولسن (۱۹۹۵)، میرز (۱۹۹۹) و اوتا (۲۰۰۲) همخوانی دارد.

در ارتباط با تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر سودهای غیرعادی می‌توان نتیجه گرفت که نرخ ارز رابطه معنی‌دار و منفی با سودهای غیرعادی آتی دارد. در توجیه کوچک بودن ضریب این نرخ می‌توان عنوان کرد که چون بیشتر معاملات شرکت‌های بورسی با ارز دولتی انجام می‌شود لذا این انتظار می‌رفت که نوسان در نرخ ارز تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر سودهای غیرعادی نداشته باشد. بنابراین صرف ناچیز بودن ضریب آماری نرخ ارز نمی‌توان اهمیت آن را نادیده گرفت.

همچنین نتایج نشان می‌دهد بین نرخ تورم و سودهای غیرعادی نیز رابطه وجود دارد که با توجه به ضریب این متغیر مستقل، این رابطه مستقیم است. یافته‌های مرتبط با آزمون این فرضیه با مبانی نظری و تئوری مغایر است. دلیل این مغایرت را می‌توان به این صورت توضیح داد که با توجه به اینکه در ایران صورت‌های مالی بر اساس تورم تعدیل نمی‌شود لذا وقتی که نرخ تورم بالا می‌رود از آن جایی که درآمد بر اساس قیمت‌های واقعی بوده ولی هزینه با قیمت‌های تاریخی ثبت شده، شکاف بین درآمد و هزینه زیاد می‌شود. این موضوع سبب رشد سود به صورت غیرعادی می‌گردد. بنابراین افزایش در نرخ تورم از طریق ایجاد حباب بین درآمد و هزینه سبب افزایش سود غیرعادی می‌شود.

در مورد رابطه نرخ بهره با سودهای غیرعادی آتی نیز می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر کلان اقتصادی بر سودهای غیرعادی اثرگذار است و نوسانات نرخ بهره پایداری این سودها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اندازه عددی ضریب این متغیر مستقل نشان دهنده این است که نرخ بهره در میان سایر متغیرهای کلان اقتصادی بیشترین تأثیر را بر سودهای غیرعادی دارد

گفت متغیرهایی همچون عوامل سیاسی و عوامل درونی شرکت‌ها نیز می‌توانند بر نوسان سودهای غیرعادی اثرگذار باشند.

منابع

- ۱- ابریشمی، حمید. مهرآرا، محسن، و علیرضا تمدن نژاد. (۱۳۸۸). بررسی رابطه تجارت خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه: روش گشتاورهای تعمیم یافته، *مجله دانش و توسعه*، سال شانزدهم، شماره ۲۶: ۶۲-۴۴.
- ۲- اشرف‌زاده، حمیدرضا و نادر مهرگان. (۱۳۸۷). *اقتصادسنجی پانل دیتا*، مؤسسه تحقیقات تعاون دانشگاه تهران، چاپ اول.
- ۳- ایزدی‌نیا، ناصر و مصطفی دری سده. (۱۳۸۹). محتوای اطلاعاتی جزء غیرعملیاتی سود حسابداری در رابطه با پیش‌بینی سود و ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال دوم، شماره ۱، شماره پیاپی (۳): ۳۲-۱۷.
- ۴- خدادادی، ولی. دستگیر، محسن، نوروش، ایرج، و منصور مؤمنی. (۱۳۸۴). *طراحی مدل خطی اطلاعات در بورس اوراق بهادار تهران: بسط مدل اولسن*، رساله دکتری دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
- ۵- عرفانی، حسین و ولی خدادادی. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین نوع صنعتی، سهم بازار و فشردگی سرمایه با پایداری سودهای غیر عادی در شرکت‌های بورسی، *مجله دانش حسابداری*، سال اول، شماره ۱: ۸۹-۱۰۹.

6- Arellano, M., & Bond, S. (1991) Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equation, *Review of Economic Studies*, Vol.58: 277-297.

و این تأثیر به صورت معکوس است. نتایج به دست آمده مطابق با تئوری و یافته‌های هیو و شریستا (۲۰۰۸) است. همچنین با توجه به نتایج به دست آمده، رشد اقتصادی هیچ رابطه معنی‌داری با سودهای غیرعادی دوره آتی نداشته و توان توضیح دهندگی متغیر وابسته را ندارد به این دلیل که ممکن است تحت تأثیر سایر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذاری خود را از دست داده باشد.

در کل نتایج نشان می‌دهد که از بین چهار متغیر کلان اقتصادی که در این تحقیق مورد بررسی قرار داده شده، سه متغیر نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره دارای محتوای اطلاعاتی بوده و اثرات مثبت یا منفی بر سودهای غیرعادی دوره آتی دارند. بنابراین می‌توان این متغیرها را به عنوان سایر اطلاعات یا V_t در مدل ارزشیابی مبتنی بر سودهای غیرعادی (اولسن) لحاظ کرد. اما طبق نتایج تحقیق، رشد اقتصادی فاقد محتوای اطلاعاتی بوده و در الگوی اولسن منعکس نمی‌شود.

پیشنهاده‌ها

در تحقیق‌های آتی می‌توان تأثیر مالیات، هزینه تحقیق و توسعه، هزینه ورشکستگی، هزینه نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی را به عنوان عوامل مؤثر بر سودهای غیرعادی مورد بررسی قرار داده و قابلیت و محتوای اطلاعاتی آنها را جهت لحاظ شدن به عنوان سایر اطلاعات در مدل ارزشیابی اولسن آزمون نمود.

محدودیت‌ها

یکی از ویژگی‌های خاص پژوهش‌های نیمه تجربی، تأثیر متغیرهای مزاحم بر متغیر وابسته است و از آن جایی که امکان کنترل متغیرهای مزاحم تا حدودی برای پژوهشگر فراهم نیست لذا می‌توان

- 19- MC Crae, M., & Nilsson, H. (2001) The Explanatory and Predictive Power of Different Specifications of the Ohlson (1995) Valuation Models, *The European Accounting Review*, Vol.10, No.2:315-341.
- 20- MC Millan, D. (2005) Time Variation in the Cointegration Relationship Between Stock Price and Economic Activity, *International Review of Applied Economics*, Vol.19:359-368.
- 21- Myers, J.N. (1999) Implementing Residual Income Valuation with Linear Information Dynamics, *The Accounting Review*, Vol.74, No.1:1-28.
- 22- Nichols, D.A. (1968) A Note on Inflation and Common Stock Values, *Journal of Finance*, Vol.23, No.4, pp.655-657.
- 23- Ohlson, J.A. (1995) Earning, Book Value and Dividends in Equity Valuation, *Contemporary Accounting Research*, Vol.11:661-686.
- 24- Owens, L.A. (2002) An Examination of the Relationships Between Strategy, Environment, and Performance in a Fundamental Analysis Model, *Test De Doutoramento*, Oklahoma State University.
- 25- Pedroni, P. (1995) Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis, *Econometric Theory*, Vol.20:597-625.
- 26- Penman, S., & Songiannis, T. (1998). A Comparison of Dividend, Cash Flow and Earning Approaches to Equity Valuation, *Contemporary Accounting Research*, Vol.15:343-383.
- 27- Shan, Y., Taylor, S., & Walter, T. (2008) The Uncertainty of Non-Accounting Information in Analysts Forecasts and Stock Return Volatility, *University of New South Wales*, Sydney NSW 2052
- 28- Wong bang Po, P., & sharma, S.C. (2002) Stock Market and Macroeconomic Fundamental Dynamic Interactions: ASEAN-5 Countries, *Journal of Asian Economics*, Vol.13:27-51.
- 29- WU, P.C., & Jen wang, C. (2008) The Effect of Systematic Risk on Equity Valuation, an Extended Application of the Ohlson Equity Valuation Model, *Journal of Humanities and Social Sciences*, Vol.4, No.1:69-81.
- 7- Ball, R., & Brown, P. (1968) An Empirical Evolution of Accounting Income Numbers, *J Account Res* 6: 159-178.5
- 8- Bernard, V.L. (1995) The Feltham-ohlson (1995) Framework: Implications for Empiricists, *Contemporanry Accounting Research*, Vol.11, No.2:733-747.
- 9- Callen, J.L., & Segal, D. (2005) Empirical test of the Feltham-ohlson (1995) Model *Review of Accounting Studies*, Vol. 10: 409-429.
- 10- Chen, C.C., & So, R.W. (2002) Exchange rate Variability and the Riskness of us Multinational Firm: evidence From the Asian Financial Turmoil, *journal of Multinational Financial Management*, Vol.12:411-428.
- 11- Coelho, A.C., Aguiar, A.B., & Lopes, A.B. (2011) Relationship between Abnormal Earnings Persistence, Industry Structure, and Market Share in Brazilian Public Firms *BAR, Curitiba*, Vol.8, No.1, Art.4:48-67.
- 12- Dechow, P.M., Hutton, A.P., & Sloan, R.G. (1999) An Empirical assessment of the residual Income Valuation Model, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.26:6-34.
- 13- Feltham, G.A., & Ohlson, J.A. (1995) Relation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities, *Contemporary Accounting Research*, Vol.11:689-732.
- 14- Flood, E., & Lessard, D.R.(1986) On the Measurement of Operating Exposure to Exchange Rate: A Conceptual Approach *Financial Management*, Vol.15:25-36.
- 15- Hsiao, C. (1986) *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- 16- Hua, L.M., & Shrestha, K.M. (2008) Analysis of the Longterm Relationship Between Macroeconomic Variables and the Chinese Stock Market Using Heteroscedastic Contegration, *Managerial Finance*, Vol.34, No.11:744-755.
- 17- Kao, C. (1999). "Spurious Regression and Residual Based Test for Co-integration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol.90:1-44.
- 18- Lin, M.L., & Fu, Ch.J. (2008) The Effect of Non-Accounting Information on Equity Valuation Model, *Oxford Business & Economics Conference Program*

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره سوم، شماره پیاپی (۱۷)، پاییز ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۸/۶
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۶/۱۸
صص ۷۲-۵۹

ارزیابی سودمندی الگوهای شمعی ژاپنی در بورس اوراق بهادار تهران

خدیدجه نصراللهی^{*}، رضا ثقفی کلوانق^{۱*}، سعید صمدی^{**}، محمد واعظ برزانی^{***}

^{*}دانشیار اقتصاد، دانشگاه اصفهان

khadijh@ase.ui.ac.ir

^{**}دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تبریز،

killvana@gmail.com

^{***}دانشیار اقتصاد، دانشگاه اصفهان

samadi-sa@yahoo.com

^{****}دانشیار اقتصاد، دانشگاه اصفهان

vaez@polt.ui.ac.ir

چکیده

در این تحقیق سودمندی گروهی از الگوهای تحلیل تکنیکی کوتاه مدت، تحت عنوان الگوهای شمعی ژاپنی مورد ارزیابی قرار گرفته است. تحلیل شمعی ژاپنی یک تکنیک زمان‌بندی کوتاه مدت است که اختطاهای خرید و فروش را بر مبنای رابطه بین قیمت‌های شروع، حداکثر، حداقل و پایانی صادر می‌کند. داده‌های تحقیق شامل سری زمانی قیمت‌های روزانه سهام ۱۷ شرکت پرمعامله حاضر در بورس اوراق بهادار تهران از تاریخ ۱۳۷۴/۱/۱۰ تا ۱۳۹۰/۹/۱۰، است. با استفاده از این داده‌ها سودآوری ۲۸ الگوی شمعی در دو حالت بدون لحاظ کردن کارمزد معاملات و با لحاظ کردن آن ارزیابی و مقایسه گردید. طی فرآیند تحقیق از روش شبیه‌سازی بوت استرپ بر پایه مدل GARCH-M برای ایجاد سری‌های زمانی تصادفی از سری اصلی قیمت استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد اکثر الگوهای مورد تحقیق (۱۸ الگو)، در حالت بدون لحاظ کردن کارمزد معاملات، به صورت معنی‌داری سودی بیش از روش خرید و نگهداری حاصل نموده‌اند اما در حالت لحاظ کردن کارمزد معاملات، بسیاری از این الگوها (غیر از ۵ الگو)، نمی‌توانند سودی بیش از روش خرید و نگهداری ایجاد نمایند. به طور کلی می‌توان گفت الگوهای شمعی ژاپنی موفق به پیش‌بینی مسیر آینده قیمت و سودآوری می‌شوند ولی این سودها با لحاظ کردن کارمزد معاملات از میان می‌رود.

طبقه‌بندی: JEL: G12، G14

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی بازار، تحلیل تکنیکی، الگوهای شمعی، شبیه‌سازی مونت کارلو، بوت استرپ

مقدمه

تحلیل تکنیکی^۱ یکی از روش‌های پیش‌بینی قیمت اوراق بهادار است که در آن از قیمت‌های گذشته و سایر آماره‌ها مانند حجم معاملات و غیره برای پیش‌بینی جهت آینده حرکت قیمت‌ها استفاده می‌شود. طرفداران تحلیل تکنیکی اعتقاد دارند که این داده‌ها حاوی اطلاعات مهمی درباره تغییرات ایجاد شده در احساسات سرمایه‌گذار است و نیز واکنش به اخبار یک فرآیند تدریجی است که اجازه می‌دهد روندها شکل بگیرند. برخلاف مقبولیت گسترده و پذیرش آن توسط خبره‌های بازار، تحلیل تکنیکی همان‌طور که توسط مالکیل [۱۹]، بیان شده؛ "مورد انزجار جامعه دانشگاهی" است. این مطلب به خاطر تناقض این روش‌ها با فرضیه کارایی بازار^۲ است که یکی از ارکان علوم مالی تدریس شده در دانشگاه‌ها به حساب می‌آید. در یک بازار کارا، گفته می‌شود قیمت‌ها همه اطلاعات ممکن را منعکس می‌کنند به طوری که سود حاصله از بکارگیری این اطلاعات اگر با خطر^۳ بالقوه استفاده از آن‌ها تعدیل شود، نمی‌تواند بیش از هزینه بکارگیری این اطلاعات گردد [۱۷]. هر اطلاعاتی که در قیمت‌های گذشته نهفته بوده، در قیمت‌های فعلی نیز منعکس شده و بررسی قیمت‌های گذشته کار بیهوده‌ای است.

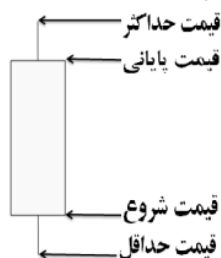
مطالعات اولیه در مورد تحلیل تکنیکی به وسیله الکساندر [۴] و فاما و بلموم [۱۱]، به این نتیجه رسیده‌اند که سودآوری تحلیل تکنیکی در اثر هزینه‌های مبادله^۴ از بین می‌رود. این نتیجه‌گیری که تأیید کننده نظریه کارایی بازار است، موجب تحقیقات بیشتری در مورد تحلیل تکنیکی در دو دهه بعد از

آن گردید. همچنین اخیراً مقبولیت فزاینده تحلیل تکنیکی به وسیله خبرگان بازار و شواهد رو به گسترش، بخصوص از طرف شاخه مالی رفتار، در مورد اینکه اغلب، رفتار سرمایه‌گذاران عقلایی^۵ نیست، موجب گردیده که جامعه دانشگاهی نگاهی دوباره به تحلیل تکنیکی داشته باشند.

در این تحقیق، سودآوری تحلیل تکنیکی کوتاه‌مدت با تمرکز بر الگوهای شمعی ژاپنی^۶، مورد ارزیابی قرار گرفته است. الگوهای شمعی که در قرن هفدهم در بازارهای برنج به کار برده می‌شد، برای کشف حرکت‌های کوتاه‌مدت قیمت طراحی شده است و بنابراین برای افق‌های کوتاه‌مدت مثلاً ده روزه می‌تواند بسیار مفید باشد [۲۲]. اندک زمانی پس از معرفی این روش‌ها به جامعه غربی، الگوهای شمعی در اغلب بسته‌های نرم‌افزاری تحلیل تکنیکی ارائه گردید [۲۳].

الگوهای شمعی ژاپنی حاوی ارتباط بین قیمت‌های آغاز، حداکثر، حداقل و پایان بازار است. این چهار قیمت در حالت نموداری به صورت شکل (۱) رسم می‌گردد. زمانی که قیمت باز شدن از قیمت بسته شدن بازار بیش‌تر (کمتر) باشد، رنگ بدنه شمع روشن (تیره) خواهد بود.

شکل (۱): یک نمودار شمعی



منبع: نیسون، (۱۹۹۱)

^۱ Technical Analysis

^۲ Efficient Market Hypothesis (EMH)

^۳ Risk

^۴ Transaction Costs

^۵ Rational

^۶ Japanese Candlestick Technics

یکی از مزیت‌های بررسی الگوهای شمعی ژاپنی قابلیت اعتماد آن به خاطر کمتر بودن امکان بروز مشکل داده‌کاوی^۱ است. تعداد کمی از تحقیقات انجام شده به مشکل تورش حاصل از داده‌کاوی توجه نشان داده‌اند. لو و مک‌کینلی [۱۷]، و لاکونیشاک و اسمیت [۱۵]، اشاره کرده‌اند که آزمون الگوها روی داده‌های جدید بهترین روش برای جلوگیری از چنین مشکلی است. سولیوان و تیمرمن و وایت [۲۸]، پیشنهاد کردند که برای رفع مشکل داده‌کاوی، در آزمون‌های کارایی تحلیل تکنیکی، از بین روش‌های بسیار زیادی که در این گروه قرار می‌گیرد، سودآورترین روش برای آزمون انتخاب گردد. در مقابل این پیشنهاد، لوبارون [۱۶]، و ردی [۲۶]، اظهار داشته‌اند که این روش کامل نیست، چون بر مبنای شبیه‌سازی الگوهای استوار است که خود دچار مشکل داده‌کاوی هستند. بنابراین هیچ روش پذیرفته شده‌ای برای اثبات آن وجود ندارد.

الگوهای شمعی، به خاطر ذات کوتاه‌مدت خود و اینکه دارای کمترین مقادیر اختیاری^۲ و قابل تغییر است، نسبت به سایر الگوهای تحلیل تکنیکی مثل میانگین متحرک، کمتر در معرض مشکل داده‌کاوی قرار می‌گیرد. همان‌طور که ذکر شد، بهترین روش برای کاهش مشکل داده‌کاوی، آزمون الگوها روی داده‌های متنوع است. تا جایی که بررسی‌های ما نشان می‌دهد، این الگوها تا به حال در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار نگرفته‌اند لذا این تحقیق به نوعی یک آزمون برون نمونه‌ای^۳ است و از این انتقاد خفیف که فقط بررسی یکی از الگوهای تحلیل تکنیکی است، تا حدی به دور است.

استفاده از قیمت‌های آغاز، حداکثر، حداقل و پایان بازار، در الگوهای شمعی آن را از سایر الگوهای تحلیل تکنیکی که فقط از قیمت‌های پایانی استفاده می‌کنند، جدا می‌سازد. انتخاب داده‌ها علاوه بر مشکل داده‌کاوی، به دلایل دیگری نیز اهمیت دارد. باید سهام انتخاب شده از قابلیت نقدشوندگی^۴ کافی برخوردار باشد تا با ایجاد علامت خرید یا فروش، با کمترین وقفه بتوان اقدام به معامله نمود [۱۸]. همچنین باید فاصله زمانی مورد بررسی به اندازه کافی طولانی باشد تا حجم نمونه تعداد اخطارها، برای انجام آزمون‌های آماری قابل اعتماد، متناسب باشد. چون نظریه بازارهای کارا بیان می‌کند که قیمت‌ها تمامی اطلاعات در دسترس را منعکس می‌کنند، بنابراین در دوره مورد بررسی باید الگوهای مورد آزمون، در دسترس عموم قرار داشته باشند و آن‌ها بتوانند از این الگوها در معاملات استفاده کنند. با توجه به اینکه الگوهای شمعی با کتاب استیو نیسون [۲۲]، وارد ادبیات تحلیل تکنیکی غرب و بالطبع دنیا شد و مدت کمی بعد از آن در بین معامله‌گران گسترش یافت، می‌توان سال ۱۹۹۲ م. یا ۱۳۷۲ ه.ش را کران پایین زمانی، برای آزمون الگوهای شمعی در نظر گرفت. در این مقاله سودآوری الگوهای شمعی به وسیله روش بوت‌استرپ با روش خرید و نگهداری مقایسه شده است. جزئیات روش بوت‌استرپ توسط افرون [۸]، توضیح داده شده است.

در ادامه، داده‌های تحقیق و الگوهای مورد ارزیابی روی داده‌های فوق و نیز روش محاسبه سودهای حاصل از الگوها معرفی خواهد شد. بخش بعدی مربوط به نتایج تجربی تحقیق است که طی آن ابتدا

^۱ Data-Snooping

^۲ Optional

^۳ Out of Sample

^۴ Liquidity

اعداد بحرانی حاصل از شبیه‌سازی بوت‌استرپ و سپس نتایج مربوط به سودآوری الگوها در دو حالت لحاظ کردن کارمزد و بدون آن ارائه شده و تحقیق با نتیجه‌گیری و ذکر منابع تحقیق پایان می‌پذیرد. در پیوست نیز الگوهای مورد ارزیابی در این تحقیق به صورت شماتیک معرفی می‌شوند.

روش پژوهش

داده‌ها و الگوهای مورد استفاده

داده‌ها

با توجه به موريس [۲۱]، ارزیابی الگوهای تکنیکی در ارتباط با شرکت‌های پرمعامله از قابلیت اعتماد بالاتری برخوردار است. بنابراین برای تحقیق حاضر از داده‌های مربوط به ۱۷ شرکت پرمعامله حاضر در بورس اوراق بهادار تهران، که مدت زمان مناسبی در بورس حضور داشته‌اند (بیش از پنج سال)، استفاده شده است. داده‌های روزانه مربوط به سری قیمت آغاز، حداکثر، حداقل و پایان روز از سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران^۱ اخذ شده است. البته محدودیت‌هایی در نظر گرفته شده مثلاً شرکت‌های سرمایه‌گذاری به علت این‌که سودآوری آن‌ها تابع سایر شرکت‌های حاضر در بورس است، از نمونه حذف شده، از میان شرکت‌هایی که حداقل به اندازه یک چهارم سهم مبنا از سهام‌شان در سال معامله شده است، ۱۷ شرکت فعالتر انتخاب شده‌اند. شرکت‌های مورد مطالعه شامل شرکت‌های موتوژن، ایران تایر، درخشان تهران، نیرومحرکه، داروپخش، سیمان تهران، سیمان فارس و خوزستان، خودروسازی سایپا، کابل البرز، لاستیک سهند، سیمان سپاهان، کربن ایران، شرکت کف، صنعتی آما، آبسال،

پارس الکتریک و ایران خودرو بوده است. داده‌های مربوط به قیمت‌های روزانه شرکت‌های فوق نسبت به افزایش سرمایه شرکت‌ها تعدیل شده و داده‌های مربوط به افزایش سرمایه نیز از سایت رسمی بورس تهران گرفته شده است. همان‌طور که گفته شد، دوره زمانی مورد بررسی باید طوری انتخاب شود که در طی آن فعالان بازار سرمایه به روش‌های مورد بررسی دسترسی داشته باشند و بتوانند این الگوها را در برنامه سرمایه‌گذاری خود مورد استفاده قرار دهند. با توجه به اینکه الگوهای شمعی بعد از کتاب معروف استیو نیسون [۲۲]، در این زمینه مورد استفاده گسترده قرار گرفت، لذا سال ۱۹۹۲ م. یا ۱۳۷۲ هـ ش کران پایین زمانی برای بررسی است، با وجود این با توجه به اینکه حجم معاملات و تعداد شرکت‌های حاضر در بورس تهران تا سال ۱۳۷۴ بسیار کم است لذا داده‌های مورد استفاده در بیشترین حالت از سال ۱۳۷۴ آغاز می‌گردد. داده‌های سهام بعد از سال ۱۳۷۴ و از تاریخ پذیرش در بورس تا تاریخ ۱۳۹۰/۹/۱۰ مورد استفاده قرار گرفته است.

الگوهای شمعی

الگوهای شمعی به مونلوسا هوما معامله‌گر افسانه‌ای برنج که ثروت فراوانی از این روش اندوخته بود، نسبت داده می‌شود. الگوهای شمعی تا قبل از کتاب استیو نیسون: "الگوهای شمعی ژاپنی: یک راهنمای مدرن برای تکنیک‌های قدیمی سرمایه‌گذاری شرق دور" برای دنیای غرب و بالتبع کشورهای دیگر ناشناخته بود [۲۴].

شمعدان‌های یک روزه، یک روش رسم نمودار است که قیمت‌های آغاز، حداکثر، حداقل و پایان روز را در یک شکل ارایه می‌کند. شمعدان یک روزه معمولاً با یک خط منفرد در نمودارهای میله‌ای متناظر

^۱ www.irbourse.com

قدرت پیش‌بینی کم و حتی صفر دارند. برای تعیین اینکه کدام یک از الگوهای موجود قدرت پیش‌بینی بالایی دارند، طرفدارن الگوهای شمعی ترکیبی از دو یا سه خط منفرد را برای تشکیل یک خط منفرد دو یا سه روزه به کار می‌برند.

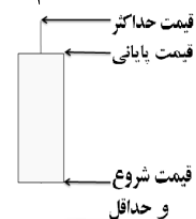
روش ترکیب خطوط منفرد برای تشکیل به این صورت است که قیمت حداکثر الگوی ترکیبی برابر قیمت حداکثر هر یک از خطوط منفرد که بالاتر باشد و قیمت حداقل برابر کمترین قیمت حداقل در خطوط منفرد، قیمت آغاز برای الگوی ترکیبی برابر قیمت آغاز خط منفرد اول و قیمت پایانی الگو برابر قیمت پایانی خط منفرد آخر خواهد بود [۲۱].

به عنوان مثال یکی از الگوهای صعودی برگشتی، الگوی دربرگیرنده صعودی است (شکل ۳). این الگو شامل یک شمعدان سیاه کوتاه است که به دنبال آن یک شمعدان سفید بلند می‌آید به طوری که قیمت آغاز آن پایین‌تر و قیمت پایانی آن بالاتر از روز قبلی است. خط منفرد کلی که از ترکیب دو خط منفرد حاصل می‌گردد، گفته می‌شود نشان دهنده افزایش قیمت در آینده است. این روش برای انتخاب خطوط منفرد و الگوهای مورد آزمون به کار گرفته شده است.

با توجه به اینکه تعداد الگوهای شمعی بسیار زیاد است و آزمون تمامی آن‌ها اگر غیرممکن نباشد، بسیار وقت گیر و شاید بی‌مورد باشد، لذا برای نتیجه‌گیری در مورد سودمندی الگوهای فوق، تعدادی خاصی از الگوهای شمعی که در کتب مربوطه، احتمال بیشتری برای سودمندی آن‌ها ذکر شده است، انتخاب و به کار گرفته شده‌اند. در این راستا و برای تعیین الگوهایی که باید مورد آزمون قرار گیرند، ابتدا همه خطوط منفرد (۱۸ عدد) و الگوهای (۴۴ عدد) ذکر شده در

است. گفته می‌شود بعضی از خطوط منفرد به تنهایی دارای قدرت پیش‌بینی هستند. مثلاً یک شمعدان دم بریده سفید که در شکل (۲) نشان داده شده است، یک خط منفرد است که گفته می‌شود نمایان‌گر افزایش بیشتر قیمت در آینده است، چون قیمت‌ها در حداقل روز باز شده و در طول روز قیمت آن افزایش یافته و در حداکثر خود بسته شده است. یک ماروبوزوی سفید موقعیتی را نشان می‌دهد که در آن خریداران تحت فشار قرار دارند و قیمت در طور روز افزایش می‌یابد. عدم توازن در عرضه و تقاضا موجب رشد قیمت در آینده می‌شود.

شکل (۲): یک شمعدان دم بریده سفید



منبع: نیسون، (۱۹۹۱)

از کنار هم قرار گرفتن خطوط منفرد، الگوهای ترکیبی شمعی حاصل می‌شود. الگوهای ترکیبی به دو نوع الگوهای برگشتی و ادامه دهنده^۱ تقسیم می‌شوند. وجود الگوهای ادامه‌دهنده حاکی از ادامه روند قبلی در آینده است و الگوهای برگشتی نمایان‌گر تغییر در جهت روند هستند. همه خطوط منفرد و الگوهای ادامه دهنده و برگشتی خود به دو نوع صعودی و نزولی^۲ تقسیم می‌گردند که به معنی صعود و نزول قیمت در آینده است.

ترکیبات متفاوتی از خطوط منفرد و الگوهای ادامه دهنده و برگشتی وجود دارد. تعدادی از این الگوها

^۱ Reversal and Continuation Patterns

^۲ Bullish and Bearish

حداقل، باید کمتر از ده درصد فاصله قیمت‌های آغاز و پایان باشد.

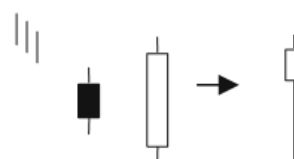
فرض می‌شود که خطوط منفرد بدون توجه به روند حاکم بر بازار دارای قدرت پیش‌بینی هستند. در جهت مقابل در الگوهای برگشتی روند موجود باید شناسایی گردد. تحلیل تکنیکی، شمعی یک روش کوتاه‌مدت است، بنابراین کتاب‌های مربوط به تحلیل تکنیکی، یک میانگین متحرک ده روزه را برای تعیین روند موجود پیشنهاد می‌کنند. اگر قیمت فعلی بالاتر (پایین‌تر) از میانگین متحرک ده روزه باشد، روند فعلی صعودی (نزولی) در نظر گرفته می‌شود [۲۱]. طبق پیشنهاد موریس [۲۱]، آزمون‌ها بر مبنای یک میانگین متحرک نمایی انجام شده که به قیمت‌های اخیر (نزدیک‌تر) وزن بیشتری می‌دهد. همه محققین با چالش مشخص کردن صحیح الگوهای تکنیکی برای آزمون، روبرو بوده‌اند. این موضوع شاید در تحقیقاتی که به الگوهای دیداری می‌پردازد، نمود بیشتری می‌یابد. به عنوان مثال لو و مک‌کینلی [۱۷]، به بررسی الگوهایی مثل الگو سر و شانه‌ها پرداخته‌اند که تعریف دقیق حدود این الگوها بسیار مشکل است. لو و همکاران در تحقیق خود بیان کرده‌اند که از آزمون و خطا برای رسیدن به یک محدوده تغییرات برای الگوریتم کشف الگو استفاده نموده‌اند. این مشکل در این تحقیق فقط در مورد خطوط منفرد مصداق می‌یابد زیرا منابع منتشر شده در مورد الگوهای ترکیبی واضح هستند.

اندازه‌گیری سود حاصل از الگوهای شمعی

سودآوری الگوهای شمعی به وسیله روش بوت‌استرپینگ، به صورتی که در تحقیق افرون [۸]، توضیح داده شده، ارزیابی شده است. موریس [۲۱]، بیان می‌کند که "تحلیل مبتنی بر شمعدان‌ها یک

کتاب نیسون [۲۲]، به عنوان مرجع اصلی، گردآوری و مشخص شده‌اند. سپس خطوط منفرد و الگوهایی که گفته می‌شود احتمالاً قدرت توضیح دهنده‌گی کمتر و یا صفر دارند، حذف گردید. به این ترتیب ۱۵ الگوی صعودی و ۱۳ الگوی نزولی انتخاب شده که توضیحات مربوط به آنها در پیوست آمده است.

شکل (۳): الگوی در برگیرنده صعودی



منبع: نیسون، (۱۹۹۱)

هر چند تعداد خطوط منفرد و الگوهای شمعی موجود بسیار بیشتر از موارد آزمون شده در این تحقیق است، ولی این روش باعث می‌گردد الگوهایی آزمون شوند که انتظار می‌رود طرفداران الگوهای شمعی بیشتر مورد استفاده قرار می‌دهند. این الگوها همان طور که در منابع تحلیل تکنیکی ذکر شده، بیشترین قدرت توضیح دهنده‌گی را دارند. بنابراین منطقی خواهد بود که از میان الگوهای متنوع، برای ارزیابی انتخاب گردند.

برای تعریف الگوها از همان روشی که در منابع تحلیل تکنیکی مثل نیسون [۲۲]، بیان شده استفاده شده است. لیکن منابع مرتبط اشاره می‌کنند که در معین کردن برخی از جنبه‌ها تا حدی انعطاف‌پذیری وجود دارد مثل مشخص کردن فاصله بین قیمت آغاز و پایان برای اینکه یک شمعدان بلند تشکیل شود تا حدی اختیاری است و حتی می‌تواند برای رسیدن به سود بیشتر بهینه گردد. در این تحقیق، برای تشکیل یک خط منفرد سفید فاصله قیمت آغاز و قیمت

واریانس شرطی^۵ استفاده نمود. با توجه به این عقیده رایج که بازده سری‌های مالی دارای تغییرپذیری خوشه‌ای هستند، بیشترین الگوی که مورد استفاده قرار گرفته است، الگوی GARCH-M بوده است. در این تحقیق نیز از این الگو برای شبیه‌سازی استفاده شده است. مدل‌های فوق اولین بار توسط رابرت انگل [۱۰]، ارائه شده و در برازش و پیش‌بینی واریانس‌های شرطی به ویژه در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی مالی کاربرد دارند. تصریح مدل GARCH-M، به صورت زیر است:

$$x_t = z_t' \gamma + \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2$$

که معادله اول موسوم به معادله میانگین و معادله دوم معادله واریانس است. عبارت x_t ، نماینده مقدار سری مورد بررسی در دوره t ، $z_t' \gamma$ ، نشان دهنده بردار متغیرهای توضیحی و σ_t^2 ، مقدار واریانس شرطی جمله اخلاص است.

