فصلنامه قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری

(نشریه پژوهشی)

دورهٔ ۳، شماره ۲، (پیاپی ۱۰)

تابستان ۱۴۰۳

صاحب امتیاز: دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

مدیر مسئول: دکتر فرزانه حیدرپور

سردبیر: دکتر زهرا پورزمانی

مدیر داخلی: دکتر امیررضا کیقبادی

ویراستار علمی: دکتر زهره حاجیها

ویراستار ادبی: دکتر امیررضا کیقبادی

نسخه خوان: هلن محمدزاده

ناظر فنی: آقای رضا قاسمی

اعضای شورای تحریریه به ترتیب حروف الفبا:

دکتر زهرا پورزمانی	استاد حسابداری	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
دکتر آزیتا جهانشاد	دانشیار حسابداری	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
دکتر فرزانه حیدرپور	استاد مدیریت مالی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
دکتر مهدی صالحی	استاد حسابداری	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر یحیی کامیابی	استاد حسابداری	دانشگاه مازندران
دکتر ساسان مهرانی	استاد حسابداری	دانشگاه تهران
دکتر غلامحسین مهدوی	استاد حسابداری	دانشگاه شیراز

آدرس: تهـران، انتهای بلوار ارتش، خیابان شهید سوهانی، بالاتر از میدان سوهانک، مجتمع دانشگاهی ولایت، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی. کدپستی: ۱۹۵۵۸۴۷۸۸۱ تلفن و دورنگار: ۷۳۶۸۱۴۵۲ (۰۲۱)

وب سایت: jdaa.iauctb.ac.ir

- **لیتوگرافی و چاپ:** سازمان چاپ و توزیع دانشگاه آزاد اسلامی
- مطالب عنوان شده در مقالات بیانگر نظرات نویسندگان است و لزوما نظرات نشریه نیست.

این فصلنامه به استناد رای پنجاهمین جلسه کمیسیون تعیین اعتبار نشریات حوزه علوم انسانی و هنر دانشگاه آزاد اسلامی مورخ ۹۹/۷/۱۴ مجوز انتشار گرفته است.

فصلنامه قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری

صاحب امتیاز: دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

داوران این شماره عبارتند از :

- دکتر کاوه آذین فر
- دکتر رحمت اله آزاد
- دکتر فاطمه احمدی
- دکتر محمد امری اسرمی
- دکتر مریم امامی میبدی
- دکتر محمد علی بیداری
- دکتر کاوه پرندین
- دکتر آزیتا جهانشاد
- دکتر زهرا پورزمانی
- دکتر مهدی فیل سرایی
- دکتر مجید مرادی
- دکتر زهرا هوشمند

راهنمای تدوین مقاله در فصلنامه " قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری"

هدف از انتشار فصلنامه "قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری حسابرسی" دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، توان‌افزایی از طریق پیوند میان خدمات آموزشی و پژوهشی بوده است. از این‌رو آخرین یافته‌های علمی و پژوهشی در زمینه حسابداری مالی، حسابرسی، بورس اوراق بهادار و هرگونه نظریه نوین در مباحث ذکر شده، مورد استقبال این فصلنامه قرار خواهد گرفت تا پس از مراحل ارزیابی و تأیید نهایی، برای چاپ استفاده گردد.

بایستی نکات زیر، برای ارسال مقاله‌ها، مورد توجه پژوهشگران محترم قرار گیرد:

۱) محتوای مقاله با اهداف نشریه متناسب بوده(تشخیص این مورد بر عهده هیئت تحریریه است) و حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده باشد.

۲) فصلنامه عمدتاً مقاله‌های پژوهشی را می‌پذیرد.

۳) مقاله ارسال شده در هیچ همایشی ارائه نگردیده باشد و قبلاً در هیچ نشریه‌ای چاپ و یا هم‌زمان، به نشریه‌های دیگر فرستاده نشده باشد.

۴) فصلنامه در انتخاب، ویرایش، تلخیص یا اصلاح مقاله‌های دریافتی آزاد است.

۵) مسئولیت آراء و نظریات ارائه شده در مقاله‌ها برعهده نویسندگان است و چاپ مقاله به معنی تأیید مطالب آن نیست.

۶) مقاله روی کاغذ A4 و فقط در یک روی کاغذ چاپ شود.

۷) در متن مقاله تا حد امکان از معادل فارسی کلمات لاتین استفاده شود و چنانچه معادل فارسی به‌اندازه کافی رسا نباشد، عین کلمه لاتین در پانوشت آورده شود.

۸) ارسال سه نسخه چاپی از مقاله تایپ شده، حداکثر در ۱۶ صفحه، با نرم‌افزارMS Wordویرایش ۲۰۰۷ یا ۲۰۱۰، فونت B Nazanin سایز ۱۱ به همراه CD مقاله و چکیده انگلیسی، الزامی است. همچنین ارسال از طریق پست الکترونیکی faar. iau@gmail. com امکان‌پذیر می‌باشد.

۹) صفحه اول مقاله باید دربرگیرنده موارد زیر باشد:

عنوان مقاله، مشخصات نویسنده یا نویسندگان شامل نام و نام خانوادگی، عنوان شغلی یا مرتبه دانشگاهی و تخصص، ذکر نام دانشگاه (در صورتیکه عضو هیئت علمی می‌باشید)، آدرس کامل منزل همراه با کدپستی، تلفن تماس(منزل و همراه)، پست الکترونیکی نویسنده(نویسندگان). لازم به ذکر است مشخصات نویسندگان صرفاً در این صفحه درج شود(ذکر کلیه موارد فوق به‌صورت فارسی و انگلیسی الزامی است).

۱۰) صفحه دوم مقاله شامل عنوان مقاله، چکیده مقاله(حدود ۱۵۰ و حداکثر در ۲۰۰ کلمه) و واژه‌های کلیدی (حداکثر ۵ واژه مرتبط) می‌باشد.

۱۱) بخش‌های بعدی شامل مقدمه، چارچوب نظری، پیشینه و تحقیق‌های مرتبط، بیان مسأله و فرضیه‌ها، روش اجرای تحقیق، ارائه و تجزیه تحلیل یافته‌ها، تشریح و ارزشیابی نتایج و نتیجه‌گیری می‌باشد. پی‌نوشت‌ها و یادداشت‌های توضیحی در پایین هر صفحه مربوط به آن پی‌نوشت آورده شود.

۱۲) جدول به تعداد محدود با شماره و عنوان مشخص در بالا و توضیحات و منبع جدول در زیر آن دراندازه ۱۵*۱۱ و مناسب برای چاپ باشد.

۱۳) شکل‌ها، نمودارها و تصاویر به تعداد محدود با شماره و عنوان، توضیح و منبع مشخص در زیر آن دراندازه ۱۵*۱۱ و مناسب برای چاپ باشد.

۱۴) برای ارجاع منابع در متن مقاله به شرح زیر عمل شود:

۱۵) از " نام خانوادگی نویسنده – تاریخ - شماره صفحه" در متن برای ذکر کارهای دیگران استفاده شود. اگر به دو یا چند اثر یک نویسنده در یک سال اشاره شود، می‌توان بعد از سال از عبارت "الف" و "ب" یا"a"و"b" استفاده کرد.

۱۶) فهرست منابع استفاده شده(ابتدا منابع فارسی و سپس منابع خارجی) به ترتیب حروف الفبای نام خانوادگی و بدون شماره با توجه به الگوی زیر درج شود:

- کتاب تألیف شده: نام خانوادگی نویسنده، نام، سال انتشار کتاب، عنوان کتاب(نوبت ویرایش یا چاپ)، محل نشر، نام انتشارات.
- کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی مؤلف، نام مؤلف، تاریخ ترجمه، عنوان کتاب به فارسی، نام و نام خانوادگی مترجم، محل نشر، ناشر، (تاریخ انتشارات به زبان اصلی).
- مراکز آماری: نام مرکز آماری، نام نشریه آماری، سال‌های استفاده شده، نام اداره یا دفتر منتشر کننده آمار.
- مقاله: نام خانوادگی نویسنده، نام، عنوان مقاله، نام نشریه، دوره، شماره، ماه، سال.
- منابع اینترنتی: نام خانوادگی نویسنده، نام، عنوان مقاله به‌طور کامل، [تاریخ کامل انتشار مقاله]، [ذکر اصطلاح online]، <آدرس کامل منبع>، [تاریخ کامل دسترسی به مقاله].
- عنوان کتاب و عنوان نشریه به‌صورت Boldتایپ شود.

۱۷) صفحه آخر مقاله شامل عنوان مقاله، چکیده مقاله(حدود ۱۵۰ و حداکثر در ۲۰۰ کلمه) و واژه‌های کلیدی(حداکثر۵ واژه مرتبط) به زبان انگلیسی با قلم Times New Roman 11 می‌باشد

فهرست مطالب

- **مدل‌سازی وابستگی سقوط قیمت سهام با رویکرد تابع کاپولا -گارچ شرطی و ارتباط آن با ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام** ۱-۳۲
  ولی خدادادی، سهیلا لشگرآراء، اسماعیل مظاهری و محمد آیتی مهر
- **بررسی تأثیر کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود مدیران** ۳۳-۴۸
  یاسمن خلیلی، داود حسن‌پور و ابوالفضل مؤمنی یانسری
- **تأثیر عملکرد پایداری بر مدیریت سرمایه در گردش** ۴۹-۶۸
  محمدحسین فتحه و خدیجه حیدری نیا
- **ارائه الگوی علّی جهت بررسی رفتار احساسی سرمایه گذاران با روش دیمتل فازی** ۶۹-۸۸
  الهام باحقیقت و علی اسماعیل زاده
- **تبیین نقش واسطه‌ای عوامل موثر بر تاخیر در گزارش حسابرس بر رابطه بین تطابق درآمد-هزینه و نوسانات اضافی قیمت سهام** ۸۹-۱۱۰
  حمید خدمتگذار، مجتبی ملکی چوبری و سینا خردیار
- **ارزیابی تاثیر تضاد نمایندگی بر ارتباط بین کیفیت راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت** ۱۱۱-۱۴۴
  ندا کاظم پورهمراهلو، فاطمه صمدی و معصومه جعفری
- **تاثیر خودکارآمدی حسابرسان و اندازه موسسات حسابرسی بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان** ۱۴۵-۱۶۶
  مینا رضائی، آرزو آقایی چادگانی و احسان کمالی

قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری
دورهٔ ۳ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۱۰)/ تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۰۱ تا ۳۲

https://sanad.iau.ir/journal/jdaa/Article/1079813

مدل‌سازی وابستگی سقوط قیمت سهام با رویکرد تابع کاپولا –گارچ شرطی و ارتباط آن با ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام

ولی خدادادی[1]✉
سهیلا لشگرآراء[2]
اسماعیل مظاهری[3]
محمد آیتی مهر[4]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۱

چکیده

پژوهش حاضر با هدف مدل‌سازی وابستگی سقوط قیمت سهام با تاکید بر تابع کاپولا-گارچ شرطی و ارتباط آن با حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام در بازار سرمایه ایران انجام شده است. به‌منظور بررسی و تحلیل سؤالات پژوهش، داده‌های مربوط به ۳۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ استخراج و برای آزمون سؤالات پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است. در پژوهش حاضر ابتدا متغیر حباب‌های قیمتی از طریق برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برآورد و استخراج گردیده و سپس به‌منظور مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده سهام شرکت‌های نمونه از مدل گارچ چندمتغیره رهیافت همبستگی شرطی پویا با توزیع کاپولا استفاده گردیده است. در ادامه با استفاده از خروجی مدل‌سازی صورت گرفته، به محاسبه ارزش در معرض خطر به‌عنوان معیار ارزیابی سقوط قیمت سهام پرداخته شده است. یافته‌های پژوهش نشان می دهد که بین سقوط قیمت سهام و حباب‌های مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام رابطه معناداری وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر در شرایط محیطی کشور ما، شرایط سقوط قیمت سهام هم‌راستا با حباب‌های قیمتی شکل‌گرفته مبتنی بر قیمت‌گذاری منطقی سهام نمی‌باشد.

واژه‌های کلیدی: سقوط قیمت سهام، حباب‌های قیمتی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تابع کاپولا

۱ گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (نویسنده مسئول). Vkhodadadi@scu.ac.ir
۲ گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران S.lashgarara@gmail.com
۳ گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران e.mazaheri@scu.ac.ir
۴ گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران m.ayati@scu.ac.ir

نوع مقاله: پژوهشی
http://jdaa.iauctb.ac.ir
Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

گسترش بازار سرمایه، نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی و همچنین موقعیت مناسبی به‌منظور تخصیص بهینه منابع و سرمایه‌گذاری فراهم می‌آورد. از مهم‌ترین عوامل برای پیشرفت در این حوزه، ترغیب سرمایه‌گذاران به‌منظور مشارکت در بازار است؛ بنابراین، شفافیت اطلاعاتی و وجود اطلاعات مناسب برای ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهینه و توجه به ریسک و بازده سهام گوناگون برای فعالان بازار سرمایه از اهمیت بسزایی برخوردار است. یکی از ریسک‌های موجود در بازار سرمایه، موضوع سقوط قیمت سهام است. ازاین‌رو، بررسی و شناخت عواملی که باعث سقوط قیمت سهام می‌شوند، حائز اهمیت است زیرا نمی‌توان با تنوع‌بخشی پرتفوی سرمایه‌گذاری، چنین ریسکی را کاهش داد (طاهری و حدادی، ۱۴۰۱). پدیده سقوط قیمت سهام یک واکنش زنجیره‌ای، دامنه‌دار و فراگیر به‌صورت دومینوهای متصل‌به‌هم می‌باشد که اساس آن همبستگی بین زیان‌ها به‌واسطه قرار گرفتن در معرض شوک‌های مشترک و همچنین انتشار بحران‌های مرتبط با کاهش ارزش بازار دارایی‌ها و افزایش نگرانی‌های عمومی ایجاد می‌شود (شو و چنگ[1]، ۲۰۱۲). این پدیده در قالب اثری فراگیر و منفی باعث تعدیل شدید و ناگهانی قیمت سهام شده و در پی آن‌یک تغییر منفی بسیار بزرگ و غیرمعمول در بازده سهام رخ می‌دهد که به‌سرعت کل بازار سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. (طباطبایی و همکاران، ۱۳۹۹). اساساً موضوع سقوط قیمت سهام پدیده‌ای پیچیده، مبهم، چندوجهی و گسترده است که نمی‌توان به‌طور قطعی علل خاصی را به وقوع این رویداد نسبت داد (اوزان[2]، ۲۰۲۰). مبتنی بر مبانی نظری، ریسک سقوط قیمت سهام تحت تأثیر طیفی از عوامل متعدد درونی و بیرونی نظیر متغیرهای مالی (ولی زاده و همکاران، ۱۴۰۱)، استراتژی‌های تجاری (حبیب حسن و مونزر[3]،۲۰۱۷)، توانایی مدیریتی (کیم و همکاران[4]،۲۰۱۶)، عدم تقارن اطلاعاتی (بنملچ[5]، ۲۰۱۰)، متغیرهای کلان اقتصادی (آکین کوتو[6]، ۲۰۱۳؛ محبوبی ۱۴۰۲)، ریسک‌های سیاسی (ژین و همکاران[7]،۲۰۱۶)، تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران (ژو و همکاران[8]، ۲۰۲۰) و ایفای مسئولیت‌های اجتماعی شرکت (دیمیتریس و زکریا[9]، ۲۰۲۱) واقع می‌شود. بااین‌وجود همان‌طوری که اشاره گردید نمی‌توان با قطعیت پدیده سقوط را به عامل خاصی نسبت داد و این موضوع خود بیانگر پیچیدگی و اهمیت بررسی این پدیده است. در ادبیات حسابداری و مالی، ریسک سقوط قیمت سهام عمدتاً به انباشت و نگهداری اخبار منفی توسط مدیریت و انتشار ناگهانی آن در سطح بازار و ایجاد شوک‌های منفی و شکل‌گیری تغییر در باورها و انتظارات سرمایه‌گذاران درباره ارزش شرکت و درنتیجه کاهش پی‌درپی قیمت‌ها و

[1] Sheu & Cheng
[2] Ouzan
[3] HabibHasan &Monzur
[4] Kim et al
[5] Benmelech
[6] Akinkuotu
[7] Jin et al
[8] Xu et al
[9] Dumitrescu & Zakriya

سقوط قیمت سهام نسبت داده شده است (مومنی یانسری، ۱۴۰۲). با این استدلال، به نظر می‌رسد که ریشه بروز پدیده سقوط قیمت سهام، در شکل‌گیری پدیده حباب قیمتی و قیمت‌گذاری نادرست ناشی از تأثیر عامل یا عوامل زمینه‌ای و ایجادکننده آن می‌باشد. به‌عبارت‌دیگر حبابی شدن قیمت سهام تحت تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام اتفاق می‌افتد که باعث ایجاد تفاوت بین ارزش ذاتی یک سهم و ارزش برآورد شده آن سهم به‌وسیله سرمایه‌گذاران می‌شود و از آنجائی که درنهایت تمام حباب‌های بازار سهام تخلیه و منفجر خواهند شد، بنابراین متعاقب آن پدیده سقوط قیمت سهام و ریزش ناگهانی قیمت‌ها اتفاق خواهد افتاد (نی و ژو[1] ۲۰۲۰). چنین رفتاری در شاخص‌های سهام بسیاری از بازارها قابل‌مشاهده است. بلانچارد و واتسون (۱۹۸۲)، در توضیح چولگی منفی بازده سهام ناشی از سقوط قیمت سهام، مدل حباب تصادفی قیمت سهام را بر اساس نظریه‌های بازارهای کارا و انتظارات عقلایی مطرح کردند. بر اساس نظریه‌های مالی نوین، ارزش یک سهم با جمع ارزش فعلی جریانات نقدی آتی آن برابر است. همچنین بر اساس فرضیه بازار کارا، قیمت سهام در یک بازار کارا برابر یا در محدوده ارزش ذاتی آن در نوسان است؛ اما در بعضی مواقع بر اثر یک شوک یا یک تکانه نظیر انتشار اطلاعات جدید، قیمت‌ها بدون هیچ توجیه بنیادی و منطق اقتصادی به گونه چشم‌گیری افزایش می‌یابند. از این فرآیند در ادبیات مالی تحت عنوان حباب قیمتی یاد می‌شود (ولی زاده و همکاران، ۱۴۰۱)؛ بنابراین حباب‌های قیمتی شکل‌گرفته باعث قیمت‌گذاری نادرست و مانع از ارزش‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌گردد (ژو[2]، ۲۰۱۹). در این میان، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سهمی اساسی در توضیح دادن و وسعت بخشیدن به مفهوم قیمت دارایی‌ها و همچنین به‌عنوان معیاری برای درک رابطه علت و معلولی بین قیمت دارایی‌ها و رفتار سرمایه‌گذاران بر اساس متغیرهای توضیحی بازار، صنعت و اطلاعات خاص ایفا می‌کنند (امینی فرد و همکاران، ۱۳۹۹). گالبرایت در کتاب معروف خود با عنوان سقوط بزرگ ۱۹۲۹ در اهمیت توجه به ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام استدلال می‌کند که حباب بازار سرمایه در دهه ۱۹۲۰ و متعاقب آن سقوط بزرگ سال ۱۹۲۹ ناشی از فاصله گرفتن از ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام و تمرکز بر عناصر غیرمنطقی، افراطی و شیدایی سرمایه‌گذاران شکل گرفت. با عنایت به اینکه در پژوهش‌های پیشین حباب‌های قیمتی سهام به روش‌های متعددی سنجش و اندازه‌گیری شده است، لکن تاکنون در پژوهش‌های داخلی هیچ پژوهشی به اندازه‌گیری حباب‌های قیمتی از طریق مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نپرداخته است که از این منظر جنبه نوآوری برای پژوهش اخیر نیز محسوب می‌شود. ضمناً با توجه به اینکه در شرایط سقوط بازار، توزیع عوامل ریسک ازجمله بازده دارایی‌ها، در دنباله‌های پهن توزیع ظاهر می‌گردد، ازاین‌رو در این پژوهش از رویکرد بهینه ارزش در معرض خطر که مبتنی بر سنجش وابستگی دنباله‌های توزیع بازدهی‌ها می‌باشد، به‌منظور سنجش و مدل‌سازی وابستگی سقوط قیمت سهام با استفاده از رهیافت توابع کاپولا- گارچ چند متغیره استفاده شده است. بر این اساس، سؤال اساسی

[1] Ni & Zhu
[2] Zhou

پژوهش حاضر این است که آیا در شرایط محیطی کشور ما بین ریسک سقوط قیمت سهام و حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام هم راستایی وجود دارد یا خیر؟

۲- مبنای نظری پژوهش

سقوط قیمت سهام و حباب‌های قیمتی

سقوط قیمت سهام درواقع، پیامد توده عظیمی از اطلاعات منفی و نامطلوب است که به یک‌باره وارد بازار شده و با بازنگری منفی و ناگهانی درباره انتظارات و تصورات قبلی سرمایه‌گذاران، تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری را تغییر داده و به‌تبع آن باعث کاهش قیمت سهام می‌گردد (دهقان منکاآبادی و همکاران، ۱۴۰۰). در پژوهش‌های صورت گرفته، مکانیسم‌های زیر بنایی خطر سقوط قیمت سهام عمدتاً به دو دسته: عدم تجانس در اعتقادات سرمایه‌گذاران در مورد ارزش‌های اساسی شرکت و رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران شرکت محدود شده است (فخاری و نصیری، ۱۳۹۹). به اعتقاد هانگ و آستین[1] (۲۰۰۳)، ناهمگونی در باورهای سرمایه‌گذاران، یکی از محرک‌های اساسی سقوط قیمت سهام، قلمداد می‌شود. این رویکرد مبتنی بر این استدلال است که علائق، باورها، اهداف، نگرش‌ها و انتظارات سرمایه‌گذاران متفاوت است. گروهی از آن‌ها خوش‌بین و گروهی دیگر بدبین هستند. عده‌ای ریسک گریز و عده‌ای ریسک‌پذیر هستند. برخی از آن‌ها دچار تورش‌های رفتاری و برخی دیگر منطقی هستند. برخی از آن‌ها اهداف کوتاه‌مدت و برخی دیگر اهداف بلندمدت را برای استراتژی سرمایه‌گذاری در شرکت دنبال می‌کنند. ازاین‌رو، ناهمگونی در انتظارات و باورهای سرمایه‌گذاران، منجر به تقویت معاملات اخلال زا و تغییر چشم‌گیر در رفتار بازیگران بازار و متعاقب آن قیمت‌گذاری نادرست خواهد شد. ژو و همکاران (۲۰۲۰)، بیان کردند اگر معاملات اخلال زا در بازار غلبه پیدا کنند، متعاقب آن به‌احتمال‌زیاد بازار سقوط خواهد کرد. آوری و زمسکی۲ (۱۹۹۸)، نشان دادند که رفتار توده‌وار منجر به قیمت‌گذاری نادرست دارایی‌ها و شکل‌گیری پدیده حباب قیمت‌ها و پیامد آن سقوط قیمت سهام خواهد بود. ازآنجایی‌که قیمت دارایی‌های مالی بر تخصیص منابع در اقتصاد بسیار اثرگذار است، هرگونه اختلال و انحراف گسترده در بازار سرمایه منجر به عدم تخصیص بهینه منابع خواهد گردید (بوکین لین و نان وو[3]، ۲۰۲۳).

در مورد رفتار فرصت‌طلبانه مدیریت، تحقیقات موجود در ادبیات حسابداری وابسته به استدلال‌های مبتنی بر تئوری نمایندگی برای انگیزه‌های مدیریتی جهت احتکار و پنهان نمودن اخبار بد می‌باشد. مبتنی بر تئوری نمایندگی و اقدامات فرصت‌طلبانه مدیریت در راستای منافع شخصی برای کسب پاداش بالاتر، حسن شهرت بیشتر، حفظ موقعیت شغلی و ...کماکان انگیزه‌های مربوط به تأخیر در انتشار اخبار بد در نزد مدیران وجود دارد. به اعتقاد

[1] Hong & Stein
[2] Avery & Zemsky
[3] Boqiang & Nan

کوتاری[1] (۲۰۰۹)، در شرایط تضاد منافع بین مدیران و سرمایه‌گذاران تا مادامی‌که هزینه عدم افشای اخبار منفی و انباشت آن‌ها در داخل شرکت، کمتر از منافع آن باشد، مدیران انگیزه دارند تا اخبار منفی را در داخل شرکت انباشت کرده و آن‌ها را افشا نکنند. بااین‌وجود، زمانی که مدیریت دیگر نتوانند اخبار منفی اضافی را پنهان کنند، در این صورت توده اخبار منفی انباشته‌شده در قالب شوک‌های منفی به یک‌باره وارد بازار شده و پیامد آن منجر به یک نوسان بزرگ، غیرعادی و منفی در قیمت سهام می‌شود که از آن به‌عنوان پدیده ریسک سقوط قیمت سهام نام برده می‌شود (چنهال و همکاران[2]، ۲۰۲۰؛ هارپر[3]، ۲۰۲۰). اساساً انسداد اطلاعات نامطلوب و عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از آن همواره باعث قیمت‌گذاری نادرست سهام و بروز پدیده حباب قیمتی می‌گردد. به‌بیان‌دیگر پدیده چولگی منفی بازده سهام ناشی از سقوط قیمت‌ها از مدل قیمت‌گذاری نامناسب دارایی‌ها و شکل‌گیری حباب تصادفی قیمت سهام تبعیت می‌کند (هو و همکاران[4]، ۲۰۲۰). عموماً عدم تقارن اطلاعات، پدیده‌ای منفی است که باعث ایجاد تفاوت بین ارزش ذاتی سهام و ارزش برآورد شده آن سهام به‌وسیله سرمایه‌گذاران می‌شود و از مجرای قیمت‌گذاری نادرست دارایی‌های سرمایه‌ای و شکل‌گیری حباب قیمتی، موجب تصمیم‌گیری‌های نامناسب اقتصادی توسط سرمایه‌گذاران می‌شود. بر این اساس شرکت‌هایی که بیشتر در معرض عدم تقارن اطلاعاتی هستند، به‌احتمال بیشتری از ارزیابی نادرست صدمه می‌بینند (بادآور نهندی، خجسته و شریف‌زاده، ۱۳۹۷). پردومو استراوچ[5] (۲۰۲۰)، نشان داد که عدم تقارن اطلاعات در مورد وجود حباب‌های قیمت دارایی، معامله‌گران را وادار به پیگیری تداوم حباب‌ها می‌کند. جارو[6] (۲۰۱۸)، یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) را در بازاری استنتاج می‌کند که در آن قیمت دارایی‌ها می‌تواند نوسانات قیمت و حباب‌های قیمتی را نشان دهد. به‌طورکلی چنانچه مدیریت بتواند با موفقیت جریان اطلاعات منفی را در بازار سهام مسدود کند، توزیع بازده سهام در بازار، به‌واسطه قیمت‌گذاری نادرست و ایجاد حباب قیمتی، نامتقارن می‌شود (هاتن و همکاران[7]، ۲۰۰۹).

مفهوم حباب از اوایل قرن هفدهم وارد ادبیات اقتصادی شده است. از آن زمان تاکنون از نمونه‌های متعددی به‌عنوان دوران حباب قیمتی یاد شده است. حباب نوعی پیامد حاصل از سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود که ضعف بعضی از تحلیل‌های روانشناسی سرمایه‌گذاران را شرح می‌دهد (ژو و همکاران[8]، ۲۰۱۹). این پدیده به‌عنوان بخشی از جریان قیمت دارایی محسوب می‌شود که با اصول و عوامل بنیادی که علت تغییرات قیمت دارایی محسوب می‌شوند، غیرقابل‌توصیف می‌باشد (زینگ و همکاران[9]، ۲۰۲۱). ازاین‌رو از حباب به‌عنوان پیچیده‌ترین اختلال

[1] Kothari
[2] Chauhan et al
[3] Harper
[4] Hu et al
[5] Perdomo Strauch
[6] Jarrow
[7] Hutton et al
[8] Zhou et al
[9] Xing et al

گریبان گیر بازار سرمایه نام برده می‌شود. اساساً حباب را می‌توان افزایش قیمت دارایی در یک فرآیند مستمر تعریف نمود که مبتنی بر آن، افزایش اولیه قیمت، انتظار افزایش‌های آتی قیمت را به دنبال دارد که منجر به جذب خریداران جدید می‌شود؛ اما معمولاً پس از مدتی، این افزایش قیمت با انتظارات معکوس و درنتیجه کاهش ناگهانی قیمت‌ها همراه است که اغلب زمینه‌ساز سقوط قیمت‌ها و بحران‌های مالی می‌شود (راسخی و همکاران، ۱۳۹۵). تمام حباب‌های بازار سهام درنهایت منفجر می‌شوند، به این معنی که قیمت سهام به‌طور ناگهانی و به‌شدت کاهش می‌یابد (نی و ژو، ۲۰۲۰). چنین رفتاری در شاخص‌های سهام بسیاری از بازارها قابل‌مشاهده است. نگرانی ایجاد حباب در بازار به این مهم برمی‌گردد که باعث قیمت‌گذاری نادرست و فاصله گرفتن ارزش ذاتی دارایی‌ها از ارزش بازاری آن‌ها و عدم تخصیص بهینه منابع می‌گردد (وی و ژانگ، ۲۰۲۳). به‌عبارت‌دیگر حباب قیمتی شکل‌گرفته مانع از ارزش‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌گردد (ژو و همکاران، ۲۰۱۹). بر همین اساس استدلال می‌گردد که تشکیل حباب قیمتی یا قیمت‌گذاری نادرست می‌تواند زمینه‌ساز بروز پدیده سقوط سهام گردد. به‌عبارت‌دیگر، حبابی شدن قیمت سهام، تحت تأثیر قیمت‌گذاری نادرست سهام اتفاق می‌افتد. ازاین‌رو بررسی آثار شوک‌ها پیامدهای مهمی برای نظریه‌های پرتفوی و مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی دارد. در این راستا، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سهمی اساسی در توضیح دادن و وسعت بخشیدن به مفهوم قیمت دارایی‌ها و همچنین به‌عنوان معیاری برای درک رابطه علت و معلولی بین قیمت دارایی‌ها و رفتار سرمایه‌گذاران بر اساس متغیرهای توضیحی بازار، صنعت و اطلاعات خاص شرکت دارد. ازاین‌رو در این پژوهش ابتدا به اندازه‌گیری حباب‌های قیمتی از طریق مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخته می‌شود و در ادامه با روش‌شناسی مناسب به مدل‌سازی وابستگی سقوط قیمت سهام با استفاده از رویکرد تابع کاپولا- گارچ و ارتباط آن با حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام پرداخته می‌شود.

تابع کاپولا

در ادبیات مالی، توابع کاپولا یکی از کاراترین و بهترین روش‌های برآورد ساختار وابستگی خطی و غیرخطی بین دو یا چند متغیر، بدون در نظر گرفتن مشکل توزیع احتمال آن‌ها می‌باشد. در ساده‌ترین حالت از ضریب همبستگی به‌منظور برآورد ساختار وابستگی بین متغیرها مبتنی بر پیش‌فرض‌هایی نظیر نرمال بودن توزیع مشترک داده‌ها و در نظر گرفتن وابستگی خطی بین متغیرها استفاده می‌شود. این در حالی است که مطالعات انجام‌شده بر روی تغییرات بازده دارایی‌های مالی به‌ویژه در شرایطی که بازار پرتلاطم است، نشان می‌دهند که توزیع بازده دارایی‌ها دارای دنباله پهن هستند. همچنین، نقطه اوج توزیع بازده در مقایسه با آنچه توزیع نرمال پیش‌بینی می‌کند، مرتفع و باریک‌تر است. ازاین‌رو، فرض نرمال بودن تابع توزیع مشترک دارایی‌ها به دلیل در نظر گرفتن روابط خطی بین دارایی‌ها به‌منظور برآورد ساختار وابستگی مبتنی بر ضریب همبستگی موردتردید است (موسوی، راغفر و محسنی، ۱۳۹۲). ضمن اینکه در شرایط سقوط قیمت سهام، علاقه‌مند به بررسی وابستگی موضعی بین متغیرها در دنباله‌های

توزیع نیز هستیم که به وابستگی دمی (دنباله‌ای) معروف هستند. تحت این شرایط، تابع کاپولا با برطرف نمودن نقوص ممکن در رویکردهای دیگر به‌منظور برآورد ساختار وابستگی، به‌عنوان ابزاری اساسی برای مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای (دنباله‌های پهن)، با جایگزین کردن توزیع‌های دنباله‌ای با توزیع‌های نرمال و بررسی روابط خطی و غیرخطی بین متغیرها، ساختار وابستگی سقوط سهام را با دقت و قابلیت اتکای بالاتری برآورد می‌کند. کاپولاها به دو دسته پارامتریک و نا پارامتریک تقسیم‌بندی می‌شوند. در این پژوهش به‌منظور تخمین برازش کاپولا از کاپولای پارامتریک که از انواع آن می‌توان به کاپولای گاوسی و تی کاپولا و نیز خانواده کاپولای ارشمیدسی که مشتمل بر کاپولاهای کلایتون و گامبل هستند، استفاده شده است. یکی از قضایای معروف در نظریه کاپولا، قضیه اسکالر است که نشان می‌دهد هر تابع توزیع احتمال چند متغیره، می‌تواند یک توزیع حاشیه‌ای و یک ساختار وابستگی داشته باشد. درواقع این قضیه نشان می‌دهد زمانی که متغیرها پیوسته باشند، هر تابع توزیع احتمال چند متغیره می‌تواند با استفاده از یک توزیع حاشیه‌ای یک ساختار وابسته نشان داده شود. در راستای تخمین الگوهای کاپولای چندمتغیره از قضیه اسکالر استفاده می‌شود که به‌صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$C(u_1, \dots, u_2) = F(F^{-1}(u_1), \dots, F^{-1}(u_n)) \qquad (۱)$$

درواقع C یک تابع توزیع مشترک کاپولا با توزیع حاشیه‌ای F_i است. در جدول ۱ تابع توزیع کاپولاهای مورد اشاره ارائه گردیده است.

جدول۱- برخی کاپولاهای معروف به همراه تابع توزیع و مولد آن‌ها

نام کاپولا	تابع توزیع کاپولا
کلایتون	$\mathrm{C}_c(u_1,u_2) = \left[m\{u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1,0\}\right]^{-\frac{1}{\theta}}, \theta\epsilon[-1,\infty)/\{0\}$
گامبل	$c_G(u_1,u_2) = exp\left[-\left((-\log(u_1))^{\theta} + (-log(u_2))^{\theta}\right)^{-\frac{1}{\theta}}\right], \theta\epsilon[1,\infty)$
گاوسی	$\mathrm{C}_{Ga}(u_1,u_2) = \int_{-\infty}^{\emptyset^{-1}(u_1)} \dots \int_{-\infty}^{\emptyset^{-1}(u_n)} \frac{1}{2\pi^{\frac{\pi}{2}}\lvert R\rvert} exp\left(-\frac{1}{2}x^T R^{-1}x\right) dx_1 \dots dx_n$
تی کاپولا	$c_t\ (u_1, \dots, u_n) = \int_{-\infty}^{t_v^{-1}} \dots \int_{-\infty}^{t_v^{-1}} \frac{\Gamma\left(\frac{v+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)\sqrt{(\pi v)^n(\rho)}}\left(1 + \frac{y'\rho^{-1}y}{v}\right)^{-\frac{v+n}{2}} dy$

منبع: یافته‌های پژوهشگر

گارچ

با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش‌ازپیش بازارها و دارایی‌های مالی به یکدیگر شواهد متعددی بیانگر این است که نوسانات بازده دارایی‌های مالی به دارایی‌ها و بازارهای دیگر سرایت می‌کند. سنجش و اندازه‌گیری

مفهوم سرایت‌پذیری، خط پایانی بر پیش‌فرض مفهوم همبستگی ثابت دارایی‌ها و بازارهای مالی ایجاد نمود (باباجانی، تقوی فرد و غزالی، ۱۳۹۷). با پذیرش مفهوم سرایت‌پذیری و تحت شرایط تلاطم بازار، واریانس شرطی داده‌های سری زمانی در طول زمان متغیر می‌باشد. در این راستا مدل‌های بسط یافته گارچ چند متغیره با استفاده از همبستگی شرطی پویا (DCC-MGARCH) امکان برآورد و مدل‌سازی پارامتری همبستگی‌های متغیر با زمان برای نوسانات بازدهی سری‌های زمانی مالی را فراهم می‌آورند (امیری، همایونی فر، کریم زاده و فلاحی، ۱۳۹۴). مدل اولیه و پایه مدل استاندارد گارچ (GARCH)، فرآیندی است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود. فرض شود که ϵ_t فرآیندی است که می‌تواند به‌صورت زیر ارائه شود:

$$\epsilon_t|\psi_{t-1}\sim N(0,h_t), \qquad (۲)$$

که در آن h_t واریانس شرطی، ψ_{t-1} اطلاعات قابل‌دسترسی در زمان t-1 و N توزیع نرمال شرطی می‌باشند. مدل GARCH (p,q) با توجه به رابطه ۲، normal-GARCH (p,q) به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_i h_{t-j}, \qquad (۳)$$

که در آن ضرایب α و β بزرگ‌تر از صفر می‌باشند. حال اگر به‌جای توزیع نرمال شرطی در رابطه ۳ از توزیع t استفاده کنیم، رابطه ۳، به‌عنوانt- GARCH تلقی می‌گردد که برای داده‌های با توزیع دم‌های پهن و قله‌دار در سری زمانی‌های مالی استفاده می‌شود. درواقع توزیع‌های نرمال و t به‌عنوان توزیع حاشیه‌ای در نظر گرفته می‌شوند. انتخاب توزیع حاشیه‌ای با استفاده از برازش مدل GARCH تحت توزیع نرمال و t توسط معیار اطلاعات آکائیک[1] (AIC) موردپذیرش واقع می‌شود که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$AIC = 2k - \ln(\hat{L}) \qquad (۴)$$

که در آن k تعداد پارامترهای برآورد شده وL هم تابع درستنمایی مدل می‌باشد.

ارزش در معرض خطر

تلاطم‌های بازار سرمایه و تغییرات شدید قیمت سهام، یکی از مهم‌ترین ریسک‌های مطرح برای همه فعالان بازار سرمایه و ارکان آن محسوب می‌شود. ریسک و عدم اطمینان در تصمیم‌گیری‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری باعث

[1] Akaike Information Criterion

می‌شود تا سرمایه‌گذاران برای به حداقل رساندن زیان‌های احتمالی طرح‌های سرمایه‌گذاری، همواره به دنبال ابزارهای نوین به‌منظور ارزیابی ریسک باشند. در این راستا، یکی از مهم‌ترین سنجه‌های مطرح برای سنجش و اندازه‌گیری ریسک‌های نامطلوب، رویکرد ارزش در معرض خطر می‌باشد که مبتنی بر سنجش وابستگی دنباله‌های توزیع بازدهی‌ها می‌باشد (تراپ و کلادیو[1]، ۲۰۱۳). رویکرد ارزش در معرض خطر با تمرکز بر متغیرهای بازار برای افق‌های زمانی کوتاه‌تر و با استفاده از مفهوم تأثیر سرایت، با ارائه‌یک رویکرد بهینه، سقوط قیمت سهام را سنجش و اندازه‌گیری می‌کند. در این پژوهش بعد از مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده دارایی‌ها توسط مدل copula DCC-MGARCH، مقادیر ارزش در معرض خطر را از این مدل استخراج می‌کنیم. برای محاسبه‌ی ارزش در معرض از رابطه زیر استفاده می‌گردد:

$$VaR_{\alpha} = \mu + \sigma * F^{-1}(\alpha) \qquad (۵)$$

که در آن μ و σ به ترتیب میانگین و واریانس شرطی به‌دست‌آمده از مدل COPULA DCC-MGARCH و $F^{-1}(\alpha)$ معکوس تابع توزیع بازدهی در نقطه α می‌باشد. با بررسی پژوهش‌های داخلی، تاکنون هیچ پژوهشی به بررسی تأثیر حباب قیمتی سهام بر ساختار قیمت‌گذاری و وابستگی آن با ریسک سقوط قیمت سهام نپرداخته است. ازاین‌رو در این پژوهش، برای نخستین بار به بررسی وابستگی سقوط قیمت سهام و ارتباط آن با ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام پرداخته می‌شود. بررسی و تحلیل وابستگی ساختاری ابعاد این موضوع که نتیجه آن ذینفعانی مانند سرمایه‌گذاران، فعالان بازار و نهادهای ناظر را منتفع می‌کند، به‌عنوان یک سؤال تجربی حائز اهمیت است. اهمیت بررسی این موضوع به‌ویژه در شرایط محیطی کشور ما و برای بورس اوراق بهادار جوان و کم‌عمقی که به‌شدت از تکانه‌های اقتصادی و غیراقتصادی تأثیر می‌پذیرد و منجر به فرازوفرودهای فراوانی شده است، دوچندان می‌باشد. به‌نحوی‌که درک روابط بین ساختار قیمت‌گذاری سهام تا حد زیادی در مورد تصمیم‌گیری مرتبط با سرمایه‌گذاری در این دارایی‌ها در شرایط شکل‌گیری حباب قیمتی به‌منظور پرهیز از سرمایه‌گذاری احساسی و تشکیل پرتفوی بهینه جهت به حداقل رساندن ریسک سرمایه‌گذاری کمک به سزایی می‌کند. با توجه به آنچه بیان شد، در راستای دستیابی به اهداف پژوهش و مبتنی بر مبانی نظری ذکرشده، سؤالات پژوهش به شرح ذیل بیان می‌شود:

۱) سنجش حباب‌های قیمت سهام براساس مدل‌های بسط یافته قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای چگونه می‌باشد؟

۲) تا چه میزان مدل‌سازی سقوط قیمت سهام با تأکید بر روش کاپولا - گارچ شرطی قابل‌اتکا می‌باشد؟

[1] Trapp & Claudio

۳) آیا ارتباط معناداری بین سقوط قیمت سهام با حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت گذاری منطقی سهام وجود دارد؟

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع کمی و در گروه تحقیقات اثباتی است. همچنین از نظر ماهیت، در زمره پژوهش‌های توصیفی – همبستگی قرار می‌گیرد که با استفاده از رویکرد قیاسی اقدام به تدوین مبانی نظری و با رویکرد تفسیری به بیان نتایج پرداخته می‌شود. در این پژوهش ابتدا برای تکمیل مبانی نظری، از روش کتابخانه‌ای و مطالعه منابع معتبر استفاده شده است. سپس برای گردآوری داده‌های پژوهش از سایت رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران و سایت مرکز آمار استفاده شده است. قلمرو زمانی پژوهش، بازه زمانی بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ است. جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در ادامه به‌منظور تعیین حجم نمونه پژوهش ابتدا به روش حذف سیستماتیک و اعمال فیلترهای معمول، غربالگری لازم اعمال و سپس از شرکت‌های باقی‌مانده به روش تصادفی ساده ۳۰ شرکت به‌عنوان حجم نمونه انتخاب و شامل شرکت‌هایی است که ویژگی‌های زیر را دارند: ۱- به‌منظور همگن شدن نمونه آماری در سال‌های موردبررسی، شرکت‌ها پیش از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند و طی دوره مدنظر تغییر فعالیت و یا تغییر سال مالی نداده باشند؛ ۲- سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه هرسال باشد؛ ۳- اطلاعات مالی آن‌ها برای کل بازه زمانی موردبررسی در دسترس باشد؛ ۴- سهام شرکت‌ها در هریک از سال‌های دوره پژوهش، وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشد ۵- شرکت‌های نمونه جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ و واسطه‌گری مالی، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نباشند. در پژوهش حاضر به‌منظور تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از نرم‌افزار R 4.2.1 استفاده شده است.

در ادامه، روند مراحل انجام پژوهش به شرح ذیل می‌باشد:

۱) ابتدا مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توسعه‌یافته برآورد و با هم مقایسه می‌گردند و مدل بهینه انتخاب می‌گردد.

۲) متغیر حباب با استفاده از مدل قیمت‌گذاری منتخب، استخراج می‌گردد.

۳) به‌منظور پیدا کردن توزیع حاشیه‌ای بازدهی سهام شرکت‌های نمونه از مدل GARCH تک متغیره استفاده می‌گردد.

۴) توزیع حاشیه‌ای به‌دست‌آمده را در الگوهای مختلف خانواده کاپولا به کار می‌گیریم و بهترین کاپولایی که بتواند بهترین ساختار وابستگی را بین بازدهی‌ها، نشان دهد انتخاب می‌گردد.

۵) به‌منظور مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده سهام از مدل گارچ چند متغیره رهیافت همبستگی شرطی پویا با توزیع کاپولا CAPULA DCC MGARCH استفاده می‌شود.

۶) با استفاده از خروجی مدل CAPULA DCC MGARCH، مقادیر ارزش در معرض خطر محاسبه می‌شوند.

۷) مقادیر ارزش در معرض خطر حاصل از مدل را اعتبار سنجی می‌کنیم.

۸) درنهایت به ارزیابی ارتباط معنی‌داری بین مقادیر متغیر حباب و ارزش در معرض خطر پرداخته می‌شود.