روش کار به این ترتیب است که ابتدا بازده‌های روش خرید و نگهداری محاسبه می‌شود. بازده حاصل از خرید و نگهداری یک سهم می‌تواند ناشی از دو عامل باشد یکی سود سرمایه که در اثر تغییر قیمت سهم حاصل می‌شود، و دیگری سود سهام، که از طرف شرکت منتشر کننده به دارندگان آن سهم پرداخت می‌گردد. لذا بازده یک سهم را می‌توان به شکل زیر نشان داد:

$$R_i = \ln \left(\frac{P_i + D_i}{P_{i-1}} \right) \times 100 \quad (۲)$$

که در آن R_i ، لگاریتم بازدهی سهم، P_i و P_{i-1} قیمت سهم در پایان دوره و شروع دوره را نشان می‌دهد؛ D_i نیز نشان دهنده سود نقدی

تحلیل کوتاه مدت است. هر الگویی که در بلندمدت نتیجه‌بخش باشد، تصادفی خواهد بود". بیشترین دوره‌ای را که تحلیل مبتنی بر شمعدان‌ها می‌تواند مفید واقع گردد، یک دوره ده روزه تعریف می‌کند. در این تحقیق دوره اصلی که آزمون‌ها بر مبنای آن انجام گرفته دوره ده روزه است.

روش بوت‌استرپینگ در مقایسه با روش قدیمی آزمون t ، مزایای فراوانی دارد. نخست، برخلاف آزمون t ، روش بوت‌استرپینگ می‌تواند ویژگی‌های مشهور بازده دارایی سهام مانند کشیدگی، چولگی، خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس شرطی را لحاظ نماید. دوم، روش بوت‌استرپینگ اجازه می‌دهد که توزیع بازده‌ها را با هر الگوی اقتصادسنجی پایه، شبیه‌سازی نمود. در این روش نیازی به محدود کردن توزیع بازده به نرمال یا t و غیره نمی‌باشد و توزیع اصلی بدون اینکه نیازی به مشخص نمودن آن باشد، در سری مورد بررسی لحاظ می‌گردد.

اولین مرحله در اعمال روش بوت‌استرپینگ یافتن فرآیند تصادفی اصلی است که داده‌های موجود یک مصداق^۱ از آن هستند. در تحقیقات گذشته الگوهای مختلف اقتصادسنجی برای این هدف به کار برده شده‌اند. ساده‌ترین آن‌ها الگوی گام تصادفی^۲ است که در حقیقت همان الگوی خودتوضیح^۳ مرتبه اول است. الگوهای پیشرفته‌تر مثل الگوی خودتوضیح درجات بالاتر و یا الگوی خودتوضیح میانگین متحرک انباشته^۴ نیز قابل اعمال است. در صورت وجود ناهمسانی واریانس که از طریق آزمون ARCH-LM مشخص می‌گردد، می‌توان از الگوهای خودتوضیح ناهمسان

^۱ Realization

^۲ Random Walk

^۳ Autoregressive (AR)

^۴ Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

^۵ Autoregressive Conditionally Heteroskedastic (ARCH)

پرداخت شده برای سهم در آن دوره است. گرفتن لگاریتم برای ایجاد قابلیت مقایسه بین سهام مختلف انجام می‌گیرد. بر اساس تحلیل اسچاتزبرگ و داتا [۲۷]، در نظر نگرفتن سود نقدی پرداخت شده سهام، در بلندمدت اثر معناداری بر بازده ندارد. بنابراین، بازده را می‌توان به صورت زیر نیز به دست آورد:

$$R_i = \ln \left(\frac{P_i}{P_{i-1}} \right) \times 100 \quad (۳)$$

که فرمول مورد استفاده در این تحقیق نیز هست.

در مرحله بعد الگوی GARCH-M، بر روی سری بازده برازش شده و پارامترها و پسماندهای استاندارد شده آن ذخیره می‌گردد. استفاده از پسماندهای استاندارد شده با توجه به تحقیق بروک و همکاران [۶]، انجام شده است. استاندارد کردن پسماندها باعث می‌شود که توزیع بازده‌ها به توزیع خاصی مثل نرمال محدود نشود. از پسماندهای استاندارد شده با روش نمونه‌برداری با جایگزینی، سری‌های نامرتب^۱ هم‌اندازه ایجاد می‌گردد و از این سری جدید و با استفاده از پارامترهای الگو سری‌های جدید بازده محاسبه می‌گردد. این کار ۱۰۰۰ بار تکرار می‌شود. افرون و تیشیرانی [۹]، تعداد ۵۰۰ تا ۱۰۰۰ بار تکرار را پیشنهاد می‌کنند. این سری‌های جدید دارای میانگین، انحراف معیار و توزیع غیرشرطی مشابه با سری اصلی خواهند بود. در مرحله بعد از این سری‌های شبیه‌سازی شده و با استفاده از پارامترهای الگو سری‌های شبیه‌سازی شده بازدهی روش خرید و نگهداری محاسبه می‌گردد. به این ترتیب هزار سری جدید مشابه سری اصلی تولید می‌شود و میانگین هر سری محاسبه شده و یک سری هزارتایی از میانگین بازده روش خرید و نگهداری حاصل می‌شود. سری

به دست آمده از کوچک به بزرگ مرتب می‌شود تا اعداد بحرانی مورد نیاز از آن استخراج شود. عدد ۱۹۰۰م، ۱۹۵۰م و ۱۹۹۰م این سری همان اعداد بحرانی ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد هستند. برازش و تخمین الگوهای اقتصاد سنجی به وسیله نرم‌افزار ای‌ویوز^۲ و شبیه‌سازی سری‌های زمانی قیمت توسط نرم‌افزار اس‌پلاس^۳ و محاسبه سودهای هر یک از الگوهای تکنیکی توسط نرم‌افزار متاستاک^۴ انجام گرفته است.

فرض صفر، یعنی برابری بازده حاصل از روش خرید و نگهداری، با بازده حاصل از به‌کارگیری روش‌های تحلیل تکنیکی یا کوچکتر بودن آن، در سطح α ، در صورتی رد می‌شود که بازده‌های به دست آمده از روش‌های تحلیل تکنیکی بزرگ‌تر از $(1 - \alpha)$ درصد از بازده‌های شبیه‌سازی شده روش خرید و نگهداری باشند.

یافته‌های پژوهش

نتایج تجربی

نتایج بوت‌استرپ

فرآیند بوت‌استرپ بر روی سری قیمت‌های سهام شرکت‌های مورد مطالعه انجام شده است و از اعداد بحرانی به دست آمده، میانگین ساده گرفته شده تا برای آزمون فرض کلیه الگوها استفاده شوند. فرض صفر و مقابل برای انجام آزمون فرض به صورت زیر خواهد بود:

فرض صفر: H_0 : بازده حاصل از الگوهای تکنیکی کوچکتر یا مساوی بازده روش خرید و نگهداری است.

^۲ EvIEWS

^۳ SPLUS

^۴ MetaStock

^۱ Scrambled

تا یک نتیجه کلی برای هر الگو در کل شرکت‌ها حاصل شود به عنوان مثال اگر میانگین سود روزانه حاصل از الگوی مورد نظر برای کل شرکت‌های مورد بررسی از عدد $0/0016183$ بزرگتر باشد، فرض صفر کوچکتر یا مساوی بودن سود حاصل از الگو از سود حاصل از روش خرید و نگهداری در سطح ۹۵ درصد رد شده و در نتیجه بیش‌تر بودن سودآوری الگوی تکنیکی از روش خرید و نگهداری پذیرفته می‌شود.

فرض مقابل: H_1 : بازده حاصل از الگوهای تکنیکی بزرگ‌تر از بازده روش خرید و نگهداری است. نتایج شبیه‌سازی بازده روزانه شرکت‌ها در نگاره (۱) ارائه شده است. طبق نگاره (۱) اعداد بحرانی برای شرکت‌های مختلف متفاوت بوده و می‌توان برای سودهای حاصل از هر الگو در هر شرکت آزمون انجام داد، ولی در این تحقیق از میانگین ساده این اعداد استفاده شده و از طرف دیگر از سودهای الگوهای تکنیکی برای شرکت‌های مورد بررسی نیز میانگین ساده گرفته شده

نگاره ۱. اعداد بحرانی حاصل از شبیه‌سازی، در سطوح مختلف اطمینان

نام شرکت‌ها/ سطوح اطمینان	۹۰ درصد	۹۵ درصد	۹۹ درصد
موتوژن	۰/۰۱۲۴	۰/۰۰۹۷	۰/۰۰۸۴
کابل البرز	۰/۰۳۱۳	۰/۰۲۵۵۵	۰/۰۲۵۵
ایران تایر	۰/۰۶۷	۰/۰۵	۰/۰۳۷
درخشان تهران	۰/۶۱	۰/۴۵	۰/۳۷
نیرو محرکه	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱
داروپخش	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵۵
لاستیک سهند	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۳
سیمان تهران	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۲۱۱۲
سایپا	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۳
سیمان سپاهان	۰/۰۱۰۴	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۷۲
سیمان فارس و خوزستان	۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۲۶
کربن ایران	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۱۶
کف	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۹	۰/۰۰۷
صنعتی آما	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۹
آبسال	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۹
پارس الکتریک	-۰/۰۰۴۳	-۰/۰۰۴۹	-۰/۰۰۵۶
ایران خودرو	-۰/۰۰۲۴۹	-۰/۰۰۲۵۱	-۰/۰۰۲۵۳
میانگین	۰/۰۴۴	۰/۰۳۴	۰/۰۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج الگوها

است.

بخش اول شامل الگوهایی است که در صورت تشکیل، نشان‌دهنده صعود قیمت در آینده هستند و در بخش دوم الگوهایی ارائه شده‌اند که نشان‌دهنده سقوط قیمت در آینده هستند. اعداد ارائه شده در این نگاره در دو ستون بدون احتساب کارمزد معاملات و با احتساب آن ارائه شده است و در ۱۸ الگو در سطح ۹۵ درصد سودهای معنی‌داری اضافه بر روش خرید و نگهداری ایجاد نموده‌اند.

نتایج حاصل از کاربرد الگوهای شمعی مورد مطالعه در نگاره (۲) ارائه شده است. در این نگاره برای هر الگو تعداد کل دفعات مشاهده الگو در سری قیمت سهام تمام ۱۷ شرکت و نیز میانگین سودهای حاصل از کاربرد این روش‌ها برای این شرکت‌ها ارائه شده است. آزمون فرض معنی‌داری سودهای به دست آمده از الگوهای تکنیکی با استفاده از اعداد بحرانی حاصل از روش بوت‌استرپ انجام شده و برای مقادیر معنی‌دار در سطح خطای نوع اول ۱۰ درصد یک ستاره و برای ۵ درصد دو ستاره استفاده شده

نگاره ۲. میانگین سودهای حاصل از الگوهای مختلف برای شرکت‌ها

بخش اول: الگوهای صعودی	تعداد کل	بدون کارمزد	با کارمزد
سفید بلند	۳۱۶۱	۴۳/۱۲**	۴۲/۹۵**
باردار صعودی	۵۴	۰/۴۵**	-۰/۱۱۵
باردار صعودی +	۱۱۴	۰/۱۴۷**	-۰/۰۱۳
ستاره دوجی	۵۵۲	۰/۰۲	-۰/۱۴
درب‌گیرنده صعودی	۲۵۶	۰/۱۶۸**	۰/۰۱
چکش	۶۶۴	۰/۰۰۱۷	-۰/۱۵۸
چکش سیاه معکوس	۱۵۷	۰/۰۰۰۰۲	-۰/۱۶
چکش معکوس	۵۹۵	۰/۰۲۰۹	-۰/۱۳۹
سایه پایین بلند	۲۳۷۹	-۰/۰۰۴۷	-۰/۱۶۵
پنجره صعودی	۱۱۲۷۰	۰/۲۱۸۸**	-۰/۰۵۹
دم بریده	۱۷۱۳۶	۰/۲۸۴*	-۰/۱۳۲
سرتراشیده	۲۹۶۳۱	۰/۰۰۷	-۰/۱۵۳
دوک ریسندگی	۳۲۱۶	-۰/۰۰۳۴	-۰/۱۶۴
سه سرباز سفید	۸۸	۱/۲۶۳**	۱/۱۰۳**
شمعدان سفید	۱۱۸۲۴	۰/۰۶۵**	-۰/۰۹۵
بخش دوم: الگوهای نزولی	تعداد کل	بدون کارمزد	با کارمزد
باردار نزولی	۶۷	۰/۰۴۵۴**	-۰/۱۱۵
باردار نزولی +	۱۷۹	۰/۱۵۲**	-۰/۰۰۸
شمعدان سیاه بلند	۱۹۰۱	۰/۱۵۴**	-۰/۰۰۵۸
شمعدان سیاه	۸۵۸۱	۰/۰۶۰۹**	-۰/۰۹۹
درب‌گیرنده نزولی	۱۵۹	۰/۱۴۰۸۹**	-۰/۰۱۱۲
ستاره دوجی عصر	۲	۰/۲۲۵**	۰/۰۷**
پنجره نزولی	۲۵۰۳۲	۰/۰۳۳۱**	-۰/۱۲۶۹
دوجی سنگ قبر	۴۶۹۶	-۰/۰۱۶۳	-۰/۱۴۴
سایه بالایی بلند	۱۸۳۱	۰/۰۱۱۴	-۰/۱۴۸۶
خط گردن	۱۷۳	۰/۰۷۶**	-۰/۰۸۴
خطوط جدا کننده	۱۶۶	۰/۰۴۸۸**	-۰/۱۱۲
ستاره شهاب سنگ	۵۹۵	۰/۰۰۲۸	-۰/۱۵۷
سه صلیب سیاه	۸	۰/۳۴۵**	۰/۱۸**

منبع: یافته‌های پژوهش

لحاظ کردن کارمزد معاملات

در این بخش سودآوری الگوهای مورد بررسی در بخش قبل این بار با لحاظ کردن کارمزد معاملات ارزیابی می‌شود. کارمزد لحاظ شده برای خرید در حال حاضر در بورس تهران ۵۵ صدم درصد برای خرید و ۱۰۵/۱ درصد برای فروش سهام است. پس برای هر بار ظهور الگو حدوداً ۱/۶ درصد قیمت‌های مورد معامله به عنوان کارمزد محاسبه شده است. نتایج مربوط این بخش در ردیف آخر نگاره (۲) ارائه شده است.

در این بخش نیز آزمون فرض انجام می‌گیرد. فرض مورد آزمون به شکل زیر خواهد بود:

فرض صفر: لحاظ کردن کارمزد معاملات سودمندی الگوهای تکنیکی را از میان می‌برد.

فرض مقابل: لحاظ کردن کارمزد معاملات سودمندی الگوهای تکنیکی را از میان نمی‌برد.

با توجه به نگاره (۲) مشاهده می‌شود که با لحاظ کردن کارمزد معاملات معنی‌داری سودهای حاصل از اکثر الگوهای تحلیل تکنیکی از میان رفته و حتی منفی شده است. تنها الگوهایی که سودآوری باقی مانده‌اند از الگوهای صعودی، الگوهای شمعی سفید بلند، پنجره صعودی، سه سرباز سفید و از الگوهای نزولی، الگوهای ستاره دوجی عصر و سه صلیب سیاه هستند که البته می‌توان گفت سودآور ماندن الگوهای نزولی به علت تعداد کم رخ دادن الگو بوده و چندان قابل اطمینان نیست. اما الگوهای صعودی مخصوصاً الگوی سفید بلند به تعداد زیاد و با سودآوری بالایی مشاهده شده است. به عنوان نتیجه کلی لحاظ کردن کارمزد معاملات در تحقیق می‌توان گفت در اکثر الگوها سودآوری از میان می‌رود و لذا با لحاظ کردن کارمزد معاملات این الگوها سودهای معنی‌داری ایجاد

نمی‌کنند و این به خاطر نیاز این روش‌ها به تعداد معامله زیاد نسبت به روش خرید و نگهداری می‌باشد.

نتیجه

در این تحقیق سودآوری گروهی از الگوهای تحلیل تکنیکی کوتاه‌مدت، با نام الگوهای شمعی ژاپنی مورد ارزیابی قرار گرفته است. برای تحقیق از داده‌های روزانه ۱۷ شرکت پرمعامله حاضر در بورس تهران استفاده شده است. از میان تعداد زیاد الگوهای شمعی، ۲۸ الگو که در منابع تحلیل تکنیکی از آن‌ها با قدرت پیش‌بینی بالا ذکر می‌شود انتخاب شدند و در دو حالت بدون لحاظ کردن کارمزد معاملات و با لحاظ کردن آن ارزیابی شده‌اند.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اکثر الگوهای شمعی مورد بررسی در این تحقیق (۱۸ الگو)، توانسته‌اند سودی بیش از روش خرید و نگهداری حاصل کنند. لحاظ کارمزد معاملات به عنوان هزینه‌ای برای تعداد بالای خرید و فروش در این‌گونه روش‌ها باعث شد سودآوری اکثر الگوها از معنی‌داری بیفتد و حتی منفی گردد. فقط ۳ الگوی صعودی و ۲ دو الگوی نزولی حتی با لحاظ کردن کارمزد معاملات سودآوری خود را حفظ کردند و این در حالی است که تعداد مشاهده شدن الگوهای نزولی بسیار کم بوده و سودآوری آن‌ها از قابلیت اعتماد کمتری برخوردار است، بنابراین می‌توان گفت فقط ۳ الگوی شمعی ژاپنی بعد از لحاظ کردن کارمزد معاملات منجر به سودآوری معنی‌داری بیش از روش خرید و نگهداری شدند.

به طور کلی می‌توان گفت الگوهای شمعی ژاپنی در بازار بورس تهران دارای قدرت پیش‌بینی بوده و

- Financial Markets*. Princeton: Princeton University Press.
- 8- Efron, B. (1979). Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife. *Annals of Statistics*, Vol: 7, No: 1, 1-26.
 - 9- Efron, B. and Tibshirani, R. (1986). Bootstrap Methods for Standard Errors, Confidence Intervals, and Other Measures of Statistical Accuracy. *Journal of Statistical Science*, 1: 54-77.
 - 10- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* 50 (4): 987-1008.
 - 11- Fama, E., & Blume, M. (1966). Fama, E., & Blume, M. (1966). Filter rules and stock market trading profits. *Journal of Business*, Vol: 39, No: 1, 226-241.
 - 12- Fama, F. E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, Vol: 25, No: 2, 383-417.
 - 13- Fiess, N. M., & MacDonald, R. (2002). Towards the fundamentals of technical analysis: analysing the information content of High, Low and Close prices. *Economic Modelling*, Vol: 19, No: 1, Issue: 3, 353-374.
 - 14- Jensen, M. (1978). Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*, Vol: 6, No: 1, Issue: 1-2, 95-101.
 - 15- Lakonishok, J., & Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real. A ninety-year perspective. *The Review of Financial Studies*, Vol: 1, No: 1, Issue: 4, 403-425.
 - 16- LeBaron, B. (2000). The stability of moving average technical trading rules on the Dow Jones index. *Trading and Regulation*, Vol: 5, No: 4, 324-338.
 - 17- Lo, A., & MacKinlay, A. (1990). An econometric analysis of nonsynchronous trading. *Journal of Econometrics*, Vol: 45, NO: 1, Issue: 4-5, 181-211.
- سوددهایی بیش از روش خرید و نگهداری حاصل می‌کنند، اما این سودها با لحاظ کردن کارمزد معاملات از میان می‌رود. بنابراین روش‌های فوق توانایی غلبه بر بازار و کسب سودهایی بیش از متوسط بازار را ندارند.
- منابع**
- ۱- رزمی، جعفر؛ جولای، فربرز و امیرعباس امامی (۱۳۸۱). یک رویکرد "بوت‌استرپ" برای مقایسه سودآوری شاخص‌های تحلیل تکنیکی بورس اوراق بهادار تهران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۸۱: صص ۸۵-۱۱۰
 - ۲- خواجه‌وی، شکرالله؛ الهیاری ابهری، حمید و میثم قاسمی (۱۳۹۰). آزمون مدل بازده و مدل قیمت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی پانل با داده‌های متوازن. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال ۳، ش ۱۰: صص ۷۰-۵۵
 - 3- Achelis, S. B. (1995). *Technical Analysis from A to Z*. Chicago: Probus.
 - 4- Alexander, S. (1964). Price movements in speculative markets: Trends or random walks. *Industrial Management Review*, Vol: 9, No: 1, 7-26.
 - 5- Bigalow, S. (2002). *Profitable Candlestick Trading: Pinpointing Market Opportunities to Maximise Profits*. New York: John Wiley & Sons.
 - 6- Brock, W., Lakonishok, J., & LeBaron, B. (1992). Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns. *Journal of Finance*, No: 5, 1731-1764.
 - 7- Campbell, J., Andrew, L. W., & MacKinlay, C. A. (1997). *The Econometrics of*

- 24- Pring, M. (2002). *Candlesticks explained*. New York: McGraw-Hill.
- 25- Ratner, M., & Leal, R. P. (1999). Tests of Technical Trading Strategies in the emerging equity markets of Latin America and Asia. *Journal of Banking and Finance*, Vol: 23, No: 1, Issue: 12, 1887-1905.
- 26- Ready, M. (2002). Profits from technical trading rules. *Financial Management*, Vol: 31, No: 1, Issue: 3, 43-61.
- 27- Schatzberg, J. D., and Datta P. (1992). The weekend effect and corporate dividend announcements. *The Journal of Financial Research*. 15:69-76.
- 28- Sullivan, A., Timmerman, A., & White, H. (1999). Data-snooping, technical trading rule performance, and the bootstrap. *Journal of Finance*, Vol: 54, No: 1, Issue: 5, 1647-1691.
- 18- Logan, T. (2007). *Getting Started in Candlesticks*. New York: John Wiley & Sons.
- 19- Malkiel, B. (1981). *A Random Walk Down Wall Street, second ed*. New York: Norton.
- 20- Marshall, B. R., Young, M. R., & Cahan, R. (2007). Are candlestick technical trading strategies profitable in the Japanese equity market? *Journal of Banking and Finance* , Vol: 31, No: 1, Issue: 2, 2303-2323.
- 21- Morris, G. (1995). *Candlestick Charting Explained: Timeless Techniques for Trading Stocks and Futures*. New York: McGraw-Hill.
- 22- Nison, S. (1991). *Candlestick trading principles. Technical analysis of stocks and commodities*. New York: McGraw-Hill.
- 23- Nison, S. (2004). *The Candlestick Course*. New Jersey: John Wiley & Sons.

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره سوم، شماره پیاپی (۱۷)، پاییز ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۱۱/۲۴
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۸/۱۱
صص ۷۳-۸۸

تأثیر متغیرهای فصلی و آب و هوا بر نقدینگی بازار اوراق بهادار تهران

مظفر جمالیان پور^{۱*}، غلامحسین مهدوی^{**}

^{*} دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی

mozafarjamali@yahoo.com

^{**} دانشیار حسابداری، دانشگاه شیراز

ghmahdavi@rose.shirazu.ac.ir

چکیده

این پژوهش به بررسی تجربی رابطه میان نقدینگی بازار سهام تهران و متغیرهای آب و هوایی و فصلی می‌پردازد. بدین منظور از متغیرهایی از قبیل درجه حرارت، سطح ابرناکی، وضعیت هوا (خورشیدی و ابری)، میزان فشار هوا و سطح افق دید برای بررسی آب و هوایی استفاده شده است. افزون بر این، متغیر عدد ماه و همچنین روز انجام مبادله در طول هفته به عنوان متغیرهای دوره‌ای مورد مطالعه قرار گرفتند. حجم ریالی و تعدادی مبادلات سهام و تعداد دفعات انجام مبادلات به عنوان متغیرهای حجم مبادله در بازار سهام مد نظر قرار گرفت. همچنین، از سه نسبت ترکیبی متغیرهای ذکر شده به عنوان متغیرهای نشان‌دهنده عمق مبادلات بهره گرفته شد. جامعه آماری مورد مطالعه، داده‌های مربوط به بازار سهام تهران از ابتدای سال ۱۳۷۸ لغایت ۳۰ مهر ۱۳۹۰ است. نتایج پژوهش نشان داد که متغیرهای آب و هوایی بر نقدینگی بازار تأثیر گذاشته است و همچنین نقدینگی بازار با تغییر متغیرهای فصلی رفتار متفاوتی از خود نشان داده است.

واژه‌های کلیدی: مدیریت مالی رفتاری، نقدینگی بازار سرمایه، عمق مبادلات، متغیرهای آب و هوایی، متغیرهای فصلی.

مقدمه

مالیه رفتاری به عنوان یکی از شاخه‌های جدید علم مدیریت مالی مورد توجه و بررسی بسیاری از پژوهش‌های عصر حاضر است. در این رویکرد به جای در نظر گرفتن پیش فرض رفتار بخردانه برای سرمایه‌گذاران به بررسی تأثیر عوامل محیطی بر تصمیم‌گیری مالی افراد پرداخته می‌شود. در این نوع نگرش تمرکز اصلی روی تجزیه و تحلیل بی‌نظمی‌های بازار است و به طور خاص به بررسی دلایل رفتار مالی غیر عقلایی پرداخته می‌شود. مدیریت رفتاری پارادیم جدیدی است که می‌توان دلیل اصلی بروز و پیدایش آن را در نقایص موجود در پارادایم‌هایی نظیر فرضیه بازار کارا و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یافت. در نظریه‌های نوین مالی نظیر فرضیه بازار کارا، افراد محکوم به رفتار درست و مبتنی بر عقلانیت صرف هستند لیکن انسان به ذات تابع احساسات و شرایط است. از این رو، در بهترین شرایط برای وی یک عقلانیت نسبی می‌توان متصور شد. این همان موضوعی است که هربرت سایمون بیان کرد (۱۹۴۷ و ۱۹۸۳). وی بر این اعتقاد بود که افراد همواره به دنبال حداکثر سازی ثروت خود نیستند بلکه به دنبال رضایت‌مندی هستند و وضعیتی را دنبال می‌کنند که به اندازه کافی خوب باشد. این نظریه منجر به ظهور بخش جدیدی از علم مدیریت مالی تحت عنوان مالیه رفتاری شد.

مدیریت مالی رفتاری به شرح چگونگی تأثیر شناخت و انگیزش‌های رفتاری و روانشناسی سرمایه‌گذاران بر روی نحوه تصمیم‌گیری آن‌ها می‌پردازد [۲۲]. در مالیه رفتاری پایه و اساس کار مبتنی بر دو اصل کلی است. اول اینکه، برای قرار

گرفتن در موقعیت آریترآژ (فرصت طلبی) محدودیت وجود دارد و افراد نمی‌توانند با رعایت رفتار عقلایی به سود مازاد دست پیدا کنند. دومین اصل، روانشناسی شناختی یا فرآیند تصمیم‌گیری شهودی است. بدین معنا که افراد در فرآیند تصمیم‌گیری خود با توجه به کلیه اطلاعات موجود و مبتنی بر عقلانیت کامل عمل نمی‌کنند بلکه دارای روش‌های جایگزینی هستند که با تمسک جستن به آن‌ها سعی در ساده‌سازی فرآیند تصمیم‌گیری خود دارند [۲۹ و ۲۴]. از این رو، استثنائات و تناقض‌هایی در تئوری‌های نوین مدیریت مالی به وجود می‌آید. چون که این تئوری‌ها مبتنی بر دو اصل رفتار عقلانی و حداکثرسازی مطلوبیت است و شواهد تجربی حاکمیت مطلق این دو اصل را زیر سؤال برده است. دانستن نحوه عملکرد بازار سرمایه در شرایط مختلف به منظور برنامه‌ریزی دقیق‌تر و همچنین افزایش توان پیش‌بینی مورد نیاز است. این شرایط می‌تواند طیف عظیمی از رویدادها و عوامل را شامل شود، از جمله عوامل سیاسی، اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی، روانشناسی، جامعه‌شناسی و سایر موارد. وضعیت آب و هوا یکی از عوامل محیطی که می‌تواند بر رفتار سرمایه‌گذاران مؤثر باشد. از این رو مطالعه تأثیر این عوامل بر رفتار سرمایه‌گذاران می‌تواند مطلوب باشد به علاوه وضعیت فصلی و دوره‌ای رفتار سرمایه‌گذاران نیز موضوعی است که می‌تواند بر رفتار سرمایه‌گذاران تأثیرگذار باشد. پژوهش حاضر به دنبال پاسخ گفتن به این سؤال که آیا وضعیت‌های آب و هوایی مختلف بر رفتار سرمایه‌گذاران مؤثر بوده است. همچنین آیا در ایام مختلف سرمایه‌گذاران به شیوه متفاوتی عمل کرده‌اند یا خیر. پاسخ به این سؤالات موجب می‌شود به شیوه‌ای مطلوب بتوان

اصلی خود را همانند آنچه در یک روز خورشیدی سرحال‌آور که مردم با نشاط هستند، انجام دهند." [۲۱].

ساندرز (۱۹۹۳) بر این اعتقاد است که آب و هوا با تحت تأثیر قرار دادن خلق و خوی سرمایه‌گذاران روی رفتار آن‌ها در بازار سرمایه مؤثر است [۲۶]. بنابر نتایج حاصل از پژوهش وی، بازدهی بازار سرمایه نیویورک رابطه با اهمیت معکوسی با سطح ابرناکی هوا دارد. نتایج سایر پژوهش‌ها نظیر پژوهش هیرشلیفر و شاموی (۲۰۰۳) بر وجود چنین رابطه‌ای در برخی از نقاط دنیا حکایت دارد [۱۵]. چانگ و همکاران (۲۰۰۸) با بررسی رابطه وضعیت هوا و روند بازدهی و فعالیت سرمایه‌گذاران به این نتیجه رسیدند که به طور میانگین بازدهی بازار در روزهای ابری پایین‌تر است [۱۰]. افزون بر این، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که هر چه سطح ابرناکی بیشتر باشد، تعداد مبادلات سهام زیاده‌تر شده در حالی که عمق مبادلات به شدت کاهش یافته است لیکن میزان ابرناکی بر نسبت گردش سرمایه تأثیر مهمی نداشته است. نتایج این پژوهش با مطالب مطرح شده در مطالعات لی و همکاران (۲۰۰۲) و بیکر و استین (۲۰۰۴) در خصوص تأثیر میزان سرخوشی و خلق افراد بر تصمیم‌گیری‌هایشان همسوست [۱۹ و ۶]. همچنین، به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاران سعی دارند با شرکت کردن در مبادلات سهام تا حدی از افسردگی روزهای ابری بکاهند [۱۲]. ورثینگتون (۲۰۰۹)، به بررسی تأثیر متغیرهای آب و هوایی بر بازدهی بازار اوراق بهادار استرالیا پرداخته است، بر اساس نتایج پژوهش وی متغیرهای آب و هوایی تأثیر مهمی بر بازدهی بورس سیدنی نداشته است [۳۰]. سایمن‌دیز و همکاران (۲۰۱۰) با بررسی عوامل

رفتار سرمایه‌گذاران را پیش‌بینی کرد. شایان ذکر است که این پژوهش برای اولین بار به بررسی تأثیر متغیرهای آب و هوایی بر رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

مروری بر ادبیات و پیشینه پژوهش

نقدینگی بازار سهام یکی از شاخصه‌های اصلی و مهمی است که برای رونق بخشیدن به بازار باید مدنظر قرار گیرد. عوامل مؤثر بر نقدشوندگی سهام شرکت‌ها در بازار را می‌توان به صورت زیر طبقه‌بندی کرد:

الف) عوامل محیطی و حاکم بر بازار سرمایه: نظیر وجود بازارهای ثانویه فعال، ساز و کارهای حاکم بر بازار ثانویه، قوانین و مقررات برای انتقال سهام، محدودیت‌های حاکم بر نقل و انتقال، تغییرات قیمت سهام، شرایط جهانی، تحولات سیاسی، تمایلات رفتاری و سایر موارد. ب) عوامل داخلی شرکت‌ها: نظیر نرخ سودآوری، ساختار سرمایه، تغییر ساختار مالکیت و مدیریت، سود سهام پرداخت شده و سایر موارد.

مطالعه روی نقدینگی یکی از مباحث مورد توجه پژوهش‌گران بوده است، به نحوی که شناخت ابعاد نقدینگی همواره مورد مطالعه قرار گرفته است [۱۳، ۱۴ و ۲۳].