۴- یافته‌های پژوهش

۴. ۱. آمار توصیفی

برای ارائه‌ی یک نمای کلی از خصوصیات مهم متغیرهای موردمطالعه، در جدول۲ برخی از آمارهای توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر، چولگی و کشیدگی مشاهدات در نگاره ۱ ارائه شده است. کلیه متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش در مقیاس کمی و مشاهدات به‌صورت سری زمانی بازدهی لگاریتمی روزانه برای ۳۰ شرکت از سال ۱۳۹۰ تا پایان سال ۱۴۰۱ معادل با ۲۸۱۳ روز کاری پس از شناسایی و تعدیل نقاط دورافتاده با استفاده از روش ارائه شده توسط بودت و همکاران[1]، مورد محاسبه قرار گرفته است.

جدول۲- آماره‌های توصیفی مربوط به بازدهی روزانه شرکت‌های موردمطالعه

نماد	میانگین	انحراف معیار	میانه	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
شاخص کل	۰/۰۰۱۴۷	۰/۰۱۰۲۵	۰/۰۰۰۵۴	-۰/۰۲۶۷۳	۰/۰۲۷۷۶	۰/۱۷۹۰۰	۱/۱۶۱۳۰
دامین	۰/۰۰۱۶۲	۰/۰۲۲۵۰	-۰/۰۰۰۶۳	-۰/۰۶۷۱۹	۰/۰۶۶۰۹	۰/۲۵۸۲۴	۰/۵۵۶۹۰
کساوه	۰/۰۰۱۷۳	۰/۰۲۴۲۰	-۰/۰۰۰۲۸	-۰/۰۷۶۱۰	۰/۰۷۷۳۷	۰/۱۳۱۸۵	۰/۳۰۸۰۸
خبهمن	۰/۰۰۱۴۶	۰/۰۲۶۷۸	-۰/۰۰۰۹۵	-۰/۰۸۸۴۷	۰/۰۸۷۰۰	۰/۱۵۶۰۳	۰/۱۷۴۲۹
دالبر	۰/۰۰۱۶۹	۰/۰۲۳۹۵	-۰/۰۰۰۱۸	-۰/۰۷۲۲۶	۰/۰۷۲۶۵	۰/۱۵۷۳۴	۰/۶۲۸۸۴
پدرخش	۰/۰۰۲۲۹	۰/۰۲۸۱۴	۰/۰۰۰۹۰	-۰/۰۸۹۸۶	۰/۰۹۱۲۸	-۰/۰۰۱۱۵	۰/۳۱۷۷۱
چفیبر	۰/۰۰۱۶۰	۰/۰۲۹۰۵	۰/۰۰۰۶۰	-۰/۰۹۱۲۱	۰/۰۹۲۱۷	۰/۰۶۷۲۳	۰/۶۰۷۹۷
فولاد	۰/۰۰۱۷۳	۰/۰۲۱۵۶	-۰/۰۰۰۲۰	-۰/۰۶۵۲۵	۰/۰۶۳۹۵	۰/۲۶۸۰۹	۰/۵۱۴۵۸
کفرا	۰/۰۰۱۹۱	۰/۰۲۵۱۳	۰/۰۰۰۳۰	-۰/۰۸۵۸۱	۰/۰۸۷۵۰	۰/۱۰۷۶۵	-۰/۰۶۵۴۱
ختوقا	۰/۰۰۱۴۷	۰/۰۳۰۴۷	-۰/۰۰۰۶۰	-۰/۱۰۵۱۶	۰/۱۰۳۲۴	۰/۱۷۷۷۷	-۰/۰۶۵۶۴
شگل	۰/۰۰۱۸۲	۰/۰۲۶۱۷	۰/۰۰۰۸۶	-۰/۰۸۰۹۴	۰/۰۸۲۰۴	۰/۰۹۵۶۸	۰/۴۵۰۴۰
حفاری	۰/۰۰۰۹۱	۰/۰۲۷۳۴	-۰/۰۰۰۶۳	-۰/۰۸۹۲۶	۰/۰۸۶۰۱	۰/۲۳۱۴۶	۰/۲۷۹۳۹
بکام	۰/۰۰۱۲۳	۰/۰۲۷۹۵	-۰/۰۰۰۵۹	-۰/۰۹۵۲۷	۰/۰۹۳۴۴	۰/۲۱۶۸۶	-۰/۰۸۶۸۱
چکارن	۰/۰۰۱۹۳	۰/۰۲۹۴۸	۰/۰۰۰۷۰	-۰/۰۹۸۱۰	۰/۰۹۸۶۸	۰/۱۰۷۸۱	۰/۱۶۹۷۱
فملی	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۲۲۶۴	-۰/۰۰۰۲۹	-۰/۰۶۸۱۳	۰/۰۶۶۶۸	۰/۲۳۸۵۳	۰/۵۵۹۴۰

[1] Boudt et al

نماد	میانگین	انحراف معیار	میانه	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
شنفت	۰/۰۰۱۹۴	۰/۰۲۴۵۴	-۰/۰۰۰۱۲	-۰/۰۷۳۶۶	۰/۰۷۳۶۲	۰/۱۵۳۳۰	۰/۶۵۳۲۰
پسهند	۰/۰۰۱۶۷	۰/۰۲۹۳۴	-۰/۰۰۰۲۵	-۰/۱۰۱۴۹	۰/۱۰۱۳۴	۰/۱۰۳۷۶	-۰/۱۴۷۰۴
خساپا	۰/۰۰۱۱۹	۰/۰۲۸۰۷	-۰/۰۰۰۳۰	-۰/۰۹۶۳۹	۰/۰۹۴۵۰	۰/۱۱۶۰۳	-۰/۰۳۲۲۸
سخزر	۰/۰۰۱۴۵	۰/۰۲۶۴۹	-۰/۰۰۰۱۶	-۰/۰۷۵۹۳	۰/۰۷۶۰۶	۰/۱۵۵۴۵	۰/۸۵۳۹۸
ستران	۰/۰۰۱۵۰	۰/۰۲۶۸۱	-۰/۰۰۰۳۰	-۰/۰۸۷۷۹	۰/۰۸۵۹۳	۰/۲۱۸۶۶	۰/۱۴۲۰۶
بسویچ	۰/۰۰۱۵۳	۰/۰۲۶۶۴	۰/۰۰۰۸۷	-۰/۰۷۸۴۵	۰/۰۸۰۳۸	۰/۰۷۳۵۱	۰/۷۹۸۰۴
پتایر	۰/۰۰۱۴۷	۰/۰۲۸۸۰	۰/۰۰۰۲۸	-۰/۰۹۴۱۱	۰/۰۹۳۹۵	۰/۰۵۹۴۰	۰/۲۶۷۳۶
حتاید	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۲۶۱۶	۰/۰۰۰۲۰	-۰/۰۸۳۵۰	۰/۰۸۲۹۲	۰/۱۳۷۶۳	۰/۲۱۴۴۴
بترانس	۰/۰۰۰۹۲	۰/۰۲۶۳۳	-۰/۰۰۰۷۲	-۰/۰۸۸۳۰	۰/۰۸۵۸۴	۰/۲۰۸۶۵	۰/۱۱۱۱۳
افرا	۰/۰۰۱۶۸	۰/۰۳۲۹۴	۰/۰۰۰۴۴	-۰/۱۱۲۰۶	۰/۱۱۷۹۲	۰/۰۲۲۲۸	۰/۰۰۴۱۸
غپینو	۰/۰۰۱۴۳	۰/۰۲۴۹۶	-۰/۰۰۰۸۳	-۰/۰۸۱۹۴	۰/۰۸۲۸۵	۰/۰۶۴۱۲	۰/۰۹۵۵۵
رانفور	۰/۰۰۰۹۵	۰/۰۱۳۱۵	-۰/۰۰۰۰۷	-۰/۰۳۱۱۰	۰/۰۳۱۱۰	۰/۱۷۳۹۱	۱/۳۶۰۱۸
شیراز	۰/۰۰۱۵۲	۰/۰۱۸۹۷	-۰/۰۰۰۴۲	-۰/۰۴۸۲۳	۰/۰۴۷۴۱	۰/۲۹۳۶۹	۱/۱۶۴۲۱
فرآور	۰/۰۰۱۳۵	۰/۰۲۸۰۹	-۰/۰۰۰۵۷	-۰/۱۰۱۵۲	۰/۱۰۱۱۷	۰/۰۵۵۰۴	-۰/۴۳۴۸۶
قنیشا	۰/۰۰۱۷۴	۰/۰۲۷۲۸	۰/۰۰۰۴۰	-۰/۰۹۴۸۴	۰/۰۹۹۹۹	۰/۱۳۲۰۱	-۰/۲۱۳۱۶
کروی	۰/۰۰۱۱۹	۰/۰۲۶۴۷	-۰/۰۰۱۳۲	-۰/۰۹۲۴۲	۰/۰۹۰۰۴	۰/۱۰۰۳۳	-۰/۲۲۶۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

با بررسی معیارهای تمرکز (میانگین و میانه) ارائه شده در جدول ۲ ملاحظه می‌گردد که متوسط بازدهی شرکت پدرخش نسبت به سایر شرکت‌های موردبررسی اندکی بیشتر است (در حدود ۰/۰۰۰۱ الی ۰/۰۰۰۹). همچنین میانگین بازده روزانه شاخص قیمتی تمامی شرکت‌های منتخب در بازه زمانی موردنظر، مثبت می‌باشد که بیانگر صعودی بودن روند کلی حاکم بر تمامی شرکت‌های منتخب طی بازه زمانی موردبررسی است. از سوی دیگر با بررسی مقادیر انحراف معیار، ملاحظه می‌گردد که دامنه نوسان شرکت افرا از مقدار بیشتری نسبت به شرکت‌های دیگر برخوردار است که به‌نوعی می‌توان انتظار داشت که ارزش در معرض ریسک این شرکت به نسبت سایر شرکت‌ها بیشتر است. دراین‌بین با مثبت بودن چولگی (چوله به راست) شرکت‌ها می‌توان گفت حجم داده‌ها، بیشتر در سمت چپ متمرکز شده است. این تحلیل با بیشتر بودن میانگین شرکت‌ها نسبت به میانه هم‌خوانی دارد. البته ازآنجایی‌که مقادیر چولگی بین ۰/۵ و ۰/۵- قرار دارند، خیلی نمی‌توان انتظار چوله بودن داشت. ازاین‌رو چولگی تا حدودی حول صفر بوده، درنتیجه توزیع بازدهی‌ها متقارن می‌باشد. از سوی دیگر با توجه به مقدار کشیدگی

(کمتر از ۳)، ملاحظه می‌گردد که قله توزیع از حالت نرمال پهن‌تر و به‌مراتب دنباله‌های نازک‌تری دارد؛ بنابراین با توجه به مقدار غیر صفر چولگی و مقدار کشیدگی، بازدهی‌ها از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند.

۴. ۲. پیش‌فرض‌های آماری

بعد از بیان آمار توصیفی و قبل از ورود به تحلیل‌های آماری و مدل‌سازی، ابتدا به بررسی آزمون‌های مربوط به پیش‌فرض‌ها با استفاده از آزمون‌های شاپیرو-ویلک، ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و اثر آرچ[1] به ترتیب به‌منظور بررسی نرمالیتی، مانایی و ناهمسانی واریانس در بین داده‌ها، پرداخته شد. با توجه به مقدار آماره و مقدار معنی‌داری به‌دست‌آمده از آزمون دیکی فولر و آزمون اثر گارچ برای هر شرکت (که مقدار معنی‌داری کمتر یا مساوی ۰/۰۵ است) فرض مانایی و فرض ناهمسانی واریانس در بین داده‌های شرکت‌ها پذیرفته شد. ضمناً مقدار آماره‌ی آزمون شاپیرو-ویلک و مقدار معنی‌داری به‌دست‌آمده برای هر شرکت، بیانگر رد فرض نرمال بودن داده‌های مربوط به هر شرکت بود. ازاین‌رو در این پژوهش، از توزیع تی استیودنت جهت مدل‌سازی استفاده می‌شود.

۴. ۳. برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری، انتخاب مدل بهینه و استخراج متغیر حباب

الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یک مدل رگرسیونی قیمت‌گذاری است که معادله استاندارد و پایه آن موسوم به مدل CAPM به شرح رابطه ۶ است. در ادامه سایر مدل‌های تعیم یافته قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌گذاری موسوم به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهشی- نامطلوب، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیلی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شرطی و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مصرفی به ترتیب به شرح روابط ۷ تا ۱۰ ارائه شده اند.

$$CAPM: R_{it} = R_F + \beta E(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

$$D - CAPM: R_{it} = R_F + \beta D - CAPM(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

$$A - CAPM: R_{it} = R_F + \beta A - CAPM(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

$$C - CAPM: R_{it} = R_F + \beta C - CAPM(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۹)$$

$$I - CAPM: R_{it} = R_F + \beta I - CAPM(u_{it} - R_F) + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

در روابط بالا، R_F، نرخ بازده بدون ریسک، R_{it} نرخ بازده مورد انتظار، β ضریب حساسیت و $(u_{it} - R_F)$ به‌عنوان صرف ریسک می‌باشد. تفاوت مدل‌های فوق در نحوه محاسبه و برآورد ضریب بتا و تفسیر آن می‌باشد. پس از برآورد مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به‌منظور مقایسه و تعیین اینکه کدام مدل قیمت‌گذاری

[1] ARCH

می‌تواند تبیین‌کننده‌ی بهتری از ارتباط بین ریسک و بازده‌ی مورد انتظار ارائه نماید، ابتدا میزان خطای پیش‌بینی مدل‌های قیمت‌گذاری محاسبه می‌گردد. برای این منظور، خطای قیمت‌گذاری بازده در زمان t را نماد ε_t و به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\varepsilon_t = \hat{R}_t - R_t \quad (۱۱)$$

یعنی خطای قیمت‌گذاری در زمان t، برابر است با بازده به‌دست‌آمده از مدل منهای بازده واقعی شرکت در زمان t. در ادامه، دو معیار مقایسه‌ای MAE[1] و RMSE[2] به‌منظور مقایسه‌ی عدم اطمینان و دقت در مدل‌ها مورداستفاده قرار می‌گیرند و به‌صورت فرمول (۳-۴) تعریف می‌شوند:

$$RMSE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\varepsilon_t - \bar{\varepsilon})^2 \quad (۱۲)$$

$$MAE = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}|\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}| \quad (۱۳)$$

که در آن $\bar{\varepsilon}$ میانگین خطاهای، خطای قیمت‌گذاری می‌باشد. درواقع RMSE عدم اطمینان و MAE عدم دقت قیمت‌گذاری را نشان می‌دهند که هر چه کوچک‌تر باشند مدل بهتری خواهد بود. اکنون با توجه به جدول ۳، ملاحظه می‌گردد که معیارهای RMSE و MAE برای مدل CAPM با مقادیر به ترتیب ۰/۰۲۴۰۶ و ۰/۰۱۷۵۰ کمترین بوده‌اند که نشان از عملکرد مناسب مدل CAPM دارد. درواقع بازده به‌دست‌آمده از این مدل انطباق بیشتری با بازده واقعی دارد. لذا پس از برآورد تمامی مدل‌ها و استخراج ضرایب بتای آن‌ها برحسب جدول مقایسه ای ذیل مدل مطلوب تعیین می‌گردد.

جدول ۳- مقایسه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری

مدل‌های قیمت‌گذاری	معیارهای مقایسه‌ای	
	MAE	RMSE
CAPM	۰/۰۱۷۵۰	۰/۰۲۴۰۶
DCAPM	۰/۰۱۷۸۹	۰/۰۲۴۴۶
ACAPM	۰/۰۳۱۹۶	۰/۰۴۴۵۰
CCAPM	۰/۰۱۸۸۱	۰/۰۲۵۵۰
ICAPM	۰/۰۱۸۵۷	۰/۰۲۵۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

[1] Mean Absolute Error
[2] Root Mean Square Error

در جدول ۴ ضریب بتای برآورد شده برای مدل‌های قیمت‌گذاری ارائه شده است. با مشاهده‌ی مقادیر بتا ملاحظه می گردد که بتا حاصل از مدل CAPM غالباً مقادیر کمتر از یک را اختیار کرده‌اند که نشان می‌دهد شرکت‌ها از نظر تئوری، نوسانات کمتری نسبت به بازار دارند که درواقع شکل محافظه کارانه‌تری برای سرمایه‌گذار دارد. در مابقی مدل‌ها ضرایب بتا بیش از یک بوده که ریسک سبد حاصل از این مدل‌ها بیشتر است و نسبت به بازار نوسان بیشتری از خود نشان می‌دهند. این مقادیر از بتا در مدل CAPM دور از انتظار نبوده چراکه مطابق جداول ۲ و مقادیر حاصل از پیش‌فرض‌های آماری، بازده دارای توزیع متقارن بوده و یک مصالحه‌ای بین ریسک و بازده در بازار وجود دارد که بر نتایج جداول ۳ و ۴ صحه می‌گذارد. بتـا واحـد اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک مربوط به سهام است که درواقع درجه حساسیت تغییرپذیری بازده سهم را نسبت به تغییرپذیری بازده بازار اندازه‌گیری می‌کند.

جدول ۴- ضریب بتا در مدل‌های قیمت‌گذاری (BETA_CAPM)

نماد	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل۵
دامین	۰/۶۸۴۷	۱/۰۰۶۴	۰/۴۸۹۵	۰/۹۸۷۹	۱/۴۶۰۲
کساوه	۰/۷۱۷۱	۱/۰۹۹۴	-۰/۲۱۰۲	۱/۴۷۲۱	۱/۳۹۴۴
خبهمن	۱/۱۸۴۷	۱/۵۷۸۹	۱/۲۰۷۰	۱/۲۷۹۷	۰/۸۴۴۰
دالبر	۰/۶۴۰۶	۱/۰۸۱۰	۲/۷۴۴۰	۰/۷۹۶۲	۱/۵۶۰۸
پدرخش	۰/۵۲۷۵	۱/۰۹۶۰	۸/۹۵۴۶	۱/۲۰۰۵	۱/۸۹۵۶
چفیبر	۰/۵۷۲۷	۱/۱۷۳۱	۲۳/۰۱۸۷	۲/۴۳۹۹	۱/۷۴۵۹
فولاد	۱/۳۰۰۴	۱/۴۴۰۹	۱/۳۰۷۶	۰/۳۹۵۸	۰/۷۶۸۹
کفرا	۱/۰۰۵۵	۱/۳۷۱۰	۱/۰۵۸۵	۱/۸۷۲۴	۰/۹۹۴۴
ختوقا	۱/۱۴۰۹	۱/۶۴۲۵	۱/۳۹۶۱	-۰/۴۴۴۵	۰/۸۷۶۴
شگل	۰/۷۰۲۱	۱/۲۳۵۴	۳/۲۹۹۷	۱/۸۹۶۳	۱/۴۲۴۱
حفاری	۱/۲۰۷۷	۱/۵۶۰۶	۱/۳۸۲۵	۱/۸۴۸۹	۰/۸۲۷۹
بکام	۰/۸۴۵۸	۱/۳۸۹۱	۰/۷۱۶۹	۱/۰۰۰۳	۱/۱۸۲۲
چکارن	۰/۸۳۳۱	۱/۴۲۸۰	۱/۳۲۵۸	۰/۵۸۶۱	۱/۲۰۰۳
فملی	۱/۲۴۸۹	۱/۴۲۳۵	۱/۲۶۲۳	۰/۳۷۸۷	۰/۸۰۰۶
شنفت	۰/۸۶۴۶	۱/۱۸۰۷	۱/۷۳۴۸	۰/۷۳۹۷	۱/۱۵۶۵
پسهند	۰/۸۹۳۸	۱/۴۷۵۲	۱/۸۱۵۸	۱/۸۸۹۸	۱/۱۱۸۷
خساپا	۱/۱۸۸۴	۱/۶۶۷۷	۱/۱۷۵۴	۱/۴۶۰۴	۰/۸۴۱۴
سخزر	۰/۶۶۳۵	۱/۱۰۱۷	-۱۶/۰۶۴۱	۰/۱۸۸۶	۱/۵۰۶۹

نماد	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل۵
ستران	۱ /۰۳۲۸	۱ /۴۹۹۹	۱ /۲۲۸۵	۰ /۷۶۶۸	۰ /۹۶۸۲
بسویچ	۰ /۴۹۵۳	۱ /۰۴۱۳	۱۱ /۰۰۳۸	۰ /۶۰۳۴	۲ /۰۱۸۷
پتایر	۰ /۹۷۵۴	۱ /۴۶۸۶	۱ /۳۵۸۱	۲ /۵۶۴۵	۱ /۰۲۵۱
حتاید	۰ /۹۵۸۹	۱ /۴۱۶۲	۱ /۰۵۲۳	۱ /۷۱۳۵	۱ /۰۴۲۷
بترانس	۱ /۱۳۶۵	۱ /۵۳۶۲	۱ /۲۵۵۸	۰ /۷۹۳۱	۰ /۸۷۹۸
افرا	۰ /۷۴۹۱	۱ /۴۰۱۱	۱۰ /۰۳۷۵	۱ /۶۸۲۷	۱ /۳۳۴۸
غپینو	۰ /۸۷۳۹	۱ /۲۸۵۰	۰ /۸۴۴۸	۱ /۶۴۹۴	۱ /۱۴۴۲
رانفور	۰ /۵۲۴۵	۰ /۷۲۶۷	۰ /۳۷۳۶	۰ /۴۱۵۶	۱ /۹۰۶۲
شیراز	۱ /۰۶۸۲	۱ /۱۵۵۳	۰ /۹۲۰۲	۱ /۰۳۰۱	۰ /۹۳۶۱
فرآور	۱ /۲۱۲۳	۱ /۶۲۳۴	۱ /۶۶۵۵	۰ /۰۸۴۸	۰ /۸۲۴۸
قنیشا	۰ /۵۹۵۲	۱ /۱۹۱۶	۰ /۵۳۳۸	۱ /۲۶۵۲	۱ /۶۸۰۱
کروی	۱ /۵۲۹۳	۱ /۷۴۹۲	۱ /۶۲۰۸	-۰ /۱۲۸۰	۰ /۶۵۳۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴. ۴. استخراج متغیر حباب[1]

فضای حالت متغیر حباب $\{۱و۰\}$ است. درواقع عدد ۱ به معنای وجود حباب و صفر به معنای عدم وجود حباب است. برای محاسبه متغیر حباب، ابتدا مطابق با رابطه ۶، بازده مورد انتظار برای هر شرکت از مدل قیمت‌گذاری منتخب، یعنی مدل CAPM محاسبه می‌شود. سپس بر اساس رابطه ۱۱، مقادیر بازده مورد انتظار از مقدار واقعی بازدهی کم می‌شود (ε_tها). در ادامه، میانگین خطاهای حاصل، محاسبه‌شده و با خود خطاهای روزانه مقایسه می‌شوند. چنانچه خطاها از میانگین خود بزرگ‌تر باشند ($\varepsilon_t > \bar{\varepsilon}$ باشد)، وجود حباب را در آن روز نتیجه می‌دهد یعنی حباب در روز t وجود دارد و عدد ۱ برای آن روز منظور و در غیر این صورت صفر قرار می‌گیرد.

۴. ۵. مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده سهام شرکت‌ها

۴. ۵. ۱. انتخاب توزیع حاشیه‌ای

در راستای تخمین الگوهای کاپولا، ابتدا جهت استفاده از این الگوها باید توزیع حاشیه‌ای مربوط به بازدهی‌های هر شرکت مشخص شوند. برای این منظور از مدل GARCH تک متغیره استفاده می‌کنیم. مدل‌های GARCH یک ابزار استاندارد در تحقیقات نوسانات هستند که واریانس متغیر زمان را توصیف می‌کند. با توجه به جدول ۵، مقدار

[1] Bubble

معیار اطلاعات آکائیک (AIC) مدل t-GARCH برای تمامی شرکت‌ها از مقدار معیار اطلاعات آکائیک مدل normal-GARCH کمتر (منفی‌تر) است؛ بنابراین توزیع حاشیه‌ای مربوط به بازدهی شرکت‌ها، توزیع t خواهد بود. این نتیجه با توجه به جدول آمار توصیفی و آزمون شاپیرو ویلک که فرض نرمال بودن رد شده، قابل‌انتظار بوده است.

جدول ۵- انتخاب توزیع حاشیه‌ای

نماد	NORMAL-GARCH	T-GARCH	نماد	NORMAL-GARCH	T-GARCH	نماد	NORMAL-GARCH	T-GARCH
	AIC	AIC		AIC	AIC		AIC	AIC
دامین	-۵ /۱۳۲	-۵ /۳۲۶	حفاری	-۴ /۴۲۷	-۴ /۴۶۰	پتایر	-۴ /۳۲۹	-۴ /۴۱۹
کساوه	-۴ /۸۶۹	-۵ /۱۲۴	بکام	-۴ /۴۰۸	-۴ /۴۲۳	حتاید	-۴ /۶۳۷	-۴ /۶۸۸
خبهمن	-۴ /۵۰۳	-۴ /۵۲۱	چکارن	-۴ /۲۶۵	-۴ /۲۹۰	بترانس	-۴ /۵۷۴	-۴ /۵۹۱
دالبر	-۴ /۷۵۵	-۴ /۸۱۹	فملی	-۴ /۸۵۲	-۴ /۸۸۱	افرا	-۴ /۰۲۸	-۴ /۰۳۳
پدرخش	-۴ /۴۲۸	-۴ /۶۴۱	شنفت	-۴ /۶۴۷	-۴ /۶۷۳	غپینو	-۴ /۸۵۰	-۴ /۹۷۵
چفیبر	-۴ /۳۴۱	-۴ /۵۶۹	پسهند	-۴ /۲۵۳	-۴ /۲۵۴	رانفور	-۶ /۴۷۱	-۶ /۹۵۳
فولاد	-۴ /۹۵۴	-۴ /۹۷۴	خساپا	-۴ /۳۹۰	-۴ /۴۳۱	شیراز	-۵ /۵۱۹	-۵ /۸۵۱
کفرا	-۴ /۶۴۶	-۴ /۶۷۱	سخزر	-۴ /۶۴۲	-۵ /۰۰۵	فرآور	-۴ /۴۴۶	-۴ /۴۵۲
ختوقا	-۴ /۲۰۸	-۴ /۲۲۶	ستران	-۴ /۵۲۴	-۴ /۵۶۴	قنیشا	-۴ /۵۰۰	-۴ /۵۳۰
شگل	-۴ /۵۰۹	-۴ /۵۴۹	بسویچ	-۴ /۵۰۹	-۴ /۶۳۴	کروی	-۴ /۵۷۸	-۴ /۵۷۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴. ۵. ۲. مقایسه‌ی توابع کاپولا

پس از انتخاب توزیع‌های حاشیه، نوبت به انتخاب الگوی copula است که بتواند بهترین ساختار وابستگی را بین بازدهی‌ها نشان دهد. با توجه به جدول ۶، الگوی t با مقدار پارامتر وابستگی ۱۸۷۳/ ۰ کمترین (منفی‌ترین) مقدار معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و مقدار معیار اطلاعات شوارتز- بیزین (BIC) را دارا است؛ بنابراین الگوی t-copula بهترین نمایش را از لحاظ ساختار وابستگی دارد. به‌عنوان یک نتیجه می‌توان گفت با توجه به انتخاب t-copula یک وابستگی غیرخطی در بین بازده سری‌های زمانی (متغیرها) وجود دارد که در صدک بالای دم توزیع این اتفاق می‌افتد.

جدول ۶- ارزیابی الگوهای مختلف copula

الگوی COPULA	پارامتر	معیارهای ارزیابی	
		AIC	BIC
GAUSSIAN	۰/۱۸۰۲	-۱۰۸۵۷/۶۶۷	-۱۰۸۵۱/۷۲۵
T (DF=40)	۰/۱۸۷۳	-۱۱۴۲۱/۳۹۴	-۱۱۴۰۹/۵۱۰
GUMBEL	۱/۱۱۷	-۸۰۱۴/۳۷۷۳	-۸۰۰۸/۴۳۵۷
CLAYTON	۰/۱۳۶۸	-۸۲۵۱/۴۳۱۵	-۸۲۴۵/۴۸۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۴. ۵. ۳. مدل گارچ چند متغیره رهیافت همبستگی شرطی پویا با توزیع کاپولا (copula DCC-MGARCH)

در این مرحله از مدل ترکیبی گارچ چند متغیره رهیافت همبستگی شرطی پویا با تابع کاپولا به‌منظور بررسی وجود همبستگی پویا بین بازدهی سهام شرکت‌های نمونه و مدل‌سازی پارامتری همبستگی‌های متغیر با زمان برای مجموعه سهام نمونه استفاده می‌شود. در جدول ۷، برازش الگوی copula DCC-MGARCH با توزیع تی استیودنت (t) بر روی داده سری‌های زمانی پژوهش ملاحظه می‌گردد. با توجه به نتایج جدول ۷ و ضرایب برآوردی مربوط به مدل DCC-MGARCH ملاحظه می‌گردد که هر دو پارامتر DCC با مقادیر ۰/۰۲۳۲۶۱ برای پارامتر a و ۰/۹۱۳۲۸۷ برای پارامتر b به‌دست‌آمده مثبت و مجموعشان کمتر از یک است که نشان‌دهنده‌ی برقرار بودن شرایط DCC است. از طرفی با توجه به مقدار معنی‌داری (کمتر از ۰/۰۵) هر دو پارامتر تأیید می‌شوند. میانگین شرطی‌های (μ) نیز همگی معنی‌دار بوده‌اند. در جدول زیر، پارامتر mu، بیانگر میانگین و omega، عرض از مبدأ در معادله واریانس می‌باشد. همچنین پارامترهای alpha1، beta1 و shape به ترتیب بیانگر ضرایب آرچ در معادله واریانس، ضرایب گارچ در معادله واریانس و تخمین درجه آزادی در توزیع شرطی t می‌باشد.

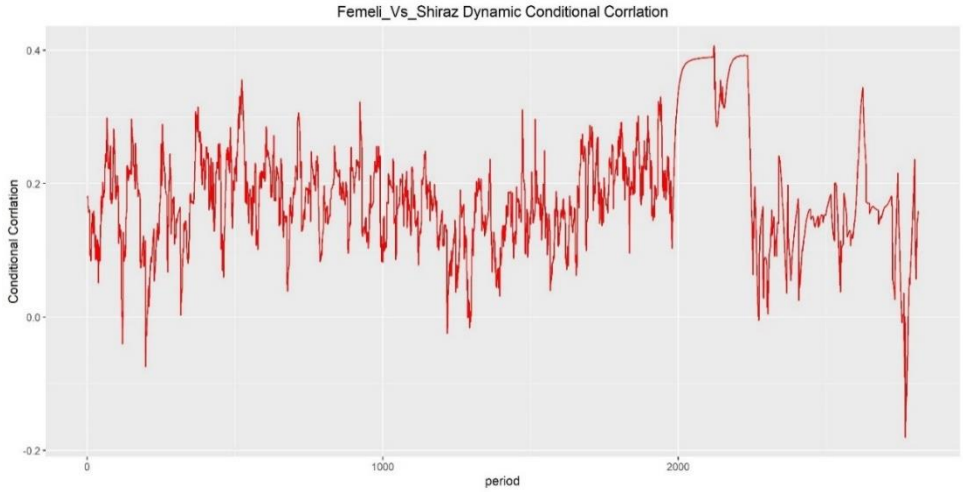
جدول ۷- ضرایب برآوردی copula DCC-MGARCH

پارامترها	برآورد	انحراف استاندارد	آماره‌ی تی	مقدار معنی‌داری
[دامین MU]	-۰/۰۰۱	۱E-۰۷/۹۵	-۵۱۲۹/۹۵	۰
[دامین OMEGA]	۲E-۱۶/۰۰	۷E-۰۷/۷۰	۲E-۱۰/۸۸	۱
[دامین ALPHA1]	۱	۰/۰۸۵۰۸۶	۱۱/۷۵۲۷۷	۰
[دامین BETA1]	۰/۴۵۸۹۸۲	۰/۰۳۶۰۳۵	۱۲/۷۳۷۱۹	۰
[دامین SHAPE]	۳/۱۰۹۰۹۶	۰/۱۱۷۹۰۴	۲۶/۳۶۹۶۵	۰
[کساوه MU]	۰/۰۰۱۵	۳E-۰۵/۵۱	۴۲/۷۳۶۸	۰

پارامترها	برآورد	انحراف استاندارد	آماره‌ی تی	مقدار معنی‌داری
[کساوه OMEGA]	۲E-۱۶ /۲۲	۲E-۰۶ /۷۹	۷E-۱۱ /۹۷	۱
[کساوه ALPHA1]	۰ /۴۳۲۳۷۵	۰ /۰۳۱۶۶۸	۱۳ /۶۵۳۴	۰
[کساوه BETA1]	۰ /۵۶۶۲۶۸	۰ /۰۲۳۶۸۶	۲۳ /۹۰۶۸۴	۰
[کساوه SHAPE]	۵ /۲۹۴۹۵۸	۰ /۶۰۱۵۹۶	۸ /۸۰۱۵۲	۰
[خبهمن MU]	۰ /۰۰۰۴	۱E-۰۶ /۶۳	۲۴۵ /۵۷۸۳	۰
[خبهمن OMEGA]	۲E-۱ /۲۲	۵E-۰۷ /۰۱	۴E-۱۰ /۴۳	۱
[خبهمن ALPHA1]	۰ /۱۷۲۴۰۳	۰ /۰۱۵۵۲۷	۱۱ /۱۰۳۱۶	۰
[خبهمن BETA1]	۰ /۸۰۸۴۰۹	۰ /۰۱۹۹۷۸	۴۰ /۴۶۵۷۴	۰
[خبهمن SHAPE]	۵ /۴۲۲۱۸۳	۰ /۵۹۵۲۳۸	۹ /۱۰۹۲۶۳	۰
[دالبر MU]	۰ /۰۰۱	۳E-۰۷ /۰۶	۳۲۷۳ /۲۶۲	۰
[دالبر OMEGA]	۵E-۱۴ /۸۵	۶E-۰۷ /۱۴	۹E-۰۸ /۵۳	۱
[دالبر ALPHA1]	۰ /۳۷۷۶۹۴	۰ /۰۲۰۸۴۶	۱۸ /۱۱۸۶	۰
[دالبر BETA1]	۰ /۶۰۴۹۳۵	۰ /۰۲۷۰۴۷	۲۲ /۳۶۶۱۷	۰
[دالبر SHAPE]	۴ /۴۲۷۲۵۹	۰ /۲۲۹۲۸۳	۱۹ /۳۰۹۱۷	۰
[پدرخش MU]	۰ /۰۰۰۲	۲E-۰۸ /۱۳	۹۳۷۰ /۳۵۱	۰
[پدرخش OMEGA]	۲E-۱۶ /۲۲	۴E-۰۷ /۲۳	۵E-۱۰ /۲۵	۱
[پدرخش ALPHA1]	۱	۰ /۰۸۲۴۳	۱۲ /۱۳۱۵	۰
[پدرخش BETA1]	۰ /۳۹۵۳۷۷	۰ /۰۵۰۰۵۴	۷ /۸۹۹۰۲	۲E-۱۵ /۸۹
[پدرخش SHAPE]	۲ /۹۶۹۱۵۹	۰ /۰۷۴۳۱۳	۳۹ /۹۵۴۸۵	۰
JOINT[DCCA1]	۰ /۰۲۳۲۶۱	۰ /۰۰۸۲۰۹	۲ /۸۳۳۶۰۱	۰ /۰۰۴۶۰۳
JOINT[DCCB1]	۰ /۹۱۳۲۸۷	۰ /۰۵۹۱۹۹	۱۵ /۴۲۷۳۴	۰
JOINT[DCCG1]	۹E-۱۰ /۹۱	۰ /۰۰۹۲۴۳	۱E-۰۷ /۰۷	۱
JOINT[MSHAPE]	۴۰ /۱۰۲۷۷	۳ /۳۸۰۶۷۵	۱۱ /۸۶۲۳۵	۰

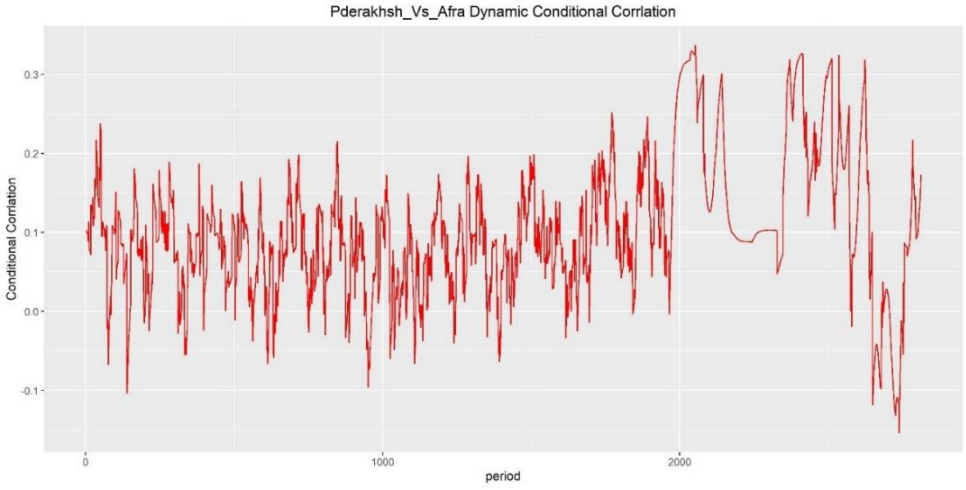
منبع: یافته‌های پژوهشگر

از شکل‌های ۱ و ۲ (به‌طور نمونه)، همبستگی شرطی پویا دوبه‌دو را برای شرکت‌ها در اختیار داریم. هر یک از این نمودارها، همبستگی شرطی در طول زمان را برای یک متغیر در مقابل متغیر دیگر نشان می‌دهد. از نحوه حرکت این نمودارها می‌توانیم قضاوتی در خصوص میزان تغییرات همبستگی شرطی بین متغیرها داشته باشیم. به‌طور مثال حدود تغییرات همبستگی شرطی در شکل ۱ بین نماد پدرخش و افرا از ۱۵/ ۰- تا ۳۵/ ۰ می‌باشد که نشان از یک حرکت نوسانی نسبتاً شدید همبستگی در دوره‌های مختلف زمانی دارد.



شکل ۱- همبستگی شرطی پویا بین نماد پدرخش و افرا

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۲- همبستگی شرطی پویا بین نماد شیراز و فملی

منبع: یافته های پژوهشگر

۴. ۵. ۴. استخراج مقادیر ارزش در معرض ریسک

با توجه به اینکه مدل copula DCC-MGARCH با توزیع تی، عملکرد مناسبی نسبت به سایر الگوهای copula داشته است، در این مرحله مقادیر ارزش در معرض خطر را مبتنی بر رابطه شماره ۵، از این مدل استخراج و استنباط می‌کنیم. این مقادیر پس از اعتبارسنجی و پس آزمایی جهت ارزیابی و تعیین وجود ارتباط یا عدم ارتباط با متغیر حباب موردبررسی قرار می‌گیرند. مقادیر ارزش در معرض ریسک به‌طور نمونه برای هفت روز ابتدایی در جدول ۸، ارائه شده است.

جدول ۸- مقادیر استخراج‌شده VaR از مدل t-copula DCC-MGARCH

نماد	مقادیر ارزش در معرض ریسک برای هفت روز اول							
دامین	-۰/۰۲۴۱	-۰/۰۱۶۸	-۰/۰۱۱۸	-۰/۰۰۸۷	-۰/۰۰۶۵	-۰/۰۰۵۱	-۰/۰۰۴۲
کساوه	-۰/۰۲۸۸	-۰/۰۲۱۸	-۰/۰۱۸۳	-۰/۰۱۳۵	-۰/۰۱۳۵	-۰/۰۱۱۱	-۰/۰۰۸۲
خبهمن	-۰/۰۳۲۶	-۰/۰۳۵۱	-۰/۰۳۵۶	-۰/۰۳۶۴	-۰/۰۴۰۶	-۰/۰۳۶۶	-۰/۰۳۶۰
دالبر	-۰/۰۲۵۸	-۰/۰۱۹۹	-۰/۰۴۳۳	-۰/۰۳۳۵	-۰/۰۲۵۸	-۰/۰۱۹۹	-۰/۰۱۵۲
پدرخش	-۰/۰۳۲۸	-۰/۰۲۰۵	-۰/۰۸۴۱	-۰/۰۵۲۸	-۰/۰۳۳۱	-۰/۰۲۰۷	-۰/۰۴۱۶
چفیبر	-۰/۰۳۸۵	-۰/۰۲۵۹	-۰/۰۱۷۶	-۰/۰۱۲۱	-۰/۰۰۸۵	-۰/۰۰۶۳	-۰/۰۰۴۹
فولاد	-۰/۰۲۴۳	-۰/۰۲۱۰	-۰/۰۳۶۹	-۰/۰۳۱۹	۰/۰۲۷۵	-۰/۰۴۰۶	-۰/۰۴۵۲
کفرا	-۰/۰۳۳۹	-۰/۰۲۴۰	-۰/۰۱۷۴	-۰/۰۱۳۴	-۰/۰۴۴۹	-۰/۰۵۵۴	-۰/۰۳۹۷
ختوقا	-۰/۰۳۵۸	-۰/۰۳۰۹	-۰/۰۳۵۶	-۰/۰۳۰۷	-۰/۰۲۶۳	-۰/۰۲۹۰	-۰/۰۳۳۴
شگل	-۰/۰۳۰۷	-۰/۰۲۶۱	-۰/۰۲۲۲	-۰/۰۳۴۳	-۰/۰۲۹۲	-۰/۰۴۰۸	-۰/۰۳۴۷
حفاری	-۰/۰۴۰۲	-۰/۰۳۲۹	-۰/۰۲۶۷	-۰/۰۲۱۸	-۰/۰۷۰۱	-۰/۰۶۱۰	-۰/۰۵۵۰
بکام	-۰/۰۳۴۸	-۰/۰۳۰۹	-۰/۰۳۰۵	-۰/۰۲۸۵	-۰/۰۲۶۳	-۰/۰۲۳۳	-۰/۰۳۷۰
چکارن	-۰/۰۳۹۱	-۰/۱۱۴۳	-۰/۰۶۸۱	-۰/۰۴۰۵	-۰/۰۲۴۰	-۰/۰۱۴۲	-۰/۰۰۸۴
فملی	-۰/۰۲۶۲	-۰/۰۲۴۵	-۰/۰۲۷۱	-۰/۰۲۵۷	-۰/۰۲۴۰	-۰/۰۲۵۷	-۰/۰۲۳۹
شنفت	-۰/۰۳۱۵	-۰/۰۲۰۰	-۰/۰۱۲۷	-۰/۰۰۸۰	-۰/۰۰۶۰	-۰/۰۱۲۳	-۰/۰۰۷۸
پسهند	-۰/۰۳۹۸	-۰/۰۳۶۱	-۰/۰۲۹۶	-۰/۰۲۵۹	-۰/۰۲۶۶	-۰/۰۲۵۹	-۰/۰۲۴۰
خساپا	-۰/۰۳۶۱	-۰/۰۳۰۳	-۰/۰۲۵۳	-۰/۰۶۲۳	-۰/۰۸۲۶	-۰/۰۸۳۶	-۰/۰۷۰۹
سخزر	-۰/۰۲۹۲	-۰/۰۵۵۰	-۰/۰۶۲۸	-۰/۰۵۷۹	-۰/۰۴۹۳	-۰/۰۳۲۰	-۰/۰۳۸۲
ستران	-۰/۰۳۲۲	-۰/۰۲۹۱	-۰/۰۲۶۲	-۰/۰۲۳۷	-۰/۰۲۱۴	-۰/۰۱۹۲	-۰/۰۳۸۷
بسویچ	-۰/۰۳۰۳	-۰/۰۲۸۶	-۰/۰۲۶۲	-۰/۰۲۸۶	-۰/۰۳۱۱	-۰/۰۳۱۸	-۰/۰۳۰۰
پتایر	-۰/۰۳۶۳	-۰/۰۲۲۱	-۰/۰۱۳۴	-۰/۰۰۸۱	-۰/۰۰۴۹	-۰/۰۰۲۹	-۰/۰۰۱۷

نماد	مقادیر ارزش در معرض ریسک برای هفت روز اول						
حتاید	-۰ /۰۳۰۴	-۰ /۰۱۱۳	-۰/۰۰۴۲-	-۰ /۰۰۱۵	-۰ /۰۰۰۵	-۰ /۰۶۸۸	-۰ /۰۸۲۹
بترانس	-۰ /۰۳۳۷	-۰ /۰۳۰۷	-۰ /۰۴۲۸	-۰ /۰۵۰۲	-۰ /۰۴۳۸	-۰ /۰۴۸۲	-۰ /۰۴۴۲
افرا	-۰ /۰۴۳۹	-۰/۰۳۸۶-	-۰ /۰۳۴۰	-۰ /۰۲۹۹	-۰ /۰۲۶۳	-۰ /۰۲۳۱	-۰ /۰۲۰۳
غپینو	-۰ /۰۳۲۲	-۰ /۰۳۰۴	-۰ /۰۲۵۴	-۰ /۰۲۱۲	-۰ /۰۱۷۸	-۰ /۰۱۵۰	-۰ /۰۴۶۴
رانفور	-۰ /۰۱۰۹	-۰ /۰۱۹۹	-۰ /۰۲۳۱	-۰ /۰۲۴۵	-۰ /۰۲۵۲	-۰ /۰۲۵۲	-۰ /۰۱۸۷
شیراز	-۰ /۰۱۶۷	-۰ /۰۱۳۴	-۰ /۰۱۰۶	-۰ /۰۰۸۴	-۰ /۰۰۷۱	-۰ /۰۰۵۶	-۰ /۰۰۴۳
فرآور	-۰ /۰۳۸۱	-۰ /۰۳۰۳	-۰ /۰۴۵۰	-۰ /۰۴۶۰	-۰ /۰۳۸۵	-۰ /۰۴۶۲	-۰ /۰۴۲۴
قنیشا	-۰ /۰۳۳۲	-۰ /۰۳۰۰	-۰ /۰۲۷۲	-۰ /۰۲۴۶	-۰ /۰۲۲۳	-۰/۰۲۴۶-	-۰ /۰۲۲۸
کروی	-۰ /۰۳۳۶	-۰ /۰۲۹۳	-۰ /۰۴۰۲	-۰ /۰۳۵۱	-۰ /۰۳۰۰	-۰ /۰۲۵۸	-۰ /۰۲۱۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴. ۵. ۵. پس آزمایی مدل

بعد از توسعه مدل و قبل از اینکه مورداستفاده قرار گیرد، باید اعتبار آن بررسی شود. یکی از مؤلفه‌های کلیدی اعتبار سنجی مدل، پس آزمایی آن است که شامل به‌کارگیری روش‌های کمی جهت تعیین مطابقت پیش‌بینی‌های مدل با مفروضاتی است که مدل براساس آن بنا شده است. در این پژوهش، به‌منظور پس آزمایی از دو روش آزمون کوپیک و کریستوفرسن استفاده شده است. همان‌طوری که در جدول ۹ ملاحظه می‌گردد، مقادیر معنی‌داری برای هر دو آزمون کوپیک و کریستوفرسن بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، نتایج پس آزمایی الگوهای مختلف نشان داد که الگوی copula DCC-MGARCH با توزیع تی در برآورد ارزش در معرض ریسک، نتایج قابل قبولی دارد و درست برآورد شده‌اند.