از جمله عوامل پیرامونی که تأثیرات بالقوه آن روی عملکرد بازار مشاهده شده است، وضعیت آب و هوا است. به نحوی که نلسون در سال ۱۹۰۲ م. چنین بیان می‌دارد که: "در یک بازار معمولی، کارگزاران بر این عقیده‌اند که در روزهای بارانی و ملال‌آور تأثیر عوامل روانی آنچنان قوی است که معامله‌گران حرفه‌ای و بازارگردانان نمی‌توانند وظایف

محیطی و متغیرهای آب و هوایی مؤثر بر خلق و خوی سرمایه‌گذاران، روابط آماری با اهمیتی را میان متغیرهای آب و هوایی و نقدینگی بازار گزارش کردند [۲۷]. لو و چوی (۲۰۱۲) با بررسی رفتار مبتنی بر سفارشات در بازار اوراق بهادار شانگهای چین به این نتیجه رسیدند که متغیرهای آب و هوایی بر این موضوع تأثیر داشته است و عادت سرمایه‌گذاران تحت تأثیر متغیرهای آب و هوایی است [۲۰].

شایان ذکر است که مطالعات مربوط به تأثیر عوامل محیطی به پژوهش‌هایی از نوع آنچه ذکر شد محدود نمی‌شود. برای مثال یکی از مهم‌ترین عوامل مورد پژوهش، تأثیر فصلی رفتار سرمایه‌گذاران است که به آن تأثیر ژانویه نیز اطلاق می‌شود. بدین معنی که رفتار سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه و در ماه اول سال میلادی به دلایل روانی و رفتاری از منطق خود دور شده است و نتایج و رفتار متفاوت‌تری نسبت به مابقی ماه‌های سال مشاهده می‌شود. تعداد زیادی از پژوهش‌های انجام شده در این حوزه وجود رفتار غیرطبیعی و غیرمنطقی برای سرمایه‌گذاران و بازار سرمایه را تأیید می‌کنند [۲۵، ۱۸، ۱۷، ۸]. در واقع این پژوهش‌ها به بررسی بی‌نظمی‌های تکرار شونده بازار سرمایه در زمان‌های متفاوت می‌پردازند. بخشی دیگر از این پژوهش‌ها به صورت جزئی‌تر به بررسی اثر روزهای مختلف هفته روی رفتار سرمایه‌گذاران پرداخته‌اند. در این پژوهش‌ها نشان داده شده است که بازدهی روز آخر هفته به طور میانگین بالاتر از سایر روزها بوده است و روز اول هفته به طور میانگین دارای بازدهی کمتر و حتی تا حدودی منفی نسبت به سایر روزهای هفته بوده است [۷، ۹، ۲۸]. موضوع دیگری که مورد بررسی قرار گرفته است بحث در

خصوص اثر طول مدت روز^۱ بر رفتار بازار سرمایه است. در این بخش پژوهشگران بر این اعتقاد هستند که خواب‌آلودگی و کسالتی که ناشی از طول مدت روز در مقابل طول مدت شب دارد موجب ایجاد رفتار غیرمنطقی سرمایه‌گذاران خواهد شد [۱۱] و [۱۶].

ابونوری و ایزدی (۱۳۸۵)، به بررسی تأثیر روزهای هفته بر شاخص کل و صنایع پرداختند. بنابر پژوهش صورت پذیرفته توسط آنها فرضیه عدم همسانی پراکندگی شاخص در روزهای مختلف تأیید شد [۱]. بدری و صادقی (۱۳۸۵)، اثر روز شنبه و چهارشنبه را بر روی بازدهی، نوسان‌پذیری و حجم معاملات تأیید نمودند [۲]. سعیدی و مشایخی (۱۳۹۰)، به بررسی تأثیر اندازه هلال ماه بر بازدهی بازار در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. در این تحقیق رابطه دوره‌های بازگشت ماه و اندازه هلال ماه بر بازده بررسی شد. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داده است که رابطه معناداری میان وضعیت قمر و بازدهی اوراق بهادار قابل تصور نیست [۳]. فدایی‌نژاد و صادقی (۱۳۹۰)، وجود پدیده تجمع قیمتی اعداد را در بازار تأیید کردند، به علاوه آن‌ها فرضیه تفکیک قیمت‌ها را نیز مورد بررسی قرار دادند که این فرضیه رفتاری نیز در بازار اوراق بهادار تهران مورد تأیید قرار گرفت [۴].

در پایان باید به این نکته اشاره کرد که موضوعات پژوهش در حوزه مالیه رفتاری طیف بسیار وسیعی از مطالعات امروزی را به خود اختصاص می‌دهد که بررسی تأثیرات خلق و خوی سرمایه‌گذاران روی بازار اساسی‌ترین موضوع برای این پژوهش‌ها است.

^۱ Daylight Saving Effect

پرسش‌ها و فرضیه‌های پژوهش

پرسش اصلی پژوهش حاضر به قرار زیر است:

آیا میان متغیرهای آب و هوا و میزان نقدینگی بازار سهام تهران رابطه‌ای وجود دارد؟

پرسش دیگری که مورد بررسی قرار خواهد گرفت آن است که:

آیا خصوصیت تأثیر فصلی برای نقدینگی بازار تهران وجود دارد؟

با توجه به سؤال‌های بالا فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر طراحی و مورد آزمون قرار گرفت:

فرضیه اول) میان نقدینگی بازار سهام و میانگین درجه حرارت رابطه وجود دارد.

فرضیه دوم) میان نقدینگی بازار سهام و میزان رطوبت هوا رابطه وجود دارد.

فرضیه سوم) میان نقدینگی بازار سهام و سطح افق دید رابطه وجود دارد.

فرضیه چهارم) بازار سهام از منظر نقدینگی با سطح ابرناکی هوا رابطه دارد.

فرضیه پنجم) سطح نقدینگی بازار سهام در ارتباط با وضعیت هوا است.

فرضیه ششم) نقدینگی بازار سهام طی ماه‌های مختلف سال متفاوت است.

فرضیه هفتم) نقدینگی بازار سهام طی روزهای مختلف هفته متفاوت است.

متغیرهای پژوهش

به منظور پاسخگویی به پرسش‌های پژوهش و فرضیه‌های طراحی شده به شرح بالا، متغیرهایی به قرار زیر تبیین شد.

متغیرهای آب و هوا که به منظور اندازه‌گیری وضعیت هواشناسی به کار گرفته شده‌اند، به ترتیب عبارتند از: میانگین درجه حرارت بر حسب سانتی گراد (TEMP)، میانگین میزان رطوبت هوا بر حسب درصد (HUM)، سطح افق دید (VIS)، سطح ابرناکی (SKY) که یک متغیر با ۸ وجه است، سطح صفر به معنای هوایی صاف و بدون ابر و سطح ۸ آن به معنای پوشش کامل آسمان توسط ابر است، وضعیت هوا (WEAD) شامل پایداری کامل، بارانی، برفی، مه‌آلود، ابری همراه با رگبارهای پراکنده، رعد و برق و طوفانی است. برای بررسی اثر فصلی بودن از دو منظر ماه‌های مختلف سال (MONTH) و روز هفته‌ها معاملات (DAY) بهره گرفته شد.

نقدینگی بازار از دو منظر کلی اندازه‌گیری و بررسی شد. اول سطح واقعی مبادلات و دوم میزان عمق مبادلات. به منظور کمی نمودن این دو دسته متغیر از اعدادی به شرح نگاره (۱) استفاده شد.

نگاره ۱. معرفی متغیرهای مستقل

SVAL	حجم ریالی مبادلات	سطح واقعی مبادلات
SVOL	حجم تعدادی مبادلات	
NUM	تعداد دفعات مبادله	
VAL_NUM	میانگین ارزشی هر بار مبادله	میزان عمق مبادلات
VOL_NUM	میانگین تعدادی هر بار مبادله	
NUM_BUY	میانگین تعداد مبادلات توسط افراد	

گسترده EXCEL نسخه ۲۰۱۰، آزمون‌های آماری با بهره‌گیری از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۰ و EViews نسخه ۷ انجام پذیرفت.

روش‌شناسی

این پژوهش یک مطالعه تجربی پس از واقعه است که با توجه به اطلاعات تاریخی موجود در خصوص موضوع پژوهش به بررسی موضوع پرداخته است. برای انجام پژوهش ابتدا ضریب همبستگی میان متغیرها بیان شده، سپس با استفاده از تکنیک کروسکال-والیس، آزمون‌های آماری لازم صورت پذیرفت.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی پژوهش در نگاره (۲) آمده است.

منظور از سطح واقعی مبادلات ارقام ریالی است که بیانگر کل میزان خرید و فروش صورت پذیرفته در بازار است و در مقابل میزان عمق مبادلات نشان می‌دهد که به صورت متوسط هر مبادله شکل گرفته در بازار در چه وضعیتی قرار داشته است.

جامعه آماری و روش گردآوری داده‌ها

جامعه آماری مورد مطالعه، بازار سهام تهران از ابتدای سال ۱۳۷۸ لغایت ۳۰ مهر ۱۳۹۰ است. به منظور تهیه داده‌های مرتبط با حجم مبادلات از پایگاه داده‌ای نرم‌افزار گزارش سهام تدبیرپرداز نسخه ۲ استفاده شد. داده‌های مربوط به وضعیت آب و هوا از پایگاه اطلاع‌رسانی فدراسیون جهانی هواشناسی و همچنین پایگاه اطلاع‌رسانی هواشناسی ایران استخراج شده است. با توجه به اطلاعات در دسترس حدود ۲۸۸۷ مشاهده آماری برای انجام آزمون‌های آماری مورد استفاده قرار گرفت. شایان ذکر است که پس از پردازش اولیه داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار صفحه

نگاره ۲. خلاصه نتایج آماره‌های توصیفی

تعداد	جارکوی-بیرا	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	مینیم	ماکزیمم	میان	میانگین	
۲۸۸۷	۱/۳۴ E+۰۶***	۱۰۷	۷/۸۴	۵/۲۴ E+۱۱	۱/۹۹ E+۰۶	۱/۰۲ E+۱۳	۱/۴۰ E+۱۱	۲/۸۸ E+۱۱	SVAL
۲۸۸۷	۲۰۳***	۱/۹۸	۰/۴۰	۳/۳۷ E+۰۸	۷/۶۶ E+۰۶	۱/۱۴ E+۰۹	۴/۲۷ E+۰۸	۴/۷ E+۰۸	SVOL
۲۸۸۷	۵/۵ E+۰۸***	۲۱۴۳	۳/۰۷۳	۱/۹۹۷	۲	۸/۵۴ E+۰۵	۵/۶۲۷	۷/۴۰۰	NUM
۲۸۸۷	۱۹۰***	۱/۸۶	-۰/۲۵۶	۱۰/۲	-۰/۶	۴/۵	۲۲/۵	۲۱	TEMP
۲۸۸۷	۱۴۴***	۲/۰۵۶	۰/۲۷۶	۲۱	۱۴	۱۰۰	۵۶	۵۸	HUM
۲۸۸۷	۱۹۷***	۲/۱۶۱	۰/۴۸۴	۲/۱۶	۰	۸	۲	۲/۷۶	SKY
۲۸۸۷	۳۹۴***	۳/۰۸۸	-	۱/۹۵	۱	۱۰	۸	۷/۸۳	VIS
۲۸۸۷	۱۲۲۲۵***	۱۱/۵۸۴	-۲/۶۵	۱/۰۴	۱۰۰۰	۷	۷	۶/۵۲	WEAD
۲۸۸۷	۱ E+۰۹***	۲۸۸۰	۵/۳۷ E+۰۱	۵/۹۷ E+۰۶	۱/۰۷ E+۰۳	۳/۲۱ E+۰۸	۶/۱۰ E+۰۴	۱/۸۱ E+۰۵	VOL_NUM
۲۸۸۷	۲/۴ E+۰۶***	۱۴۴	۹/۷۶	۷/۰۹ E+۰۷	۵/۴۹ E+۰۵	۱/۴۳ E+۰۹	۲/۴۵ E+۰۷	۳/۸۴ E+۰۷	VAL_NUM

به منظور بررسی وجود همبستگی میان متغیرهای پژوهش ابتدا متغیرهای غیر رتبه‌ای به صورت رتبه‌ای دسته‌بندی شدند و با توجه به غیرنرمال بودن توزیع از ضریب همبستگی کندال استفاده شد. نتایج مربوط در نگاره (۳) آمده است:

با توجه به نتایج مندرج در نگاره (۲)، تمامی سری‌های زمانی مورد مطالعه دارای توزیع غیر نرمال هستند، در واقع آماره جارکوی-بیرا^۱ نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، فرض توزیع نرمال متغیرها رد می‌شود. از این رو، استفاده از آزمون‌های ناپارامتریک در اولویت قرار خواهد گرفت.

^۱ Jarque-Bera

نگاره ۳. ضرایب همبستگی میان متغیرهای پژوهش

متغیر	NUM	SVOL	SVAL	NUM_BUY	VAL_NUM	VOL_NUM
SKY	-۰/۰۷۲**	-۰/۰۳۸**	۰/۰۲۹*	۰/۰۷۲**	۰/۰۳۰*	۰/۰۶۳**
VIS	۰/۰۹۵**	۰/۰۸۸**	۰/۰۶۶**	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۵	- ۰/۰۰۲
WEAD	۰/۰۱۶	۰/۰۴۰**	۰/۰۲۷*	-۰/۰۳۸**	۰/۰۲۹*	۰/۰۶۲**
TEMP	۰/۰۵۴**	۰/۰۰۷	۰/۰۱۴	۰/۰۶۴**	-۰/۰۲۹*	-۰/۰۵۳**
HUM	-۰/۰۲۳**	-۰/۰۱۰**	-۰/۰۸۴**	-۰/۰۹۶**	- ۰/۰۲۱	-۰/۰۰۶
	*P-Value<۰/۰۵			** P-Value<۰/۰۱		

بنابراین می‌توان به این نتیجه رسید که سطح ابرناکی با کلیه متغیرهای در نظر گرفته شده نقدینگی همبستگی آماری دارد، این رابطه با سطح نقدینگی واقعی معکوس است در حالی که با عمق مبادلات رابطه‌ای مستقیم دارد. به بیانی دیگر، نقدینگی با افزایش پوشش ابر کاهش یافته لیکن عمق مبادلات بیشتر می‌شود. با افزایش افق دید تعداد مبادلات افزایش یافته ولی نمی‌توان رابطه محسوسی میان عمق مبادلات و سطح افق دید مشاهده کرد. ضریب همبستگی با وضعیت هواشناسی بیانگر این است که هر چه قدر هوا به سمت ناپایداری برود هم حجم مبادلات و هم عمق مبادلات افزایش می‌یابد. اگر چه این سطوح ارتباط از لحاظ آماری چندان قوی نیستند. به منظور رتبه‌بندی دما، ۲۰ درصد پایینی دما به عنوان دسته اول، ۲۰ درصد بالایی به عنوان دسته سوم و ۶۰ درصد میانی به عنوان دسته دوم طبقه‌بندی شد. همبستگی متغیرهای نقدینگی با درجه حرارت نشان داد که با افزایش دما تعداد دفعات مبادله و عمق

مبادله هر نفر افزایش می‌یابد لیکن میانگین حجمی و تعدادی مبادلات رو به کاهش می‌گذارد. به بیانی دیگر، می‌توان چنین گفت که در روزهای گرم‌تر تعداد کمتری به مبادلات بزرگ‌تر نسبت به روزهای سردتر دست می‌زنند. برای مقایسه میزان رطوبت هوا و نقدینگی همانند وضعیت دمایی رتبه‌بندی انجام شد که بنابر نتایج، رابطه معکوسی میان میزان رطوبت موجود در هوا با متغیرهای نقدینگی وجود دارد. این رابطه برای عمق مبادلات هر فرد و سطح نقدینگی واقعی بااهمیت است.

فرضیه اول) میان نقدینگی بازار سهام و میانگین درجه حرارت رابطه وجود دارد.

به منظور آزمودن این فرض ابتدا درجه حرارت، همان‌طور که قبلاً بیان شد، به یک متغیر سه وجهی تبدیل شد و سپس با استفاده از آزمون کروسکال والیس فرضیه مورد آزمون قرار گرفت. نتایج مربوط در نگاره‌های (۴) و (۵) آمده است.

نگاره ۴. میانگین رتبه‌های متغیرهای نقدینگی در متوسط دما مختلف

میانگین رتبه					
SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY
۱۴۳۳	۱۴۱۴	۱۳۳۹	۱۵۰۵	۱۵۲۶	۱۰۴۸
۱۴۳۵	۱۴۲۶	۱۴۵۳	۱۴۶۳	۱۴۲۱	۱۱۱۰
۱۴۷۸	۱۴۳۸	۱۵۱۸	۱۳۳۳	۱۴۲۶	۱۲۱۱

نگاره ۵. آماره‌های آزمون کروسکال والیس برای بررسی رابطه متغیرهای نقدینگی و متوسط دما

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY	
۱/۳۲	۱/۱۶	۱۴/۲۲**	۱۴/۸۶**	۷/۲۲**	۱۵/۶۳**	آماره خی مربع
۲	۲	۲	۲	۲	۲	درجه آزادی
۰/۵۱۷	۰/۵۶۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۲۷	۰/۰۰۰	P-Value

این، با افزایش متوسط دما افراد شرکت کننده در بازار به طور متوسط در هر دفعه معامله تعداد بیشتری سهام خریداری کرده‌اند.

فرضیه دوم) میان نقدینگی بازار سهام و میزان رطوبت هوا رابطه وجود دارد.

نگاره‌های (۶) و (۷) بیانگر نتایج آزمون کروسکال والیس برای بررسی وجود رابطه میان نقدینگی بازار و میزان رطوبت موجود در هوا است. به بیانی دیگر، در این بخش بررسی می‌شود که آیا میانگین متغیرهای نقدینگی در وضعیت‌های متفاوت رطوبتی هوا رفتار مختلفی دارند یا خیر.

با توجه به نتایج حاصله می‌توان چنین گفت که به جز حجم ریالی و تعدادی مبادلات، مابقی متغیرهای نقدینگی مورد مطالعه با متوسط درجه حرارت هوا رابطه آماری دارند. به بیانی دیگر، در سه گروه تعیین شده برای درجه حرارت تعداد دفعات مبادله، عمق ریالی، عمق تعدادی و متوسط مبادله انجام شده هر فرد در بازار متفاوت بوده است. در واقع می‌توان با توجه به میانگین رتبه‌های متغیرها به این نتیجه رسید که با افزایش متوسط دما تعداد خریداران و فروشندگان سهام افزایش یافته لیکن عمق ریالی و عمق تعدادی مبادلات کاهش یافته است. افزون بر

نگاره ۶. میانگین رتبه‌های متغیرهای نقدینگی در میزان رطوبت هوای مختلف

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY
۱۵۸۵	۱۶۰۴	۱۶۲۹	۱۴۱۱	۱۵۰۰	۱۲۸۱
۱۴۴۲	۱۴۴۹	۱۴۵۷	۱۴۷۳	۱۴۲۹	۱۱۰۵
۱۳۰۶	۱۲۶۷	۱۲۱۸	۱۳۸۸	۱۴۳۰	۱۰۲۲

نگاره ۷. آماره‌های آزمون کروسکال والیس برای بررسی رابطه متغیرهای نقدینگی و میزان رطوبت

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY	
۳۳**	۴۸**	۷۲**	۵/۶۱	۳/۳۱	۳۷**	آماره خی مربع
۲	۲	۲	۲	۲	۲	درجه آزادی
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۶۰	۰/۱۹۱	۰/۰۰۰	P-Value

متفاوت، برابر نیست. به بیانی دیگر، می‌توان به این نتیجه رسید که میزان رطوبت هوا بر نقدینگی واقعی تأثیر دارد لیکن چندان تأثیری روی عمق مبادلات ندارد. همچنین با توجه به میانگین رتبه‌های متغیرها

نتایج پژوهش در خصوص وجود رابطه میان نقدینگی و میزان رطوبت موجود در هوا نشان داد که حجم ریالی و تعدادی، تعداد دفعات مبادله و میانگین مبادله توسط هر فرد برای میزان نقدینگی‌های

می‌توان به این نتیجه رسید که با افزایش میزان رطوبت هوا نقدینگی بازار کاهش می‌یابد. افزون بر این، تمایل افراد برای مبادله تعداد کم‌تری سهام در هر بار معامله را می‌توان استنتاج کرد.

فرضیه سوم) میان نقدینگی بازار سهام و سطح افق دید رابطه وجود دارد.

ابتدا سطح افق دید به صورت دهکی طبقه‌بندی شد، بدین ترتیب که افق دید صفر به عنوان شروع دهک اول و افق دید کامل به عنوان پایان دهک دهم مد نظر قرار گرفت. سپس، آزمون کروسکال والیس برای بررسی فرضیه به اجرا درآمد که نتایج مربوط در

نگاره‌های (۸) و (۹) آمده است. نتایج نشان داد که به جز دو مورد عمق ریالی و متوسط تعداد سهام مبادله شده توسط هر فرد در هر مبادله، مابقی متغیرهای مورد مطالعه در زمان تغییر سطح دید رفتار متفاوتی داشته‌اند. با توجه به میانگین رتبه متغیرها در آزمون کروسکال والیس می‌توان چنین گفت که هرچه میزان افق دید کاهش می‌یابد، نقدینگی بازار نیز رو به نزول می‌گذارد و به بیانی دیگر میان افق دید و نقدینگی رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. البته این رابطه برای متغیر عمق ریالی نقدینگی و همچنین متوسط نسبی به تعداد سهام در هر معامله از لحاظ آماری معنادار نبود.

نگاره ۸. میانگین رتبه متغیرهای نقدینگی در میزان افق دید مختلف

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY
۵۳۶	۷۲۸	۷۷۳	۶۶۵	۴۰۹	۱۱۶۶
۱۲۶۲	۱۱۳۸	۱۲۰۶	۱۰۹۲	۱۳۵۱	۱۱۰۸
۱۲۳۱	۱۰۹۶	۱۱۷۰	۱۱۵۹	۱۴۴۶	۱۰۶۷
۱۲۸۵	۱۲۲۵	۱۲۱۴	۱۳۱۲	۱۴۰۱	۱۰۴۲
۱۴۰۳	۱۴۲۳	۱۱۳۷۵	۱۴۹۷	۱۴۷۸	۱۰۴۸
۱۳۵۳	۱۳۲۸	۱۳۱۳	۱۴۶۹	۱۴۳۵	۱۱۲۳
۱۴۵۷	۱۴۶۸	۱۴۳۸	۱۵۲۸	۱۴۵۳	۱۱۰۹
۱۴۱۱	۱۳۹۴	۱۴۱۲	۱۴۶۵	۱۴۴۱	۱۱۴۸
۱۴۴۸	۱۴۳۸	۱۴۵۱	۱۴۶۸	۱۴۴۵	۱۱۳۲
۱۵۷۹	۱۶۳۴	۱۶۳۵	۱۳۸۸	۱۴۵۰	۱۱۳۴

نگاره ۹. آماره‌های آزمون کروسکال والیس برای بررسی رابطه متغیرهای نقدینگی و افق دید

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY
۳۴**	۶۲**	۵۹**	۲۶**	۷/۲۱	۴/۸۹
۹	۹	۹	۹	۹	۹
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۶۱۵	۰/۸۴۴

است و سطح ۹ به معنای نبود هرگونه ابر در آسمان است. نتایج بررسی فرضیه وجود رابطه میان نقدینگی و سطح ابرناکی در نگاره‌های (۱۰) و (۱۱) آمده است.

فرضیه چهارم) بازار سهام از منظر نقدینگی با سطح ابرناکی هوا رابطه دارد.

سطح ابرناکی یک متغیر ۹ حالتی است که سطح یک آن به معنای پوشش کامل آسمان به وسیله ابر

نگاره ۱۰. میانگین رتبه متغیرهای نقدینگی در سطوح ابرناکی مختلف

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY
۱۵۱۵	۱۵۲۸	۱۵۷۶	۱۳۰۵	۱۴۳۷	۱۲۰۱
۱۴۸۴	۱۵۱۲	۱۵۳۶	۱۳۷۰	۱۳۹۹	۱۱۹۱
۱۴۰۳	۱۳۸۸	۱۴۱۷	۱۳۷۵	۱۴۱۰	۱۱۴۵
۱۴۴۷	۱۴۳۹	۱۴۴۲	۱۴۲۱	۱۴۴۰	۱۰۹۹
۱۳۶۲	۱۲۷۵	۱۳۰۶	۱۴۱۲	۱۴۳۸	۱۰۴۵
۱۳۷۹	۱۴۰۷	۱۳۳۶	۱۵۵۴	۱۴۴۸	۱۰۷۷
۱۴۷۱	۱۵۰۹	۱۴۳۱	۱۶۳۵	۱۵۵۳	۱۰۲۹
۱۴۰۶	۱۳۹۷	۱۲۷۹	۱۶۶۶	۱۵۴۹	۹۶۸
۱۴۰۳	۱۴۱۴	۱۳۱۱	۱۵۲۷	۱۶۲۵	۱۱۲۸

نگاره ۱۱. آماره‌های آزمون کروسکال والیس برای بررسی رابطه متغیرهای نقدینگی و سطح ابرناکی

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY
۱۱	**۲۶	**۳۹	** ۳۷	۱۱	** ۲۶
۸	۸	۸	۸	۸	۸
۰/۱۹۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۹۹	۰/۰۰۱

آماره خی مربع

درجه آزادی

P-Value

است. نقدینگی ریالی و عمق ریالی مبادلات رابطه آماری با سطح ابرناکی نداشته‌اند.

فرضیه پنجم) سطح نقدینگی بازار سهام در ارتباط با وضعیت هوا است.

این بخش از پژوهش به بررسی رابطه میان وضعیت هوا با نقدینگی بازار سهام اختصاص دارد.

بدین منظور وضعیت آب و هوایی به پنج گروه کلی تقسیم شد که شروع آن با یک روز برفی طوفانی و پایان آن با یک روز بدون حادثه جوی طبقه‌بندی شده است. نتایج مربوط به این بخش در نگاره‌های (۱۲) و (۱۳) آورده شده است.

نتایج آزمون آماری فرضیه چهارم نشان داد که به جز نقدینگی ریالی و عمق ریالی مبادلات در بازار سهام، دیگر متغیرها با سطح ابرناکی رابطه آماری با اهمیتی نداشته‌اند. به نحوی که با افزایش سطح ابرناکی مشارکت‌کنندگان بیشتری وارد مبادلات سهام شده‌اند و تعداد سهام بیشتری مبادله کرده‌اند و به نسبت دیگر ایام در یک مبادله تعداد سهام بیشتری را معامله می‌کنند. لیکن در سطح کل بازار عمق حجمی مبادلات با افزایش سطح ابرناکی به نسبت سایر روزها کاهش یافته است. به طور خلاصه، با افزایش میزان پوشش ابر افراد بیشتری در مبادلات بازار سهام مشارکت کرده و تعداد سهام بیشتری نسبت به سایر اوقات مبادله می‌کنند هر چند که عمق حجمی مبادلات با افزایش سطح پوشش ابر کاهش یافته

نگاره ۱۲. میانگین رتبه متغیرهای نقدینگی در وضعیت‌های جوی مختلف

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY
۱۵۱۷	۱۵۱۱	۱۵۲۲	۱۴۹۵	۱۵۱۶	۱۱۹۸
۱۵۴۴	۱۵۶۷	۱۵۰۳	۱۶۷۳	۱۵۷۴	۱۰۶۷
۱۶۷۷	۱۶۹۲	۱۷۲۴	۱۵۷۰	۱۵۹۹	۱۱۲۶
۱۵۹۸	۱۵۹۸	۱۴۸۰	۱۸۸۸	۱۷۰۰	۱۲۹۳
۱۶۲۷	۱۶۸۱	۱۶۶۳	۱۷۰۴	۱۵۷۷	۱۳۱۳

نگاره ۱۳. آماره‌های آزمون کروسکال والیس برای بررسی رابطه متغیرهای نقدینگی و وضعیت جوی

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY
۴/۹۶	۷/۷۳	۸/۰۲	**۲۲	۳/۷۰۳	**۱۳
۴	۴	۴	۴	۴	۴
۰/۲۹۲	۰/۱۱۲	۰/۱۰۹	۰/۰۰۰	۰/۴۴۸	۰/۰۱۲

آماره خی مربع

درجه آزادی

P-Value

فرضیه ششم) نقدینگی بازار سهام طی ماه‌های مختلف سال متفاوت است.

ماه شمسی انجام مبادله به عنوان یکی از متغیرهای فصلی در این پژوهش مورد مطالعه قرار گرفت که نتایج مربوط به بررسی فرضیه وجود نقدینگی متفاوت بازار در ماه‌های مختلف سال در نگاره‌های (۱۴) و (۱۵) آمده است.

نتایج مندرج در نگاره‌های (۱۲) و (۱۳) نشان داد که تنها دو متغیر از متغیرهای نقدینگی مورد مطالعه در وضعیت‌های جوی مختلف، وضعیت متفاوتی داشته‌اند. این دو متغیر عمق حجمی مبادلات و تعداد متوسط سهام مبادله شده توسط هر نفر مشارکت کننده در بازار بود. به بیانی دیگر با اندکی اغماض می‌توان چنین گفت که وضعیت جوی با عمق مبادلات رابطه آماری دارد، لیکن با نقدینگی واقعی رابطه با اهمیت آماری نداشته است.

نگاره ۱۴. میانگین رتبه متغیرهای نقدینگی در ماه‌های مختلف سال

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY
۱۴۲۹	۱۴۹۴	۱۲۳۵	۱۳۷۶	۱۳۶۸	۸۵۴
۱۴۶۱	۱۴۲۰	۱۵۲۶	۱۲۳۶	۱۳۸۲	۱۱۲۵
۱۵۰۸	۱۴۳۵	۱۵۶۹	۱۲۳۱	۱۴۳۳	۱۱۷۴
۱۳۹۳	۱۳۶۴	۱۳۸۹	۱۴۳۲	۱۴۳۹	۱۲۲۸
۱۵۶۷	۱۵۱۲	۱۶۲۸	۱۲۸۷	۱۴۴۱	۱۳۵۹
۱۵۰۰	۱۴۳۳	۱۵۵۴	۱۲۷۳	۱۴۳۶	۱۱۹۹
۱۳۶۷	۱۴۴۱	۱۴۳۰	۱۴۵۷	۱۲۷۹	۱۱۷۷
۱۴۱۰	۱۴۲۷	۱۳۸۰	۱۶۰۲	۱۴۶۱	۹۸۸
۱۴۶۹	۱۴۰۱	۱۳۷۴	۱۴۲۴	۱۵۹۷	۱۰۱۳
۱۴۰۰	۱۴۱۲	۱۳۵۰	۱۴۹۱	۱۴۴۶	۱۰۴۹
۱۳۲۶	۱۴۷۳	۱۲۸۳	۱۷۳۷	۱۳۸۵	۱۲۱۳
۱۴۸۸	۱۵۵۵	۱۵۲۸	۱۹۸۴	۱۷۳۴	۹۶۴

نگاره ۱۵. آماره‌های آزمون کروسکال والیس برای بررسی متغیرهای نقدینگی در ماه‌های مختلف سال

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY	
**۱۸	۹/۹۰	**۵۴	**۱۶۸	**۴۶	**۸۹	آماره خی مربع
۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	درجه آزادی
۰/۰۴۹	۰/۵۳۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	P-Value

نتایج پژوهش در خصوص تأثیر متغیر فصلی ماه معامله بر نقدینگی بازار نشان داد که به جز حجم تعدادی مبادلات، تمامی متغیرها با این متغیر فصلی رابطه آماری با اهمیتی داشته‌اند. با توجه به رتبه‌های مندرج در نگاره (۱۴) می‌توان نتایجی به قرار زیر را استخراج کرد.

نگاره ۱۶. خلاصه رتبه‌های برتر نقدینگی در ماه‌های مختلف سال

SVAL	SVOL	NUM	VOL_NUM	VAL_NUM	NUM_BUY	وضعیت نقدینگی
مرداد	اسفند	مرداد	اسفند	اسفند	مرداد	بیشینه
بهمن	تیر	فروردین	خرداد	مهر	فروردین	کمینه

بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفت که رفتار بازار سرمایه از منظر نقدینگی در ماه‌های مختلف سال متفاوت است و سرمایه‌گذاران در ماه‌های مختلف سال واکنش‌های متفاوتی را از خود بروز می‌دهند. ماه پایانی سال دارای بیشترین عمق حجمی و ریالی مبادلات بوده، همچنین ماه اسفند به عنوان پرمبادله‌ترین ماه سال از لحاظ حجم مبادلات است. به بیان دیگر، به نظر می‌رسد که ماه پایانی سال به عنوان کم‌ریسک‌ترین ماه سال از منظر قدرت نقدشوندگی سهام است. از لحاظ حجم ریالی مبادلات، تعداد مبادلات انجام شده و متوسط میزان سهامی که یک فرد در هر مبادله داد و ستد می‌کند، مردادماه بالاترین رتبه را به خود اختصاص داده است. نکته قابل توجه دیگری که از نگاره (۱۶) قابل استخراج است، کسب پایین‌ترین رتبه تعداد افراد مشارکت‌کننده و متوسط تعداد داد و ستد سهام یک فرد در هر بار مبادله، توسط ماه اول سال (فروردین ماه) است. لیکن کم‌حجم‌ترین ماه سال از لحاظ تعداد سهام مبادله شده مربوط به تیرماه است و از منظر حجم ریالی این رتبه به بهمن ماه اختصاص یافته است. در نهایت، از منظر عمق حجمی و ریالی، به ترتیب، خرداد و مهرماه پایین‌ترین میانگین رتبه‌ها را به خود اختصاص داده‌اند.