جدول ۹- نتایج پس آزمایی الگوی copula DCC-MGARCH

نماد	کوپیک		کریستوفرسن	
	آماره	مقدار معنی‌داری	آماره	مقدار معنی‌داری
دامین	۲ /۷۷۷۸	۰ /۰۹۵۵۷۷	۵ /۸۸۶۳۸	۰ /۰۵۲۶۹۷
کساوه	۳ /۲۳۱۹	۰ /۰۸۱۱۶	۴ /۵۱۸۳۶۸	۰ /۰۵۴۱۳۴
خبهمن	۲ /۰۶۰۳۵	۰/۹۰۲۸۹	۴ /۰۶۰۵۳	۰/۵۰۲۷۴
دالبر	۱/۱۶۰۵	۰ /۹۹۳۲۴۷	۰ /۲۹۴۵۵	۰ /۸۶۳۰۵۷
پدرخش	۱ /۱۶۳۶	۰ /۰۹۹۸۳۴	۲ /۸۸۸۸۱	۰ /۰۷۱۵۸۹
چفیبر	۴ /۶۹۱۶۱	۰ /۰۵۱۹۷	۱ /۳۰۶۸۴۲	۰ /۰۹۵۲۹
فولاد	۳ /۶۸۰۱۴	۰/۹۰۱۸۴	۰ /۰۹۳۷۶	۰/۱۰۱۶۱

نماد	کوپیک		کریستوفرسن	
	آماره	مقدار معنی‌داری	آماره	مقدار معنی‌داری
کفرا	۴ /۵۱۱۰۳	۰ /۰۵۰۷۲۱	۴ /۹۹۷۱۴۶	۰ /۰۶۰۲۴۱
ختوقا	۰ /۰۶۰۶۴۲	۰ /۸۰۵۴۸۳	۰ /۷۹۴۰۱	۰ /۶۷۲۳۳۱
شگل	۰ /۳۴۶۳۳۹	۰ /۵۵۶۱۹۳	۰ /۸۴۹۱۴۸	۰ /۶۵۴۰۴۸
حفاری	۰ /۱۷۳۸۹	۰ /۶۷۶۶۷۷	۰ /۷۸۶۷۶۵	۰ /۶۷۴۷۷۱
بکام	۲ /۲۶۱۴۵	۰ /۱۳۲۶۳	۳ /۷۲۱۳۶	۰ /۱۵۵۵۶۷
چکارن	۱ /۹۱۹۷۶	۰ /۱۹۱۸۶	۵ /۳۳۱۶۱	۰ /۰۵۶۷۲
فملی	۲ /۷۶۲۵۴	۰/۱۰۲۴۹	۲ /۰۰۶۴	۰/۷۰۲۰۱
شنفت	۲ /۳۲۶۷	۰/۱۰۱۴۱	۲ /۰۷۳۷۷	۰/۷۰۱۱۲
پسهند	۲ /۷۶۲۵۴	۰/۹۰۲۰۹	۵ /۰۰۶۴	۰/۵۰۲۱۳
خساپا	۰ /۰۶۸۴۰۸	۰ /۷۹۳۶۷	۰ /۴۹۷۴۱۱	۰ /۷۷۹۸۰۹
سخزر	۰ /۵۵۸۳۶	۰ /۷۰۹۵۴	۰ /۵۱۶۸۴	۰ /۶۸۵۴۱
ستران	۴ /۶۲۹۵	۰ /۰۵۱۹۹	۵ /۱۲۰۸۱۲	۰ /۰۵۳۰۲۸
بسویچ	۱ /۷۹۶۴۳۶	۰ /۱۸۰۱۴۴	۴ /۱۷۶۹۶۹	۰ /۱۲۳۸۷۵
پتایر	۳ /۷۹۶۴۳۶	۰ /۰۸۱۰۳	۲ /۵۶۳۸۷۱	۰ /۰۷۱۲
حتاید	۳ /۹۶۲۴۱۹	۰ /۰۵۶۵۲۷	۴ /۴۲۳۵۰۴	۰ /۱۰۹۵۰۹
بترانس	۳ /۱۶۸۸۸	۰/۷۰۲۰۹	۲ /۷۲۲۸۶	۰/۷۰۲۳۲
افرا	۲ /۸۶۵۸۸۳	۰ /۰۸۷۸۶	۵ /۵۹۳۹۷۹	۰ /۰۵۲۴۳۸
غپینو	۱ /۸۷۷۰۵۹	۰ /۱۷۰۶۶۹	۲ /۶۶۶۶۹۸	۰ /۲۶۳۵۹۳
رانفور	۱ /۰۴۱۷۹۲	۰ /۳۰۷۴۰۵	۵ /۸۲۲۴۱۸	۰ /۰۵۴۴۱
شیراز	۲ /۰۲۲۴۸۵	۰ /۱۵۴۹۸۵	۲ /۴۱۵۸۲۵	۰ /۲۹۸۸۲
فرآور	۳ /۱۵۴۸	۰/۶۰۲۵۳	۴ /۰۵۳۹۴	۰/۶۰۲۴۵
قنیشا	۱ /۴۲۷۹۲۳	۰ /۲۳۲۱۰۴	۲ /۰۷۹۱	۰ /۳۵۳۶۱۴
کروی	۰ /۶۸۰۱۴	۰/۷۰۲۵۹	۴ /۱۲۷۵۶	۰/۶۰۲۹۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴. ۵. ۶. ارزیابی ارتباط بین متغیر حباب و ارزش در معرض خطر

درنهایت به‌منظور ارزیابی و پی بردن به ارتباط بین متغیر حباب و ارزش در معرض خطر، از آزمون‌های آماری بارتلت و من ویتنی استفاده شده است. با توجه به جدول ۱۰، مقادیر معنی‌داری در آزمون بارتلت در سطح ۰/۰۵ همگی عدم ارتباط معنی‌دار بین حباب و ارزش در معرض ریسک را بیان می‌کنند (مقادیر کمتر از ۰/۰۵ هستند).

در آزمون من ویتنی مقادیر معنی‌داری بزرگ‌تر از ۰/۰۵ هستند که نشان از عدم وجود تفاوت معنی‌دار بین حباب و ارزش در معرض ریسک است.

جدول ۱۰- آزمون‌های معنی‌داری ارتباط حباب با ارزش در معرض ریسک

نماد	روزهای حباب	آزمون بارتلت (برابری واریانس‌ها)		آزمون من ویتنی (برابری میانگین)	
		آماره کای دو	مقدار معنی‌داری	آماره	مقدار معنی‌داری
دامین	۱۱۱۴	۴/۵۲۲۵	۰/۰۳	۱۱۰۵۵۲۲	۰/۰۹
کساوه	۱۲۰۰	۶/۶۸۷۲	۰/۰۱	۱۱۰۳۴۴۲	۰/۱
خبهمن	۱۲۸۰	۴/۷۴۷۲	۰/۰۳	۱۰۲۴۵۳۸	۰/۴
دالبر	۱۲۴۹	۵/۴۶۴	۰/۰۲	۱۰۳۰۴۳۱	۰/۳
پدرخش	۱۲۴۱	۴/۴۱۶۳	۰/۰۴	۱۰۸۷۳۷۲	۰/۵
چفیبر	۱۲۵۱	۵/۸۷۲۲	۰/۰۲	۱۰۷۷۷۸۱	۰/۵۳
فولاد	۱۲۶۴	۶/۷۲۳۱	۰/۰۱	۱۰۴۱۱۷۹	۰/۱۶
کفرا	۱۲۹۶	۴/۷۰۸۹	۰/۰۳	۱۰۵۴۷۶۹	۰/۲
ختوقا	۱۳۲۴	۴/۴۸۵۵	۰/۰۳	۱۰۹۴۵۹۲	۰/۶۷
شگل	۱۲۵۹	۵/۲۲۲۳	۰/۰۲	۱۱۰۶۲۲۲	۰/۱۵
حفاری	۱۳۱۰	۳/۹۰۶۱	۰/۰۴	۱۰۵۶۱۴۴	۰/۳۶
بکام	۱۳۰۰	۴/۱۰۹۵	۰/۰۳	۱۱۱۷۷۳۷	۰/۰۷
چکارن	۱۲۴۸	۵/۵۹۷۵	۰/۰۲	۱۰۹۹۰۰۷	۰/۱
فملی	۱۳۹۱	۵/۴۱۴۵	۰/۰۲	۱۰۸۸۵۲۹	۰/۱
شنفت	۱۲۵۱	۴/۳۴۲۴	۰/۰۳	۱۱۰۸۷۳۴	۰/۰۸
پسهند	۱۲۹۱	۶/۴۳۱۵	۰/۰۱	۱۰۶۸۶۴۷	۰/۷۵
خساپا	۱۲۵۹	۶/۰۳۲۸	۰/۰۲	۱۱۰۶۸۲۹	۰/۰۶
سخزر	۱۱۷۰	۵/۰۶۸۳	۰/۰۲	۱۰۵۴۳۸۹	۰/۵
ستران	۱۲۷۰	۳/۹۹۴۸	۰/۰۴	۱۱۰۳۳۲۹	۰/۱
بسویچ	۱۲۴۵	۴/۲۰۳۰	۰/۰۳	۱۱۰۸۶۵۶	۰/۰۹
پتایر	۱۲۶۷	۶/۴۳۴۴	۰/۰۱	۱۱۰۵۶۱۱	۰/۰۹
حتاید	۱۲۸۵	۴/۹۸۹۶	۰/۰۲	۱۰۴۳۸۳۴/۵	۰/۸
بترانس	۱۲۸۸	۳/۹۸۴۶	۰/۰۴	۱۰۶۹۶۷۱	۰/۷۹
افرا	۱۲۷۵	۴/۳۵۷۸	۰/۰۳	۱۰۳۵۸۲۴	۰/۳
غپینو	۱۲۶۵	۴/۳۲۴۴۵	۰/۰۴	۱۱۰۳۹۹۸	۰/۱

نماد	روزهای حباب	آزمون بارتلت (برابری واریانس‌ها)		آزمون من ویتنی (برابری میانگین)	
		آماره کای دو	مقدار معنی‌داری	آماره	مقدار معنی‌داری
رانفور	۱۱۳۴	۵ /۰۳۲۴	۰ /۰۲	۱۰۵۴۴۲۶	۰ /۳
شیراز	۱۱۷۰	۴ /۶۶۲۶	۰ /۰۳	۱۱۰۱۴۸۵	۰ /۰۹
فرآور	۱۲۶۷	۶ /۸۲۲۵	۰ /۰۱	۱۱۰۲۳۶۰	۰ /۰۹
قنیشا	۱۲۶۲	۷ /۶۹۴۰	۰ /۰۰۸	۱۱۰۲۷۷۲	۰ /۰۹
کروی	۱۳۳۸	۵ /۲۰۷۵	۰ /۰۲	۱۰۵۵۴۷۹	۰ /۳۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵- بحث و نتیجه گیری

اساساً موضوع سقوط قیمت سهام پدیده‌ای پیچیده، مبهم، چندوجهی و گسترده است که نمی‌توان با قطعیت آن را به عامل خاصی نسبت داد. براساس مبانی نظری، ریسک سقوط قیمت سهام تحت تأثیر طیفی از عوامل متعدد درونی و بیرونی نظیر متغیرهای مالی (ولی زاده و همکاران، ۱۴۰۱)، استراتژی‌های تجاری (حسن حبیب و مونزر، ۲۰۱۷)، توانایی مدیریتی (کیم و همکاران، ۲۰۱۶)، عدم تقارن اطلاعاتی (بنملچ، ۲۰۲۰)، متغیرهای کلان اقتصادی (محبوبی ۱۴۰۲؛ آکین کوتو، ۲۰۱۳)، ارتباطات سیاسی (ژین و همکاران، ۲۰۱۶)، احساسات سرمایه‌گذاران (ژو، ۲۰۲۰) و ایفای مسئولیت‌های اجتماعی شرکت (دیمیتریس و زکریا، ۲۰۲۱) واقع می‌شود. بااین‌وجود در ادبیات حسابداری و مالی این پدیده به احتکار و انباشت اخبار منفی توسط مدیریت و انتشار و بروز یک‌باره توده اخبار منفی در قالب شوک‌های منفی به بازار و تغییر در باورهای سرمایه‌گذاران نسبت به ارزش ذاتی سهام و متعاقب آن تعدیل شدید قیمت‌ها و سقوط قیمت سهام نسبت داده شده است. ازآنجایی‌که اساساً انسداد اطلاعات نامطلوب و عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از آن باعث ایجاد تفاوت بین ارزش ذاتی سهام و ارزش برآورد شده آن به‌وسیله سرمایه‌گذاران می‌شود و از مجرای قیمت‌گذاری نادرست سهام و شکل‌گیری حباب قیمتی، می‌تواند زمینه بروز تصمیم‌گیری‌های نامناسب اقتصادی توسط سرمایه‌گذاران و عدم تخصیص بهینه منابع در اقتصاد را فراهم آورد، ازاین‌رو بررسی ماهیت وابستگی بین پدیده سقوط قیمت سهام و همسویی آن با حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری منطقی سهام به‌واسطه تأثیری که بر تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری و درک روابط بین ساختار قیمت‌گذاری در شرایط شکل‌گیری حباب قیمتی و احتمال سقوط قیمت‌ها به‌منظور پرهیز از سرمایه‌گذاری احساسی و تشکیل پرتفوی بهینه جهت به حداقل رساندن ریسک سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کند، به‌عنوان یک سؤال تجربی حائز اهمیت است. در این راستا در پژوهش اخیر ابتدا با تخمین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، متغیر حباب برآورد و استخراج گردید. سپس با روش‌شناسی مناسب و با توجه به اینکه در شرایط تلاطم بازار و تحت سرایت‌پذیری، توزیع بازده دارایی‌ها در دنباله‌های پهن ظاهر می‌گردند، از رویکرد ترکیبی مدل گارچ چند

متغیره با توزیع کاپولا به مدل‌سازی ساختار همبستگی و نوسانات بازده سهام شرکت‌های نمونه به‌منظور برآورد مقادیر ارزش در معرض خطر به‌عنوان سنجه سقوط قیمت سهام پرداخته شد. در ادامه، نتایج دو آزمون معتبر بارتلت و من ویتنی نشان داد که ارتباط معناداری بین حباب‌های قیمتی مبتنی بر ساختار قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مقادیر ارزش در معرض خطر وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر در کشور ما شرایط سقوط قیمت سهام هم‌راستا با حباب‌های قیمتی شکل‌گرفته مبتنی بر قیمت‌گذاری منطقی سهام نمی‌باشد. این نتایج نشان می‌دهد که در شرایط محیطی کشور ما مدل‌های مالی استاندارد که همواره در آن سرمایه‌گذاران غیراحساسی قیمت‌های بازار را وادار به برابر کردن با مطلوبیت مورد انتظار خود می‌کنند، نمی‌توانند بینش کاملی نسبت به ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در شرایط سقوط و حباب‌های قیمتی ارائه دهند. با نتایج پژوهش اخیر مشخص گردید که مدل رفتار سرمایه‌گذاران در شرایط محیطی کشور ما با مدل‌های مالی کلاسیک (که احساسات انسانی را مستثنی می‌کند)، همخوانی ندارد و بیشتر به الگوهای مالی رفتاری که مبتنی بر تورش‌ها رفتاری سرمایه‌گذاران و القاء احساسات و هیجانات که به‌عنوان باورهای نادرست در مورد جریان‌های نقدی و ریسک‌های آینده تعریف می‌شود و به‌طور قابل‌توجهی بر قیمت دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد و متعاقب آن باعث خروج بازار از تعادل می‌باشد، نزدیک‌تر می‌باشد. به‌طور مشابه شکورنیا و همکاران (۱۴۰۲)، نشان دادند که سویه‌های رفتاری سرمایه‌گذاران به‌ویژه گرایش-های احساسی و رفتار توده‌وار با برهم زدن ثبات و عقلانیت در بازار و ایجاد نوسانات غیرعادی و کاهش کارایی بازار، موجب کاهش عقلانیت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران گردیده که نتیجه آن منجر به افزایش سقوط قیمت سهام در بازار شده است. به‌عنوان‌مثال در سال ۱۳۹۹ بدون اینکه رویداد اقتصادی خاصی در کشور رخ دهد و درست در اوج شرایط کرونا و تداوم رکود اقتصادی حاکم بر کشور، شاهد هجوم بی‌سابقه سرمایه‌گذاران به بازار سرمایه و اوج شکل‌گیری تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر احساسات و رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران بودیم. به‌طور مشابه، در یکی دو سال اخیر و با توجه به شرایط فوق تورمی که در کشور حاکم هست، کماکان شاهد سقوط پی‌درپی قیمت‌ها در بازار سرمایه در هفته‌های متوالی بوده‌ایم به‌نحوی‌که برخی از سهام شرکت‌ها بدون هیچ دلیل بنیادی و منطق اقتصادی و درحالی‌که حباب‌های قیمتی کاملاً تخلیه‌شده‌اند، با قیمتی به‌مراتب پایین‌تر از ارزش ذاتی معامله می‌شوند. تجربیات دوران فرازوفرود بازار سرمایه (به‌ویژه تجربه تاریخی سال ۱۳۹۹ و سال‌های بعدازآن) بیانگر تورش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران و نگرش احساسی جهت ورود و خروج به بازار می‌باشد که متأسفانه در هر دو وضعیت باعث خروج بازار از حالت تعادل شده اند. علاوه بر نتایج تجربی پژوهش اخیر، مجموع شواهد و تجربیات محیطی هم در شرایط سقوط قیمت‌ها و هم در شرایط حبابی شدن قیمت‌ها، بیانگر غالب بودن فضای هیجانی و گرایش و تبعیت بازار سرمایه به حاکم بودن الگوهای مالی رفتاری به‌جای الگوهای قیمت‌گذاری منطقی می‌باشد. درمجموع شواهد اخیر، مفهوم کارایی بازار را نقض کرده و تأثیر تعصبات روانی بر رفتار سرمایه‌گذاران و قیمت دارایی‌ها را به رسمیت شناخته است. نتایج این پژوهش همسو با پژوهش فنگ و همکاران (۲۰۲۲) و پردومو

استراوچ (۲۰۲۰) می‌باشد. آن‌ها نشان دادند که واکنش قیمت‌های بازار به تغییرات در نرخ تنزیل و فرضیه کارایی بازار هم‌راستا نمی‌باشند.

پیشنهادهای پژوهش و محدودیت‌ها

مبتنی بر یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌گردد که ضمن توجه به برخی نظریه‌های رفتاری کلیدی، برای تکمیل مدل‌های مالی موجود و پیش‌بینی بهتر بازده دارایی‌ها در بازار سرمایه، الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رفتاری مورد اهتمام ویژه قرار گیرد. به همین خاطر است که در ادبیات مالی رفتاری، پاردایم قیمت‌گذاری دارایی‌های رفتاری درحال‌توسعه است و در آینده و به‌ویژه در شرایطی که نااطمینانی اقتصادی غالب باشد، شاهد جایگزینی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های رفتاری با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای خواهیم بود. این مدل‌ها با تبیین چگونگی تأثیر احساسات و ترجیحات روانشناسی افراد بر شیوه تصمیم‌گیری آن‌ها شرایط بهتری به‌منظور اتخاذ تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری، قیمت‌های بازار و بازده سهام ایجاد می‌کنند و به نظر می‌رسد که با شرایط محیطی کشور ما همخوانی بیشتری داشته باشند. ضمن توجه به مدل‌های رفتاری، به‌طور مشابه پیشنهاد می‌گردد که به‌واسطه عدم برخورداری از دانش پایه بخش گسترده‌ای از سرمایه‌گذاران و همچنین عدم رعایت اصول اولیه سرمایه‌گذاری در بازار پیچیده‌ای مانند بازار سرمایه ایران که بعضاً تحت تأثیر نااطمینانی سیاست‌های کلان اقتصادی و دخالت‌های مستقیم دولت واقع می‌شود، کماکان توصیه اساسی به‌منظور صیانت از منافع سرمایه‌گذاران نه به‌عنوان یک گزینه بلکه به‌عنوان یک ضرورت، تشویق و هدایت به سرمایه‌گذاری غیرمستقیم در بازار سرمایه و افزایش فعالیت فعالان آگاه در بازار به‌منظور بهره‌گیری از خدمات مشاوره تخصصی آن‌ها جهت نقطه ورود و خروج مناسب به بازار می‌باشد تا از این طریق آثار هیجانات و تصمیمات احساسی تا حدودی کنترل گردد. بر این اساس به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌گردد که در پژوهش‌های مشابه، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رفتاری را جایگزین و مورد آزمون قرار دهند. همچنین به‌منظور سنجش و پیش‌بینی ریسک سقوط قیمت سهام، از ابزارهای جدید مبتنی بر فناوری اطلاعات مانند هوش مصنوعی و رویکرد داده کاوی که از دقت و قدرت تبیین بالاتری برخوردار هستند، استفاده گردد. درنهایت، با عنایت به اینکه دامنه پژوهش مبتنی بر ایجاب روش‌شناسی پژوهش، محدود به بررسی شرکت‌های نمونه می‌باشد، لذا پیشنهاد می‌گردد که در تعمیم نتایج پژوهش به سایر شرکت‌ها احتیاط لازم به عمل آید.

فهرست منابع

امینی فرد، عباس، ابراهیم زارع و مهرزاد ابراهیمی، (۱۳۹۹)، "قیمت‌گذاری دارایی مالی با استفاده از ریسک حباب قیمتی"، *راهبرد مدیریت مالی*، ۸ (۳۰)، صص ۲۰۱-۲۳۲.

امیری، شادی، مسعود همایونی‌فر، مصطفی کریم‌زاده و محمدعلی فلاحی، (۱۳۹۴)، "بررسی همبستگی پویا بین دارایی‌های عمده در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH"، *پژوهش‌های اقتصادی*، ۲ (۱۵)، صص ۱۸۳-۲۰۱.

باباجانی، جعفر، محمدتقی تقوی فرد و امین غزالی، (۱۳۹۷)، "ارائه چارچوبی جهت سنجش و پیش‌بینی ریسک سیستمی با رویکرد ارزش در معرض خطر شرطی"، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۱ (۳۹)، صص ۱۵-۳۶.

بادآورنهندی، یونس، هیوا خجسته و غفور شریف‌زاده، (۱۳۹۷)، "نقش تعدیل‌گری ارزش‌گذاری نادرست سهام بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و ساختار سرمایه"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۰ (۳۷)، صص ۵۳-۸۳.

شکورنیا، روژین، محسن دستگیر و افسانه سروش یار، (۱۴۰۲)، "بررسی تأثیر گرایش مای احساسی و رفتار توده‌وار سهامداران بر ریسک سقوط قیمت سهام"، *پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری*، ۴ (۳)، صص ۱۳۱-۱۵۲.

راسخی، سعید، میلاد شهراز و زهرا میلا علمی، (۱۳۹۵)، "تعیین دوره‌های حباب قیمتی: یک مطالعه موردی برای بازار بورس اوراق بهادار تهران"، *اقتصاد مقداری*، ۱۳ (۳)، صص ۲۵-۵۵.

طاهری، ماندانا و نفیسه حدادی، (۱۴۰۱)، "تأثیر جریان مای نقد آزاد بر ریسک سقوط قیمت سهام با تأکید بر نقش تعدیلی هموارسازی سود در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران"، *چشم انداز مدیریت مالی*، ۱۲ (۴۰)، صص ۲۹-۴۸.

طباطبایی، سیده زهرا، سیدعباس هاشمی و هادی امیری، (۱۳۹۹)، "تأثیر افشای ریسک و انواع آن بر ریسک سقوط قیمت سهام"، *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۲ (۲)، صص ۱۳۳-۱۷۱.

فخاری، حسین و مهراب نصیری، (۱۳۹۹)، "تأثیر عملکرد شرکت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام"، *راهبرد مدیریت مالی*، ۸ (۳۰)، صص ۴۳-۶۲.

محبوبی، هادی، مرجان دامن کشیده، هوشنگ مومنی وصالیان و شهریار نصابیان، (۱۴۰۲)، "تأثیر شاخص‌های کالن اقتصادی بر نوسانات بازده سهام"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۵ (۳)، صص ۱۹۹-۲۱۸.

موسوی، میرحسین، حسین راغفر و منصوره محسنی، (۱۳۹۵)، "برآورد ارزش در معرض خطر سبد سهام با استفاده از روش گارچ کاپولای شرطی"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۸ (۵۴)، صص ۱۱۹-۱۵۲.

مومنی یانسری، ابوالفضل، (۱۴۰۲)، "وضعیت مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام؛ اهمیت کیفیت کنترل داخلی شرکت‌ها"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۵ (۴)، صص ۱۵۷-۱۷۴.

ولی زاده، فرزانه، امیر محمدزاده، محسن صیقلی و محسن ترابیان، (۱۴۰۱)، "طراحی مدلی برای پیش‌بینی ریسک سقوط قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، *راهبرد مدیریت مالی*، ۱۰ (۳۸)، صص ۱۶۱-۱۸۶.

Akinkuotu, O. K. (2013), "Comparative Impact of Fiscal and Monetary Shocks on Stock Market Performance in Nigeria, a Post Field Report Presented at the African Economic Research Consortium (AERC)", Bi-Annual Conference in Nairobi, Kenya.

Andreou, P.C., Antoniou, C., Horton, J. and Louca, C. (2016), "Corporate Governance and Firm-Specific Stock Price Crashes", European Financial Management, 22 (5), pp. 916-956. https:/ / doi.org/ 10.1111/ eufm.12084.

Avery, C. and Zemsky, P. (1998), "Multidimensional Uncertainty and Herd Behavior in Financial Markets", American Economicreview, 88(4), pp.724-748.http:/ / nrs. Harvard. Edu/ urn-3:HUL. Instrepos: 41426687.

Barro, R. ang Ursua, J. (2017), "Stock-Market Crashes and Depressions", Research in Economics, 71(3), pp.384-398. https:/ / doi. org/ 10.1016/ j.rie.2017.04.001.

Benmelech, E., Kandel, E. and Veronesi, P. (2010), "Stock-Based Compensation and CEOdis Incentives", The Quarterly Journal of Economics, 125(4), pp. 1769–1820.https:/ / doi. org/ 10.1162/ qjec.2010.125.4.1769.

Blanchard, O. and Watson, M. (1982), "Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets, In P. Wachtel", Crises in the Economic and Financial Structure, pp. 295–316, LexingtonBooks.http:/ / www.nber.org/ papers/ w0945.

Boqiang, L., & Nan, W. (2023), "Climate Risk Disclosure and Stock Price Crash Risk: The Case of China", International Review of Economics & Finance,83(C), pp. 21–34. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.iref.2022.08.007.

Chauhan, Y., Kumar, S. and Pathak, R. (2020), "Stock Liquidity and Stock Prices Crash-Risk: Evidence from India", The North American Journal of Economics and Finance, 41, pp.70–81.https:/ / doi. org/ 10.1016/ j. najef. 2017.04.003.

Chen, J., Hong, H. and Stein, J. (2001), "Forecasting crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices", Journal of Financial Economics, 61(3), pp. 345–81.https:/ / doi.org/ 10.1016/ S0304-405X(01)00066-6.

Chen, J., Hong, H. and Stein, J. (2001), "Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices", Journal of Financial Economics, 61 (3), pp. 345-381.https:/ / doi.org/ 10.1016/ S0304-405X(01)00066-6.

Dumitrescu, A. and Zakriya, M. (2021), "Stakeholders and the Stock Price Crash Risk: What Matters in Corporate Social Performance"?, Journal of Corporate Finance,67(101871), pp. 48. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.jcorpfin.2020.101871.

Fang, Y., Yuan, J., Yang, J. J. and Ying, S. (2022), "Crash-Based Quantitative Trading Strategies: Perspective of Behavioral Finance", Finance Research Letters, pp. 45, https:/ / doi. org/ 10.1016/ j.frl.2021.102185.

Jarrow, R. (2018), "An Equilibrium Capital Asset Pricing Model in Markets with Price Jumps and Price Bubbles", Quarterly journal of finance,8(2), pp. 185-200. https:/ / doi.org/ 10.1142/ S2010139218500052.

Jin, H., Gong, M., Lin, Y. and Fang, Q. (2016), "Political Connections and Stock Price Crash risk: Evidence from China", Economics Letters, 147 (C), pp. 90-99. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.econlet.2016.08.024.

Habib Hasan, A. and Monzur, M. (2017), "Business Stertegy, Overvalued Equities and Stock Price Crash Risk", Research in International Business and Finance, 39 (A), pp. 389-405. http:/ / doi.org/ 10.1016/ j.ribaf. 2016. 09.011.

Harper, J., Johnson, G. and Sun, L. (2020), "Stock Price Crash Risk and CEO Power: Firm-level analysis", Research in International Business and Finance, 51 (C), http:/ / doi.org/ 10. 1016/ j.ribaf.2019. 101094.

Hong, H. and J. Stein. (2003), "Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Marketcrashes", The Review of Financial Studies, 16 (2), pp. 487–525.https:/ / doi. org/ 10.1093/ rfs/ hhg006.

Hu, J., Li, S., Taboada, A. G. and Zhang, F. (2020), "Corporate Board Reforms Around the World and Stock Price Crash Risk", Journal of Corporate Finance, 62(C), .https:/ / doi. org/ 10.1016/ j.jcorpfin.2020.101557.

Hutton, A. P., Marcus, A. J. and Tehranian, H. (2009), "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk", Journal of Financial Economics, 94(1), PP. 67–86. https:/ / doi. org/ 10.1016/ j. jfineco.2008.10.003.

Kim, J.B., Wang, Z. and Zhang, L. (2016), "CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk", Contemporary Account Research, 33(4), pp. 1720–1749. https:/ / doi.org/ 10.1111/ 1911-3846.12217.

Kothari,s.p., shu,s. and wysocki,p.d. (2009), "Do Managers with Hold Bad News"?, Journal of Accounting Research, 47(1), pp. 241-276. https:/ / doi. org/ 10.1111/ j.1475-679X. 2008. 00318.x.

Lang,W. and Yiling, Z. (2023), "Nonfinancial Indicators in Identifying Stock Price Crash Risk", Finance Research Letters, 52(C), https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.frl.2022.103513.

Ni, X. and Zhu, W., (2020), "Short-Sales and Stock Price Crash Risk: Evidence from an Emerging Market", Economics Letters, 144 (C), pp. 22–24. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.econlet. 2016.04.029.

Ouzan, S. (2020), "Loss Aversion and Market Crashes". Economic Modelling. 92(C), pp. 70-86. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.econmod.2020.06.015.

Perdomo Strauch, A. A. (2020), "Bubbles and Crashes: A Laboratory Experiment", The Journal of Economic Asymmetries, 21(C), pp. 100-134. https:/ / doi.org/ 10.1016/ j. jeca.2019. e00134.

Robin, A. and Zhang, H. (2015), "Do Industry-Specialist Auditors Influence Stock Price Crash Risk"?, Auditing: A Journal of Practice & Theory, 34(3), pp. 47-79.https:/ / doi.org/ 10. 2308/ ajpt-50950.

Sheu, H.J and Chien, L. C. (2012), "Systemic Risk in Taiwan Stock Market", Journal of Business Economics and Management, 13(5), pp. 895–914. doi:10.3846/ 16111699.2011.620168.

Trapp, M. and Claudio ,W. (2013), "Transatlantic Systemic Risk", Journal of Banking & Finance, 37 (11), pp. 4241-4255. 10.1016/ j.jbankfin.2013.07.024.

Xing, D.Z., Li, H.F., Li, J.C. and Long, C. (2021), "Forecasting Price of Financial Market Crash Via a New Nonlinear Potential GARCH model", Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications, 566(C), https:/ / doi. org/ 10.1016/ j. physa.2020.125649.

Xu, L., Rao, Y., Cheng, Y. and Wang, J. (2020), "Internal Coalition and Stock Price Crash Risk", Journal of Corporate Finance, 64(C). https:/ / doi.org/ 10.1016/ j.jcorpfin.2020.101640.

Zhou, W., Zhong, G.Y., Leng, N., Li, J.C. and Xiong, D.P. (2019), "Dynamic Behaviors and Measurements of Financial Market Crash rate", Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications, 121427. https:/ / doi:10.1016/ j. physa.2019.121427.

Judgment and Decision Making in Accounting
Vol. (3) Issue (10) Summer 2024
Abstract

https://sanad.iau.ir/journal/jdaa/Article/1079813

Modeling The Dependency of Stock Price Carsh with Approach on The Conditional Copula -Garch Function and Its Relationship with The Rational Stock Pricing Structure

Vali Khodadadi[1]
Soheila Lashgarara[2]
Ismail Mazaheri[3]
Mohammad Ayati Mehr[4]

Received: 20/ April/ 2024 Accepted: 31y / May / 2024

Abstract

The current research has been done with the aim of modeling the dependence of stock price carsh with emphasis on the conditional Copula-Garch function and its relationship with price bubbles based on the rational stock pricing structure in the Iranian capital market. In order to investigate and analyze the research questions, the data related to 30 companies admitted to the Tehran Stock Exchange for the period of 2010 to 2021 were extracted and used to test the research questions. In this research, first, the variable of price bubbles was estimated and extracted by estimating of the capital assets pricing models.Then, in order to model the correlation structure and stock return fluctuations of the sample companies, the multivariate GARCH model of dynamic conditional correlation approach with copula distribution was used. In the following, using the modeling output, the value at risk was calculated as a criterion for assessing the fall in stock prices. The results of the research showed that there is no significant relationship between stock price falls and bubbles based on the rational stock pricing structure. In other words, in the environmental conditions of our country, the condition of falling stock prices in line with the formed price bubbles is not based on rational stock pricing.

Keywords: Stock Price Crash, Price Bubbles, Capital Asset Pricing Model, Copula Function.

1 Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (Author). Vkhodadadi@scu.ac.ir
2 Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran S.lashgarara@gmail.com
3 Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran e.mazaheri@scu.ac.ir
4 Department of Accounting, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran m.ayati@scu.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری
دورهٔ ۳ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۱۰)/ تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۳۳ تا ۴۸

https://doi.org/10.30495/JDAA.1403.1079896

بررسی تأثیر کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود مدیران

یاسمن خلیلی[۱]
داود حسن‌پور[۲]
ابوالفضل مؤمنی یانسری[۳]✉

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۲

چکیده

پیش‌بینی‌های مدیریت، افشاگری‌هایی است که توسط شرکت‌ها برای انتقال اطلاعات در مورد عملکرد آینده خود به سهام‌داران انجام می‌شود. این افشاگری‌ها داوطلبانه بوده و به‌منظور کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهام‌داران در نظر گرفته شده است. پیش‌بینی‌های نادرست می‌تواند برای مدیران بسیار پرهزینه باشد و اعتبار مدیران را زیر سؤال ببرد و ناتوانی مدیریتی را نشان می‌دهد. کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی احتمال اطلاعات اشتباه، جانب‌دارانه یا ناقص را در گزارش‌های مدیریت کاهش می‌دهد که مدیران از آن برای بهبود پیش‌بینی‌های سود خود استفاده می‌کنند؛ لذا در پژوهش حاضر، تأثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها مورد آزمون تجربی قرار گرفت. برای آزمون فرضیه تحقیق از اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است، به‌طوری‌که پس از اعمال محدودیت‌های موردنظر در این تحقیق، نمونه نهایی متشکل از ۱۳۶ شرکت انتخاب شدند. پس از اندازه‌گیری متغیرهای تحقیق، از تحلیل رگرسیون چندمتغیره مبتنی بر تخمین داده‌های تابلویی برای آزمون فرضیه تحقیق استفاده گردید که نتایج حاصل از آزمون‌های آماری نشان داد که بین کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی و دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی، پیش‌بینی سود، دقت پیش‌بینی سود مدیران.

۱. استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. y_khalili@pnu.ac.ir
۲. گروه حسابداری، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. dhassanpour@pnu.ac.ir
۳ . استادیار رشته حسابداری، گروه علوم اداری و اقتصادی، دانشکده علوم‌انسانی و علوم ورزشی، دانشگاه گنبدکاووس، گنبد، ایران (نویسنده مسئول) a.momeni83@yahoo.com

نوع مقاله: پژوهشی
http://jdaa.iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

نظارت و کنترل یکی از اجزای اصلی مدیریت محسوب می‌گردد به‌طوری‌که بدون توجه به این جز سایر اجزا مدیریت، از قبیل برنامه‌ریزی، سازمان‌دهی و هدایت نیز ناقص بوده و تضمینی برای انجام درست آن‌ها وجود ندارد. شاید به جرأت بتوانیم ادعا کنیم که انجام هیچ فعالیتی در سازمان قرین توفیق نخواهد بود مگر آن که کنترل‌های لازم نسبت به آن به‌عمل‌آمده باشند. اهمیت نظارت و کنترل از اجزای اصلی مدیریت می‌باشد. حسابرسی داخلی می‌تواند به‌عنوان مشاور داخلی و عاملی در جهت بهینه‌سازی فرایندهای داخلی شرکت محسوب شود و در تهیه و طراحی پیش‌نویس دستورالعمل‌ها، خدمات مشاوره‌ای ارائه دهد و همچنین به ارزیابی ریسک در شرکت نیز بپردازد؛ بنابراین، عملکرد حسابرسی داخلی یکی از اساسی‌ترین ابزارها برای غربالگری و بهبود عملکرد سازمان می‌باشد. حسابرسان داخلی ازاین‌جهت که نسبت به حسابرسان مستقل دسترسی به‌موقع تری به اطلاعات شرکت دارند و می‌توانند موضوعات شرکت و ریسک‌های مترتب بر آن را از همان ابتدا رصد کنند، نقش قابل‌ملاحظه‌ای در عملکرد و ارزش‌افزایی شرکت دارند (زیانگدانگ[1]، ۱۹۹۷). کیفیت کنترل‌های داخلی تأثیر مثبتی بر تصمیم‌گیری‌های مدیریت دارد، زیرا از طریق فراهم‌سازی اطلاعات به‌موقع از وضعیت مالی شرکت و حذف موانع بین چرخه‌های حسابداری، تصمیم‌گیری مدیران را بهبود می‌بخشد (رضوی عراقی و همکاران، ۱۳۹۷). گزارشگری مالی ابزار اصلی برای اطلاع‌رسانی رویدادهای اقتصادی شرکت‌ها به طرف‌های ذی‌نفع مانند سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان است. گزارشگری مالی با کیفیت بالا به اشخاص ذی‌نفعع امکان می‌دهد تا عملکرد شرکت را به‌دقت ارزیابی کنند و تصمیمات عاقلانه بگیرند (پاولوپولوس و همکاران[2]، ۲۰۱۹). سود حسابداری یکی از اقلام مهم صورت‌های مالی است که استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی آن را به‌عنوان مبنایی برای اتخاذ تصمیمات اقتصادی به کار می‌برند. پیش‌بینی سود به‌وسیله مدیریت، از مهم‌ترین منابع اطلاعاتی سرمایه‌گذاران و سایر اشخاص به شمار می‌رود. پیش‌بینی‌های مدیریت بر قیمت سهام شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد و منجر به تجدیدنظرهای قابل‌توجهی در پیش‌بینی تحلیل‌گران می‌شود (باگینسکی و هاسل[3]، ۱۹۹۰). مطالعات گذشته عواملی را که ممکن است بر کیفیت پیش‌بینی مدیریت تأثیر بگذارد، بررسی کرده‌اند و بیان کرده‌اند که ساختار حاکمیت شرکتی مؤثر و مکانیسم‌های نظارتی با پیش‌بینی‌های مدیریت دقیق‌تر مرتبط هستند (آجینکیا و همکاران[4]، ۲۰۰۵). تحقیقات گذشته بیان می‌دارند که افشای سود مدیریت در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی مؤثر است، شواهد نشان می‌دهد که پیش‌بینی‌های بد (نادرست) سود می‌تواند برای مدیران بسیار پرهزینه باشد. لی و همکاران[5] (۲۰۱۲)، بیان داشتند که پیش‌بینی نادرست مدیریت، به اعتبار مدیران آسیب می‌رساند و ناتوانی مدیریتی را نشان می‌دهد و حتی ممکن است شغل

[1] Xiangdong.
[2] Pavlopoulos et al.
[3] Baginski & Hassell.
[4] Ajinkya et al.
[5] Lee et al.

آن‌ها را به خطر بیندازد. کنترل‌های داخلی قوی احتمال اطلاعات اشتباه، جانب‌دارانه، نابهنگام یا ناقص را در گزارش‌های مدیریت داخلی کاهش می‌دهد که مدیران از آن برای بهبود پیش‌بینی‌های سود خود استفاده می‌کنند (فنگ و همکاران[۱]، ۲۰۰۹). هدف از این مطالعه، بررسی تأثیر کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود مدیران است و این تحقیق با برجسته‌کردن نقش حیاتی کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی به‌عنوان یک عملکرد مدیریتی مهم برای اطمینان از دقت و صحت بیشتر پیش‌بینی‌های سود، به ادبیات موجود در این زمینه کمک می‌کند و در ادامه به دنبال پاسخ به این سؤال هستیم که بین کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی و دقت پیش‌بینی سود مدیران شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد یا خیر؟

۲-مبانی نظری و پیشینه پژوهش

پیش‌بینی‌های مدیریت، افشای داوطلبانه شرکت‌ها را نشان می‌دهد که با هدف انتقال اطلاعات در مورد عملکرد آتی شرکت‌ها و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهامداران است. مدیران انگیزه‌هایی برای ارائه پیش‌بینی‌های دقیق‌تر سود دارند، زیرا پیش‌بینی‌های دقیق می‌تواند منجر به واکنش قوی‌تر بازار و کاهش بیشتر عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سرمایه‌گذاران شود (باگینسکی و همکاران[۲]، ۱۹۹۳؛ کیم و ورکیا[۳] ، ۱۹۹۱؛ لیبی و همکاران[۴]، ۲۰۰۶) و به نوبه خود، عدم تقارن اطلاعاتی کمتر می‌تواند نقدینگی در سهام شرکت را افزایش دهد، هزینه سرمایه را کاهش دهد و خطر دعاوی حقوقی آینده را کاهش دهد (فرانکل و همکاران[۵]، ۱۹۹۵). مدیران همچنین انگیزه دارند تا پیش‌بینی‌های سود دقیق‌تری ارائه کنند، زیرا دقت پیش‌بینی بر شهرت مدیریت تأثیر می‌گذارد و اعتبار و شایستگی مدیریت را نشان می‌دهد (ویلیامز[۶]، ۱۹۹۶).

حاکمیت شرکتی یک سیستم یکپارچه با هدف اصلی تضمین کیفیت گزارشگری مالی است (کوهن و همکاران[۷]، ۲۰۰۲). این یک مبنای سیستماتیک برای کمک به ذی‌نفعان برای اعمال حقوق خود، حفاظت از منافع و به‌حداقل‌رساندن اختلافات احتمالی بین آن‌ها و مدیران ارائه می‌دهد (ون در والت و اینگلی[۸] ، ۲۰۰۳). ساختار حاکمیت شرکتی از چهار عنصر اصلی تشکیل شده است: مدیریت، حسابرس مستقل، کمیته حسابرسی و عملکرد حسابرسی داخلی.