فرضیه هفتم) نقدینگی بازار سهام طی روزهای مختلف هفته متفاوت است.

روزهای هفته به عنوان دومین متغیر فصلی مؤثر بر نقدینگی بررسی شد. نتایج مربوط به این بخش از پژوهش در نگاره‌های (۱۷) و (۱۸) آمده است.

نگاره ۱۷. میانگین رتبه متغیرهای نقدینگی در روزهای مختلف هفته

روز	NUM_BUY	VAL_NUM	VOL_NUM	NUM	SVOL	SVAL
شنبه	۱۰۴۸	۱۳۹۱	۱۵۲۹	۱۳۷۲	۱۴۳۲	۱۳۶۵
یکشنبه	۱۱۲۱	۱۴۴۰	۱۴۱۷	۱۴۵۰	۱۴۳۴	۱۴۴۹
دوشنبه	۱۱۳۵	۱۴۵۹	۱۴۲۷	۱۴۶۸	۱۴۵۱	۱۴۶۸
سه‌شنبه	۱۱۵۸	۱۴۵۶	۱۴۴۳	۱۴۵۷	۱۴۵۵	۱۴۶۰
چهارشنبه	۱۱۳۵	۱۴۷۵	۱۴۰۱	۱۴۷۱	۱۴۴۴	۱۴۷۷

نگاره ۱۸. آماره‌های آزمون کروسکال والیس برای بررسی متغیرهای نقدینگی در روزهای مختلف هفته

	NUM_BUY	VAL_NUM	VOL_NUM	NUM	SVOL	SVAL
آماره خی مربع	۱۰/۳*	۶/۴۰	۱۱**	۸*	۱/۰۲	۹/۷*
درجه آزادی	۴	۴	۴	۴	۴	۴
P-Value	۰/۰۶۴	۰/۲۶۹	۰/۰۴۷	۰/۰۹۲	۰/۹۶۱	۰/۰۸۲

نتایج مندرج در نگاره‌های (۱۷) و (۱۸) بیانگر آن هستند که به جز عمق ریالی مبادلات، سایر متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش در روزهای مختلف هفته رفتار متفاوتی داشته‌اند. با توجه به نگاره‌های مذکور می‌توان به نتایجی به شرح زیر دست یافت.

نگاره ۱۹. خلاصه رتبه‌های برتر نقدینگی در روزهای مختلف هفته

وضعیت نقدینگی	NUM_BUY	VAL_NUM	VOL_NUM	NUM	SVOL	SVAL
بیشینه	سه شنبه	چهار شنبه	شنبه	چهارشنبه	سه شنبه	چهارشنبه
کمینه	شنبه	شنبه	چهارشنبه	شنبه	شنبه	شنبه

کمترین نقدینگی به جز عمق حجمی مبادلات در تمامی متغیرها متعلق به روز شنبه (روز شروع هفته مبادلاتی) است. پایین‌ترین عمق حجمی مبادلات مربوط به روز چهارشنبه (روز پایانی هفته مبادلاتی) است. نتایج بررسی همچنین نشان داد که تعداد مشارکت‌کنندگان در بازار، ارزش ریالی مبادلات و عمق ارزشی مبادلات در روز چهارشنبه، بالاترین حد را به نسبت سایر روزهای هفته دارا می‌باشد. بالاترین حجم تعدادی سهام مبادله شده متعلق به روز سه شنبه بوده و روز شنبه بالاترین عمق حجمی مبادلات را به خود اختصاص داده است.

بحث و نتیجه

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که متغیرهای آب و هوایی و فصلی با نقدینگی بازار رابطه داشته‌اند. اگر چه این رابطه با توجه به نحوه اندازه‌گیری نقدینگی متفاوت بود. بنابراین، می‌توان گفت که نقدینگی بازار اوراق بهادار تهران همانند سایر بازارهای سرمایه دنیا تحت تأثیر متغیرهای پیرامونی قرار گرفته است. نتیجه اصلی برآمده از پژوهش حاضر نشان داد که وضعیت آب و هوایی و متغیرهای فصلی توانسته است تا حدودی بر رفتار عقلایی و مورد انتظار سرمایه‌گذاران

اثر گذاشته و با توجه به شرایط خاص محیطی آنان را به سمت مشارکت بیشتر و یا کمتر سوق دهد.

بررسی‌ها نشان داد که با افزایش متوسط دما، تعداد خریداران و فروشندگان سهام افزایش یافته است لیکن از عمق ریالی و تعدادی مبادلات کاسته می‌شود. همچنین، میزان رطوبت هوا بر نقدینگی واقعی تأثیر معکوس دارد لیکن چندان تأثیری روی عمق مبادلات نداشته است. افزون بر این، میان افق دید و نقدینگی رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. نتایج نشان داد که با افزایش ابرناکی افراد بیشتری در مبادلات بازار سهام مشارکت کرده و تعداد سهام بیشتری نسبت به سایر اوقات مبادله می‌کنند هر چند که عمق حجمی مبادلات با افزایش سطح پوشش ابر کاهش یافته است.

در نهایت نتایج پژوهش ضمن تأیید فرضیه‌های مورد مطالعه در خصوص تأثیر متغیرهای فصلی نشان داد که نقدینگی بازار طی ماه‌های متفاوت انجام مبادله در سال و روزهای مختلف مبادله در هفته، یکسان نبوده است. برای نمونه شنبه به عنوان اولین روز کاری و پس از تعطیلات آخر هفته کم‌ترین نقدینگی را به خود اختصاص داده است، در مقابل روزهای چهارشنبه و سه‌شنبه دارای بالاترین نقدینگی در میان روزهای هفته بودند. افزون بر این، در میان ماه‌های مورد مبادله مردادماه و اسفندماه به عنوان پرمبادله‌ترین ماه‌های سال قلمداد شدند.

پیشنهادهای

نتایج پژوهش بیانگر مؤثر بودن علائم رفتاری و شخصیتی مشترک سهامداران بر بازار سرمایه بوده است. از این رو پیشنهاد می‌شود که مشارکت‌کنندگان در بازار اوراق بهادار به این موضوع توجه داشته باشند که با تحلیل عوامل جنبی و رفتاری سهامداران

توانایی کسب بالاتری در مدیریت منابع خود خواهند داشت. به علاوه به منظور بسط مطلوب‌تر موضوع محققین می‌تواند به موضوع‌های زیر برای انجام پژوهش‌های آتی خود توجه کنند:

- انجام مطالعه در سطح بورس‌های منطقه‌ای.
- توجه به ماه‌های قمری و ایام میلادی و تأثیر آن بر رفتار سهامداران.
- استفاده از تکنیک‌های داده محور و محاسبات نرم در برآورد روابط.
- بررسی دقیق‌تر دلایل بیولوژیکی تأثیر متغیرهای آب و هوایی بر رفتار سهامداران.
- بررسی تأثیر روزهای تعطیل بر روی رفتار سرمایه‌گذاران.
- تأثیر آلودگی هوا و کاهش شاخص کیفی تمیزی آن بر بازار اوراق بهادار.

محدودیت‌های پژوهش

هر پژوهش به تبع شرایط پیرامونی خود، محدودیت‌هایی دارد که این پژوهش نیز از آن مبرا نیست. از این رو برخی از محدودیت‌هایی موجود در انجام پژوهش حاضر را می‌توان به صورت زیر بیان داشت:

- اثر ضمنی و جانبی ناشی از سیاست‌های پولی دولت در ایام متفاوت سال از جمله اثر ناشی از عرضه سهام مشمول اصل ۴۴ و خصوصی‌سازی.
- تمرکز الگوی آب و هوایی در تهران و چشم‌پوشی از اثر معاملات در الباقی شهرها و بورس‌های منطقه‌ای.

منابع

- ۱- ابونوری، اسمعیل و رضا ایزدی. (۱۳۸۵) ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار

- in stock returns and trading activity. *Journal of Banking & Finance* 32, 1754-1766.
- 11- Garrett, Ian; Kamstra Mark J. and Lisa A. Kramer, 2005. Winter blues and time variation in the price of risk. *Journal of Empirical Finance* 12, 291-316.
- 12- Goetzmann, W.N., Zhu, N., 2005. Rain or shine: where is the weather effect? *European Financial Management* 11, 559-578.
- 13- Goyenko, Ruslan Y.; Holden, Craig W. and Charles A. Trzcinka (2009). "Do liquidity measures measure liquidity?", *Journal of Financial Economics*, Vol.92, PP.153-181.
- 14- Hegde, Shantaram P. and John, B. McDermott (2004). "The market liquidity of DIAMONDS, Q_s, and their underlying stocks", *Journal of Banking & Finance*, Vol.28, PP.1043-1067.
- 15- Hirshleifer, D., Shumway, T., 2003. Good day sunshine: stock returns and the weather. *Journal of Finance* 58, 1009-1032.
- 16- Kamstra, M.J., Kramer, L.A., Levi, M.D., 2000. Losing sleep at the market: the daylight saving effect. *American Economic Review* 90, 1005-1011.
- 17- Kamstra, M.J., Kramer, L.A., Levi, M.D., 2003. Winter blues: seasonal affective disorder (SAD) stock market returns. *American Economic Review* 93, 324-343.
- 18- Kaplanski, G., Levy, H., 2009. Seasonality in perceived risk: a sentiment effect. Working paper. *Jerusalem School of Business Administration*. Kaplanski, Guy and Levy, Haim, Seasonality in Perceived Risk: A Sentiment Effect (April 1, 2009). Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1116180>.
- 19- Lee, W.Y., Jiang, C.X., Indro, D.C., 2002. Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment. *Journal of Banking and Finance* 26, 2277-2299.
- 20- Lu Jing and Robin K. Chou (2012). Does the weather have impacts on returns and trading activities in order-driven stock markets? Evidence from China. *Journal of Empirical Finance*, 19, 79-93.
- 21- Nelson, S.A., 1902. *The ABC of Stock Speculation*. Nelson's Wall Street Library, Volume V, S.A. Nelson, New York.
- تهران با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ. تحقیقات اقتصادی، فروردین و اردیبهشت (۷۲)، صص ۱۶۳-۱۹۰.
- ۲- بدری، احمد و محسن صادقی. (۱۳۸۵) بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی، نوسان پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران، پیام مدیریت، (۱۷ و ۱۸)، صص ۵۵-۸۳.
- ۳- سعیدی، علی و مرجان مشایخی. (۱۳۹۰) اندازه هلال ماه و بازده بازار در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار (۱۴)، سال چهارم، صص ۸۱-۹۸.
- ۴- فدایی نژاد، محمد اسماعیل و محسن صادقی. (۱۳۹۰) بررسی روانشناسی اعداد و پدیده "تجمع قیمت‌ها" در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، (۳۱)، صص ۷۳-۹۸.
- ۵- محمدی، شاپور؛ راعی، رضا؛ قالیباف، حسن و غلامحسین گل ارضی. (۱۳۸۹) تجزیه و تحلیل رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل فضای حالت. پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، شماره دوم، شماره پیاپی (۴)، صص ۴۹-۶۰.
- 6- Baker, M. and Stein, C.J., 2004. Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets* 7, 271-299.
- 7- Berument.H and H. Kiymaz,(2001). The day of the week effect on stock market volatility", *journal of economics and finance* , vol.25 , No.2, 20-35.
- 8- Bouman, S., Jacobsen, B., 2002. The Halloween indicator, 'sell in May and go away': another puzzle. *American Economic Review* 92, 1618-1635.
- 9- Cabello.A , Oritz.E , (2004), Day of the week and month of the year effects at the latin American markets", *International financial review* , vol.5 ,pp.273-304
- 10- Chang, S.C., Chen, S.S., Chou, R.K., Lin, Y.H., 2008. Weather and intraday patterns

- 27- Symeonidis, Lazaros; Daskalakis, George and Raphael N. Markellos (2010). Does the Weather Affect Stock Market Volatility? *Finance Research Letters*, Vol. 7, No. 4, pp. 214-223.
- 28- Thaler, R.H., (1987). Anomalies: the January effect. *Journal of Economic Perspectives* 1, 197-201.
- 29- Tversky, Amos and Daniel Kahneman (1975). Judgments under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*, Vol.185, 1124-1131.
- 30- Worthington, Andrew (2009). An Empirical Note on Weather Effects in the Australian Stock Market. *ECONOMIC PAPERS*, VOL. 28, NO. 2, 148-154.
- 22- Nik, Maheran and Muhammad Nik (2009). BEHAVIORAL FINANCE vs TRADITIONAL FINANCE. *Advance Management Journal*, Vol. 2 (6) June, 1-10.
- 23- Rakowski, David and Xiaoxin Wang, Beardsley (2008). "Decomposing liquidity along the limit order book", *Journal of Banking & Finance*, Vol.32, PP.1687-1698.
- 24- Ritter Jay, (2003), Behavioral finance, *Pacific-Basin Finance Journal* 11, 429-437.
- 25- Rozeff, M.S. and Kinney Jr., W.R., 1976. Capital market seasonality: the case of stock returns. *Journal of Financial Economics* 3, 379-402.
- 26- Saunders, E.M., 1993. Stock prices and Wall Street weather. *American Economic Review* 83, 1337-1345.

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره سوم، شماره پیاپی (۱۷)، پاییز ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۱۰/۲۷
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۶/۱۸
صص ۸۹-۱۰۴

ارتباط ارزشی سرمایه در گردش غیر نقدی خالص در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مجید عظیمی*، منیره صباغ**

*استادیار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مبارکه

Azimimajid.yan@yahoo.com

**کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مبارکه

Monireh.sabagh@yahoo.com

چکیده

پاسخ‌گویی به عناصر معینی از سیاست‌های مالی شرکت مانند مقدار اهرم مالی شرکت و مقدار سرمایه در گردش که شرکت برای انجام فعالیت‌های خود به آن نیاز دارد به مدیران برای گسترش یک برنامه مشخص مالی و به تبع آن موفقیت و بقا در بازارهای امروزی کمک می‌کند. در این پژوهش سعی شده است ارتباط ارزشی سرمایه در گردش غیر نقدی خالص بررسی شود. این پژوهش از نظر هدف یک پژوهش بنیادی تجربی و از لحاظ ماهیت یک پژوهش همبستگی است. نوع رگرسیون، رگرسیون داده‌های ترکیبی و نوع داده‌ها جهت آزمون، داده‌های تلفیقی است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از روش حذف سامانمند، نمونه‌ای شامل ۱۱۸ شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ انتخاب شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش خالص، ارتباط منفی با ارزش شرکت ندارد اما سرمایه‌گذاری اضافی در سرمایه در گردش خالص با وجود سطح فعلی سرمایه در گردش شرکت، ارتباط منفی با ارزش شرکت دارد. همچنین سهام‌داران در شرکت‌های اهرمی به مقدار بدهی و ساختار سرمایه شرکت اهمیت ویژه‌ای می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: ارتباط ارزشی، سرمایه در گردش غیر نقدی خالص، بازده مورد انتظار پرتفوی، اهرم مالی.

مقدمه

اغلب تحقیقات گذشته بر تصمیم‌های بلندمدت مالی مدیران شرکت‌ها متمرکز شده است. به ویژه محققان در میان موضوعات مختلف بیشتر به تجزیه و تحلیل ساختار مالی، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت، سود سهام نقدی و ارزشیابی سهام شرکت‌ها پرداخته‌اند. در حالی که سرمایه‌گذاری در دارایی‌های جاری و استفاده از منابع تأمین مالی کوتاه مدت، از اقلام مهم ترازنامه شرکت‌هاست. تصمیم‌گیری و قضاوت در مناسب‌ترین شیوه سرمایه‌گذاری با هدف بیشینه‌سازی ثروت سهام‌داران از جمله موضوعات بسیار مهم در حوزه مدیریت مالی است. در تحلیل سرمایه‌گذاری افزایش در سرمایه در گردش، به عنوان خروجی‌های وجه نقد دیده می‌شود زیرا وجه نقد به کار گرفته شده در سرمایه در گردش در جای دیگری در واحد تجاری نمی‌تواند به کار گرفته شود و این درحالی است که شرکت می‌تواند از وجه نقد خود در بازار سرمایه بازده کسب کند [۱۱]. با به کارگیری سطح بهینه سرمایه در گردش، شرکت‌ها می‌توانند ریسک را حداقل و مقداری وجه نقد آماده مصرف برای موقعیت‌های غیرقابل پیش‌بینی ذخیره کنند که در زمان مشکلات به کمک شرکت آید و عملکرد آن را بهبود بخشد [۱۷]. فقدان یک برنامه‌ریزی کارآمد بلندمدت، یکی از رایج‌ترین دلایل بروز مشکلات مالی برای شرکت‌ها و ناکامی آنها شناخته شده است. سیاست‌های شرکت در مورد سرمایه‌گذاری و تأمین مالی بر یکدیگر تأثیر متقابل دارند و نمی‌توان یکی از آنها را مجزا از دیگری بررسی کرد. پاسخ‌گویی به عناصر معینی از سیاست‌های مالی شرکت مانند سرمایه‌گذاری مورد نیاز در دارایی‌های جدید، مقدار اهرم مالی شرکت و چگونگی مدیریت سرمایه

در گردش که شرکت برای تداوم فعالیت‌های خود به آن نیاز دارد به مدیران برای گسترش یک برنامه مشخص مالی و به تبع آن موفقیت و بقا در بازارهای امروزی کمک می‌کند. لذا در این پژوهش سعی شده است تا به سؤال زیر پاسخ داده شود: آیا سرمایه در گردش غیر نقدی خالص ارتباط ارزشی دارد؟

بیان مسئله و مبانی نظری

همان‌طور که هرگاه مصرف فرد بر درآمدش فزونی یابد، رفاه (سرمایه) وی کاهش می‌یابد، در مورد واحد تجاری نیز فزونی توزیع سود با حفظ سرمایه واحد تجاری مرتبط است. به عبارت دیگر، نگهداشت سرمایه عامل مهمی در تعیین سود است. مفاهیم سرمایه به شرح فوق منجر به مفاهیم نگهداشت سرمایه به شرح زیر می‌شود: الف) نگهداشت سرمایه مالی: به موجب این مفهوم، سود تنها در شرایطی تحصیل می‌شود که مبلغ مالی (پولی) خالص دارایی‌ها در پایان دوره، پس از حذف آثار هرگونه توزیع بین صاحبان سرمایه یا دریافتی از ایشان، نسبت به مبلغ مالی (پولی) خالص دارایی‌ها در ابتدای دوره فزونی یابد. ب) نگهداشت سرمایه فیزیکی: طبق این مفهوم، سود تنها در صورتی تحصیل می‌گردد که ظرفیت تولیدی مادی (ظرفیت عملیاتی) واحد تجاری (یا منابع و وجوه لازم جهت دستیابی به ظرفیت مزبور) در پایان دوره، پس از حذف آثار هرگونه توزیع بین صاحبان سهام یا دریافتی از ایشان، نسبت به ظرفیت تولیدی مادی ابتدای دوره فزونی یابد. به منظور بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری بر ابعاد مختلف شرکت، موضوع هزینه تأمین مالی یکی از مهم‌ترین ابعاد شرکت است که در تحقیقات اخیر مورد تأکید قرار گرفته است. کیفیت

گزارشگری مالی از این جهت با هزینه تأمین مالی مرتبط است که بر عدم تقارن اطلاعاتی مؤثر است، به گونه‌ای که کاهش آن می‌تواند نقش مهمی در کاهش هزینه سرمایه و هزینه بدهی ایفا کند [۹]. مفهوم نگهداشت سرمایه معطوف به تعریفی از سرمایه است که واحد تجاری به دنبال نگهداشت آن است. این مفهوم، رابطه میان مفاهیم سرمایه و مفاهیم سود را برقرار می‌سازد، زیرا خط نشانه‌ای تعیین می‌کند که سود واحد تجاری نسبت به آن سنجیده می‌شود. مفهوم نگهداشت سرمایه، لازمه تمایز میان بازده سرمایه واحد تجاری و برگشت سرمایه آن است. چرا که تنها جریان‌های ورودی دارایی‌های مازاد بر مبالغ مورد نیاز جهت نگهداشت سرمایه را می‌توان به عنوان سود واحد تجاری و بنابراین بازده سرمایه آن تلقی کرد. تحت مفهوم نگهداشت سرمایه مالی، در صورتی که واحد اندازه‌گیری ریال اسمی باشد، سود عبارت از افزایش در سرمایه مالی اسمی طی دوره است. بنابراین افزایش قیمت دارایی‌های نگهداری شده طی دوره که به طور قراردادی "درآمد نگهداری" نامیده می‌شود از لحاظ این مفهوم سود تلقی می‌شود، لیکن شناسایی آن تا زمان فروش دارایی‌ها به تعویق می‌افتد. هر گاه نگهداشت سرمایه مالی بر حسب "ریال با قدرت خرید ثابت" مد نظر باشد، سود افزایش در "قدرت خرید سرمایه‌گذاری شده" طی دوره خواهد بود. بدین ترتیب در حالت اخیر تنها آن بخش از افزایش در قیمت دارایی‌ها که مازاد بر افزایش در سطح عمومی قیمت باشد، به عنوان سود تلقی می‌گردد و بقیه این افزایش به عنوان تعدیل نگهداشت سرمایه جزء حقوق صاحبان سرمایه طبقه‌بندی می‌شود. تحت مفهوم نگهداشت سرمایه فیزیکی (عملیاتی)، هرگاه سرمایه بر حسب ظرفیت

تولیدی فیزیکی تعریف گردد، سود بیانگر افزایش در سرمایه مزبور طی دوره است. کلیه تغییرات قیمت‌ها که بر دارایی‌ها و بدهی‌های واحد تجاری تأثیر می‌گذارد و به عنوان تغییرات در اندازه‌گیری ظرفیت تولیدی فیزیکی واحد تجاری تلقی می‌گردد. این تغییرات به عنوان سود شناسایی نمی‌شود بلکه به عنوان تعدیلات نگهداشت سرمایه جزء حقوق صاحبان سرمایه طبقه‌بندی می‌شود [۱۲].

اغلب تحقیقات گذشته بر تصمیمات بلند مدت مالی مدیران شرکت‌ها متمرکز شده است. به ویژه محققان در میان موضوعات مختلف، بیشتر به تجزیه و تحلیل ساختار مالی، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت، سود سهام نقدی و ارزشیابی سهام شرکت‌ها پرداخته‌اند. در حالی که سرمایه‌گذاری در دارایی‌های جاری و استفاده از منابع تأمین مالی کوتاه مدت از اقلام مهم ترازنامه شرکت‌ها است. تصمیم‌گیری و قضاوت در مناسب‌ترین شیوه سرمایه‌گذاری با هدف بیشینه‌سازی ثروت سهام‌داران از جمله موضوعات بسیار مهم در حوزه مدیریت مالی است. برای دستیابی به هدف فوق افزایش عایدات حاصل از سرمایه‌گذاری‌ها و کمینه‌سازی سرمایه دو راه کار مناسب است. بر همین اساس اطلاع از هزینه تأمین مالی همواره در تصمیمات شرکتی نقش اساسی داشته است. دستیابی به نرخ هزینه مناسب در تعیین ترکیب بهینه ساختار مالی شرکت‌ها و به ویژه در کسب بهترین نتایج حاصل از عملیات به شکل سودآوری و افزایش قیمت سهام از اهمیت خاصی برخوردار است. تحقیقات متعددی در خصوص نقش انتخاب خط مشی‌های مناسب با هدف کمینه‌سازی هزینه تأمین مالی در کسب بهترین نتایج عملیات صورت گرفته است. به طوری که نتایج حاصله از آن

بیانگر این موضوع است که در صورت عدم تغییر ریسک و فزونی بازده سرمایه‌گذاری بر هزینه سرمایه موجبات افزایش ثروت سهام‌داران پدید می‌آید و مازاد نرخ بازده سرمایه‌گذاری بر هزینه سرمایه منجر به تحصیل بازده اضافی برای سهام‌داران خواهد بود که این بازدهی در صورت نبود نوع خاصی از سهام‌داران ممتاز متعلق به سهام‌داران عادی خواهد بود. لذا به بیان ساده نرخ هزینه تأمین مالی حداقل نرخ بازدهی است که با دستیابی به آن ارزش شرکت تغییر نمی‌کند و مدیران به عنوان نمایندگان صاحبان سهام باید تلاش کنند تا ساختار سرمایه شرکت را به گونه‌ای تنظیم کنند که هزینه تأمین مالی شرکت حداقل و در نتیجه ارزش شرکت و ثروت سهام‌داران حداکثر گردد. تقریباً در اکثر تصمیم‌های مدیریتی و مالی هزینه تأمین مالی از عوامل مهم و مؤثر به شمار می‌آید. مدیران از هزینه تأمین مالی در موارد زیر استفاده می‌کنند: ۱) اتخاذ تصمیمات بودجه‌بندی سرمایه‌ای ۲) استقرار ساختار بهینه سرمایه ۳) تصمیم‌گیری نسبت به اجاره بلندمدت ۴) جایگزینی اوراق قرضه ۵) مدیریت سرمایه در گردش. مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری و ریسک شرکت‌ها و در نتیجه بر ارزش شرکت‌ها تأثیر بسیاری دارد. در واقع مدیریت سرمایه در گردش را می‌توان قدرت ایجاد تعادل بین سود و ریسک معنا کرد. زیرا تصمیم درباره افزایش سود شرکت منجر به افزایش ریسک و در مقابل تصمیم درباره کاهش ریسک شرکت منجر به کاهش سود شرکت می‌شود. تصمیم‌گیری درباره میزان سرمایه‌گذاری در حساب‌های دریافتنی و موجودی کالا و میزان تقبل اعتبار از تأمین‌کنندگان کالا و خدمات، مؤلفه‌های اصلی مدیریت سرمایه در گردش را تشکیل می‌دهد و از آن با عبارت "چرخه

تبدیل به نقد" شرکت‌ها یاد می‌شود [۱۰]. شرکت‌ها می‌توانند با توجه به مزایای نسبی دو راهبرد اصلی مدیریت سرمایه در گردش، یکی را انتخاب کنند. آنها می‌توانند با اتخاذ سیاست جسورانه، سرمایه‌گذاری در اجزای سرمایه در گردش را به حداقل برسانند و یا با اتخاذ سیاست محافظه‌کارانه فقط به فکر افزایش فروش باشند و دغدغه تناسب سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش با سودآوری را نداشته باشند. انتخاب سیاست جسورانه و به حداقل رساندن سرمایه در گردش می‌تواند تأثیر مثبتی بر سودآوری شرکت‌ها داشته باشد، زیرا بدین ترتیب می‌توان کل دارایی‌ها و به طور متناسب دارایی‌های جاری خالص را کاهش داد. اما اگر شرکت‌ها سطح موجودی خود را خیلی کاهش دهند و یا سیاست اعتباری خود را محدود سازند، احتمال از دست دادن مشتریان آنها افزایش می‌یابد [۲۵].

چنانچه شرکت‌ها حساب‌های پرداختنی تجاری خود را به موقع تسویه نکنند، تخفیفات مربوطه را از دست می‌دهند. در واقع گاهی هزینه فرصت از دست رفته مربوط به تخفیفات نقدی با توجه به نرخ و دوره تخفیف اعطایی می‌تواند بالغ بر ۲۰ درصد مبلغ خرید باشد [۲۶]. از سوی دیگر و بر خلاف باورهای سنتی، انتخاب سیاست محافظه‌کارانه و سرمایه‌گذاری وسیع در سرمایه در گردش هم می‌تواند منجر به سودآوری بالا شود. در میان مزایای مختلف این سیاست به ویژه می‌توان به نگهداری موجودی مواد و کالای بیشتر اشاره کرد که ضرر و زیان ناشی از کمبود مواد اولیه و توقف خطوط تولید، از دست دادن مشتریان در اثر نبود کالای مورد نیاز را کاهش می‌دهد [۳]. اعطای اعتبار به مشتریان می‌تواند در میزان فروش به طرق مختلف تأثیر مثبت بگذارد. اعطای اعتبار را می‌توان به

نوعی کاهش قیمت تلقی کرد [۵]. اعطای اعتبار مشتریان را ترغیب می‌کند که در دوره‌های رکود هم خریدهای خود را انجام دهند. اعطای اعتبار این فرصت را برای شرکت‌ها فراهم می‌کند که در بلندمدت رابطه خود را با مشتریان تقویت کنند اما باید توجه داشت این مزایا با کاهش بازده دارایی‌ها به علت افزایش سرمایه‌گذاری در دارایی‌های جاری، خشی می‌شود [۱۸]. مدیران تمایل زیادی به نگهداری دارایی‌های جاری به علت وجود بدهی یا حقوق صاحبان سهام دارند زیرا وجود وجه نقد سبب افزایش احتیاط آنان به علت کنترل خارجی صاحبان سهام و اعتباردهندگان می‌شود. این احتیاط ممکن است منجر به سوء استفاده مدیران شود آن هم با هدایت کردن وجوه نقد برای کسب منفعت شخصی خودشان [۱۴]. مدیران شرکت‌هایی با وجوه نقد آزاد، احتمالاً به سمت کسب ارزش کمتر نسبت به افزایش حقوق سهام‌داران متمایل می‌شوند [۱۳]. ارزش بازار شرکت‌هایی که وجه نقد نگهداری می‌کنند به راهبری شرکتی آنان وابسته است. مدیران چنین شرکت‌هایی نسبت به شرکت‌های با راهبری شرکتی قوی‌تر تمایل به استفاده سریع‌تر و بیشتر وجه نقد دارند [۷]. در صناعی با فرصت‌های رشد و ریسک بالا سرمایه‌گذاران اضافه بهایی را برای وجوه نقد نگهداری شده شرکت‌ها اختصاص می‌دهند [۲۱].

عوامل شرکتی مؤثر بر مقدار سرمایه در گردش

از جمله عوامل شرکتی مؤثر بر مقدار سرمایه در گردش می‌توان عوامل زیر را نام برد:

۱- تعیین حد مطلوب نقدینگی: وجوه کوتاه‌مدت شرکت همواره در دارایی‌های جاری سرمایه‌گذاری می‌شوند و این دارایی‌ها از یک طرف کم بازده و از

طرف دیگر ضامن حفظ توان نقدینگی شرکت هستند. لذا اولین سؤالی که شرکت با آن مواجه است این است که حجم بهینه و مطلوب این دارایی‌ها چیست و چگونه تعیین می‌شود؟ به گونه‌ای که نه بیش از حد نیاز باشد و شرکت از راکد ماندن سرمایه متضرر شود و نه کمتر از حد باشد که شرکت مواجه با کمبود سرمایه در گردش شود.

۲- سرمایه‌گذاری و تأمین مالی کوتاه مدت: به هر حال تعیین حد مطلوب نقدینگی تنها یک مرحله از کار است. آنچه که اهمیت دارد این است که شرکت‌ها بتوانند وجوه مازاد بر این حد مطلوب را در زمینه‌های کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری کنند و کمبود وجوه را از طریق مناسب تأمین کنند.

۳- برنامه‌ریزی نقدینگی: این مورد اصلی‌ترین جزء و پوشش دهنده سایر اجزای مدیریت سرمایه در گردش شناخته می‌شود که زمینه برخورد فعال در ابعاد فوق را آماده می‌کند به عبارت دیگر در صورتی که شرکت حد مطلوب نقدینگی را تعیین کند و در زمینه تأمین مالی کوتاه‌مدت و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت، مطالبات و موجودی کالا هم فعال عمل کند ولی برنامه‌ریزی نقدینگی دوره‌ای انجام ندهد، مدیریت سرمایه در گردش با نواقص و کاستی‌های جدی مواجه می‌شود.

۴- مدیریت مطالبات موجودی کالا: برای اداره نقدینگی شرکت شرط دیگر این است که شرکت بتواند خط مشی و اقدامات مناسبی در مواجهه با مطالبات و موجودی کالا اتخاذ کند. از جمله اینکه: الف) سیاست اعتباری شرکت مشخص باشد و به آن عمل کند؛ به عبارت دیگر، شرکت شرایط فروش به مشتریان مختلف و دادن اعتبار را مشخص کند.

ب) سیاست‌ها و روش‌های مناسبی برای نظارت بر حساب‌های دریافتنی و وصول مطالبات داشته باشد.

ج) در نگهداری موجودی کالا به گونه‌ای عمل کند که هدف سودآوری (به‌خصوص در شرایط تورمی) که منجر به نگهداری موجودی کالای اضافی می‌شود، لطمه‌ای به هدف نقدینگی وارد نکند.

د) در پرداخت‌ها بابت خرید و سایر هزینه‌ها، سیاست‌ها و روش‌هایی وجود داشته باشد که ضمن استفاده از فرصت‌های مربوط به این شیوه تأمین مالی، جنبه اخلاقی نیز در برخورد با مدعیان جاری شرکت رعایت شود.

موارد چهارگانه فوق اشاره به چهار حلقه اساسی مدیریت سرمایه در گردش دارد. این عوامل در کنترل شرکت هستند و باید از طریق شرکت تحقق یابند تا نقدینگی مطلوب فراهم شود اما آنچه مسلم است وجود زمینه‌های محیطی در خارج از شرکت در بهینه کردن مدیریت سرمایه در گردش نقش اساسی دارد [۲۴].

ارزیابی هزینه سرمایه شرکت برای مدیران بدان دلیل با اهمیت است که مدیران می‌توانند به این طریق به ارزیابی طرح‌های سرمایه‌گذاری و تعیین بودجه‌بندی سرمایه‌ای خود بپردازند. به همین جهت سرمایه‌گذاران نیز تمایل زیادی برای ارزیابی خطرهای کلی و سود مورد انتظار خود دارند تا بدان وسیله به ارزیابی فعالیت‌های شرکت بپردازند [۲۳].

مفهوم هزینه سرمایه مبتنی بر این فرض است که هدف شرکت به حداکثر رساندن ثروت سهام‌داران است. در واقع، بر همین اساس بین تصمیمات مالی شرکت و تصمیمات سرمایه‌گذاری ارتباط برقرار می‌کند لذا با توجه به اهمیت هزینه سرمایه، تعیین عوامل تأثیرگذار بر آن از اهمیت خاصی برخوردار

خواهد بود. واژه و مفهوم سرمایه عبارت است از میانگین موزون هزینه سرمایه شرکت که در مفهوم عام بیان می‌شود و مفهوم سرمایه نیز شامل وجوه متعلق به صاحبان سهام شرکت (سهام‌داران) است. اما سرمایه در مفهوم خاص خود به غیر از حقوق سهام‌داران، کلیه بدهی‌های بلندمدت شرکت را در برمی‌گیرد به‌طوری‌که چنانچه به این تفاوت توجه نشود، مفهوم هزینه سرمایه و محاسبات آن ما را دچار چالش ذهنی خواهد کرد. در راستای تأثیر کیفیت گزارشگری بر ابعاد مختلف شرکت، موضوع هزینه سرمایه یکی از مهم‌ترین ابعاد شرکت است که در تحقیقات اخیر مورد تأکید قرار گرفته است. کیفیت گزارشگری مالی از این جهت با هزینه سرمایه مرتبط است که بر عدم تقارن اطلاعاتی مؤثر است، به گونه‌ای که کاهش آن می‌تواند نقش مهمی در کاهش هزینه سرمایه و هزینه بدهی ایفا کند [۹].

پیشینه پژوهش

در تحقیقات پیشین در داخل و خارج از کشور عوامل مختلفی را بر مدیریت سرمایه در گردش مؤثر دانسته‌اند که در ادامه به شرح نتایج آن‌ها پرداخته می‌شود:

آتوکایت و مولی [۲] به بررسی ارتباط ارزشی وجه نقد و مدیریت سرمایه در گردش پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که نگهداشت وجه نقد اضافی منجر به کاهش ارزش شرکت می‌شود و تأثیر سرمایه در گردش بر ارزش شرکت، وابسته به درصد بدهی در ساختار مالی شرکت است.

چترجی [۶] به تحلیل تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر قیمت سهام شرکت‌ها پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که افزایش چرخه وجه نقد منجر به کاهش سودآوری شرکت می‌شود و مدیران با

کاهش زمان این چرخه، قادر به ایجاد ارزش مثبت برای سهام‌داران هستند. نتیجه دیگر این پژوهش نشان می‌دهد که سودآوری شرکت با اندازه شرکت، ارتباط مثبت و با نقدینگی، ارتباط منفی دارد.

نوبانی و الهاجر [۱۹] به بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر ارزش شرکت پرداختند. آنها نشان دادند که با کاهش دوره وجه نقد، دوره حساب‌های دریافتی و موجودی کالا و با افزایش دوره تأخیر حساب‌های پرداختی می‌توان سود شرکت را افزایش داد.

نوبانی و همکاران [۲۰] با بررسی مدیریت بهینه‌سازی سرمایه در گردش، مقیاسی را برای کارایی سرمایه در گردش، زمانی که سطوح موجودی کالا، حساب‌های دریافتی و حساب‌های پرداختی بهینه است پیشنهاد دادند. آنها عنوان کردند چرخه وجه نقدی که از این طریق به دست می‌آید باعث مدیریت سرمایه در گردش دقیق‌تر و جامع‌تری می‌شود که آن هم به نوبه خود، موجب حداکثر شدن فروش، سودآوری و ارزش شرکت می‌شود.

میکالسکی [۱۷] با بررسی راهبردهای مدیریت سرمایه در گردش به عنوان عامل شکل دهنده ارزش شرکت، دلیل نگهداشت وجه نقد را به وسیله مدیران نگرانی آنان می‌داند. او عنوان کرد که مدیران از قسمت منفی ریسک ترس دارند و وجه نقد را برای پوشش آن نگهداری می‌کنند. اما دلیل دیگر نگهداشت وجه نقد به وسیله آنان استفاده از فرصت‌هایی است که در قسمت مثبت ریسک ایجاد می‌شود.

شین و سوئین [۲۲] طی تحقیقی رابطه میان چرخش تبدیل وجه نقد و سوددهی را بررسی کردند. نتایج این تحقیق بیانگر این بود که کاهش چرخه تبدیل وجه نقد به میزان منطقی سوددهی شرکت‌ها را

افزایش می‌دهد.

بالاک و گالاگر [۴] به بررسی مدیریت سرمایه در گردش شرکت‌ها پرداختند. در این مطالعه زمینه‌هایی که مورد پاسخ بود شامل ابزارهای سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت، معیارهای انتخاب شیوه سرمایه‌گذاری و روش‌های پیش‌بینی وجه نقد بود و میزان تطابق روش‌های مورد استفاده با روش‌های موجود بررسی و رایج‌ترین روش‌ها نیز معرفی شد.

لورانس و همکاران [۱۶] در پژوهشی به بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر قابلیت سوددهی شرکت پرداختند. از جمله مواردی که در این مطالعه به آن توجه شد شامل تعداد بانک‌ها، خدمات بانکی، روش بانک‌ها در اخذ حق‌الزحمه، روش‌های مدیریت سرمایه در گردش و سیستم‌های تسریع وصول مطالبات بود. نتیجه این بود که بین روش‌هایی که برای مدیریت سرمایه در گردش توسعه داده می‌شود و روش‌هایی که در عمل مورد استفاده است فاصله وجود دارد.

طرقه [۱] به بررسی وضعیت موجود سرمایه در گردش و تأثیر آن بر وضعیت نقدینگی شرکت‌های ایرانی پرداخت. نتیجه این بود که مدیریت وجه نقد، مدیریت مطالبات و روش‌های تأمین مالی بر وضعیت نقدینگی اثر دارند. همچنین اثر ماهیت فعالیت شرکت‌ها بر نقدینگی آنها نیز مورد بررسی قرار گرفت. بررسی مزبور نشان داد که وضعیت نقدینگی شرکت‌ها به مقدار زیادی تحت تأثیر ماهیت فعالیت شرکت‌ها است.

فرضیه‌ها

به منظور تبیین فرضیه‌های پژوهش، لازم است ابتدا درباره متغیرهای پژوهش مطالبی ارائه شود؛ آنگاه بر اساس مطالب ارائه شده، می‌توان به تدوین

فرضیه‌ها پرداخت. پس از آن درباره‌ی طرح آزمون فرضیه‌ها نیز بحث خواهد شد.

تبیین و اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش شامل متغیرهای وابسته و مستقل است که در ادامه به توصیف آنها پرداخته می‌شود.

متغیر(های) وابسته

متغیر وابسته در این پژوهش، بازده غیرعادی سهام است که با استفاده از مدل پژوهش کیسچنیک و همکاران [۱۵] از طریق تفاوت بازده واقعی و بازده پرتفوی الگو محاسبه شد. همچنین مدل کیسچنیک و همکاران، همان مدل پژوهش فاکندر و وانگ [۸] است که با اندکی تغییر در مدل و اضافه کردن متغیرهای مرتبط با سرمایه در گردش به ارزیابی اثر سرمایه در گردش بر ارزش شرکت پرداخته است. بازده واقعی هر سهم R_{it} از نرم‌افزار تدبیرپرداز استخراج می‌گردد اما بازده پرتفوی الگو R_{it}^B بدین طریق محاسبه می‌شود که در پایان هر سال، تمام شرکت‌های نمونه یک بار بر اساس اندازه و یک بار بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار مرتب می‌شوند. اندازه شرکت از طریق ضرب کردن تعداد سهام پایان دوره در میانگین قیمت سهام شرکت، طی سال مورد نظر محاسبه می‌گردد. سپس پنج پرتفوی بر اساس اندازه و پنج پرتفوی بر اساس شاخص ارزش دفتری به ارزش بازار تشکیل می‌شود. از ترکیب هر کدام از دو دسته پرتفوی با یکدیگر، یک پرتفوی جدید که دارای هر دو عامل اندازه و شاخص ارزش دفتری به ارزش بازار است به دست می‌آید. از این پس، هر کدام از بیست و پنج پرتفوی به دست آمده، پرتفوی الگو نامیده می‌شود. بازده پرتفوی الگو برای هر سهم، بازده پرتفویی است که سهم به آن تعلق

دارد. بازده غیرعادی هر سهم از کاستن بازده پرتفوی الگویی که سهم به آن تعلق دارد از بازده واقعی آن سهم به دست می‌آید.

متغیر(های) مستقل

متغیرهای مستقل این پژوهش به شرح نگاره (۱) اندازه‌گیری می‌شوند:

نگاره ۱. متغیرهای مستقل و اندازه‌گیری آنها

تغییر در موجودی نقد	موجودی نقد پایان دوره جاری منهای موجودی نقد پایان دوره قبل.
موجودی نقد دوره قبل	موجودی نقد پایان دوره قبل.
تغییر در سود عملیاتی	سود عملیاتی دوره جاری منهای سود عملیاتی دوره قبل.
تغییر در دارایی‌های شرکت بدون شمول سرمایه در گردش خالص	کل دارایی‌های شرکت بدون شمول سرمایه در گردش خالص در پایان دوره جاری منهای کل دارایی‌های شرکت بدون شمول سرمایه در گردش خالص در پایان دوره قبل.
تغییر در هزینه تأمین مالی	هزینه تأمین مالی در پایان دوره جاری منهای هزینه تأمین مالی در پایان دوره قبل.
تغییر در سود تقسیمی	سود تقسیمی در دوره جاری منهای سود تقسیمی در پایان دوره قبل.
اهرم مالی بازار	حاصل تقسیم کل بدهی‌ها بر جمع بدهی‌ها و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام
تأمین مالی خالص	انتشار سهام در قبال وجه نقد به علاوه تسهیلات مالی دریافتی منهای بازپرداخت تسهیلات مالی.
تغییر در سرمایه در گردش	سرمایه در گردش غیر نقدی خالص در پایان دوره جاری منهای سرمایه در گردش غیر نقدی خالص در پایان دوره قبل.
غیر نقدی خالص ^۱	

۱- سرمایه در گردش غیر نقدی خالص عبارت است از دارایی‌های جاری بدون شمول وجه نقد منهای بدهی‌های جاری [۲].

تدوین فرضیه‌ها

فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شوند:

فرضیه اول: سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش خالص، ارتباط منفی با ارزش شرکت دارد.

فرضیه دوم: سرمایه‌گذاری اضافی در سرمایه در گردش خالص علاوه بر سرمایه در گردش خالص موجود، ارتباط منفی با ارزش شرکت دارد.

فرضیه سوم: سرمایه‌گذاری اضافی در سرمایه در گردش خالص، در شرکت‌هایی که از اهرم مالی بازار بالا برخوردارند در مقایسه با شرکت‌هایی که از اهرم مالی بازار پایین برخوردارند، با ارزش شرکت ارتباط منفی دارد.

نوع روش پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، از پژوهش‌های بنیادی تجربی و از حیث ماهیت از نوع پژوهش‌های همبستگی است. نوع رگرسیون مورد استفاده، رگرسیون چند متغیره و داده‌های ترکیبی است. در این پژوهش، روش داده‌های تلفیقی انتخاب گردیده است. همچنین برای معنادار بودن مدل رگرسیون و ضرایب، از آزمون اف فیشر (F) و آزمون t استفاده شد.

روش و ابزار جمع‌آوری داده‌ها

به منظور نگارش مبانی نظری و پیشینه پژوهشی از روش کتابخانه‌ای استفاده شد. در این تحقیق اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای پژوهش با استفاده از روش اسناد کاوی و اطلاعات منتشره توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزارهای اطلاع‌رسانی تدبیرپرداز و دیگر منابع اینترنتی مرتبط گردآوری شد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی

سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۸۹ است. در این پژوهش، برای نمونه‌گیری از روش حذف سامانمند استفاده شده است و حجم نمونه برابر با تعداد شرکت‌های موجود در جامعه آماری است که دارای شرایط زیر باشند:

- ۱- از شرکت‌های تولیدی باشد.
 - ۲- قبل از سال ۱۳۸۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد و تا پایان اسفند ماه ۱۳۸۹ از فهرست شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران حذف نشده باشد.
 - ۳- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد و در بازه زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۸۹ تغییر سال مالی نداشته باشد.
 - ۴- سهام آنها بیش از سه ماه توقف معامله نداشته باشد.
 - ۵- کلیه اطلاعات مورد نیاز آن قابل دسترس و در اختیار باشد.
- با توجه به شرایط بالا ۱۱۸ شرکت از میان شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شد.

طرح آزمون فرضیه‌ها

جهت آزمون فرضیه اول مدل (۱) برآزش می‌شود.

مدل (۱)

$$R_{it} - R_{it}^B = \beta_0 + \beta_1 \Delta C_{it} + \beta_2 C_{i,t-1} + \beta_3 \Delta E_{it} + \beta_4 \Delta NNA_{it} + \beta_5 \Delta I_{it} + \beta_6 \Delta D_{it} + \beta_7 L_{it} + \beta_8 NF_{it} + \beta_9 \Delta NWC_{it} + \beta_{10} NWC_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

R_{it} : بازده سهام عادی شرکت i در دوره t .

R_{it}^B : بازده انتظاری پرتفوی الگو شرکت i در دوره t

ΔC_{it} : تغییر در وجه نقد شرکت i در دوره t .

ΔE_{it} : تغییر در سود عملیاتی شرکت i در دوره t .
 ΔNNA_{it} : تغییر در دارایی‌ها بدون شمول وجه نقد

شرکت i در دوره t .
 $R_{it} - R_{it}^B = \beta_0 + \beta_1 \Delta C_{it} + \beta_2 C_{i,t-1}$

ΔI_{it} : تغییر در هزینه تأمین مالی شرکت i در دوره t .
 $+ \beta_3 \Delta E_{it} + \beta_4 \Delta NNA_{it} + \beta_5 \Delta I_{it}$

ΔD_{it} : تغییر در سود تقسیمی شرکت i در دوره t .
 $+ \beta_6 \Delta D_{it} + \beta_7 L_{it} + \beta_8 NF_{it} +$

L_{it} : اهرم مالی بازار شرکت i در دوره t .
 $\beta_9 \Delta NWC_{it} + \beta_{10} NWC_{i,t-1}$

NF_{it} : تأمین مالی خالص شرکت i در دوره t .
 $+ \beta_{11} \Delta NWC_{it} * L_{i,t} + \varepsilon_{it}$

ΔNNA_{it} : تغییر در دارایی‌ها بدون شمول سرمایه

در گردش خالص شرکت i در دوره t .

ε_{it} : پسماند یا جزء اخلاص.

در ادامه به شرح نتایج حاصل از برازش مدل‌ها

پرداخته می‌شود. نتایج آزمون فرضیه اول به شرح

برای آزمون فرضیه دوم مدل (۲) برازش می‌شود:

نگاره (۲) است:

مدل (۲)

$$\begin{aligned} R_{it} - R_{it}^B = & \beta_0 + \beta_1 \Delta C_{it} \\ & + \beta_2 C_{i,t-1} + \beta_3 \Delta E_{it} + \beta_4 \Delta NNA_{it} \\ & + \beta_5 \Delta I_{it} + \beta_6 \Delta D_{it} + \beta_7 L_{it} + \beta_8 NF_{it} + \\ & \beta_9 \Delta NWC_{it} + \beta_{10} NWC_{i,t-1} \\ & + \beta_{11} \Delta NWC_{it} * NWC_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

نگاره ۲. نتیجه آزمون مدل (۱)

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
β_0	-۱۳/۳۳۰۹۰	۲/۵۶۰۴۸۶	-۵/۲۰۶۳۹۵	۰/۰۰۰۰
ΔC_{it}	۱/۸۲۵۶۰۵	۸/۰۶۳۴۰۶	۲/۲۵۷۷۵۳	۰/۰۲۴۶
$C_{i,t-1}$	۱/۵۸۸۹۰۵	۱/۵۳۵۶۰۶	۱۰/۳۰۹۶۳	۰/۰۰۰۰
ΔE_{it}	-۱/۰۰۴۵۰۵	۱/۸۴۲۳۰۶	-۵/۴۳۹۰۹۳	۰/۰۰۰۰
ΔNNA_{it}	۱/۳۷۲۳۰۶	۴/۸۸۵۴۰۷	۲/۸۰۵۶۶۰	۰/۰۰۵۳
ΔI_{it}	۴/۶۳۴۵۰۵	۳/۷۷۷۸۰۵	۱/۲۲۷۳۶۶	۰/۲۲۰۶
ΔD_{it}	۳/۶۱۷۸۰۶	۱/۶۵۵۶۰۶	۲/۱۸۷۱۱۶	۰/۰۲۹۵
L_{it}	-۲۷/۰۹۲۷۳	۹/۷۴۴۵۶۹	-۲/۷۷۸۸۹۲	۰/۰۰۵۸
$d(NF_{it})$	۱/۰۱۴۵۰۵	۷/۶۶۸۷۰۶	۱/۳۱۲۳۷۵	۰/۱۹۰۳
ΔNWC_{it}	۲/۸۶۲۳۰۶	۱/۰۶۳۴۰۶	۲/۶۹۷۴۱۷	۰/۰۰۷۴
$NWC_{i,t-1}$	-۱/۵۷۶۷۰۶	۱/۰۶۳۲۰۶	-۱/۴۷۸۳۷۶	۰/۱۴۰۳
ضریب تعیین	۰/۱۹۶۶۹۵	آماره F	۷/۰۱۱۸۲۷	دوربین واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۶۸۶۴۳	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۰	۲/۰۰۴۹۴۵

در گردش، ارزشی بیشتر از یک ریال قائلند که این

نتیجه ناسازگار با فرضیه تدوین شده است. بنابراین

ضریب متغیر ΔNWC_{it} نشان می‌دهد که

سهام‌داران برای هر ریال سرمایه‌گذاری در سرمایه

فرضیه اول، رد می‌شود. ضریب تعیین مدل ۱۹٪ است
 که گویای قدرت توضیح‌دهندگی مدل است و این
 توضیح‌دهندگی به دلیل کمتر بودن احتمال F از ۵٪،
 معنی‌دار است. دوربین واتسون به دلیل قرار گرفتن در

نگاره ۳. نتیجه آزمون مدل (۲)

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
β_0	-۱۲/۳۹۱۸۹	۲/۹۸۸۱۰۳	-۴/۱۴۷۰۷۵	۰/۰۰۰۰
ΔC_{it}	-۲/۶۰۶۵۰۵	۳/۰۶۶۵۰۵	-۰/۸۵۱۵۷۶	۰/۳۹۵۱
$C_{i,t-1}$	-۵/۷۶۷۸۰۶	۷/۲۳۷۸۰۶	۰/۷۹۶۱۰۴	۰/۴۲۶۶
ΔE_{it}	-۱/۵۷۹۸۰۵	۲/۸۲۹۸۰۶	-۵/۵۵۲۳۳۲	۰/۰۰۰۰
ΔNNA_{it}	۳/۹۱۳۴۰۶	۱/۴۴۷۶۰۶	۲/۷۱۴۸۰۵	۰/۰۰۷۰
ΔI_{it}	۴/۸۳۲۳۰۵	۳/۱۲۵۴۰۵	۱/۵۴۵۴۱۶	۰/۱۲۳۳
ΔD_{it}	۱/۲۹۴۳۰۵	۳/۵۳۲۳۰۶	۳/۶۶۵۵۸۰	۰/۰۰۰۳
L_{it}	-۲۶/۱۹۱۹۰	۸/۸۱۱۴۶۹	-۲/۹۷۲۴۷۹	۰/۰۰۳۲
$d(NF_{it})$	۳/۵۴۵۴۰۶	۹/۱۳۵۴۰۶	۰/۳۸۸۱۴۸	۰/۶۹۸۲
ΔNWC_{it}	۴/۵۰۶۵۰۶	۲/۲۲۷۶۰۶	۲/۰۲۴۸۴۷	۰/۰۴۳۷۰
$NWC_{i,t-1}$	۲/۷۱۲۳۰۶	۳/۷۲۸۷۰۶	۰/۷۲۶۹۶۵	۰/۴۶۷۸
$\Delta NWC_{it} * NWC_{i,t-1}$	-۶/۹۰۶۵۱۳	۳/۳۸۹۸۱۳	-۲/۰۴۰۴۸۱	۰/۰۴۲۱
ضریب تعیین	۰/۲۱۸۶۳۱	آماره F	۷/۲۱۱۵۶۵	دوربین واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۸۸۷۷۰	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۹۹۳۵۷۴

بنابراین فرضیه دوم تأیید می‌شود. ضریب تعیین
 نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل قادرند به میزان
 ۲۱٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. با
 توجه به توضیحات مطرح شده در خصوص دوربین
 واتسون، مقدار دوربین واتسون مدل نشان دهنده
 نبود خود همبستگی در مدل است. نتایج آزمون مدل
 (۳) به شرح نگاره (۴) در زیر آمده است.

ضریب برآوردی متغیر $\Delta NWC_{it} * NWC_{i,t-1}$
 مقداری منفی است که بیانگر وجود ارتباط منفی با
 متغیر بازده غیرعادی است. از آنجا که ضریب فوق
 کوچک‌تر از یک است بدین معناست که اگر شرکت
 با وجود سرمایه در گردش اولیه دوباره اقدام به
 افزایش سرمایه در گردش کند، سهام‌داران به هر ریال
 سرمایه‌گذاری بیشتر در سرمایه در گردش، ارزشی
 کمتر از یک ریال می‌دهند.

نگاره ۴. نتیجه آزمون مدل (۳)

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
β_0	-۱۱/۳۸۱۹۹	۲/۴۹۹۹۲۹	-۴/۵۵۲۹۲۶	۰/۰۰۰۰
ΔC_{it}	۳/۹۶۵۶۰۵	۱/۲۶۵۴۰۵	۳/۱۳۷۲۳۵	۰/۰۰۱۹
$C_{i,t-1}$	۲/۸۵۶۷۰۵	۶/۸۷۷۰۶	۴/۱۴۳۹۲۵	۰/۰۰۰۰
ΔE_{it}	-۱/۱۶۸۷۰۵	۱/۶۶۸۷۰۶	-۶/۹۶۷۷۳۶	۰/۰۰۰۰
ΔNNA_{it}	۲/۴۲۸۹۰۷	۴/۱۱۶۵۰۷	۰/۵۸۷۷۵۱	۰/۵۵۷۱
ΔI_{it}	۳/۸۱۴۵۰۵	۳/۸۹۳۲۰۵	۰/۹۷۷۷۹۱	۰/۳۲۸۹
ΔD_{it}	۱/۴۵۲۳۰۵	۵/۸۱۴۵۰۶	۲/۴۸۶۵۱۳	۰/۰۱۳۴
L_{it}	-۳۰/۰۰۳۷۰	۷/۲۰۹۸۲۶	-۴/۱۶۱۵۰۱	۰/۰۰۰۰
$d(NF_{it})$	۱/۱۰۶۵۰۵	۸/۳۱۷۶۰۶	۱/۳۲۲۵۶۴	۰/۱۸۶۹
ΔNWC_{it}	۱/۷۶۴۵۰۵	۸/۳۴۵۴۰۶	۲/۱۱۲۷۱۴	۰/۰۳۵۴
$NWC_{i,t-1}$	۳/۲۸۶۵۰۶	۲/۳۲۳۴۰۶	۱/۴۱۴۹۶۴	۰/۱۵۸۱
$\Delta NWC_t * L_{i,t}$	-۱/۹۰۷۶۰۵	۹/۵۹۲۳۰۶	-۱/۹۷۹۷۲۸	۰/۰۴۸۶
ضریب تعیین	۰/۲۱۲۸۸۶	آماره F	۷/۰۷۷۱۳۳	دوربین واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۸۲۸۰۵	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۹۸۳۴۶۵

نتیجه

فرضیه اول بیان می‌کند که سرمایه‌گذاری اضافی در سرمایه در گردش خالص ارتباط منفی با ارزش شرکت دارد. چنانچه در نگاره (۲) مشاهده شد فرضیه مزبور بر مبنای مدل‌های پژوهش فاکندر و وانگ [۸] و پژوهش کیسچنیک و همکاران [۱۵] آزمون شده است. نتایج فرضیه اول نشان می‌دهد که برخلاف پژوهش فاکندر و وانگ و پژوهش کیسچنیک و همکاران، سهام‌داران به هر واحد سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش خالص، ارزشی بیشتر از یک واحد می‌دهند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که برای سهام‌داران بورس اوراق بهادار تهران، سرمایه در گردش خالص از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. سرمایه در گردش نگهداری شده در انتهای دوره قبل نیز رابطه‌ای منفی با بازده غیر عادی سهام دارد که این خود گویای حساسیت سهام‌داران به سرمایه‌گذاری مازاد در سرمایه در گردش است. فرضیه دوم بیان می‌کند که سرمایه‌گذاری اضافی در سرمایه

نتایج نشان می‌دهد که ضریب برآوردی متغیر $\Delta NWC_{it} * L_{i,t}$ ، مقداری منفی است که حاکی از وجود ارتباط منفی و معنی‌دار با بازده غیرعادی است. ضریب فوق، اثر تعاملی اهرم مالی و افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش بر ارزش شرکت را نشان می‌دهد و بدین معناست که سهام‌داران برای هر ریال سرمایه‌گذاری بیشتر در سرمایه در گردش در شرکت‌های با اهرم مالی بالا نسبت به شرکت‌های با اهرم مالی پایین، ارزشی کمتر از یک ریال قائلند که این توضیح موافق با فرضیه سوم است، لذا با اطمینان ۹۵٪ فرضیه سوم تأیید می‌شود. ضریب برآوردی متغیر L_{it} به طور قابل ملاحظه‌ای منفی و معنی‌دار است. ضریب تعیین نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل قادرند به میزان ۲۱٪ تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند که این توضیح دهنده‌گی بر اساس آزمون F معنی‌دار است. مقدار دوربین واتسون عدم وجود خود همبستگی در مدل را نشان می‌دهد.

در گردش خالص با وجود سرمایه در گردش خالص فعلی شرکت، ارتباط منفی با ارزش شرکت دارد. همان‌طور که در نگاره (۳) مشاهده شد، فرضیه مزبور بر مبنای مدل‌های پژوهش فاکندر و وانگ [۸] و پژوهش کیسچنیک و همکاران [۱۵] آزمون شده است. نتایج آزمون فرضیه دوم گویای توجه خاص سهام‌داران در بورس اوراق بهادار تهران، به مقدار سرمایه در گردش خالص است؛ به این معنا که اگر با وجود سرمایه در گردش در انتهای دوره قبل، شرکت اقدام به سرمایه‌گذاری اضافی در سرمایه در گردش کند، هر واحد سرمایه‌گذاری اضافی در سرمایه در گردش خالص الزاماً ایجاد ارزش مازاد نمی‌کند. عکس‌العمل سهام‌داران به این سرمایه‌گذاری اضافی بسیار شدید است و ضریب منفی اثر تعاملی سرمایه در گردش خالص دوره جاری با سرمایه در گردش دوره قبل، گویای ارتباط منفی آنها با بازده غیر عادی سهام است. نتایج به دست آمده از این آزمون هماهنگ با نتایج کسب شده در پژوهش لورانس و همکاران [۱۶]، فاکندر و وانگ [۸] و پژوهش کیسچنیک و همکاران [۱۵] است. فرضیه سوم بیان می‌کند که سرمایه‌گذاری اضافی در سرمایه در گردش خالص، در شرکت‌های با اهرم مالی بازار بالا در مقایسه با شرکت‌هایی که از اهرم مالی بازار پایین برخوردارند، با ارزش شرکت، ارتباط منفی دارد. چنانچه در نگاره (۴) مشاهده شد، فرضیه مزبور بر مبنای مدل‌های پژوهش فاکندر و وانگ [۸] و پژوهش کیسچنیک و همکاران [۱۵] آزمون شده است. به منظور بررسی اینکه اهرم مالی چگونه بر سرمایه در گردش و ارزش شرکت تأثیر می‌گذارد، فرضیه سوم آزمون شد. هماهنگ با یافته‌های پژوهش فاکندر و وانگ [۸] و پژوهش کیسچنیک و همکاران

[۱۵] اثر تعاملی سرمایه در گردش خالص و اهرم مالی با یکدیگر منفی است و نشان دهنده ارتباط معکوس آنها با بازده غیر عادی سهام است. نتایج نشان می‌دهند که هر واحد سرمایه‌گذاری اضافی در سرمایه در گردش خالص در شرکت‌های با اهرم مالی بالا نسبت به شرکت‌های با اهرم مالی پایین، توسط سهام‌داران کمتر از یک واحد ارزش‌گذاری می‌شود. این موضوع نشان می‌دهد که سرمایه در گردش خالص به درصد بدهی ساختار سرمایه شرکت‌ها بسیار حساس است.

به طور کلی می‌توان نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش را به شرح نگاره (۵) خلاصه کرد:

نگاره ۵. نتایج آزمون فرضیه‌ها		
فرضیه	تأیید	رد
اول		●
دوم	●	
سوم	●	

ارائه پیشنهادها

با توجه به مبانی نظری و نتایج به دست آمده پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱- با توجه به نتایج پژوهش و پیشرفت سریع بازارهای مالی، پیشنهاد می‌شود هیأت مدیره و مدیران عامل شرکت‌ها با تقویت راهبری شرکتی و با توجه بیشتر به نسبت‌های مالی، به تناسب سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش خالص بیشتر توجه کنند و شفافیت گزارشگری را ارتقاء دهند.

۲- به سرمایه‌گذاران و حساب‌رسان پیشنهاد می‌شود جهت ارزیابی تداوم فعالیت شرکت‌ها، علاوه بر اطلاعات مربوط به صورت‌های مالی اساسی، اقلامی

- 7- Dittmar, A. and Mahrt-Smith, J. (2007). "Corporate governance and the value of cash holdings", *Journal of Financial Economics* 83, 599-634.
- 8- Faulkender, M. W. and Wang, R. (2006). "Corporate Financial Policy and the Value of Cash". *The Journal of Finance* Vol.61 (4), 1957-1990.
- 9- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper, (2005). "The market pricing of accruals quality", *Journal of Accounting and Economics* 39, 295-327.
- 10- Gitman, L. J., (1974). "Estimating Corporate Liquidity Requirements: a Simplified Approach", *The Financial Review*, Vol. 9, pp. 79-88.
- 11- Harford, J. (1999). "Corporate cash reserves and acquisitions", *Journal of Finance* 54, 1969-1997.
- 12- Hendrikson, Eldon S. Mickael F. Van Berda. (1992). *Accounting theory*. Vol. 43, pp. 1127-41.
- 13- Jensen, M. (1986). "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers". *American Economic Review*, 76, 323-329.
- 14- Jensen, M., & Meckling, W. (1976). "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure". *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- 15- Kieschnick, R.L., Laplante, M. and Moussawi, R. (2009). "Working Capital Management, Access to Financing, and Firm Value". Working Paper, SSRN *Electronic Library*, SSRN-ID: 1431165.
- 16- Lawrance, Gitman. D. Keith Forrester and John, R. Forrester. (1976). "Maximaizing cash Disbureenent Floot". *Financial management* Vol.1, No.1, pp.25-39.
- 17- Michalski, G.M. (2005). "Net Working Capital Management Strategies as Factor Shaping Small Firm Value". Working Paper, SSRN *Electronic Library*, SSRN-ID: 1000770.
- 18- Ng C. K., J. K. Smith and R. L. Smith (1999). "Evidence on the Determinants of Credit Terms Used in Inter firm Trade", *Journal of Finance*, 54, pp. 1109-1129.
- مانند اهرم مالی، بهره و سود سهام دریافتی و سرمایه در گردش خالص را نیز مد نظر قرار دهند.
- همچنین در راستای تحقیق حاضر، محورهای زیر برای انجام تحقیقات بیشتر پیشنهاد می‌شود:
- ۱- بررسی ارتباط ارزشی سرمایه در گردش غیر نقد خالص در شرکت‌های موجود در صنعت تأمین مالی و لیزینگ در مقایسه با دیگر صنایع.
- ۲- بررسی ارتباط ارزشی سرمایه در گردش غیر نقد خالص با در نظر داشتن مشخصه راهبری شرکتی.
- ۳- بررسی ارتباط ارزشی سرمایه در گردش غیر نقد خالص با در نظر داشتن اقلامی مانند مالیات پرداختی، بهره و سود سهام دریافتی.