[1] Feng et al.
[2] Baginski et al
[3] Kim & Verrecchia
[4] Libby et al
[5] Frankel et al
[6] Williams
[7] Cohen et al
[8] Van der Walt & Ingley

عملکرد حسابرسی داخلی یک رکن در چارچوب حاکمیت شرکتی است و به‌عنوان یک کارکرد اساسی در نظر گرفته شده است که نقش پیشگامی در فرایند حکمرانی ایفا می‌کند (حزاعیه و همکاران[1]، ۲۰۲۰). نقش آن ارائه خدمات کنترلی و مشاوره‌ای است که به شرکت‌ها در دستیابی به اهداف خود کمک می‌کند. اثربخشی عملکرد حسابرسی داخلی به‌عنوان یکی از ویژگی‌های ارزشمند تحولات سیستم حاکمیتی مدرن در نظر گرفته می‌شود که نقشی محوری در تعیین ارزش‌افزوده کل سیستم کنترل دارد. کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی همچنان موضوعی است که اهمیت مستمر دارد. عملکرد حسابرسی داخلی یک شرکت سنگ بنای حاکمیت شرکتی است که شفافیت گزارشگری مالی را بهبود می‌بخشد و انتظارات از حسابرسی داخلی افزایش یافته است، زیرا بر آن تکیه می‌شود که سهم قابل‌توجهی داشته باشد. وجود کنترل‌های داخلی قوی در ساختارهای مالی و اداری شرکت‌ها می‌تواند به‌صورت سیستماتیک رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیریت و در نتیجه انحرافات ناشی از تضاد منافع را کاهش دهد و هم‌زمان با بهبود کیفیت گزارشگری مالی بر شیوه مدیریت بنگاه و چگونگی استفاده از منابع و سرمایه‌گذاری این منابع اثر مثبت بگذارد (رضوی عراقی و همکاران، ۱۳۹۷). اهمیت عملکرد حسابرسی داخلی مدت‌هاست که به‌عنوان یک کاتالیزور برای مدیریت برای ایجاد و حفظ کنترل داخلی قوی بر گزارشگری مالی و کمک به حسابرسان مستقل در حسابرسی صورت‌های مالی شناخته شده است. یک عملکرد حسابرسی داخلی با کیفیت بالا می‌تواند به مدیریت در طراحی، پیاده‌سازی و حفظ کنترل داخلی بر گزارش مالی کمک کند (پیزینی و همکاران[2]، ۲۰۱۵). بردهان و همکاران[3] (۲۰۲۲)، استدلال نمودند که عملکرد حسابرس داخلی یک شرکت ممکن است بر پیش‌بینی‌های سود مدیریت از طریق سه مکانیسم تأثیر بگذارد: مدیریت ریسک شرکت، کنترل داخلی و حاکمیت شرکتی. از منظر مدیریت ریسک، عملکرد حسابرس داخلی می‌تواند به کاهش عدم‌قطعیت سود و ریسک‌های پیش روی مدیریت کمک کند. کنترل داخلی در نقش نظارتی خود، ریسک شرکت‌ها را شناسایی می‌کند، ریسک‌ها را ارزیابی می‌کند، و ریسک شرکت را نظارت و کنترل می‌کند تا تشخیص ریسک و پاسخگویی را افزایش دهد. هنگامی که خطرات و مشکلات شناسایی می‌شوند، حسابرس داخلی راه‌حل‌هایی را پیشنهاد می‌کند و توصیه‌هایی را برای کاهش ریسک مناسب ارائه می‌دهد. درنهایت، حسابرس داخلی با کمیته حسابرسی هیئت‌مدیره ارتباط برقرار می‌کند تا به اعضا در مورد نظارت بر ریسک و شیوه‌های مدیریت ریسک (مانند ریسک‌های زنجیره تامین و تولید) مشاوره دهد. یک عملکرد حسابرس داخلی قوی و مؤثر می‌تواند مدیریت ریسک مؤثرتری را تسهیل کند که منجر به عدم اطمینان سود کمتر می‌شود. از این رو، با عدم قطعیت سود کمتر، مدیران احتمال بیشتری دارند که پیش‌بینی‌هایی را با دقت و صحت بالاتر منتشر کنند. عملکرد حسابرس داخلی به‌عنوان کانالی برای تلاش‌های شرکت‌ها در جهت بهبود کنترل داخلی، می‌تواند به مدیریت در ایجاد و حفظ یک سیستم قوی کنترل داخلی بر گزارش‌های مالی کمک کند. کارامانو و وافیس[4] (۲۰۰۵)، دریافتند

[1] Hazaea et al
[2] Pizzini et al
[3] Bardhan et al
[4] Karamanou & Vafeas

که شرکت‌هایی با ساختار هیئت‌مدیره و کمیته حسابرسی مؤثرتر، احتمال بیشتری دارد که پیش‌بینی‌های سود مدیریتی را که دقیق‌تر، صادر یا به‌روز می‌کنند و بازار به این پیش‌بینی‌ها واکنش مطلوب‌تری نشان می‌دهد. بردهان و همکاران (۲۰۲۲)، استدلال نمودند که عملکرد حسابرس داخلی با کیفیت بالا، اعتماد مدیران را به کیفیت داده‌های ورودی افزایش می‌دهد. درنهایت، یک عملکرد حسابرس داخلی می‌تواند کیفیت پیش‌بینی مدیریت را از طریق بهبود در حاکمیت شرکتی کلی بهبود بخشد.

بردهان و همکاران (۲۰۲۲)، در پژوهشی تأثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها را موردبررسی قرار دادند . نمونه آماری این پژوهش مشتمل بر ۱۸۰ شرکت- سال مشاهده طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۴ بوده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که کیفیت حسابرسی داخلی، دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد. البواوات و الفریجت[1] (۲۰۲۱)، به بررسی تعامل بین ویژگی‌های شخصیتی حسابرسان داخلی و اثربخشی عملکرد حسابرسی داخلی می‌پردازد. همچنین تأثیر چنین متغیرهای متقابل بر کیفیت گزارشگری مالی را بررسی می‌کند. این مطالعه از یک بررسی پرسشنامه برای جمع‌آوری داده‌ها از ۱۹۳ حسابرس داخلی شرکت‌های اردنی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار امان استفاده کرد. مدل مطالعه با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری حداقل مربعات جزئی تأیید و آزمایش شده است. نتایج نشان می‌دهد که تمام ویژگی‌های شخصیتی بررسی‌شده حسابرسان داخلی به‌جز ویژگی برون‌گرایی، تأثیر معناداری بر اثربخشی عملکرد حسابرسی داخلی دارند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که ویژگی‌های شخصیتی از طریق اثربخشی عملکرد حسابرسی داخلی بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر غیرمستقیم دارد. این نتایج نشان می‌دهد که حسابرسان داخلی با نمرات بالا در زمینه باز بودن نسبت به تجربه، ثبات عاطفی و ویژگی‌های علمی بودن می‌توانند از مهم‌ترین عوامل مؤثر در اثربخشی عملکرد حسابرسی داخلی باشند. نتایج همچنین نشان می‌دهد که ویژگی‌های شخصیتی حسابرسان داخلی می‌تواند به‌عنوان یک منبع نامشهود عملکرد حسابرسی داخلی در نظر گرفته شود که اثربخشی را افزایش می‌دهد. چن و همکاران[2] (۲۰۲۰)، در پژوهش خود به بررسی تأثیر کیفیت کنترل‌های داخلی بر نگهداشت غیرعادی وجه نقد شرکت‌های چینی طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های دارای کنترل داخلی باکیفیت‌تر، تمایل کمتری برای نگهداشت غیرعادی وجه نقد دارند. گنجی و همکاران(۱۴۰۲) در پژوهشی با عنوان تأثیر پیشایندها و پیامدهای اثربخشی حسابرسی داخلی بر کیفیت حسابرسی داخلی با طبقه بندی تغیر اثربخشی حسابرسی داخلی در سه بخش شامل "صلاحیت، استقلال، واقع گرایی" و پیامدها در سه بخش شامل "حمایت مدیریت، حمایت و پذیرش حسابرس و هماهنگی بین بخشی حسابرسان داخلی" و بکارگیری پرسشنامه‌ای متشکل از ۳۲ معیار جهت سنجش کیفیت حسابرسی داخلی نشان دادند که سوابق و پیامدهای اثربخشی حسابرسی داخلی بر کیفیت حسابرسی داخلی تأثیر مثبت و معناداری دارند. شهیم پرمهر و همکاران(۱۳۹۹)، در پژوهشی به مطالعه رابطه بین توانایی مدیریت و پیش‌بینی

[1] Albawwat & Al Frijat
[2] Chen et al

سود توسط مدیران(دیدگاه حسابداری مدیریت) پرداختند. یافته‌های تحقیق بیان‌گر این مطلب است که بین توانایی مدیر با احتمال افشای پیش‌بینی، دقت پیش‌بینی و دفعات پیش‌بینی ارتباط معناداری وجود دارد. در نتیجه می‌توان گفت که توانایی مدیرعامل مؤثری بر پیش‌بینی سود توسط مدیران می‌باشد. علی مدد و همکاران(۱۳۹۷)، در پژوهشی به بررسی تأثیر بحران مالی و مالکیت خانوادگی بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج حاصل از بررسی فرضیه‌ها نشان داد بین بحران مالی و مدیریت سود رابطه معناداری وجود دارد. به‌عبارتی‌دیگر شرکت‌های دارای بحران مالی از طریق دست‌کاری فعالیت‌های واقعی بیشتر به مدیریت سود می‌پردازند و همچنین مالکیت خانوادگی با مدیریت سود رابطه معکوس و معناداری دارد به‌عبارتی‌دیگر شرکت‌های خانوادگی کمتر به مدیریت سود می‌پردازند. درنهایت نتایج حاصله حاکی از این است که بحران مالی و مالکیت خانوادگی با مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری دارد. حسینی و بشکوه(۱۳۹۹)، در پژوهشی به بررسی مدیریت سود واقعی، توانایی مدیران و عملکرد آتی شرکت پرداختند. نتایج به دست آمده نشان داد میان مدیریت سود واقعی و عملکرد آتی شرکت‌ها رابطه منفی ضعیفی وجود دارد که با دخالت توانمندی مدیران، ارتباط مذکور ضعیف‌تر شد. موریان زاده و شمس‌الدینی(۱۳۹۵)، در پژوهشی به بررسی تأثیر مالکیت خانوادگی و غیرخانوادگی بر رابطه بین حاکمیت شرکتی و مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار پرداختند. نتایج - حاصل از آزمون فرضیات نشان داد که بین متغیرهای اندازه هیئت‌مدیره و درصد مالکیت نهادی با مدیریت سود شرکت رابطه منفی و معناداری وجود دارد، ولی بین متغیرهای تفکیک وظایف مدیرعامل از رئیس هیئت‌مدیره و نسبت تعداد مدیران غیرموظف در هیئت‌مدیره با مدیریت سود رابطه معناداری یافت نشد. مالکیت خانوادگی و غیرخانوادگی بر رابطه بین دو متغیر اندازه هیئت‌مدیره و درصد مالکیت نهادی تأثیر دارد، ولی بر رابطه بین متغیرهای تفکیک وظایف مدیرعامل از رئیس هیئت‌مدیره و نسبت تعداد مدیران غیرموظف در هیئت‌مدیره با مدیریت سود تأثیر معناداری ندارد. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که بین متغیرهای اهرم مالی، رشد شرکت با مدیریت سود رابطه معناداری وجود دارد، ولی بین متغیر اندازه شرکت با مدیریت سود رابطه معناداری یافت نشد. مشایخی و همکاران(۱۳۹۵) در پژوهشی تاثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر حق‌الزحمه حسابرسی مستقل را مورد بررسی قرار داده و دریافتند که صلاحیت حسابرسی داخلی یعنی مدت تصدی و حضور آن در شرکت با حق الزحمه حسابرسی رابطه معنادار منفی داشته و مهارتهای محاسباتی و IT ، مدارک حرفه‌ای و علمی ، مدت ساعات آموزشی با حق الزحمه حسابرسی رابطه ای ندارند. در کل نتایج حاکی از عدم تاثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر حق الزحمه حسابرسی مستقل می باشد.

بر پایه مبانی نظری پژوهش و مطالعه تجربی صورت گرفته توسط بردهان و همکاران (۲۰۲۲ فرضیه پژوهش به‌صورت زیر تبیین می گردد:

فرضیه پژوهش: بین کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی و دقت پیش‌بینی سود مدیران شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد.

۳-روش‌شناسی تحقیق

تحقیق حاضر، پژوهشی کاربردی بوده و از نظر طبقه‌بندی بر مبنای روش، تحقیق توصیفی محسوب می‌شود و از میان پژوهش‌های توصیفی، از نوع همبستگی است. جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش را کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ تشکیل می‌دهد. نمونه انتخابی تحقیق نیز شرکت‌هایی می‌باشند که مجموعه شرایط زیر را دارا باشند:

۱) شرکت‌هایی که تاریخ پذیرش آن‌ها در سازمان بورس اوراق بهادار قبل از سال ۱۳۹۶ بوده و تاپیان سال ۱۴۰۰ نیز در فهرست شرکت‌های بورسی باشند.
۲) به منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد.
۳) طی دوره‌های مورد نظر تغییر فعالیت و یا تغییر سال مالی نداده باشند.
۴) جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری‌های مالی نباشند

پس از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۱۳۶ شرکت به‌عنوان نمونه آماری مورد مطالعه در این تحقیق انتخاب گردید. داده‌های موردنیاز شرکت‌های منتخب با مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی همراه صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران موجود در سامانه کدال، پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار و نیز از نرم‌افزار رهآورد نوین استخراج گردید. جهت تجزیه‌وتحلیل نهایی داده‌ها نیز از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی Eviewsو Stataاستفاده شده است.

۴-متغیرها و مدل پژوهش

در این تحقیق، به منظور آزمون فرضیه پژوهش از مدل رگرسیون چند متغیره زیر که برگرفته از پژوهش بردهان و همکاران (۲۰۲۲) می‌باشد، استفاده شده است:

(۱)

$$EFA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IAQ_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 ROE_{i,t} + \beta_4 AGE_{i,t} + \beta_5 MTB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در مدل فوق:

متغیر وابسته

دقت پیش‌بینی سود مدیران(EFA) به‌عنوان متغیر وابسته پژوهش در نظر گرفته شده که به‌صورت منفی قدر مطلق تفاوت بین سود هر سهم پیش‌بینی‌شده سالانه مدیریت و سود هر سهم واقعی تقسیم بر قیمت هر سهم، محاسبه می‌شود.

متغیر مستقل

متغیر مستقل این پژوهش، کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی (IAQ) است که برای سنجش آن مطابق با پژوهش ولی‌زاده لاریجانی و خدایی (۱۴۰۰)، حقیقت شهرستانی و همکاران (۱۴۰۰) و بردهان و همکاران (۲۰۲۲) از سه سنجه شامل اندازه، قدمت و صلاحیت واحد حسابرسی داخلی استفاده شده است. ازآنجاکه به‌کارگیری هر یک از معیارهای فوق به‌طور مجزا، ممکن است باعث بروز ابهام و حصول نتایج غیرقابل اتکا در اندازه‌گیری کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی شود، لذا مشابه با تحقیقات قبلی، این معیارها در یک شاخص ترکیبی با یکدیگر ترکیب می‌شوند. بدین منظور ابتدا هر یک از این معیارها پس از محاسبه، به‌صورت اعداد صفر یا یک استاندارد می‌شوند. به‌طوری‌که، اگر تعداد کارکنان واحد حسابرسی داخلی شرکت بالاتر از میانه شرکت‌های نمونه باشد به آن عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر، درصورتی‌که قدمت واحد حسابرسی داخلی شرکت بالاتر از میانه شرکت‌های نمونه باشد به آن عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر و چنانچه حسابرس داخلی شرکت عضو جامعه حسابداران رسمی یا انجمن حسابرسان داخلی ایران باشد، به آن عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص داده می‌شود.
درنهایت حاصل جمع مقادیر فوق برای هر شرکت، بیانگر شاخص کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی آن خواهد بود. دامنه تغییرات این شاخص جامع بین ۰ تا ۳ بوده، به‌طوری‌که مقادیر بزرگ‌تر (کوچک‌تر) بیانگر کیفیت بالاتر (پایین‌تر) حسابرسی داخلی شرکت می‌باشد.

متغیرهای کنترلی

$SIZE_{i,t}$: اندازه شرکت i در سال t که از طریق لگاریتم فروش خالص سالیانه شرکت اندازه‌گیری می‌شود.
$ROE_{i,t}$: بیانگر سودآوری شرکت i در سال t است که از تقسیم سود خالص بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت محاسبه می‌شود.
$AGE_{i,t}$: سن شرکت i در سال t که بر اساس فاصله زمانی بین تاریخ تأسیس شرکت تا پایان دوره زمانی پژوهش، اندازه‌گیری می‌شود.
$MTB_{i,t}$: فرصت‌های رشد شرکت i در سال t است که از طریق نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید.

۵-یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

جدول۱، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورداستفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. این آمار توصیفی، در خصوص ۱۳۶ شرکت نمونه طی سال‌های (۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰) است که نتایج تحلیل توصیفی داده‌ها را می‌توان در قالب موارد زیر خلاصه نمود:

همان‌گونه که در این جدول ملاحظه می‌شود، مقادیر میانگین و میانه کیفیت حسابرسی داخلی به ترتیب ۲/۱۶۶ و ۲ می‌باشد که این موضوع بیانگر آن است که شرکت‌های نمونه، از حسابرسان داخلی نسبتاً باکیفیتی برخوردارند. همچنین، میانگین و میانه سودآوری شرکت‌های نمونه به ترتیب ۲۲ درصد و ۲۳ درصد می‌باشد. علاوه براین، متوسط سن شرکت‌های موردبررسی حدود ۴۰ سال است. ضمن اینکه، مقادیر میانگین فرصت‌های رشد (۳/۷۸۴) نیز حاکی از آن است که ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت‌های نمونه، حدود ۴ برابر ارزش دفتری آن‌ها است.

جدول۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	کمترین	بیشترین	میانگین	میانه	انحراف معیار
دقت پیش‌بینی سود	EFA	-۰/۴۶۳	-۰/۰۰۸	-۰/۱۰۹	-۰/۰۹۷	۰/۱۵۵
کیفیت حسابرسی داخلی	IAQ	۰/۰۰۰	۳/۰۰۰	۲/۱۶۶	۲/۰۰۰	۰/۳۷۹
اندازه شرکت	SIZE	۹/۶۶۲	۱۴/۵۴۹	۱۲/۶۳۲	۱۲/۴۰۸	۰/۵۶۱
سودآوری	ROE	-۰/۴۲۸	۰/۴۱۹	۰/۲۲۷	۰/۲۳۱	۰/۳۸۹
سن شرکت	AGE	۱۵	۶۸	۳۹/۶۰۲	۴۰	۱۰/۰۱۵
فرصت‌های رشد	MTB	-۲/۶۰۳	۸/۴۴۲	۳/۷۸۴	۳/۹۰۲	۱/۶۶۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج آزمون فرضیه

داده‌های این پژوهش به‌صورت داده‌های ترکیبی می‌باشند، در داده‌های ترکیبی ابتدا از آزمون Fلیمر استفاده می‌شود تا تلفیقی یا تابلویی بودن داده‌ها مشخص گردد و در صورت استفاده از روش داده‌های تابلویی، به منظور اینکه مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) برای برآورد مدل مناسب‌تر است، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. همچنین برای تشخیص ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی در مدل، به ترتیب از آزمون نسبت درستنمایی(LR) و وولدریج استفاده گردید که نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول۲ ارائه شده است.

جدول۲- نتایج آزمون‌های مورداستفاده برای مدل پژوهش

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون
آزمون F لیمر	۱۵/۵۰۸	۰/۰۰۰	کارایی روش تابلویی
آزمون هاسمن	۱۳/۳۸۲	۰/۰۱۴	کارایی روش اثرات ثابت
آزمون نسبت درست نمایی	۳۴۱/۲۴	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس
آزمون وولدریج	۲/۱۰۲	۰/۱۲۷	عدم وجود خودهمبستگی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به جدول فوق، آزمون Fلیمر و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) کمتر از ۰/۰۵ بوده لذا فرضیه صفر آزمون رد شده و بیانگر آن است که باید از روش داده‌های تابلویی استفاده شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و سطح معناداری آن (۰/۰۱۴) لازم است که مدل با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد گردد. نتایج آزمون نسبت درست نمایی و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) نشان می‌دهد که مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس است که به منظور رفع این مشکل، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برای برآورد مدل استفاده می‌شود. همچنین، سطح معناداری آزمون وولدریج (۰/۱۲۷) حاکی از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در مدل است. علاوه بر این، به منظور اطمینان از عدم وجود مشکل هم خطی بین متغیرهای توضیحی، آزمون هم خطی با استفاده از عامل تورم واریانس (VIF) موردبررسی قرار گرفت که نتایج این آزمون در جدول۳ ارائه شده است. زمانی که عامل تورم واریانس کوچک‌تر از ۵ و تلورانس نزدیک به ۱ باشد، نشان‌دهنده عدم وجود هم خطی بین متغیرهای مدل است. همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌گردد، میزان عامل تورم واریانس در کلیه موارد کمتر از ۵ و میزان تلورانس نزدیک به یک است. بنابراین می‌توان دریافت که مشکل هم خطی چندگانه تهدیدی جدی برای مدل محسوب نمی‌شود.

جدول۳- نتایج آزمون هم خطی برای مدل پژوهش

متغیر	نماد متغیر	عامل تورم واریانس	تلورانس
کیفیت حسابرسی داخلی	IAQ	۱/۳۲	۰/۷۵۷
اندازه شرکت	SIZE	۱/۲۶	۰/۷۹۳
سودآوری	ROE	۱/۲۹	۰/۷۷۵
سن شرکت	AGE	۱/۳۴	۰/۷۴۶
فرصت‌های رشد	MTB	۱/۳۱	۰/۷۶۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش در جدول۴ نشان داده شده است:

ملاحظه مقدار آماره F در این جدول ۴ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) بیانگر معناداری کلی مدل رگرسیونی برازش شده در سطح خطای ۵ درصد است. با توجه به مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل می‌توان ادعا نمود که حدود ۵۷ درصد از تغییرات دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها توسط متغیرهای مستقل و کنترلی مدل توضیح داده می‌شود. همان‌گونه که از نتایج جدول نیز مشهود است، ضریب برآوردی و آماره t مربوط به متغیر کیفیت حسابرسی داخلی (*IAQ*) مثبت و در سطح خطای ۵ درصد معنادار بوده که حاکی از وجود رابطه مثبت معنادار بین کیفیت حسابرسی داخلی و دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها می‌باشد. بر مبنای این شواهد، فرضیه پژوهش پذیرفته می‌شود.