منابع

- ۱- طرقة، سهیلا. (۱۳۸۷). *بررسی آثار مدیریت سرمایه در گردش بر شرکت‌های کوچک و متوسط ایرانی*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهراء.
- 2- Autokaite, R., and molay, E. (2011). "Cash Holdings, Working Capital and Firm Value: Evidence From France". *Working Paper, SSRN Electronic Library*, SSRN-ID: 1836900.
- 3- Blinder, A. S. and L. J. Maccini, (1991). "The Resurgence of Inventory Research: What have we Learned?" *Journal of Economic Survey*, Vol. 5, pp. 291-328
- 4- Block, s., and t Gallagher. (1986). "The use of interest rate Futures and Option by Corporate". *Finantial Management Aut.*
- 5- Brennan M., V. Maksimovic and J. Zechner, (1988). "Vendor Financing", *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 1127-41.
- 6- Chatterjee S. (2010). "The Impact of Working Capital Management on the Profitability of the Listed Companies in the London Stock Exchange" *Working Paper, SSRN Electronic Library*, SSRN-ID: 1587249.

- 19- Nobanee, H., and Al Hajjar, M. (2009). "A Note on Working Capital Management and Corporate Profitability of Japanese Firms". *Working Paper, SSRN Electronic Library*, SSRN-ID: 1433243.
- 20- Nobanee, H., AlShattarat, W.K., and Haddad, A.E. (2009). "Optimizing Working Capital Management," *SSRN Electronic Library*. SSRN-ID: 1528894.
- 21- Pinkowitz, L., and Williamson, R.(2007). "What is the Market Value of a Dollar of Corporate Cash"? *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 19 No. 3, 74 – 81.
- 22- Shin, H. H. and L. Soenen, (1998). "Efficiency of Working Capital and Corporate Profitability", *Financial Practice and Education*, Vol. 8, pp. 37-45.
- 23- Shu, wayne R.Guay,s . p.kothari, Susan shu (2003) Properties of implied cost of capital using analysis for costs February
- 24- Solano Martinez and Teruel Garcia. (2006). "Effects of working capital"-
www.ebi.ir
- 25- Wang, Y. J. (2002). "Liquidity Management, Operating Performance, and Corporate Value: Evidence from Japan and Taiwan", *Journal ofMultinational Financial Management*, Vol. 12: 159-69.
- 26- Wilner, B. S. (2000), "The Exploitation of Relationships in Financial Distress: the Case of Trade Credit",*Journal of Finance*, Vol. 55: 153-78.

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال پنجم، شماره سوم، شماره پیاپی (۱۷)، پاییز ۱۳۹۲
تاریخ وصول: ۱۳۹۱/۰۹/۲۱
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۶/۲۵
صص ۱۳۰-۱۰۵

پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از درخت تصمیم و رگرسیون لجستیک

سید محسن حسینی^{*}، زینب رشیدی^{**۱}

^{*}دانشیار آمار زیستی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان

Hosseini@hlth.mui.ac.ir

^{**}کارشناسی ارشد مدیریت دولتی (گرایش مالی-دولتی)، دانشگاه آزاد خوراسگان

Z_rashidi282@yahoo.com

چکیده

هدف اصلی این مقاله پیش‌بینی ورشکستگی اقتصادی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از درخت تصمیم (CART) و رگرسیون لجستیک است که از تکنیک‌های داده کاوی هستند و می‌توانند به امر پیش‌بینی کمک کنند. نسبت‌های مالی به عنوان متغیرهای مستقل و شرکت‌های سالم و ورشکسته به عنوان متغیر وابسته پژوهش استفاده شده است. جامعه آماری اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ است. در این پژوهش از نمونه‌گیری استفاده نشده است و شرکت‌ها شامل دو گروه سالم و ورشکسته است گروه ورشکسته بر مبنای ماده ۱۴۱ قانون تجارت و زیان خالص انتخاب شده‌اند و گروه غیر ورشکسته بر اساس معیار سوددهی انتخاب شده‌اند. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که هر دو مدل درخت تصمیم و رگرسیون لجستیک توانایی پیش‌بینی ورشکستگی را با دقت‌های متفاوت دارا هستند و سطح زیر منحنی ROC در مدل رگرسیون لجستیک بیشتر از مدل درخت تصمیم است و از عملکرد بهتری برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی ورشکستگی، داده کاوی، درخت تصمیم، درخت رگرسیون و طبقه‌بندی، رگرسیون لجستیک

مقدمه

پیش‌بینی ورشکستگی به نظر می‌رسد محبوب‌ترین موضوع در استفاده از تکنیک‌های تصمیم‌گیری در داده‌های مالی است. ورشکستگی شرکت‌ها منجر به خسارات اقتصادی برای مدیران، سرمایه‌گذاران، بستانکاران و کارکنان به همراه هزینه‌های اجتماعی می‌شود. به این دلایل پیش‌بینی ورشکستگی یک مسئله مهم در امور مالی است. رقابت روز افزون بنگاه‌های اقتصادی، دستیابی به منابع را محدود کرده است و احتمال ورشکستگی را افزایش داده است. تحقیقات انجام شده قبلی نشان داده است که شرکت‌ها ورشکستگی خود را پنهان می‌کنند و زمانی رسماً اعلام ورشکستگی می‌کنند که در آن زمان تلاش برای جلوگیری از ورشکستگی بیهوده و بسیار دیر است [۴۶]. بر این اساس یکی از اولین تحقیقاتی که در زمینه شرایط مالی شرکت‌ها انجام شده این بوده است که آیا می‌توان زمان ورشکستگی شرکت‌ها را قبل از وقوع و اعلام رسمی تشخیص داد؟

سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان تمایل زیادی برای پیش‌بینی ورشکستگی بنگاه‌ها دارند، زیرا در صورت ورشکستگی هزینه‌های زیادی به آن‌ها تحمیل می‌شود. در ۴۰ سال اخیر موضوع "پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها" به عنوان یکی از موضوعات عمده پژوهش در ادبیات مالی تبدیل شده است. تحقیقات آکادمیک زیادی تلاش کرده‌اند بر اساس اطلاعات موجود و روش‌های آماری، بهترین مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی را کشف کنند و در اکثر کشورهای در حال توسعه، پژوهشگران به منظور ساخت مدل‌های جدید، تلاش‌های زیادی نموده و مدل‌های پیش‌بینی

متعددی نیز با توجه به محیط‌های اقتصادی و مالی مختلف، ارائه داده‌اند [۳۷]. در حال حاضر، تکنیک‌های داده کاوی یا کشف دانش (KDD) به سرعت برای کشف الگوهای مفید در مقدار زیادی از داده‌ها، به خصوص در حوزه مسائل مالی توسعه پیدا کرده‌اند. در این پژوهش از مدل‌های درخت تصمیم‌گیری (CART) و رگرسیون لجستیک با روش داده کاوی جهت پیش‌بینی ورشکستگی استفاده شده است به منظور معرفی یک مدل مطلوب که بتواند به عنوان یک سیگنال هشدار دهنده اولیه به مدیران سازمان‌ها؛ مقامات دولتی؛ صاحبان سهام؛ سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و تحلیل‌گران مالی و کارکنان ... کمک کند.

مروری بر مبانی نظری پژوهش

از دید کلان اقتصادی، بورس اوراق بهادار در فرآیند توسعه اقتصاد ملی از اهمیت زیادی برخوردار است، به طوری که می‌توان گفت میزان فعالیت و اهمیت بورس اوراق بهادار با درجه توسعه یافتگی اقتصاد ملی رابطه‌ای همسو دارد. در واقع، نقش بورس اوراق بهادار در گردآوری نقدینگی راکد و غیر مولد و هدایت منابع پس‌انداز سرگردان به سوی مصارف سرمایه‌گذاری و تأمین منابع مالی فعالیت‌های اقتصادی مولد، جلب مشارکت مردمی، گسترش مبانی مالکیت مردمی، جلوگیری از فرار سرمایه و گسترش اقتصاد زیرزمینی، جذب سرمایه‌های خارجی، کاستن از فشار کسری بودجه دولت و کمک به رشد اقتصادی، انکارناپذیر است [۲۱]. ورشکستگی شرکت‌ها معمولاً بر نقدینگی بازار سرمایه و توسعه اقتصاد مؤثر است. در زمان ورشکستگی، بانک‌ها معمولاً اعتباردهی به شرکت‌های ورشکسته را

کاهش داده و در ازای وامی که به شرکت‌ها می‌دهند، بهره بالاتری را برای جبران ریسک اضافی درخواست می‌کنند. به صورت مشابهی، مؤسسات سرمایه‌گذاری همچون صندوق‌های بازنشستگی و شرکت‌های بیمه، خرید سهام را کاهش می‌دهند و بیشتر به سراغ سرمایه‌گذاری و خرید اوراق قرضه بانک‌ها یا بازارهای مشابه به آن اقدام می‌کنند. همه این‌ها به کاهش نقدینگی در بازارهای سرمایه، افزایش هزینه سرمایه شرکت‌ها و کاهش رشد اقتصادی منجر خواهد شد [۲۱]. در اینجا مقصود از ورشکستگی، ورشکستگی اقتصادی است و زمانی رخ می‌دهد که بر اثر زیان‌های وارده، حداقل نیمی از سرمایه شرکت از میان برود. یعنی شرکت مشمول ماده ۱۴۱ قانون اصلاحی تجارت شود. در این ماده می‌خوانیم: اگر بر اثر زیان‌های وارده، حداقل نصف سرمایه شرکت از میان برود، هیأت مدیره مکلف است بلافاصله مجمع عمومی فوق‌العاده صاحبان سهام را دعوت نماید تا موضوع انحلال یا بقای شرکت، مورد شور و رأی واقع شود. هرگاه مجمع مزبور رای به انحلال شرکت ندهد، باید در همان جلسه و با رعایت مقررات ماده ۶ این قانون، سرمایه شرکت را به مبلغ سرمایه موجود کاهش دهد [۲۶]. در صورتی که شرکتی مشمول ماده ۱۴۱ قانون اصلاحی تجارت شود، کلیه معاملات سهام آن مسدود می‌شود.

در واقع تکنیک‌های تولید و جمع‌آوری پایگاه داده‌ها بسیار سریع‌تر از توانایی ما در درک و استفاده از آنها رشد کرده است. با توجه به وجود اطلاعات ارزشمند در این پایگاه داده‌ها در اواخر دهه ۸۰ تلاش برای استخراج اطلاعات و استفاده از آن‌ها شروع شد. در فواصل سال‌های ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۴

کارگاه‌های کشف دانش و معرفت از پایگاه داده‌ها توسط فیاض، پیاتسکی و همکاران برگزار شد. امروز کنفرانس‌های مختلفی در این زمینه در سراسر دنیا برگزار می‌شود. نگاهی به ترجمه تحت‌اللفظی داده کاوی، به ما در درک بهتر این واژه کمک می‌کند. به معنای استخراج از منابع نهفته و با ارزش زمین اطلاق می‌شود. پیوند این کلمه با کلمه داده، جستجوی عمیق جهت پیدا کردن اطلاعات اضافی مفید که قبلاً نهفته بودند، از داده‌های قابل دسترس حجیم را پیشنهاد می‌کند. داده کاوی یک رشته نسبتاً جدید علمی می‌باشد که از انجام تحقیقات حداقل در رشته‌های آمار، یادگیری ماشین، علوم رایانه خصوصاً مدیریت پایگاه داده‌ها شکل گرفته است. البته مرزهای این رشته‌ها در داده کاوی مبهم می‌باشد [۲۲]. به منظور انتخاب یک مدل، ما باید واقعیت مسأله را مشخص کنیم. واضح است که ما یک مسأله رده‌بندی، که متغیر پاسخ دو دویی و هدف ما پیش‌گویی ورشکستگی شرکت‌ها می‌باشد، داریم. الگوریتم‌های رایج در داده کاوی از این قرارند؛ قواعد وابستگی؛ درخت تصمیم؛ الگوریتم ژنتیک؛ شبکه‌های عصبی؛ K نزدیک‌ترین همسایه؛ رگرسیون خطی / لجستیک [۴۵]. در این پژوهش از مدل‌های درخت تصمیم و رگرسیون لجستیک با روش داده کاوی جهت پیش‌بینی ورشکستگی استفاده شده است.

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های داخلی

در ایران پژوهش‌هایی بر روی مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی و درماندگی مالی انجام شده اما پژوهش‌های کمتری در مورد پیش‌بینی

ورشکستگی با استفاده از مدل درخت تصمیم CART توسط محقق یافت شد.

در زیر به ذکر مواردی از پژوهش‌های انجام شده در زمینه پیش‌بینی ورشکستگی پرداخته می‌شود. ابزری، شهبهانی و رسول‌زاده [۱] به بررسی کاربرد مدل آلتمن برای تعیین وضعیت ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دو صنعت نساجی و ساخت فلزات اساسی پرداختند و نشان دادند که از گروه ورشکسته که شامل ۱۶ شرکت بود مدل آلتمن با ۸۱ درصد اطمینان وضعیت ورشکستگی شرکت‌ها را قبل از ورشکستگی به درستی پیش‌بینی کرده است. گروه غیر ورشکسته نیز شامل ۲۵ شرکت بود که در مدل آلتمن با ۹۲ درصد اطمینان وضعیت عدم ورشکستگی شرکت‌ها را طی دوره ۴ ساله ۷۵ تا ۷۸ به درستی پیش‌بینی کرده است.

سلیمانی امیری [۱۱] در پژوهش خود تحت عنوان بررسی شاخص‌های پیش‌بینی‌کننده ورشکستگی در شرایط محیطی ایران با مدل رگرسیون چندگانه از اطلاعات ۳۰ شرکت سالم و ۳۰ شرکت ورشکسته استفاده کرده است و مدلی جهت پیش‌بینی بحران مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ارائه نموده و آن را تا سه سال قبل از بحران مالی مورد آزمون قرار داده بود که نتایج حاصل از تحقیق حاکی از آن بوده که مدل مزبور در یک، دو و سه سال قبل از بحران مالی، به ترتیب ۹۵٪ و ۸۳٪ و ۹۵٪ کل نمونه را به طور صحیحی طبقه‌بندی نموده است.

یاریفرد [۲۸] به بررسی مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی (مدل‌های فولمر و اسپرینگ و زمیجوسکی) در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت.

نتایج پژوهش او نشان داد که برای یک سال قبل از ورشکستگی مدل فولمر با اطمینان ۹۰ درصد، مدل اسپرینگ با ۷۶ درصد و مدل زمیجوسکی با اطمینان ۷۱ درصد شرکت‌های ورشکسته را درست پیش‌بینی کرده است.

فلاح‌پور و راعی [۱۷] در پژوهش خود تحت عنوان پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی به پیش‌بینی درماندگی در ۸۰ شرکت تولیدی پرداخت و به این نتیجه رسیدند که مدل شبکه عصبی در پیش‌بینی ورشکستگی به طور معنی‌داری نسبت به مدل تفکیکی چند متغیره از دقت پیش‌بینی بیشتری برخوردار است.

مهرانی و همکاران [۲۳] در پژوهش خود به دنبال به دست آوردن مدل‌هایی جدید بر مبنای الگوهای پیش‌بینی ورشکستگی زمیجوسکی و شیراتا متناسب با شرایط محیطی ایران است. نتایج نشان داد که هر دو الگو توانایی تقسیم شرکت‌ها را به دو گروه ورشکسته و غیر ورشکسته دارند و متغیرهای مستقل الگوها تأثیر یکسانی در پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها ندارند.

امینی [۳] به بررسی استفاده از مدل فولمر برای تخمین ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. این پژوهش در دوره ۸ ساله از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۳ بوده است. نتایج پژوهش نشان داد مدل فولمر با ۷۵ درصد اطمینان یک سال قبل از ورشکستگی و با ۶۸ درصد اطمینان دو سال قبل از ورشکستگی توانسته وضعیت ورشکستگی شرکت‌ها را درست پیش‌بینی کند.

کمیجانی و سعادت‌فر [۲۰] به کاربرد مدل‌های شبکه عصبی در پیش‌بینی ورشکستگی اقتصادی

شرکت‌های بازار بورس پرداختند نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که به کارگیری مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی توانایی مدیران را برای مقابله با نوسانات اقتصادی ورشکستگی افزایش می‌دهد. پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های بازار بورس در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ و ترسیم روند ورشکستگی این شرکت‌ها در دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۶ از دیگر بخش‌های این پژوهش است. نتایج نشان می‌دهد که در سال ۱۳۸۵ تحت تأثیر سیاست‌های شفاف‌سازی روند ورشکستگی اقتصادی شرکت‌ها به طور چشمگیری افزایش خواهد یافت که با سازگار شدن شرکت‌ها با شرایط جدید تا حدی این روند در سال ۱۳۸۶ تعدیل می‌شود.

فرج‌زاده دهکردی [۱۸] در پژوهش خود نشان داد که الگوریتم ژنتیک قابلیت پیش‌بینی ورشکستگی تا ۹۰ درصد در نمونه آزمون دارد در حالی که تجزیه و تحلیل تفکیکی چند متغیره تا ۷۳ درصد از ورشکستگی شرکت‌ها را می‌تواند پیش‌بینی نماید.

راعی و فلاح‌پور [۱۴] به بررسی کاربرد ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها با استفاده از نسبت‌های مالی پرداختند و این روش را با رگرسیون لجستیک مقایسه کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که در پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها مدل ماشین بردار پشتیبان نسبت به مدل لجستیک به طور معنی‌داری از دقت کلی بیشتری برخوردار است و این مدل توانایی بالاتری نیز در تعمیم‌پذیری دارد.

سلیمانی و نیکومرام [۱۳] — به درجه‌بندی و رتبه‌بندی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای توانایی نسبی تداوم فعالیت

(توانمندی مالی) بر اساس مدل زاوگین پراختند. نتیجه به دست آمده از تحقیق، حاکی از این امر است که به دلیل شرایط محیطی و اقتصادی حاکم بر بورس ایران، مدل زاوگین برای پیش‌بینی احتمال ورشکستگی کارا نبوده و همچنین مدل مذکور برای چهل شرکت غیر ورشکسته آزمون شد که صد در صد کارایی داشته است.

سعیدی و آقای [۱۰] دو مدل با استفاده از شبکه بیز و یک مدل با استفاده از رگرسیون لجستیک برای نمونه انتخاب شده از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۵-۱۳۸۵ ارائه کردند اولین مدل شبکه ساده بیز که مبتنی بر همبستگی شرطی بوده است و می‌تواند با دقت ۹۰٪ شرکت‌های ورشکسته و غیر ورشکسته را درست پیش‌بینی کند. دومین مدل شبکه بیز که مبتنی بر احتمال شرطی است و با دقت ۹۳٪ شرکت‌های ورشکسته و غیر ورشکسته را درست پیش‌بینی می‌کند و در نهایت، مدل رگرسیون لجستیک که یک مدل خطی است می‌تواند با دقت ۹۰٪ شرکت‌های ورشکسته و غیر ورشکسته را درست پیش‌بینی کند.

رهنمای رودپشتی و همکاران [۱۵] در مطالعه خود به ارائه مبانی تئوریک تحقیق و مقایسه نتایج حاصل از به کارگیری مدل‌های آلتمن و فالمر جهت پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها پرداختند. از این رو داده‌های جمع‌آوری شده برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ مورد آزمون قرار گرفت. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها روش‌های آماری باینومیل ناپارامتریک مورد استفاده قرار گرفت. نتایج حاصله حاکی از آن است که در پیش‌بینی یک شرکت، تفاوت معنی‌داری بین نتایج دو مدل وجود دارد. همچنین مدل آلتمن

در پیش‌بینی ورشکستگی محافظه‌کارانه‌تر از مدل فالمر عمل می‌کند.

پورزمانی و همکاران [۷] در تحقیق خود تلاش کردند وضعیت مالی و اقتصادی شرکت‌ها را با استفاده از نسبت‌های شاخص سودآوری، جریان‌های نقدی و رشد پیش‌بینی کنند، از این رو هدف این پژوهش توسعه و آزمون عملکرد مالی و رویکرد ارزیابی ریسک است و به منظور طبقه‌بندی شرکت‌ها به دو گروه موفق و ناموفق، فرضیه تحقیق برای دو گروه شرکت‌های ورشکسته طبق ماده ۱۴۱ قانون تجارت و شرکت‌های حذف شده از بورس طبق تصمیم هیأت پذیرش بورس با استفاده از تحلیل آماری لاجیت مورد آزمون قرار گرفت، نتایج تحقیق نشان می‌دهد نسبت‌های مالی در هر دو گروه نمونه‌گیری، توانایی طبقه‌بندی شرکت‌ها به دو گروه موفق و ناموفق را دارند اما دقت مدل تدوین شده بر اساس شرکت‌های ورشکسته طبق ماده ۱۴۱ قانون تجارت نسبت به شرکت‌های حذف شده از بورس اوراق بهادار بالاتر است.

سلیمانی [۱۲] به بررسی کارایی الگوهای پیش‌بینی بحران مالی در محیط اقتصادی ایران پرداخته است. نمونه‌های آماری تحقیق شامل ۳۰ شرکت موفق و ۳۰ شرکت ناموفق است که از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شد. فرضیه‌های گروه اول با استفاده از روش تجزیه و تحلیل لوجیب آزمون شد. نتایج نشان داد که الگوهای پیش‌بینی بحران مالی توانایی پیش‌بینی تداوم فعالیت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را برای یک و دو سال قبل از توقف فعالیت دارند. برای

آزمون فرضیه‌های گروه دوم از آزمون معنی‌دار بودن تفاوت دو ضریب همبستگی استفاده شد. نتایج نشان داد که این الگوها، تفاوت معنی‌داری در پیش‌بینی تداوم فعالیت شرکت‌ها دارند.

پورحیدری و کوپائی حاجی [۶] در این مطالعه برای شناسایی مهمترین متغیرهای حایز اهمیت در پیش‌بینی بحران مالی و ورشکستگی شرکت‌ها، از مدل تابع تفکیکی خطی استفاده شده و مدلی ۹ متغیره طراحی و ارائه شده است. توانایی پیش‌بینی مدل، با استفاده از اطلاعات شرکت‌های دارای بحران مالی و شرکت‌های فاقد بحران مالی ارزیابی شده است و نتایج بررسی نشان می‌دهد که تا پنج سال قبل از بحران مالی می‌توان با استفاده از مدل با دقت نسبتاً بالا آن را پیش‌بینی نمود.

نیکبخت و شریفی [۲۵] به پیش‌بینی ورشکستگی مالی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران به وسیله شبکه‌های عصبی مصنوعی پرداختند. گروه ورشکسته بر مبنای ماده ۱۴۱ قانون تجارت طی سال‌های ۱۳۷۸ لغایت ۱۳۸۵ انتخاب شده‌اند و گروه غیر ورشکسته نیز به صورت تصادفی انتخاب شده‌اند. صحت پیش‌بینی شبکه‌های عصبی با استفاده از نمودار ROC ارائه شده است. نتایج نشان دادند که تفاوت معناداری بین MDA و ANN وجود دارد. همچنین طبق نتایج کم بودن خطای نوع اول بر خطای نوع دوم پیش‌بینی اولویت دارد.

پورزمانی و همکاران [۸] در این تحقیق به بررسی کارایی دو الگوی تحلیل رگرسیون لوجیت و تحلیل ممیزی چند متغیره جهت پیش‌بینی موفقیت یا عدم موفقیت شرکت‌ها پرداختند با داده‌های مربوط به یک سال قبل از سال مبنای

الگوی تحلیل ممیزی کارآمدتر عمل می‌کند و با داده‌های دو سال قبل از سال مبنا الگوی لجستیک کارآمدتر عمل می‌کند؛ ولی در مجموع تفاوت معناداری بین این دو الگو وجود ندارد.

نبوی چاشمی و همکاران [۲۷] به پیش‌بینی ورشکستگی شرکتها با استفاده از مدل لجستیک پرداختند برای انجام تحقیق نمونه‌ای شامل ۴۰ شرکت متشکل از ۲۰ شرکت ورشکسته و ۲۰ شرکت غیر ورشکسته انتخاب گردیده است. بر اساس نتایج تحقیق، مدل لجستیک با متغیرهای توضیحی سرمایه در گردش بر کل دارایی، دارایی جاری بر بدهی جاری و سود ناویژه بر فروش، بیشترین قدرت پیش‌بینی را نسبت به ورشکستگی شرکتها در ایران دارند. دقت پیش‌بینی مدل برای سال ورشکستگی ۸۷/۵ درصد و برای یک سال قبل از ورشکستگی ۷۲/۵ درصد و برای دو سال قبل ۵۲/۵ درصد است.

مکیان و کریمی تکلو [۲۴] در پژوهش خود تحت عنوان پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های تولیدی با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی نشان دادند شبکه‌های عصبی در پیش‌بینی ورشکستگی شرکتها از دقت بالا برخوردار است و مشخص نمودند که تنها یکی از شرکت‌های تولیدی استان کرمان با احتمال ۹۷٪ در سال ۱۳۸۷ ورشکسته خواهد شد.

ابزری، منجمی و بخشایشی [۲] مدل شبکه عصبی باز جریانی را برای پیش‌بینی ورشکستگی بررسی کردند و از مدل رگرسیون خطی بعنوان مدل مقایسه‌ای استفاده کردند دقت کلی مدل شبکه عصبی باز جریانی یک سال قبل از وقوع ۹۵ درصد، در پیش‌بینی ورشکستگی دو سال قبل از وقوع ۹۰

درصد، و سه سال قبل از وقوع ۸۲/۵ درصد بود. نتایج تحقیق وضوح برتری مدل شبکه‌های عصبی را بر مدل رگرسیونی نشان می‌دهد.

فیروزیان و همکاران [۱۹] به پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های Z آلتمن و الگوریتم ژنتیک پرداختند. نمونه تحت بررسی شامل ۳۶ شرکت ورشکسته و ۳۶ شرکت غیر ورشکسته طی دوره مالی ۵ ساله ۸۴-۸۸ است. در نهایت نتایج این ۲ مدل با هم مقایسه شده است. مدل الگوریتم ژنتیک توانست به‌طور میانگین در یک سال و دو سال قبل از سال مبنا به ترتیب دقتی معادل ۹۰ و ۹۱/۵ درصد داشته باشد و مدل Z آلتمن دقتی معادل ۸۳/۳۲ و ۸۳/۳۲ درصد داشته با توجه به نتایج مدل الگوریتم ژنتیک دقت بیشتری در پیش‌بینی ورشکستگی دارد.

رضایی و گل‌دوز [۱۶] به مقایسه قدرت پیش‌بینی الگوهای ورشکستگی زاوگین، زیمسکی و شیراتا در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این تحقیق از دو روش آماری تحلیل تمایزی و رگرسیون لجستیک (به سه روش اینتر، پیش‌رونده و پس‌رونده) استفاده گردید؛ نتایج حاکی از دقت ۹۸/۶ درصد الگوی شیراتا، ۸۷ درصد الگوی زاوگین و ۸۹/۶ درصد الگوی زیمسکی در انطباق با شرایط محیطی ایران است.

جنانی و همکاران [۳۸] به مطالعه روی توانایی نسبت‌های مالی در پیش‌بینی ورشکستگی شرکتها (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران) پرداختند. از اطلاعات ۳۶ شرکت ورشکسته و ۳۶ شرکت غیر ورشکسته بر اساس نسبت Q توین در طول دوره ۲۰۰۵-۲۰۱۱ استفاده کردند. نتایج اولیه نشان

می‌دهد که هر دو روش توانایی پیش‌بینی ورشکستگی دارند. اما با دقت‌های متفاوت هستند. احتمال ورشکستگی بر اساس روش CART در سال ورشکستگی، یک سال قبل و دو سال قبل از ورشکستگی به ترتیب ۹۷/۲، ۹۷/۲ و ۸۶/۱ بود. بر اساس روش رگرسیون لجستیک به ترتیب ۹۸/۶، ۹۴/۴ و ۸۴/۷ بوده است و میانگین سه سال در مدل CART ۹۳/۵ و در مدل رگرسیون لجستیک ۹۲/۶ بود.

موسوی شیر و همکاران [۴۱] به پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها با استفاده از تکنیک‌های داده کاوی پرداختند. نمونه مورد مطالعه شامل ۱۴۴ شرکت فهرست شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۹ بود و سپس الگوریتم‌های مختلف داده کاوی از قبیل شبکه‌های عصبی، رگرسیون لجستیک، SVM BAYESNET و درخت‌های تصمیم‌گیری (C5, CHAID, QUEST, CART) در سال T-1، T-2 پیاده‌سازی شده است. نتایج نشان می‌دهد که الگوریتم CART کارآمدتر در پیش‌بینی شرکت‌های ورشکسته و غیر ورشکسته در ایران با متوسط دقت ۹۴/۹۳٪ در سه سال است.

پژوهش‌های خارجی

بیور [۳۱] برای بررسی توان نسبت‌های مالی در پیش‌بینی درماندگی مالی، از تجزیه و تحلیل یک متغیری و بیشتر از نسبت‌های مربوط به جریان‌ات نقدی استفاده کرد. در این پژوهش، بیور عدم توانایی شرکت به انجام تعهدات مالی‌اش را به عنوان درماندگی مالی تعریف کرده است.

آلتن [۲۹] برای اولین بار اثر ترکیبات مختلف نسبت‌های مالی را برای پیش‌بینی درماندگی مالی

شرکت‌ها بررسی کرد، آلتن در این مطالعه از MAD استفاده کرد. مدلی که او به دست آورد و به Z-Score معروف است، هنوز به‌عنوان شاخصی برای سلامت مالی شرکت‌ها ورشکسته از غیر ورشکسته مورد استفاده قرار می‌گیرد. تئوری اصلی آلتن این بود که مدل پیش‌بینی ورشکستگی او که از پنج نسبت مالی تشکیل می‌شود، می‌تواند برای تشخیص شرکت‌های ورشکسته از غیر ورشکسته مورد استفاده قرار گیرد. او پیشنهاد کرد که از مدلش در ارزیابی اعطای وام‌های تجاری فرآیندهای کنترل داخلی و بررسی گزینه‌های سرمایه‌گذاری استفاده شود.

دیکین [۳۳] تحقیقات انجام شده توسط بیور و آلتن را در مدل جدیدی ادغام کرد. دیکین اظهار کرد که روش بیور توان پیش‌بینی‌کنندگی بهتری دارد در حالی که رویکرد آلتن بیش‌بندی بهتری می‌دهد. دیکین نیز برای پیش‌بینی ورشکستگی از مدل MDA استفاده کرد ولی ۱۴ نسبتی را که در مطالعه بیور مورد استفاده قرار گرفته بودند به کار برد.

اهلسون [۴۲] مدلی را با استفاده از رگرسیون لجستیک توسعه داد. وی در این پژوهش از ۱۰۵ شرکت ورشکسته و ۲۰۵ شرکت غیر ورشکسته بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۷۶ استفاده کرد. او نه نسبت مالی را به‌عنوان متغیر مستقل بکار برد. از این نسبت مالی، پنج تای آن‌ها در مطالعات قبلی نیز استفاده شده بودند.

اودوم و شاردا [۴۳] نخستین بار از شبکه‌های عصبی در طراحی مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی استفاده کردند. یافته‌های تحقیق نشان داد که نتایج

روش شبکه‌های عصبی صحیح‌تر، دقیق‌تر و معتبرتر از روش تشخیص خطی چند متغیره است.

تام و کیانگ [۵۲] قابلیت پیش‌بینی شبکه‌های عصبی را با پیش‌بینی آنالیز تشخیص خطی، رگرسیون لجستیک، درخت‌های تصمیم و نزدیکترین کای مجاور مقایسه کردند و نشان دادند که نتایج حاصل از روش شبکه‌های عصبی صحیح‌تر، دقیق‌تر و معتبرتر است.

سرانو - سینکا [۴۷] به مطالعه پیش‌بینی ورشکستگی با استفاده از پرسپترون چند لایه MLP پرداخت. در این تحقیق MLP با MDA مورد مقایسه قرار گرفت. دقت کلی پیش‌بینی با استفاده از MDA، ۸۶ درصد و با استفاده از MLP، ۹۴ درصد به دست آمد.

ژانگ، هو، پاتوا و ایندرو [۵۴] بر اساس اطلاعات ۲۲۰ شرکت (متشکل از ۱۱۰ شرکت ورشکسته و ۱۱۰ شرکت غیر ورشکسته) مدلی را با استفاده از ANN ارائه دادند. نتایج این تحقیق نشان داد که دقت کلی پیش‌بینی شبکه‌های عصبی از رگرسیون لجستیک بیشتر است. گفتنی است که در این مطالعه، از MLP به همراه الگوریتم یادگیری GRG2 استفاده شد.

شاه و مرتزا [۴۸] مدلی را با استفاده از ANN برای پیش‌بینی ورشکستگی ارائه دادند. در این مطالعه از اطلاعات ۶۰ شرکت ورشکسته و ۵۴ شرکت غیر ورشکسته بین سال‌های ۱۹۹۲ تا ۱۹۹۴ استفاده شد. دقت پیش‌بینی این مدل ۷۳ درصد به دست آمد.

سارکر و اسریرام [۵۱] برای اولین بار از شبکه‌های بیز برای پیش‌بینی ورشکستگی استفاده کردند. آنها در این پژوهش از دو مدل متفاوت،

یکی مدل ساده بیز و دیگری مدل پیچیده بیز استفاده کردند. نمونه انتخابی آنها شامل ۲۲۸ بانک بود. نتایج پژوهش آنها نشان داد مدل ساده بیز با ۸۰ درصد اطمینان وضعیت ورشکستگی و با ۹۳ درصد اطمینان وضعیت عدم ورشکستگی را درست پیش‌بینی کرده‌اند و مدل پیچیده بیز با ۸۸ درصد اطمینان وضعیت ورشکستگی و با ۹۳ درصد اطمینان وضعیت عدم ورشکستگی را درست پیش‌بینی کرده است.

شین و لی [۴۹] از مدل ژنتیک برای پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها استفاده کردند و نتایج پژوهش آنها نشان داد که مدل ژنتیک علاوه بر مناسب بودن برای پیش‌بینی درماندگی مالی، درک آن برای استفاده‌کنندگان بسیار آسان است.

سیلن [۳۲] پژوهشی را برای پیش‌بینی ورشکستگی به وسیله سه الگوی حداقل مجموع انحرافات، DEA و C5.0 (یکی از روش‌های درخت تصمیم) انجام دادند. تحقیقات آنها نشان داد که سه روش به ترتیب دقت طبقه‌بندی ۷۸/۹ درصد، ۸۶/۴ درصد و ۸۵/۵ درصد را تأمین می‌کنند.

والاس [۵۳] یک مدل با استفاده از روش شبکه‌های عصبی طراحی کرد. در این مدل از مقادیر نسبت‌های مالی کلیدی که در مطالعات ورشکستگی گذشته به عنوان بهترین نسبت‌ها گزارش شده بودند، استفاده شد. نسبت‌های استفاده شده وی عبارتند از: سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها، جریان نقدی به کل دارایی‌ها، سود خالص به کل دارایی‌ها، کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها، دارایی‌های جاری به بدهی‌های جاری، دارایی‌های سریع به بدهی‌های جاری. مدل والاس دارای دقت کلی ۹۴

درصد است و ۶۵ نسبت مالی مختلف را در مطالعات گذشته بررسی کرده است.

لی [۳۹] مدل درخت تصمیم ۵.۵، GP، CART و شبکه عصبی و رگرسیون لجستیک را در پیش‌بینی ورشکستگی به کار گرفته است و در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۳ از اطلاعات ۵۵ شرکت ورشکسته و ۱۱۰ شرکت سالم در تایوان برای طراحی مدل‌ها استفاده کرده است، سطح زیر منحنی ROC در مدل درخت تصمیم CART طراحی شده توسط آنها ۸۶/۱۷٪ و مدل درخت تصمیم ۵.۵ طراحی شده توسط آنها ۸۳/۳۶٪، و مدل درخت تصمیم GP طراحی شده توسط آنها ۸۹/۹۵٪ بود و به همین ترتیب مدل رگرسیون لجستیک ۸۲/۴۱٪ و شبکه عصبی ۸۵/۹۴٪ بود.

مین و لی [۴۰] با استفاده از ماشین بردار پشتیبان اقدام به طراحی مدلی برای پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها نمودند. پژوهش آن‌ها نشان داد که نسبت به مدل‌های آماری سنتی، از عملکرد بهتری برخوردار است.

آلفار و گارسیا [۳۰] برای پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها به بررسی دو مدل الگوریتم آدابوست و شبکه‌های عصبی مصنوعی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد الگوریتم آدابوست نسبت به شبکه‌های عصبی مصنوعی عملکردی بهتر دارد و توان پیش‌بینی این روش ۹۱/۱٪ است.

سووشی و گوتو [۵۰] دو روش DEA و DA - را از دیدگاه ارزیابی ورشکستگی مورد بررسی و مقایسه قرار دادند. آن‌ها در کار تحقیقاتی خود نقاط قوت و ضعف متدولوژیکی DEA و DA - را از لحاظ شکست شرکتی بررسی کردند.

چپ و دیگران [۳۵] از الگوی درخت تصمیم برای پیش‌بینی ورشکستگی استفاده کردند و اثبات کردند مدل درخت تصمیم مناسب برای پیش‌بینی است.

اکسی [۳۴] از مدل درخت تصمیم در داده کاوی برای پیش‌بینی ورشکستگی استفاده کرد. ۱۵ متغیر را به کار گرفت. در این مطالعه از اطلاعات ۷۳ شرکت بین سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۰۸ استفاده کرد و داده‌ها را به دو مجموعه آموزش و تست تقسیم کرد. مجموعه آموزش شامل ۷۰٪ مشاهدات و مجموعه تست شامل ۳۰٪ مشاهدات است. الگوریتم CART ۸۷/۹۲٪ داده‌ها را در گام آموزش و ۸۸/۵۷٪ داده‌ها را در گام تست به درستی پیش‌بینی کرد در حالیکه ۱۲/۰۸٪ از شرکت‌های ورشکسته در گام آموزش و ۱۱/۴۳٪ را در گام تست با خطا پیش‌بینی کرد.

پرمچاندرا و همکاران [۴۴] با استفاده از الگوی سوپر کارایی جمعی روش DEA بر اساس دو مرز موفقیت و شکست به ارزیابی شرکت‌ها می‌پردازند. آن‌ها نشان دادند که الگوی DEA در پیش‌بینی شکست شرکت‌ها در مقایسه با پیش‌بینی شرکت‌های سالم به نسبت ضعیف عمل می‌کند.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری پژوهش فرضیه‌های این پژوهش به شرح زیر تدوین شده‌اند:

فرضیه (۱): مدل پیش‌بینی ورشکستگی درخت تصمیم، توانایی پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را دارد.

فرضیه (۲): مدل پیش‌بینی ورشکستگی رگرسیون لجستیک (LR)، توانایی پیش‌بینی

ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را دارد.

فرضیه (۳): توانایی پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی مدل پیش‌بینی ورشکستگی بر اساس مدل درخت تصمیم بیش‌تر از مدل رگرسیون لجستیک (LR) است.

جامعه آماری و انتخاب نمونه

جامعه مورد مطالعه در این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که در بین سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ صورت‌های مالی خود را به بورس ارائه داده‌اند. در این مطالعه نمونه‌گیری صورت نگرفته بلکه کل جامعه پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است و از داخل جامعه مورد مطالعه شرکت‌ها، با در نظر گرفتن معیارهای زیر وارد مطالعه گردیدند:

- ۱- طی دوره تحقیق تغییر سال مالی نداشته باشد.
 - ۲- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، هلدینگ، لیزینگ و بانک نباشند.
 - ۳- صورت‌های مالی شرکت در دسترس باشند.
- در مورد هر شرکت از اطلاعات ۳ سال مالی آن‌ها استفاده شده است و این شرکت‌ها به دو گروه شرکت‌های سالم و ورشکسته طبقه‌بندی شده‌اند. سال مبنا (سال t) در مورد شرکت‌های درمانده مالی، بالاترین سالی است که شرکت مشمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت شده است و در مورد شرکت‌های سالم، سالی است که اطلاعات یک سال قبل و دو سال قبل، نسبت به آن جمع‌آوری شده است و معیار سالم بودن شرکت‌ها نیز بر اساس سود دهی آن‌ها در سه سال متوالی ارزیابی می‌شود.

دلیل انتخاب سود به عنوان معیار انتخاب شرکت‌های سالم به خاطر ارتباط سود و سود انباشته می‌باشد زیرا سود شرکت در پایان سال مالی به حساب سود و زیان انباشته نقل می‌شود. معیارهای ورشکستگی: ۱- شرکت‌ها مشمول ماده ۱۴۱ شده باشند (نسبت سود و زیان انباشته به سرمایه شرکت می‌باشد که زیان انباشته شرکت باید بیش از ۵۰ درصد سرمایه شرکت باشد) ۲- شرکت‌ها در سه سال متوالی دارای زیان خالص باشند. در این پژوهش از همه شماری استفاده شده است بدین معنی که کلیه شرکت‌های جامعه آماری که دارای شرایط ذکر شده هستند به عنوان نمونه انتخاب و بقیه حذف شده‌اند. بدین ترتیب با توجه به معیارهای انتخاب شرکت‌های گروه اول و دوم، ۹۸ شرکت به عنوان شرکت سالم و ۴۶ شرکت به عنوان شرکت ورشکسته انتخاب شدند.

متغیرهای مورد استفاده

متغیرهای پژوهش را می‌توان به دو دسته طبقه‌بندی کرد، که شامل متغیر وابسته و متغیرهای مستقل می‌باشد و به شرح زیر هستند:

متغیر وابسته در این پژوهش شرکت‌های سالم و ورشکسته است. در این پژوهش با توجه به اهداف پژوهش، شرکت‌های ورشکسته مقدار یک و شرکت‌های سالم مقدار صفر را به خود اختصاص داده‌اند.

در این مطالعه متغیرهای مستقل نسبت‌های مالی می‌باشند که بر اساس بهترین نسبت‌ها در نتایج پژوهش‌های قبلی در نظر گرفته شده‌اند و زمان (t), ($t-1$), ($t-2$) نیز به عنوان یک متغیر مستقل وارد مدل شده است که در نگاره (۱) منعکس گردیده است.

نگاره ۱. متغیرهای مستقل

نام متغیر	نماد	نحوه محاسبه (از چپ به راست)
نسبت جاری	CA/CL	دارایی‌های جاری / بدهی‌های جاری
نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها	WC/TA	سرمایه در گردش / کل دارایی‌ها
نسبت بدهی	TD/TA	کل بدهی‌ها / کل دارایی‌ها
نسبت گردش دارائی‌ها	NS/TA	خالص فروش / کل دارایی‌ها
نسبت دارایی‌های جاری به کل دارایی‌ها	CA/TA	دارایی‌های جاری / کل دارایی‌ها
نسبت سود عملیاتی به کل دارایی‌ها	EBIT/TA	سود عملیاتی / کل دارایی‌ها
حاشیه سود عملیاتی	EBIT/NS	سود عملیاتی / خالص فروش
بازده دارایی‌ها	ROA	سود خالص / کل دارایی‌ها
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	سود خالص / حقوق صاحبان سهام
اندازه شرکت	FS	لگاریتم خالص فروش

مدل‌های مورد استفاده

در این پژوهش از روش‌های داده کاوی و مدل‌های درخت تصمیم‌گیری CART و رگرسیون لجستیک استفاده شده است. در ادامه این دو مدل تشریح می‌گردد.

الف) مدل درخت تصمیم‌گیری CART:

درخت تصمیم یکی از روش‌های ناپارامتری رده‌بندی کردن است. این روش با به کارگیری تکنیک‌های بسیار ساده، یک الگوی رده بندی را برای مشاهدات موجود معرفی می‌نماید. الگوی معرفی شده توسط این روش، از ساختاری بسیار ساده و قابل درک برای تصمیم‌گیری برخوردار است. با اینکه این روش از تکنیک‌های ساده‌ای استفاده می‌نماید ولی در زمینه تشخیص و پیشگویی می‌تواند به خوبی روش‌های پیچیده‌ای نظیر شبکه‌های عصبی عمل نماید [۳۶]. درخت تصمیم یک روش ساده و توانمند برای طبقه‌بندی یک مجموعه به رده‌های متمایز و همگن می‌باشد که

یک گراف غیر چرخشی شبیه درخت دارد که این درخت توسط مجموعه‌ای از سؤالات نشان داده می‌شود معمولاً هر سؤال با توجه به یک متغیر مطرح می‌شود. یک گراف درخت تصمیم از سه جزء اصلی ریشه^۱، گره داخلی^۲ و گره خارجی^۳ (برگ) تشکیل شده است و روند بدین گونه است که ابتدا یک متغیر کمکی به عنوان ریشه انتخاب می‌گردد و با توجه به یک سری از سؤالات و ویژگی‌ها به چندین گره داخلی تقسیم می‌شود. الگوریتم‌های درخت تصمیم انواع مختلفی دارند که مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از: Chaid، Quest، C5.0، Cart [۴]. در این پژوهش از درخت تصمیم‌گیری CART به عنوان یک الگوریتم مقایسه‌ای استفاده شده است.

CART یکی از انواع درخت رده‌بندی است که توسط بریمن و همکاران در سال ۱۹۸۴ م معرفی

^۱ Root^۲ Internal Node^۳ External Node(Leaf)

یک کاهش در تابع ناجوری خواهیم داشت که بر اساس شاخص جینی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{gini gain} = \text{GG}(T, X) \\ = \text{gini}(t) - \sum_{j=1}^n p(t_j | t) \cdot \text{gini}(t_j)$$

از بین چندین متغیر، متغیری مناسب است که مقدار بیشتری را برای $\text{GG}(T, X)$ اختیار نماید. این ملاکی برای انتخاب بهترین از بین متغیر است. از این رو با توجه به تابع ناجوری و شاخص جینی، ابتدا مقدار تابع ناجوری در حالت کلی برای متغیر پاسخ محاسبه می‌گردد، در مرحله بعد برای تمام متغیرهای کمکی، با توجه به بهترین تقسیمات دوتایی برای متغیر پاسخ، مقدار تابع ناجوری در هر یک از دو زیر مجموعه ایجاد شده محاسبه و میانگین وزنی آنها از مقدار تابع ناجوری کل کم می‌گردد. از بین متغیرهای کمکی، متغیری که دارای بیشترین مقدار برای این رابطه باشد، در گام اول برای رده‌بندی درختی انتخاب می‌گردد. در برخورد با متغیرهای کمی، از تقسیمات دوتایی استفاده نموده و نقطه‌ای مانند a (نقطه برش) را تعیین می‌کنیم. لازم به ذکر است که نقطه برش در بسیاری از الگوهای رده‌بندی درختی توسط خود شاخص (در اینجا شاخص جینی) مشخص می‌شود. در برخورد با متغیر کیفی، هر سطح متغیر به عنوان یک زیر شاخه درخت رده‌بندی در نظر گرفته می‌شود [۹].

در مدل CART، برای انتخاب اندازه مناسب از درخت رده‌بندی، از روشی تحت عنوان ارزش پیچیدگی (Complexity Cost) استفاده می‌شود. یک الگوی درختی زمانی مناسب است که علاوه بر

گردید. این مدل یک گراف غیر چرخشی شبیه درخت با تقسیمات دوتایی بر اساس متغیرهای کمکی را برای معرفی یک الگوی رده‌بندی و تشخیصی معرفی می‌نماید. درخت تصمیم از سه جز اصلی شامل ریشه، گره داخلی و برگ تشکیل شده و روند بدین گونه است که ابتدا یک متغیر کمکی به عنوان ریشه انتخاب و با توجه به اهداف مطالعه به چندین گره داخلی تقسیم می‌شود. هر گره داخلی نیز مانند ریشه به گره دیگری تقسیم می‌شود تا در نهایت به هر گره یک رده از متغیر پاسخ منتسب گردد این گره‌ها برگ نامیده می‌شود. به منظور انتخاب متغیرهای مهم در الگوی رده‌بندی درختی، در این بررسی از تابعی تحت عنوان تابع ناجوری و شاخصی به نام جینی استفاده گردید. تابع ناجوری برای گره‌ای مانند t و متغیر وابسته با k رده $(c_1, c_2, \dots, c_k)$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$i(t) = \Phi \left[\begin{matrix} P(C=C_1 | t), \\ \dots, p(C=C_k | t) \end{matrix} \right]$$

شاخص جینی اغلب در مدل‌های درختی با تقسیمات دوتایی در هر گره مورد استفاده قرار می‌گیرد و به صورت زیر تعریف می‌شود [۶]:

$$i(t) = \text{gini}(t) \\ = 1 - \sum_{j=1}^k p^2[c=c_j | t] \\ = \sum_{k \neq l} P(c=c_k | t) P(c=c_l | t)$$

رابطه بالا هنگامی که مشاهدات فقط متعلق به یک رده باشند، برابر صفر است و زمانی که احتمال هر رده برابر باشد، بیشترین امکان ممکن را اختیار می‌کند. با در نظر گرفتن متغیر کمکی x که بر اساس آن گره t به n زیر شاخه تقسیم می‌گردد (هر زیر شاخه با T_j برای j از ۱ تا n نشان داده می‌شود)

اینکه برای مشاهدات موجود (نمونه فراگیری) خوب عمل می‌نمایید، برای مشاهدات جدید (نمونه آزمون) نیز مناسب باشد. با وجود اینکه با بزرگ شدن اندازه درخت رده‌بندی، دقت رده‌بندی در مورد نمونه یادگیری افزایش می‌یابد، این دقت برای نمونه آزمون از اندازه‌ای به بعد کاهش می‌یابد. روش ذکر شده در واقع تعادلی بین دقت درخت رده‌بندی و اندازه آن برقرار می‌نماید و با توجه به اندازه خط و تعداد گره‌های درخت، تصمیم‌گیری می‌نماید که کدام گره از درخت را حذف نماید.

ب) مدل رگرسیون لجستیک:

در بسیاری از پژوهش‌ها، متغیر وابسته پیوسته نبوده و ممکن است دو نتیجه داشته باشد. به عنوان مثال، فقط یکی از دو ارزش صفر و یک را بپذیرد که ارزش یک به معنای وقوع و ارزش صفر به معنای عدم وقوع حادثه (یا بالعکس) است. برای مثال به کمک میزان تلاش، میزان هوش، موفقیت یا عدم موفقیت فردی را در کنکور تشخیص دهیم و یا درماندگی مالی یک شرکت را با استفاده از چند متغیر تشخیص دهیم. در چنین مواردی از رگرسیون لجستیک استفاده می‌نماییم. رگرسیون لجستیک شبیه رگرسیون معمولی است با این تفاوت که تخمین ضرایب در آن یکسان نیست. رگرسیون لجستیک شبیه رگرسیون معمولی است با این تفاوت که تخمین ضرایب در آن یکسان نمی‌باشد.

در رگرسیون لجستیک به جای حداقل کردن مجذور خطاها (که در رگرسیون معمولی صورت می‌گیرد) احتمال را که یک واقع رخ می‌دهد، حداکثر می‌نماید [۵].

روش پژوهش

با توجه به اهداف این پژوهش، نوع پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر روش انجام پژوهش، توصیفی-تحلیلی از نوع مقطعی است. در این تحقیق در مرحله اول، با استفاده از نسبت‌های مالی شرکت‌های ورشکسته و سالم مندرج در لیست اوراق بهادار تهران، قدرت پیش‌بینی مدل‌های درخت تصمیم و رگرسیون لجستیک برای سال t ، $t-1$ ، $t-2$ در محیط اقتصادی ایران بررسی گردیده است. سپس در مرحله دوم، با استفاده از فنون درخت تصمیم و رگرسیون لجستیک، مناسب‌ترین مدل برای پیش‌بینی ورشکستگی در این سال‌ها برازش شده است.

ارزیابی اعتبار داده‌های تحقیق

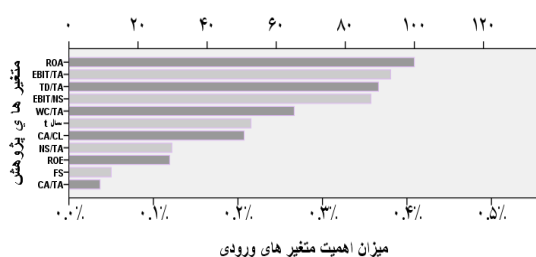
برای امکان ارزیابی اعتبار داده‌های تحقیق از آمار توصیفی استفاده کرده ایم و نتایج حاصل شده نشان از اعتبار داده‌های پژوهش و همچنین قابلیت مقایسه نتایج تحقیق دارد. نتایج در نگاره (۲) ارائه شده است.

نگاره شماره ۲. نتایج آمار توصیفی برای شرکت‌های ورشکسته و شرکت‌های سالم در سال t

FS	CA/TA	ROE	ROA	EBIT/NS	WC/TA	TD/TA	NS/TA	EBIT/TA	CA/CL
شرکت‌های ورشکسته									
۸/۷۶۹	۰/۷۷۴	۰/۳۰۶	-۰/۳۲۹	-۰/۴۱۵	-۰/۳۶۲	۲/۳۱۰	۰/۶۲۸	-۰/۱۷۲	۰/۵۰۲
۲/۶۹۴	۰/۲۰۱	۱/۰۶۸	۰/۳۶۷	۰/۶۰۳	۱/۶۷۹	۱/۹	۰/۳۷۰	۰/۲۱۹	۰/۲۹۹
۴/۳۶	۰/۱۸	-۴/۸۳	-۱/۴۳	-۲/۸۷	-۸/۸۱	۰/۱۲	۰/۱۴	-۰/۹۰	۰/۲
۱۲/۳۱	۰/۹۶	۳/۱۸	۰/۰۶	۰/۳۱	۰/۰۵	۹/۶۷	۱/۸۰	۰/۱۱	۱/۱۲
شرکت‌های سالم									
۸/۶۶۱	۰/۶۶۲	۰/۲۷۵	۰/۱۰۶	۰/۱۹۴	۰/۰۹۸	۰/۶۳۳	۰/۹۲۴	۰/۱۴۲	۱/۲۴۹
۲/۸۴۴	۰/۱۸۵	۰/۱۵۷	۰/۰۸۴	۰/۱۶۸	۰/۱۸۸	۰/۱۴۰	۰/۵۷۴	۰/۰۸۹	۰/۶۰۴
۴/۸۸	۰/۱۱	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	-۰/۳۸	۰/۲۵	۰/۱۶	۰/۰۱	۰/۲۴
۱۲/۳۹	۰/۹۶	۰/۷۲	۰/۳۸	۱/۱۵	۰/۷۹	۰/۹۱	۴/۰۴	۰/۴۳	۵/۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

استفاده در تفکیک داده‌ها به صورت ۵۰ به ۵۰ که ۵۰٪ جزء مجموعه آموزش و ۵۰٪ در مجموعه آزمون قرار می‌گیرند و سپس ۱۰ متغیر وارد مدل گردیده است. نمودار (۱) درجه اهمیت متغیرها را در تفکیک شرکت‌های دوگروه در سال t نشان می‌دهد.



نمودار ۱. میزان تاثیر متغیرهای ورودی بر نتیجه مدل

درخت تصمیم‌گیری در سال t

تأثیرگذارترین متغیرها در سال $t-1$ نسبت بدهی، نسبت بازده دارایی‌ها، سود عملیاتی به کل دارایی‌ها، حاشیه سود عملیاتی می‌باشد. تأثیرگذارترین متغیرها در سال $t-2$ نسبت بازده دارایی‌ها، سود عملیاتی به کل دارایی‌ها، حاشیه سود عملیاتی، نسبت بدهی است.

پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها با استفاده از مدل

درخت تصمیم‌گیری CART

در این حالت با استفاده از روش درخت تصمیم، داده‌ها را رده‌بندی کرده و هر کدام از آن‌ها به یک رده تخصیص داده می‌شود. در این روش مشاهده‌ها بر اساس نزدیک‌ترین رده مرتبط رده‌بندی می‌شوند و سعی می‌شود مشاهده‌های موجود در هر رده بیشترین شباهت را به یکدیگر داشته باشند. همچنین از متغیرها به عنوان یک رابط استفاده نمی‌شود بلکه متغیرها فقط به عنوان تفکیک‌کننده مورد استفاده قرار می‌گیرند. در واقع در درخت تصمیم به وجود آمده تفکیک بر اساس اهمیت متغیرها در به وجود آمدن گره‌های تفکیکی انجام می‌گیرد. در ادامه به اجرای مدل درخت تصمیم در cart در پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها می‌پردازیم همچنین جهت آزمون فرضیه‌ها در این مدل از نرم‌افزار Clementine استفاده شده است. جهت پیش‌بینی وضعیت شرکت‌ها، داده‌های پژوهش به دو گروه آموزش و آزمون تفکیک و نسبت مورد

نسبت بازده دارایی‌ها				نسبت بازده دارایی‌ها			
بیشتر از ۰/۰۱۵ -		مساوی و کمتر از ۰/۰۱۵ -		بیشتر از ۰/۰۱۵ -		مساوی و کمتر از ۰/۰۱۵ -	
سالم	ورشکسته	سالم	ورشکسته	سالم	ورشکسته	سالم	ورشکسته
۵۵	۲	۰	۱۹	۴۳	۲	۰	۱۹
%۹۶/۵	%۳/۵	%۰	%۱۰۰	%۹۵/۶	%۴/۴	%۰	%۱۰۰
نسبت بدهی				نسبت بدهی			
بیشتر از ۰/۸۶۰ -		مساوی و کمتر از ۰/۸۶۰ -		بیشتر از ۰/۸۶۰ -		مساوی و کمتر از ۰/۸۶۰ -	
سالم	ورشکسته	سالم	ورشکسته	سالم	ورشکسته	سالم	ورشکسته
۳	۱	۵۲	۱	۴۳	۲	۰	۱
%۷۵	%۲۵	%۹۸/۱	%۱/۹	%۱۰۰	%۱۰۰	%۱۰۰	%۱/۹

گام آزمون

گام آموزش

نمودار ۲. درخت تصمیم ایجاد شده در داده‌های آموزش و آزمون بر اساس متغیرهای پژوهش در سال t

ورشکسته طبقه‌بندی می‌گردد و نسبت بدهی مهم‌ترین متغیر در طبقه‌بندی شرکت‌ها در مرحله بعدی است و زمانی که نسبت بدهی بزرگتر و کوچکتر و مساوی از ۰/۸۶۰ باشد دقت پیش‌بینی در این طبقات به ۱۰۰ درصد می‌رسد. در نهایت نگاره (۳) نتایج مربوط به پیش‌بینی و طبقه‌بندی مدل CART را به تصویر می‌کشد.

در نمودار (۲) با توجه به الگوی رده‌بندی درختی cart، نسبت بازده دارایی‌ها مهم‌ترین نقش را جهت پیش‌بینی وضعیت شرکت‌ها ایفا می‌کند. در تفسیر این نمودار می‌توان گفت به‌عنوان مثال در گام آموزش، برای طبقه‌ای که نسبت بازده دارایی‌های آن بزرگتر از ۰/۰۱۵ - باشد در داده‌های آموزش ۹۵/۶٪ از شرکت‌ها را به عنوان شرکت سالم و ۳/۳٪ از شرکت‌ها به‌عنوان شرکت

نگاره ۳. نتایج دقت پیش‌بینی درخت تصمیم

دسته	موارد تشخیص به‌عنوان شرکت سالم	موارد تشخیص به‌عنوان شرکت ورشکسته	درصد پیش‌بینی درست			میانگین سه سال		
			t	t-۱	t-۲	t	t-۱	t-۲
			t	t-۱	t-۲	t	t-۱	t-۲
داده‌های آموزش	سالم	۴۳	۵۱	۰	۰	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
	ورشکسته	۰	۰	۲۵	۲۳	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
	دقت تفکیک کلی مدل					۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
داده‌های آزمون	سالم	۵۲	۵۴	۴۶	۳	۹۶/۲۷٪	۹۷/۹٪	۹۶/۴٪
	ورشکسته	۱	۰	۱	۲۰	۹۶/۹۷٪	۹۵/۷٪	۱۰۰٪
	دقت تفکیک کلی مدل					۹۶/۴٪	۹۷/۱٪	۹۷/۴٪

منبع: یافته‌های پژوهش

پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها با استفاده از

مدل رگرسیون لجستیک

به منظور ساخت مدل رگرسیون لجستیک از نرم‌افزار spss نسخه ۲۰ استفاده شده است. در این بخش جهت پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها، ۱۰ نسبت به طور همزمان وارد مدل رگرسیون لجستیک گردید. در این مدل جهت بررسی معنی‌داری کلی مدل از آماره کای-دو استفاده می‌گردد و گام مناسب برای مدل از طریق معیار دو برابر لگاریتم تابع درستنمایی (۲LL-) انتخاب می‌گردد. نگاره (۴) آماره کای-دو مربوط به برازش و معنی‌داری

کلی مدل را به تصویر می‌کشد. با توجه به اطلاعات منعکس در نگاره (۴) سطح معنی‌داری مربوط به آزمون کای-دو (۰/۰۰۱) کمتر از میزان خطای (۰/۰۵) می‌باشد و این نشان از معنی‌داری کلی مدل می‌باشد و گامی که مقدار ۲LL- آن در بین گام‌های انجام شده حداقل باشد انتخاب می‌گردد. پس از بررسی معنی‌داری کلی مدل از آزمون والد جهت بررسی معنی‌داری متغیرهای مستقل استفاده گردیده است. همه متغیرها وارد مدل می‌شوند متغیرهایی که معنی‌دار نیستند از مدل خارج می‌شوند و متغیرهای معنی‌دار باقی می‌مانند.

نگاره ۴. آماره کای-دو مربوط به برازش و معنی‌داری کلی مدل رگرسیون لجستیک

سال	کای-دو	درجه آزادی	سطح معنی‌داری	معیار منفی دو برابر لگاریتم تابع درستنمایی
سال ۱	مدل	۲	۰/۰۰۱	۱۸/۶۰۰
سال ۱-۲	مدل	۲	۰/۰۰۱	۱۳/۶۳۰
سال ۲-۳	مدل	۲	۰/۰۰۱	۸/۸۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نگاره ۵. نتایج مربوط به آزمون والد و ضرایب متغیرها

سال	نام متغیر مستقل استخراج شده	ضریب	انحراف استاندارد	آماره والد	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
	بازده دارایی	-۷۸/۶۷۸	۲۶/۳۸۳	۸/۸۹۳	۱	۰/۰۰۳
سال ۱	بازده حقوق صاحبان سهام	-۱/۵۶۷	۰/۷۶۴	۴/۲۱۰	۱	۰/۰۴
	مقدار ثابت	-۰/۵۵۸	۰/۶۴۵	۰/۷۵۰	۱	۰/۳۸۶
	بازده دارایی	-۹۲/۹۸۵	۳۷/۱۱۰	۶/۲۷۸	۱	۰/۰۱۲
سال ۱-۲	بازده حقوق صاحبان سهام	-۱/۴۳۴	۰/۷۳۰	۳/۸۶۱	۱	۰/۰۴۹
	مقدار ثابت	-۰/۵۴۹	۰/۷۹۴	۰/۴۷۸	۱	۰/۴۸۹
	نسبت بدهی	۲۰/۵۸۵	۱۳/۷۷۸	۲/۲۳۲	۱	۰/۱۳۵
سال ۲-۳	بازده حقوق صاحبان سهام	-۱۴۲/۴۸۲	۸۱/۰۲۸	۳/۰۹۲	۱	۰/۰۷۹
	مقدار ثابت	-۱۷/۲۰۴	۱۱/۹۰۰	۲/۰۹۰	۱	۰/۱۴۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نگاره (۵) نتایج مربوط به آماره والد، ضریب ثابت و ضرایب متغیرها را به تصویر می‌کشد. با

توجه به اطلاعات منعکس در نگاره (۵) متغیرهای مستقل باقی مانده در سطح خطای ۰/۰۵ معنی‌دار

بوده و با متغیر وابسته رابطه معنی‌دار دارند. در این نمودار می‌توان مشاهده کرد تأثیرگذارترین عوامل در سال t نسبت بازده دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام می‌باشد و رابطه بازده حقوق صاحبان سهام و بازده دارایی‌ها با ورشکستگی، منفی است و با کاهش نسبت بازده حقوق صاحبان سهام و بازده دارایی‌ها احتمال ورشکستگی افزایش می‌یابد. تأثیرگذارترین عوامل در سال $t-1$ نسبت بازده دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام است. در سال $t-2$ نسبت بدهی و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام معنادار نمی‌باشند.

نگاره ۶. آماره هاسمر و لمشو مربوط به اعتبار مدل

کای - دودرجه آزادی سطح معنی‌داری			
سال t	۸/۸۵۲	۸	۰/۳۵۵
سال $t-1$	۸/۴۱۴	۸	۰/۳۹۴
سال $t-2$	۰/۰۴۵	۸	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اطلاعات منعکس شده در نگاره (۶) آماره هاسمر - لمشو دارای توزیع X^2 با $J-2$ درجه آزادی می‌باشد (J تعداد گروه‌ها است) که نشان می‌دهد توزیع نسبت به نمونه حساس است. لذا زمانی که تعداد نمونه خیلی بزرگ باشد، تفاوت‌های کمی بین مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده از

طریق این روش نشان داده می‌شود و آزمون معتبر است. مقدار این آماره در مدل برآورد شده در سال t دارای توزیع X^2 با ۸ درجه آزادی برابر ۸/۸۵۲ می‌باشد و احتمال آن بزرگ‌تر از ۰/۰۵ و برابر ۰/۳۵۵ بدست آمده است و مقدار این آماره در مدل برآورد شده در سال $t-1$ دارای توزیع X^2 با ۸ درجه آزادی برابر ۸/۴۱۴ می‌باشد و احتمال آن بزرگ‌تر از ۰/۰۵ و برابر ۰/۳۹۴ بدست آمده است و مقدار این آماره در مدل برآورد شده در سال $t-2$ دارای توزیع X^2 با ۸ درجه آزادی برابر ۰/۰۴۵ است و احتمال آن بزرگ‌تر از ۰/۰۵ و برابر ۱ بدست آمده است. بنابراین فرض صفر که بیانگر نکویی برازش است، پذیرفته می‌شود (رد نمی‌گردد). پس متغیرهای مستقل مدل قدرت پیش‌بینی را دارند.

پس از بررسی معنی‌دار کلی مدل و آماره‌های مربوط به آن، جهت آزمون فرضیه‌ها، باید دقت دسته‌بندی مدل در پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها مورد بررسی قرار گیرد. نگاره (۷) نتایج مربوط به دقت پیش‌بینی مدل را در سه سال به تصویر می‌کشد.

نگاره ۷. دقت پیش‌بینی در مدل رگرسیون لجستیک

میانگین سه سال	درصد پیش‌بینی درست			موارد تشخیص به عنوان شرکت ورشکسته			موارد تشخیص به عنوان شرکت سالم			دسته
	$t-2$	$t-1$	t	$t-2$	$t-1$	t	$t-2$	$t-1$	t	
%۹۹/۳۳	%۹۸	%۱۰۰	%۱۰۰	۲	۰	۰	۹۶	۹۸	۹۸	سالم
%۹۷/۸	%۹۷/۸	%۹۷/۸	%۹۷/۸	۴۵	۴۵	۴۵	۱	۱	۱	ورشکسته
%۹۸/۸۳	%۹۷/۹	%۹۹/۳	%۹۹/۳							دقت تفکیک کلی مدل

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون فرضیه‌های پژوهش

دقت دسته‌بندی از اهمیت خاصی برخوردار است. با توجه به نتایج به دست آمده در بخش‌های قبل، دقت دسته‌بندی بر اساس هریک از مدل‌های فوق در نگاره (۸) خلاصه شده است.

در این پژوهش برای پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها از مدل درخت تصمیم و رگرسیون لجستیک استفاده شده است. در مدل‌های داده کاوی

نگاره ۸. مقایسه دقت پیش‌بینی مدل درخت تصمیم‌گیری CART و رگرسیون لجستیک

مدل		دقت پیش‌بینی در سال t		دقت پیش‌بینی در سال t-1		دقت پیش‌بینی در سال t-2	
		ورشکسته	سالم	ورشکسته	سالم	ورشکسته	سالم
درخت	داده‌های آموزش	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰
تصمیم‌گیری	داده‌های آزمون	٪۹۴/۵	٪۹۵/۲	٪۹۶/۴	٪۱۰۰	٪۹۷/۹	٪۹۵/۷
رگرسیون لجستیک		٪۱۰۰	٪۹۷/۸	٪۱۰۰	٪۹۷/۸	٪۹۸	٪۹۷/۸

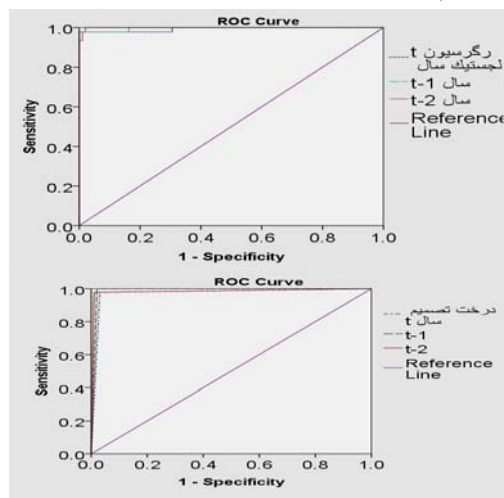
منبع: یافته‌های پژوهش

نگاره ۹. سطح زیر منحنی ROC

سال t	سال t-1	سال t-2
۰/۹۷۴	۰/۹۹۰	۰/۹۸۴
درخت تصمیم‌گیری CART		
۰/۹۹۳	۰/۹۹۶	۰/۹۹۹
رگرسیون لجستیک		

منبع: یافته‌های پژوهش

این نتیجه بیانگر آن است که از نظر سطح زیر منحنی ROC مدل رگرسیون لجستیک در سال t، t-1، t-2 توانایی بالاتری در پیش‌بینی ورشکستگی دارد و به این مدل از عملکرد بهتری برخوردار است و فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود.



نمودار ۳. سطح زیر منحنی ROC در مدل درخت تصمیم و رگرسیون لجستیک

به‌طورکلی و بر مبنای نتایج حاصل از دو مدل فوق می‌توان گفت جهت بررسی فرضیه اول و دوم فرضیه صفر رد می‌شود و فرضیه یک مبنی بر اینکه الگوها توانایی درست پیش‌بینی کردن را دارند پذیرفته می‌شود. جهت آزمون فرضیه سوم از سطح زیر منحنی ROC استفاده شده است. در مطالعات مدل‌سازی جهت سنجش میزان دقت مدل و پیش‌بینی صورت گرفته از منحنی ROC و سطح زیر منحنی نیز استفاده می‌کنند. محدوده زیر منحنی، میزان توانایی مدل در تفاوت قائل شدن بین دو نتیجه است این میزان تمایز نام دارد. هر چه سطح زیر منحنی ROC به عدد ۱ نزدیک‌تر باشد دقت مدل در معیار خوب و هر چه این عدد به ۰/۵ نزدیک‌تر باشد، نشان از دقت پایین مدل و پیش‌بینی نامناسب مدل است. برای مقایسه عملکرد دو مدل از سطح زیر منحنی ROC که با استفاده از روش شناسی‌های داده کاوی به دست می‌آید استفاده می‌شود. نتایج به شرح نگاره (۹) است.

نتیجه

پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها یکی از مطالعه‌های جالب و با اهمیت در حوزه مالی است. با پیش‌بینی ورشکستگی و پس از آن ریشه‌یابی مسأله و حل آن، می‌توان به نتایج بسیار رضایت‌بخشی دست یافت. در این پژوهش از مدل درخت تصمیم و رگرسیون لجستیک که از روش‌های داده کاوی هستند، جهت پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های داخلی، استفاده شده است. نتایج به دست آمده از پژوهش نشان داد، اطلاعات صورت‌های مالی دارای قدرت پیش‌بینی‌کننده بالا می‌باشند و شرکت‌های گروه ورشکسته در مراحل ورشکستگی، فروش، سود ویژه و دارایی‌های کمتری نسبت به گروه دوم دارند که در نهایت به تفاوت معنادار نسبت‌های مالی دو گروه منجر خواهد شد. مدل ایجاد شده توسط الگوریتم CART توانست به‌طور میانگین در دو سال قبل از ورشکستگی در داده‌های آزمون دقتی معادل $97/1$ درصد داشته باشد؛ در حالی که مدل رگرسیون لجستیک دقتی معادل $97/9$ درصد داشته، در یکسال قبل از سال مبنا مدل الگوریتم CART به‌طور میانگین دقتی معادل $97/4$ درصد داشته در حالی که مدل رگرسیون لجستیک دقتی معادل $99/3$ درصد داشته، در سال مبنا مدل الگوریتم CART به‌طور میانگین دقتی معادل $94/7$ درصد داشته ضمن اینکه در این سال مدل رگرسیون لجستیک دقتی معادل $99/3$ درصد داشته است. بنابراین با توجه به نتایج حاصل دقت کلی و سطح زیر منحنی ROC در مدل رگرسیون لجستیک نسبت به مدل CART بیشتر است؛ پس به‌طور کلی مدل رگرسیون لجستیک ابزار مناسب‌تری برای پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها

است. همچنین با استفاده از نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش می‌توان نتیجه گرفت، مدل‌های الگوریتم CART و مدل رگرسیون لجستیک ابزارهای مناسبی برای پیش‌بینی ورشکستگی محسوب می‌شوند و با آزمون فرضیه سوم مشاهده شد که مدل رگرسیون لجستیک محافظه‌کارتر از مدل CART عمل می‌نماید. نتایج توان پیش‌بینی دو مدل با نتایج پژوهش‌های صورت گرفته توسط جنانی و همکاران (۲۰۱۳) و موسوی شیر و همکاران (۲۰۱۲) و لی (۲۰۰۴) و راعی و فلاح‌پور (۱۳۸۷) و سعیدی و آقایی (۱۳۸۸) و اهل‌سون (۱۹۸۰) و تام و کیانگ (۱۹۹۲) و ژانگ و همکاران (۱۹۹۹) و جپ و همکاران (۲۰۱۰) و اکسی (۲۰۱۱) سازگار است و نتایج مقایسه‌ای دو مدل با نتایج پژوهش‌های صورت گرفته توسط جنانی و همکاران (۲۰۱۳) و موسوی شیر و همکاران (۲۰۱۲) و لی (۲۰۰۴) ناسازگار است.

پیشنهاد‌های کاربردی حاصل از نتایج پژوهش

با توجه به نتایج حاصل از پژوهش و اهمیت موضوع می‌توان پیشنهاد‌های زیر را ارائه نمود:

(الف) سازمان بورس و اوراق بهادار تهران برای اطمینان نسبی از وضعیت مناسب مالی آتی شرکت‌ها می‌تواند از مدل‌های این پژوهش در پذیرش شرکت جدید به سازمان بورس استفاده نماید.

(ب) بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری از مدل‌های این پژوهش در اعطا وام‌ها با مبالغ بالا به متقاضیان صاحبان صنایع می‌توانند استفاده نمایند.

(ج) کارگزاران بورس، تحلیل‌گران و مشاوران مالی که وظیفه آن‌ها تجزیه و تحلیل وضعیت مالی شرکت‌های داخل بورس و تشریح وضعیت مالی آینده شرکت‌ها برای متقاضیان خرید سهام شرکت‌ها

می‌باشند نیز می‌توانند از مدل‌های این پژوهش استفاده نمایند.

د) مدیران شرکت‌ها همواره مایل به ارزیابی نقاط ضعف و پیش‌بینی تهدیدهای آتی می‌باشند. یکی از روش‌های ارزیابی نقاط ضعف مالی در آینده و در نهایت درماندگی مالی استفاده از مدل‌های مبتنی بر داده‌های مالی می‌باشد. مدیران از مدل‌های ارائه شده در این پژوهش برای تشخیصی درماندگی مالی می‌توانند استفاده نمایند.

ه) شرکت‌های سرمایه‌گذاری همواره در پی کسب وضعیت مناسب برای سرمایه‌گذاری هستند. اصولاً آنها قبل از اقدام به سرمایه‌گذاری در صنایع مختلف، وضعیت این صنایع را با روش‌های گوناگون مورد ارزیابی و تجزیه و تحلیل قرار می‌دهند تا نسبت به سودآوری آنها مطمئن شوند. یکی از انواع روش‌های ارزیابی مورد استفاده این شرکت‌ها، ارزیابی وضعیت ورشکستگی است. بنابراین با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق، شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌توانند از مدل‌های استفاده شده در این پژوهش برای ارزیابی ورشکستگی شرکت‌ها استفاده نمایند.

و) صنایع همواره برای مقاصد توسعه محصول و کنترل بر مواد اولیه مورد نیاز خود، تصمیم به ادغام و خرید شرکت‌های دیگر می‌گیرند. این صنایع در زمان تصمیم به خرید، آنها را مورد ارزیابی قرار داده و وضعیت مالی آنها را بررسی کامل می‌نمایند، تا پس از ادغام دچار مشکلات مالی نشود. با توجه به نتایج ارائه شده در این تحقیق، این صنایع می‌توانند وضعیت فعالیت این شرکت‌ها را در آینده با استفاده از مدل‌های بکار گرفته شده در این پژوهش پیش‌بینی نمایند.

منابع

- ۱- ابزری، مهدی، میرشمس شهشهانی، مرتضی و مهدی رسول‌زاده. (۱۳۸۰) بررسی کاربرد مدل آلتمن برای تعیین وضعیت ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (صنایع نساجی و ساخت فلزات اساسی). پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه اصفهان، اصفهان.
- ۲- ابزری، مهدی، منجمی، امیرحسن و مروه بخشایش. (۱۳۹۰) پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی باز جریانی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه اصفهان، اصفهان.
- ۳- امینی، پیمان. (۱۳۸۵) بررسی امکان سنجی استفاده از مدل فولمر برای تخمین ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، رشته حسابداری دانشگاه تربیت مدرس، تهران.
- ۴- آذر، عادل، احمدی، پرویز و محمد وحید بسط. (۱۳۸۹) طراحی مدل انتخاب نیروی انسانی با رویکرد داده کاوی، نشریه مدیریت فناوری و اطلاعات، ش ۴، صص ۲۲-۳.
- ۵- پیرایش، رضا، منصوری، علی و صابر امجدیان. (۱۳۸۸) طراحی مدل‌های ریاضی مبتنی بر جریان‌های نقدی برای پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله توسعه سرمایه، ش ۴، صص ۹۴-۷۳.
- ۶- پورحیدری، امید و مهدی کوپائی حاجی. (۱۳۸۹) پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها با استفاده از مدل مبتنی بر تابع تفکیکی خطی. مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، دوره ۲، ش ۱، صص ۴۶-۳۳.

- ۷- پورزمانی، زهرا، جهان‌شاد، آزیتا و شهرام عین قلابی. (۱۳۸۸) پیش‌بینی وضعیت مالی و اقتصادی شرکت‌ها با استفاده از نسبت‌های مالی مبتنی بر سودآوری، جریان‌های نقدی و رشد. *پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی*، دوره ۱، ش ۳، صص ۹۳-۱۱۵.
- ۸- پورزمانی، زهرا، توانگر حمزه کلایی، افسانه و آوا کیارسی. (۱۳۸۹) بررسی کارایی الگوی لجیت و تحلیل تمایزی چند متغیره در پیش‌بینی وضعیت مالی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی*، دوره ۲، ش ۵: ۱۲۲-۹۴.
- ۹- حسینی، محسن، تذهیبی، مهدی، امینی، مسعود، زارع، اصغر و حسن جهانی هاشمی. (۱۳۸۹) کاربرد درخت رده‌بندی برای پیشگویی رتیوپانی دیابتیک و مقایسه با مدل تابع تشخیص در بیماران دیابتی نوع ۲، *مجله دانشکده پزشکی اصفهان*، ش ۱۰۴، صص ۲۷-۱۷.
- ۱۰- سعیدی، علی و آرزو آقایی. (۱۳۸۸) پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه‌های بیز، *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۶، ش ۵۶، صص ۷۸-۵۹.
- ۱۱- سلیمانی امیری، غلامرضا. (۱۳۸۲) نسبت‌های مالی و پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، دوره ۵، ش ۱۵، صص ۱۳۶-۱۲۱.
- ۱۲- سلیمانی، غلامرضا. (۱۳۸۹) ارزیابی کارایی الگوهای پیش‌بینی بحران مالی برای شرکت‌های ایرانی. *مجله دانش حسابداری*، دوره ۱، ش ۲، صص ۱۳۹-۱۵۸.
- ۱۳- سلیمانی، اعظم و هاشم نیکومرام. (۱۳۸۷) ارزیابی توانمندی مالی شرکت‌های بهادار تهران و ارائه مدل مناسب ارزیابی. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۲۹، ش ۲، صص ۲۵۳-۲۷۹.
- ۱۴- راعی، رضا و سعید فلاح‌پور. (۱۳۸۷) کاربرد ماشین بردار پشتیبان در پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها با استفاده از نسبت‌های مالی، *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۵، ش ۵۳، صص ۳۴-۱۷.
- ۱۵- رهنمای رودپشتی، فریدون، علی‌خانی، راضیه و مهدی مران‌جوری. (۱۳۸۸) بررسی کاربرد مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی آلتمن و فالمر در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۶، ش ۵۵، صص ۳۴-۱۹.
- ۱۶- رضایی، فرزین و مهدی گل‌دوز (۱۳۹۰). مقایسه قدرت پیش‌بینی الگوهای ورشکستگی زاوگین، زیمسکی و شیراتا در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله مدیریت توسعه و تحول*، ش ۶، صص ۸۱-۶۹.
- ۱۷- فلاح‌پور، سعید و رضا راعی. (۱۳۸۳) پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌ها با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی، *تحقیقات مالی*، ش ۱۷، صص ۶۹-۳۹.
- ۱۸- فرج‌زاده دهکردی، حسن. (۱۳۸۶) کاربرد الگوریتم ژنتیک در پیش‌بینی ورشکستگی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.
- ۱۹- فیروزیان، محمود؛ جاوید، داریوش و نرگس نجم‌الدینی. (۱۳۹۰) کاربرد الگوریتم ژنتیک در پیش‌بینی ورشکستگی و مقایسه آن با مدل Z آلتمن در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار

- تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۸، ش ۶۵، صص ۹۹-۱۱۴.
- ۲۰- کمیجانی، اکبر و جواد سعادت‌فر. (۱۳۸۵) کاربرد مدل‌های شبکه عصبی در پیش‌بینی ورشکستگی اقتصادی شرکت‌های بازار بورس. *جستارهای اقتصادی*، دوره ۳، ش ۶، صص ۴۳-۱۱.
- ۲۱- گلریز، حسن. (۱۳۷۴) *بورس اوراق بهادار*. تهران: انتشارات امیرکبیر.
- ۲۲- مشکانی، علی و عبدالرضا ناظمی (۱۳۸۸). *مقدمه‌ای بر داده کاوی*. مشهد: موسسه چاپ و انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.
- ۲۳- مهرانی، ساسان، مهرانی، کاوه، منصفی، یاشار و غلامرضا کرمی. (۱۳۸۴) بررسی کاربردی الگوهای پیش‌بینی ورشکستگی زیمنسکی و شیراتا در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۲، ش ۴۱، صص ۱۳۱-۱۰۵.
- ۲۴- مکیان، نظام‌الدین، سلیم کریمی تکلو. (۱۳۸۹) پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های تولیدی با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۶، ش ۱، ۱۴۴-۱۲۹.
- ۲۵- نیکبخت، محمدرضا و مریم شریفی. (۱۳۸۹) پیش‌بینی ورشکستگی مالی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی. *مجله مدیریت صنعتی*، دوره ۲، ش ۴، صص ۱۸۰-۱۶۳.
- ۲۶- ناصرزاده، هوشنگ. (۱۳۷۴) *قانون تجارت*. تهران: نشر دیدار.
- ۲۷- نبوی چاشمی، سیدعلی، احمدی، موسی و صادق مهدوی فرح‌آبادی. (۱۳۸۹) پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها با استفاده از مدل لاجیت.
- ۲۸- یاری‌فرد، رضا. (۱۳۸۲) *بررسی مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی (مدل‌های فولمر و اسپرینگ)* در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه مازندران، مازندران.
- 29- Altman, E.I. (1968). Financial ratios, disarmament analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23 (4): 589-609.
- 30- Alforo, E, Garcia, N, Gámez, M, Elizondo, D. (2008). Bankruptcy forecasting: An empirical comparison of adaboost and neural networks. *Decision Support Systems*, 45(1): 110-122.
- 31- Beaver, W.H. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research*, Empirical Research in Accounting: Selected studies, 4: 71-111.
- 32- Cielen, A.P. (2004). Bankruptcy prediction using a data envelopment analysis. *European Journal of Operational Research*, 154: 526-532.
- 33- Deakin, E.B. (1972). "A discriminant analysis of predictors of Business failure". *Journal of Accounting Research*, 10: 167-179.
- 34- Eksi, I. (2011). Classification of firm failure with classification and regression trees. *Journal of Finance and Economics*, 76: 113-120.
- 35- Gepp, A, Kumar, K, Bhattacharya, S. (2010). Business failure prediction using decision tree. *Journal of Forecasting*, 29: 536-555.
- 36- Kiers H.A.L, Rasson J.P, Groenen P.J.F, Schader M. (2000). *Data analysis classification and related methods*. Namur, Belgium: International Federation of Classification Societies (IFCS), 428p.
- 37- Jones, F.L. (1978). Current techniques in bankruptcy prediction. *Journal of Accounting Literature*, 6: 131-164.
- 38- Janani GH, Nabavi Chashmi A, Faghani Makrani KH. (2013). A study on capability of financial ratios in predicting bankruptcy of firms: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Management Science Letters*. 3: 2119-2124.

- 47- Serrano- Cinaco C. (1997). Feed forward neural networks in the classification of Financial information. *The European Journal of Financial*, 3: 183-202.
- 48- Shah J.R, Murtza M.B. (2000). A network based clustering procedure for bankruptcy prediction. *American Business Review*, 18 (20): 80- 86.
- 49- Shin K, Lee Y. (2002). A genetic algorithm application in bankruptcy prediction modeling. *Expert Systems with Application*, 23 (3): 321- 328.
- 50- Sueyoshi T, Goto M. (2009). Methodological comparison between DEA (data envelopment analysis) and DEA- DA (discriminant analysis) form the perspective of bankruptcy assessment. *European Journal of Operational Research*, 199: 561-575.
- 51- Sarkar S, Sriram R.S. (2001). Bayesian Models for Early Warning of Bank Failures. *Management Science* , 47(11): 1457-1475.
- 52- Tam K.Y, Kiang M. (1992). Managerial Applications of Neural Networks: the Case of Bank Failure Predictions. *Management Science*, 38 (7): 926-947.
- 53- Wallace A. (2004). Risk Assessment by Internal Auditors Using Past Research on Bankruptcy Applying Bankruptcy Models. *J. Account. Res*, 56(16): 109-131.
- 54- Zhang G.H, Hu M, Eddy Patuwo B.C, Indro D. (1999). Artificial neural network in bankruptcy prediction: General frame work and cross- validation analysis *European Journal of Op erational Research*, 116 (1): 16-32.
- 39- Lee, W.C. (2004). An empirical comparison of bankruptcy models - evidence from Taiwan. *Sin Pac Financial Journal*, 149-168. Available: http://ir.lib.au.edu.tw/bitstream/987654321/812/1/CM05-pa_lee_01-0001-u
- 40- Min H, Jae & Lee C,Young. (2005). Bankruptcy perdition using support vector machine with optimal choice of kernel function parameters. *Expert Systems with Applications*, 28: 603- 614.
- 41- Mousavi Shiri M, Ahangary M, Vaghfi H, Kholousi A. (2012). Corporate bankruptcy prediction using data mining techniques: evidence from iran. *African Journal of Scientific Research*. 8 (1): 403-426.
- 42- Ohlson J.A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18 (1): 109-131.
- 43- Odom M.D, Sharda R. (1990). A neural network model for bankruptcy prediction. *IJCNN International Joint Conference on Neural Networks*, 2: 163-168.
- 44- Premachandra 1M, Chen Y,Watson J. (2011). Dea as a tool for predicting corporate failure and success: A case of bankruptcy assessment. *Omega*, 39(6): 620-626.
- 45- Rygielski C, Wang J.C, Yen D.C. (2002). Data mining techniques for customer relationship management. *Technology in Society*, 24(4): 483-502.
- 46- Ravi Kumar P, Ravi V. (2007). Bankruptcy prediction in banks and firms via statistical and intelligent techniques– A review. *European Journal of Operational Research*, 180 (1): 1-28

Bankruptcy Prediction of Companies listed Corporations in Tehran Stock Exchange by Using Decision Tree and Logistic Regression

S. M. Hosseini

Associate Professor of Biological Statistics, University of Isfahan, Iran

Z. Rashidi*

MA student of Public- financial Management at Azad University of Khorasgan, Iran

Abstracts:

The main goal of this study is the prediction of companies listed in Tehran Stock Exchange using decision tree and logistic regression, which are data mining methods and can help facilitate prediction. Financial ratios are independent variables and healthy and bankrupt companies are dependent variables. Statistical population of the research is information about financial statements of companies listed in Tehran Stock Exchange during 1999 – 2010. No sampling was used in this study; we have two groups of healthy and bankrupt companies. Bankrupt companies group was selected based on article 141 of Commercial law and the healthy group was selected based on profitability criteria. Results suggest that both decision tree and logistic regression methods predict bankruptcy with different accuracy. Area under ROC curve in logistic regression model is more than in decision tree model.

Keywords: prediction bankruptcy, data mining, decision tree, cart, logistic regression

* Z_rashidi282@yahoo.com

The Value Relevance of Non-cash Net Working Capital of Listed Companies in Tehran Stock Exchange

M. Azemi Yancheshmeh

Assistant Professor of Accounting, Islamic Azad University Mobarakeh Branch (IAU), Iran

M. Sabagh*

Master of Accounting, Islamic Azad University Mobarakeh Branch (IAU), Iran

Abstracts:

Considering the elements of financial policy (strategy), such as company's financial leverage and amount of current working capital that company needs to do its operations, helps managers for expansion of a particular financial program and to succeed and survive in today marketplace. This paper tries to survey value relevance of non-cash net working capital. This study is a fundamental experimental research and in nature is a correlation research. The type of regression model used in this study is a regression model with pooled data. To test the research hypotheses a sample of 118 listed companies in Tehran stock exchange, is selected by using systematic elimination method of sample selection, for a period of 2006-2010. The results of the research indicate that there is no negative relationship between the net working capital investment and firm's value. Moreover findings show extra investment in net working capital considering the current level of firm's net working capital have negative relationship with firm's value. Also, stockholders give an especial attention to the level of debt and capital structure of company in levered companies.

Keywords: Value Relevance, Non-Cash Net Working Capital, portfolio expected rate of return, Financial Leverage.

* Monireh.sabagh@yahoo.com

Effects of Weather and Seasonal Variables on the Tehran Stock Market Liquidity

M. Jamalian Pour*

Ph.D. Student of Accounting, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran

Gh. H. Mahdavi

Associate Professor of Accounting, University of Shiraz, Iran

Abstract:

This study investigates the relationship between Tehran stock market liquidity and seasonal climate variables. Thus, variables such as temperature, cloudy surface, weather conditions (sun and cloud), the amount of air pressure and the surface horizon are used to study climate. Moreover, number of months and days in a week are used for periodic variables. Rial volume, number of shares traded and number of transactions considered as variable volume traded in the stock market. Also, three ratios using the three variables mentioned above are used as variables indicating the depth exchanges. The results show that the climate variables affect market liquidity and market liquidity has shown different behavior with seasonal variables.

Keywords: Behavioral finance, capital market liquidity, depth exchanges, climate variable, seasonal variables.

* mozafarjamali@yahoo.com

An Appraisal of the Merit of Candlestick Technical Trading Strategies in Tehran Stock Exchange

KH. Nasrolahi

Associate Professor of Economy, University of Isfahan, Iran

R. Saghafi Killvagh*

Ph.D. Student of Economy, University of Tabriz, Iran

S. Samadi

Associate Professor of Economy, University of Isfahan, Iran

M. Vaez Barzani

Associate Professor of Economy, University of Isfahan, Iran

Abstract:

In this paper, merit of the oldest known form of technical analysis, candlestick charting is investigated. Candlestick technical analysis is a short-term timing technique that generates signals based on the relationship between open, high, low, and close prices. In this paper we use stock prices of 17 companies listed in Tehran stock market from 1374/10/1 to 1387/9/10 to investigate the merit of 28 candlestick patterns. The method employed to test the hypotheses is Bootstrapping simulation based on GARCH-M model. Results show that comparing with buy-and-hold strategy, candlestick trading rules can earn extra benefits, but these returns vanish if we take commissions into account. So we conclude that candlestick trading rules can not beat the market in Tehran stock exchange.

Keywords: Prediction, Technical Analysis, Candlesticks, Monte Carlo Simulation, Bootstrapping

* killvana@gmail.com

Assessing the Valuation Model Based on Abnormal Earnings (Ohlson) by Notice to the Macroeconomic Variables

V. KHodadadi*

Associate Professor of Accounting, Shahid Chamran University, Iran

H. Farazmand

Associate Professor of Economy, Shahid Chamran University, Iran

S. SHeybeh

Master of Accounting, Shahid Chamran University, Iran

Abstract:

This article examines the effect of "other information" or V_t in valuation model based on abnormal earnings (Ohlson). So in this study the relationships between research variables have been examined by using panel data during 1376-88 through Generalized Method of Moment (GMM). In this paper, variables such as foreign exchange rate, inflation rate, interest rate and economic growth rate have been considered as other information in valuation model and the effect of each on abnormal earnings in future period has been evaluated. The obtained result of testing the research hypothesis using Eviews.6 software in dynamic models framework showed that exchange rate, inflation rate and interest rate affect abnormal earnings. Thus they have informational content and can be put them in Ohlson valuation model as other information. While the effect of economic growth on abnormal earnings is meaningless and doesn't have informational content

Keywords: Abnormal Earnings, Ohlson Model, Macroeconomic Variables, Generalized method of Moments (GMM)

* vkhodadadi@scu.ac.ir

Real and Accounting Earnings Management and the Level of Conservatism in Successful and Unsuccessful Firms

Gh. Mansourfar*

Assistant professor of Finance, Urmia University, Iran

R. Zeaei

Master of Accounting, Urmia University, Iran

Abstract:

This paper compares real and accrual (accounting) earnings management and the level of conservatism in successful and unsuccessful firms of Tehran Stock Exchange. In addition to unbalanced Panel data regression analysis, t-tests and two-way analysis of variance are utilized to test the research hypothesis. Using a sample of failed and continuing firms during the period from 1997 to 2009, it is found that prior to failure; failed firms achieve manipulation through both discretionary accruals manipulation and by implementing real operating actions. In addition, companies with low probability of bankruptcy have successfully managed earnings compared to firms with high probability of bankruptcy. Finally, finding indicates the existence of non-conservative approach in both the successful and unsuccessful firms.

Keywords: Real earnings management, Accruals management, Discretionary accruals, Conservatism, Bankruptcy

* g.mansourfar@urmia.ac.ir

The Effect of Periodic Accounting Adjustment on Equity Cost of Capital (expected return rate of investors)

O. Pourheydari*

Associate Professor of Accounting, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran

R. Hoshmand Zaferaneyeh

Master of Accounting, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran

Abstract:

This study investigates the relationship between accounting adjustment and equity cost of capital. In this paper, size, leverage and book to market value ratio is controlled. The data used, has been extracted from financial reports of the firms listed in the Tehran Stock Exchange in the period of 1379-1389. A multivariate regression model is used for testing the research hypotheses and data analyses. The results indicate that there isn't a significant relationship between periodic accounting adjustment and equity cost of capital. Also, findings show that there is positive relationship between negative periodic accounting adjustment and equity cost of capital and with increase in the level periodic accounting adjustment, the expected return rate of investors increases. But there isn't significant relationship between the positive periodic accounting adjustment and equity cost of capital. In other words, the results indicate that is more impact of negative periodic accounting adjustment compared to positive periodic accounting adjustment on the expected return rate of investors.

Key words: Accounting Adjustment, Equity Cost of Capital, expected return rate of investors, Gordon model

* Opourheidari@uk.ac.ir

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

Contributors to this Issue (Vol. 5, No 3, Ser.17, Autumn 2013)

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. A. Aghaei	Assistant Professor	Tarbiat Modares University
H. Amiri	Assistant Professor	University of Isfahan
O. Pourheydari	Associate Professor	University of Shahid Bahonar
A. Khani	Assistant Professor	University of Isfahan
A. Khodami Pour	Associate Professor	University of Shahid Bahonar
A. Rahmani	Associate Professor	Alzahra University
A. Rasaiian	Master of Taxation	The tax affairs of the province
M. Arabsalehi	Assistant Professor	University of Isfahan
A. Gogerdcheian	Assistant Professor	University of Isfahan
Sh. Mashayekh	Assistant Professor	Alzahra University
S. A. Vaez	Assistant Professor	Shahid Chamran University of Ahvaz
S. A. Hashemi	Associate Professor	University of Isfahan
M. Yahyazadeh	Associate Professor	University of Mazandaran

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 3, Ser.17, Autumn 2013

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: N. Panahi

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

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: uijs.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. 3, Ser.17
Autumn 2013**