در خصوص متغیرهای کنترلی مدل نیز همان‌طور که در جدول فوق نشان داده شده است، متغیرهای اندازه شرکت و سودآوری شرکت، با دقت پیش‌بینی سود مدیران رابطه مثبت و معناداری دارند.

جدول۴-نتایج آزمون فرضیه تحقیق

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
عرض از مبدأ	B_0	۰/۳۰۲	۰/۰۶۱	۴/۹۸۸	۰/۰۰۰
کیفیت حسابرسی داخلی	IAQ	۰/۱۴۱	۰/۰۳۸	۳/۶۶۱	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۱۶۳	۰/۰۵۴	۳/۰۱۸	۰/۰۰۲
سودآوری	ROE	۰/۱۱۹	۰/۰۴۱	۲/۹۶۷	۰/۰۰۳
سن شرکت	AGE	۰/۰۸۷	۰/۰۵۱	۱/۷۳۳	۰/۰۸۴
فرصت‌های رشد	MTB	۰/۰۸۱	۰/۰۵۴	۱/۴۹۱	۰/۱۳۶
آماره F فیشر		۱۲/۷۳۳			
معناداری آماره F		۰/۰۰۰			
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۵۷۲			
آماره دوربین واتسون		۱/۹۶۳			

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶-نتیجه‌گیری و پیشنهادها

رسوایی‌های حسابداری در سال‌های اخیر که در سطح عموم به‌طور گسترده‌ای انتشار یافته، موجب شده که توجه بیشتری به عملکرد حسابرسی داخلی به‌عنوان عامل مهم در ایجاد گزارشگری مالی باکیفیت شود. حسابرسی داخلی یک فعالیت مستقل و بی‌طرفانه اطمینان‌بخش و مشاوره‌ای است که به‌منظور ایجاد ارزش‌افزوده و بهبود عملکرد یک سازمان طراحی و اجرا می‌شود. درواقع حسابرسی داخلی، سازمان را در دستیابی به هدف‌هایش، برای ارزیابی و بهبود اثربخشی فرآیندهای مدیریت ریسک، کنترل و نظام راهبری شرکتی یاری می‌دهد (چمبرز[1]، ۲۰۱۷). امروزه اهمیت حسابرسی داخلی در سازمان‌های مختلف در سراسر جهان غیرقابل‌انکار است. بر این اساس، طیف وسیعی از مطالعات قبلی به بررسی پیامدهای کیفیت حسابرسی داخلی پرداخته‌اند. برای مثال، نتایج حاصل از نظرسنجی صورت گرفته از سهامداران و مدیران ارشد موسسه کی. پی. ام. جی. نشان می‌دهد که وجود واحد حسابرسی داخلی باکیفیت، می‌تواند موجب افزایش درآمدهای آتی،کاهش هزینه‌ها و مخارج سرمایه‌ای شرکت‌ها گردد. علاوه براین، حسابرسی داخلی در تعیین استراتژی‌های رشد شرکت و ارزیابی ریسک‌های مرتبط با ارزش

[1] Chambers

شرکت و بازده سرمایه‌گذاری، نقش مهمی ایفا می‌کند. ازاین‌رو، شناسایی پیامدهای بالقوه کیفیت حسابرسی داخلی اهمیت بسزایی می‌یابد. لذا در پژوهش حاضر، تأثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها مورد آزمون تجربی قرار گرفت. برای آزمون فرضیه تحقیق از اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است، به‌طوری‌که پس از اعمال محدودیت‌های مورد نظر در این تحقیق، نمونه نهایی متشکل از ۱۳۶ شرکت انتخاب شدند. پس از اندازه‌گیری متغیرهای تحقیق، از تحلیل رگرسیون چندمتغیره مبتنی بر تخمین داده‌های تابلویی برای آزمون فرضیه تحقیق استفاده گردید.

فرضیه پژوهش حاضر، تأثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها را بررسی نموده است. نتایج آزمون این فرضیه حاکی از آن است که کیفیت حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها، تأثیر مثبت و معناداری دارد. این یافته بدان معناست که اطلاعات تهیه شده توسط واحد حسابرسی داخلی باکیفیت، به‌عنوان یک درونداد مهمی برای اتخاذ تصمیمات مالی و پیش‌بینی سود مدیران به شمار می‌رود. چرا که، حسابرسی داخلی باکیفیت، اطلاعات دقیق‌تری را در اختیار مدیران شرکت قرار می‌دهد و افزایش کیفیت اطلاعات مدیران سبب بهبود کیفیت سود پیش‌بینی‌شده به‌وسیلهٔ آن‌ها می‌گردد. بنابراین، شرکت‌های دارای حسابرسان داخلی باکیفیت‌تر از انگیزه بیشتری برای پیش‌بینی‌های سود دقیق‌تر برخوردارند؛ زیرا پیش‌بینی‌های دقیق‌تر سود حاوی محتوای اطلاعاتی بوده و می‌تواند منجر به واکنش مثبت بازار و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران شود. ضمن آنکه پیش‌بینی سود دقیق‌تر، شایستگی و اعتبار مدیران را نشان می‌دهد و می‌تواند موجب شهرت بیشتر مدیران گردد.نتیجه به دست آمده در این تحقیق، با یافته‌های پژوهش بردهان و همکاران (۲۰۲۲) مبنی بر تأثیر مثبت کیفیت حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها، مطابقت دارد.

بر اساس یافته‌های پژوهش حاضر مبنی بر تأثیر مثبت کیفیت حسابرسی داخلی بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها، به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران بازار سرمایه پیشنهاد می‌گردد که هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری در کنار سایر عوامل، به کیفیت حسابرسی داخلی شرکت‌ها نیز توجه نموده و آن را به‌عنوان عاملی مؤثر بر دقت پیش‌بینی سود مدیران شرکت‌ها در مدل‌های تصمیم‌گیری خود لحاظ نمایند. به سازمان بورس اوراق بهادار به‌عنوان نهاد نظارتی بازار سرمایه نیز پیشنهاد می‌گردد که ضمن نظارت هرچه بیشتر بر استقرار واحد حسابرسی داخلی شرکت‌های بورسی، الزاماتی را در راستای افزایش اثربخشی حسابرسی داخلی شرکت‌ها وضع نماید و بدین ترتیب، بسترهای لازم برای ارائه اطلاعات باکیفیت‌تر به مدیران و به‌تبع آن، پیش‌بینی‌های سود دقیق‌تر آنان را فراهم نماید و به مدیران شرکت‌های بورسی نیز پیشنهاد می‌گردد که با به‌کارگیری و استخدام حسابرسان داخلی باکیفیت‌تر، پیش‌بینی‌های سود دقیق‌تری را به بازار ارائه نمایند. به مؤسسات حسابرسی پیشنهاد می‌گردد که هنگام برنامه‌ریزی عملیات حسابرسی صاحب‌کار و تعیین نوع، ماهیت، زمان‌بندی و میزان آزمون محتوا، کیفیت حسابرسی داخلی شرکت‌های صاحب‌کار را نیز مدنظر قرار دهند.

یکی از مهم‌ترین محدودیت‌های پژوهش حاضر در خصوص اندازه‌گیری متغیر کیفیت حسابرسی داخلی است. به‌طوری‌که، برای اندازه‌گیری متغیر مذکور تنها معیارهای ورودی واحد حسابرسی داخلی نظیر اندازه، قدمت و صلاحیت واحد حسابرسی داخلی، در دسترس بود و معیارهای خروجی که نشان‌دهنده عملکرد حسابرسی داخلی است در هیچ گزارشی توسط شرکت‌های بورسی منتشر نمی‌شود. همچنین متغیرهای کنترلی متعددی که بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها اثرگذار بودند، در نظر گرفته شده و در برآورد مدل لحاظ گردیدند. بااین‌حال، همچنان امکان وجود متغیرهای مرتبط حذف شده وجود دارد که می‌تواند در تعمیم نتایج تحقیق اثرگذار باشد. باتوجه‌به نتایج تحقیق و سؤالاتی که طی انجام آن برای محقق مطرح گردید، جهت تکمیل این تحقیق و انجام تحقیقات بیشتر در حوزه‌های مرتبط با این پژوهش، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱) بررسی تأثیر اثربخشی کمیته حسابرسی بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها.
۲) بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها.
۳) بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر شفافیت گزارشگری مالی شرکت‌ها.
۴) بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها.
۵) بررسی نقش تعدیل‌کنندگی حاکمیت شرکتی بر رابطه بین کیفیت حسابرسی داخلی و دقت پیش‌بینی سود شرکت‌ها.

فهرست منابع

حسینی، لیلا سادات و بشکوه، مهدی، ۱۳۹۹. مدیریت سود واقعی، توانایی مدیران و عملکرد آتی شرکت: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مطالعات کمی در مدیریت*، ۱۱(۴۲)، صص. ۲۶-۵.

حقیقت شهرستانی، مریم، خردیار، سینا، و محمدی نوده، فاضل، ۱۴۰۰. تأثیر اثربخشی حسابرسی داخلی و کیفیت گزارشگری مالی بر عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیر و حسابرس، *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۳(۱)، صص. ۱۲۹- ۱۰۱.

رضوی عراقی، سید محمدرضا، جهان شاد، آزیتا، و امیر مستوفی، ۱۳۹۷. تأثیر ضعف‌های عمده کنترل‌های داخلی بر ناکارایی سرمایه‌گذاری، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۰، صص. ۱۶۷-۱۴۳.

شهیم پرمهر، ضیاءالدین، نصرتی، شهره، مظهری فر، مائده، و امر کنارگیر، سمیه، ۱۳۹۹. مطالعه رابطه بین توانایی مدیریت و پیش‌بینی سود توسط مدیران (دیدگاه حسابداری مدیریت)، اولین کنفرانس بین‌المللی چالش‌ها و راهکارهای نوین در مهندسی صنایع و مدیریت و حسابداری، ساری.

علی مدد، بهناز و ذبیحی، علی، ۱۳۹۷. تأثیر بحران مالی و مالکیت خانوادگی بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران،کنفرانس ملی مدیریت، حسابداری و توسعه کسب و کار، ساری.

گنجی، حمیدرضا، حسینی، سید رسول، روزبان، مرضیه، محمدزاده، سارا، و نامی فرد طهرانی، نیایش، ۱۴۰۲. تأثیر پیشایندها و پیامدهای اثربخشی حسابرسی داخلی بر کیفیت حسابرسی داخلی، *قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری*، ۲(۵)، صص. ۱۳۸-۱۰۷.

مشایخی، بیتا، حسن‌زاده، شادی، امینی، یاسین، و منتی، وحید، ۱۳۹۵. تاثیر کیفیت حسابرسی داخلی بر حق‌الزحمه حسابرسی مستقل، *پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۸(۳۱)، صص. ۵۶-۴۱.

موریان زاده، نعیم و شمس الدینی، کاظم، ۱۳۹۵. بررسی تأثیر مالکیت خانوادگی و غیرخانوادگی بر رابطه بین حاکمیت شرکتی و مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار، پنجمین کنفرانس بین المللی حسابداری و مدیریت و دومین کنفرانس کارآفرینی و نوآوری‌های باز، تهران.

ولی‌زاده لاریجانی، اعظم و خدایی، مونا، ۱۴۰۰. اثر تعدیل‌کننده کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی بر رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت. *پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۳(۵۲)، صص. ۲۲-۱.

Ajinkya, B., Bhojraj, S. and Sengupta, P., 2005. The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research, 43*(3), pp. 343–376.

Albawwat, I. and Al Frijat, Y., 2021. The Relationship Between Internal Auditors' Personality Traits, Internal Audit Effectiveness, and Financial Reporting Quality: Empirical Evidence from Jordan. *Journal of Asian Finance Economics and Business*, 8(4), pp. 278-292.

Baginski, S. P. and Hassell, J. M., 1990. The market interpretation of management earnings forecasts as a predictor of subsequent financial analyst forecast revision. *The Accounting Review, 65*(1), pp. 175–190.

Baginski, S. P., Conrad, E. J. and Hassell, J. M., 1993. The effects of management forecast precision on equity pricing and on the assessment of earnings uncertainty. *The Accounting Review, 68*(4), pp.913–927.

Baginski, S. P., Hassell, J. M. and Wieland, M. M., 2007. Does Management Earnings Forecast Form Matter?. Working paper, The University of Georgia.

Bardhan, I., Lin, S. and Hao, L., 2022. Internal audit function and the precision and accuracy of management forecasts. *Journal of Management and Governance*. 27(2), pp. 1339–1365

Chambers, A., 2017. Chambers' Corporate Governance Handbook 7th ed. Bloomsbury Professional.

Chen, Y., Lin, B., Lu, L. and Zhou, G., 2020. Can internal audit functions improve firm operational efficiency? Evidence from China. *Managerial Auditing Journal*, 35(4), pp.1167-1188.

Cohen, J., Krishnamoorthy, G. and Wright, A.M., 2002. Corporate Governance and the Audit Process. *Contemporary Accounting Research*, 19(4), pp. 573-594.

Feng, M., Li, C. and McVay, S., 2009. Internal control and management guidance. *Journal of Accounting and Economics, 48*(2–3),pp. 190–209.

Frankel, R., McNichols, M. and Wilson, G. P., 1995. Discretionary disclosure and external financing. *The Accounting Review, 70*(1), pp.135–150.

Hazaea, S. A., Tabash, M. I., Khattc, S. F. A., Zhu, J. and al-Kuhali, A. A., 2020. The Impact of Internal Audit Quality on Financial Performance of Yemeni Commercial Banks: An Empirical Investigation. *The Journal of Asian Finance*, 7(11), pp. 867–875.

Karamanou, I.. and Vafeas, N., 2005. The association between corporate boards, audit committees, and management earnings forecasts: An empirical analysis. *Journal of Accounting Research, 43*(3), pp. 453–486.

Kim, O. and Verrecchia, R., 1991. Trading volume and price reactions to public announcements. *Journal of Accounting Research, 29*(2), pp. 302–321.

Lee, S., Matsunaga, S. R. and Park, C. W., 2012. Management forecast accuracy and CEO turnover. *The Accounting Review, 87*(6), pp.2095–2122.

Libby, R., Tan, H. T. Hunton, J. E., 2006. Does the form of management's earnings guidance affect analysts' earnings forecasts?. *The Accounting Review, 81*(1), pp.207–225.

Pavlopoulos, A., Magnis, C. and Iatridis, G. E., 2019. Integrated reporting: An accounting disclosure tool for high quality financial reporting. *Research in International Business and Finance*, Elsevier, vol. 49(C), pp. 13-40.

Pizzini, M., Lin, S. and Ziegenfuss, D., 2015. The impact of internal audit function quality and contribution on audit delay. *Auditing: A Journal of Practice & Theory, 34*(1),pp. 25–58.

van der Walt, N. and Ingley, C., 2003. Board dynamics and the influence of professional background, gender and ethnic diversity of directors. *Corporate Governance: An International Review*, 11(3), pp.218– 234.

Williams, P. A., 1996. The relation between a prior earnings forecast by management and analyst response to a current management forecast. *The Accounting Review, 71*(1), pp.103–115.

Xiangdong, W., 1997. Development Trends and Future Prospects of Internal Audit. *Managerial Auditing Journal*. 62(4), pp.214–231.

Judgment and Decision Making in Accounting
Vol. (3) Issue (10) Summer 2024
Abstract

https://doi.org/10.30495/JDAA.1403.1079896

The Study of the effect of Internal Audit Function Quality on Management Earnings Forecasts Accuracy

Yassaman Khalili[1]
Davood Hassanpour[2]
Abolfazl Momeni Yanesari[3]

Received: 21 / April / 2024 Accepted: 01 / June / 2024

Abstract

Management forecasts are disclosures made by companies to communicate information about their future performance to shareholders. These disclosures are voluntary and are intended to reduce information asymmetry between management and shareholders. Incorrect forecasts can be very costly for managers and question the credibility of managers and show managerial incompetence. The quality of the internal audit function reduces the likelihood of erroneous, biased, or incomplete information in management reports, which managers use to improve their earnings forecasts. Therefore, in the present study, the effect of internal audit function quality on management earnings forecasts accuracy was experimentally tested. To test the research hypothesis, the financial data of the firms listed in Tehran Stocks Exchange during the time period 2018-2022 was used, so that after applying the restrictions in this research, the final sample consisting of 136 firms was selected. After measuring the research variables, multivariate regression analysis based on panel data estimation was used to test the research hypothesis, and the results of the statistical tests showed that there is a positive and significant relationship between internal audit function quality and management earnings forecasts accuracy.

Keywords: Internal Audit function Quality, Earnings Forecasts, Management Earnings Forecasts Accuracy.

1. Assistant professor, Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, IRAN. y_khalili@pnu.ac.ir
2. Department of Accounting, Payame Noor University(PNU), Tehran, Iran. dhassanpour@pnu.ac.ir
3. Assistant professor of Accounting, Department of Administrative and Economics, Faculty of Humanities & Physical Education, Gonbad Kavous University, Gonbad, IRAN. (Corresponding Author) a.momeni83@yahoo.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری
دورهٔ ۳ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۱۰)/ تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۴۹ تا ۶۸

https://doi.org/10.30495/JDAA.1403.1079888

تأثیر عملکرد پایداری بر مدیریت سرمایه در گردش

محمدحسین فتحه[1]
خدیجه حیدری نیا[2]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۳

چکیده

مدیریت سرمایه در گردش به مدیریت دارایی‌ها و بدهی‌های جاری اشاره دارد و برای ایجاد تعادل بین آن‌ها به کار می‌رود به‌طوری‌که سهامداران می‌توانند با مدیریت مؤثر سرمایه در گردش، حداکثر بازده را برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها کسب کنند. مدیریت کارآمد سرمایه در گردش شرکت‌ها جهت ادامه بقا و حیات شرکت اهمیت زیادی دارد و نحوه استفاده از سرمایه کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد و همچنین برای اندازه‌گیری میزان نقدینگی شرکت به کار می‌رود. هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر عملکرد پایداری بر مدیریت سرمایه در گردش شرکت‌ها است. پژوهش حاضر کاربردی و از بعد روش‌شناسی، همبستگی از نوع علّی (پس رویدادی) می‌باشد. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک، ۱۳۳ شرکت به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب‌شده و در دوره زمانی ۱۰ ساله بین سال‌های ۱۳۹۱ الی ۱۴۰۰ موردبررسی قرار گرفتند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش نشان داد که عملکرد پایداری بر چرخه تبدیل نقدینگی، متوسط دوره وصول مطالبات و متوسط دوره پرداخت بدهی‌های شرکت‌ها تأثیر معکوس دارد. در واقع با افزایش فعالیت شرکت در راستای پایداری شرکتی، چرخه تبدیل نقدینگی کوتاهتر و سریعتر شرکت به سرمایه اولیه خود دست خواهد یافت و از طرفی دوره وصول مطالبات از کسانی که به صورت نسیه با آن‌ها کار شده است کاهش یافته و دوره پرداخت بدهی‌ها به دیگران نیز کاهشی خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: عملکرد پایداری، مدیریت سرمایه در گردش، بورس اوراق بهادار تهران.

۱ گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) mh_fatheh@pnu.ac.ir
۲ گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. khadijehheydarinia@gmai.com

نوع مقاله: پژوهشی
http://jdaa.iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

در شرایط پر چالش اقتصادی امروز و با افزایش فشارهای محیطی و منابع بیرونی محدود، دارایی‌ها و بدهی‌های جاری (سرمایه در گردش) سازمان‌ها و شرکت‌ها از اهمیت فراوانی برخوردار هستند. با این شرایط مدیریت سرمایه در گردش از یک طرف امتیاز رقابتی برای واحدها محسوب می‌شود و از جهت دیگر عملکرد مالی، سودآوری و نقدینگی شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (لی[1]، ۲۰۱۹). درواقع مدیریت سرمایه در گردش، سرمایه کوتاه‌مدت موردنیاز برای تأمین مالی فعالیت‌های سرمایه‌گذاری است که بخش قابل‌توجهی از ترازنامه یک شرکت را در صنایع متفاوت نشان می‌دهد. مدیریت سرمایه در گردش بهتر به عملکرد بالاتر شرکت‌ها منتهی خواهد شد (ناستیتی و همکاران[2]، ۲۰۱۹). طبق نظریه جنسن و مکلینگ[3] (۱۹۷۶)، معیارهای سرمایه در گردش با اندازه‌گیری چرخه عملیاتی شرکت (چرخه تبدیل نقدینگی) همبستگی داشته و در یک راستا قرار دارند. فاصله بین هزینه برای خرید مواد و همچنین دریافت مبالغ کالاهای فروش رفته، درواقع نوعی چرخه تبدیل نقدینگی در شرکت است. اگر این فاصله طولانی‌تر باشد بیانگر این است که باید سرمایه‌گذاری بیشتری در سرمایه در گردش انجام شود که درنتیجه شرکت دچار نقدینگی نامناسب خواهد شد. از طرف دیگر چرخه تبدیل نقدینگی با افزایش فروش موجب سودآوری بیشتر می‌شود (باروس و همکاران[4]، ۲۰۲۱). در واقع سرمایه در گردش شامل وجوهی است که در دارایی‌های جاری سرمایه‌گذاری شده است، یعنی وجوهی که در یک چرخه عادی تجاری طی یک دوره کوتاه به وجه نقد تبدیل می شود(ستایش و منصوری، ۱۳۸۹). یکی از عواملی که احتمالا می‌تواند مدیریت سرمایه در گردش را شکل دهد، عملکرد پایدار شرکت‌ها می‌باشد. عملکرد پایدار شرکت‌ها تمام فعالیت‌ها و راهبردهایی را شامل می‌شود که نیازهای استفاده‌کنندگان از آن را برطرف می‌کند (الطاف و احمد[5]، ۲۰۱۹). در بلندمدت پایداری علاوه بر تأثیر بر برقراری ارتباط قوی با ذینفعان و افزایش مزایای رقابتی برای گسترش اعتماد عمومی، از طرف دیگر بر بهبود عملکردهای واحدهای اقتصادی نیز مؤثر است (کردلو و همکاران، ۱۳۹۶)؛ زیرا شرکت‌ها به‌طور فزاینده‌ای نگران عناوین نامطلوب و ادراکات منفی ذینفعان مختلف مانند سهامداران، مشتریان، تأمین‌کنندگان و کارمندان خود هستند (باه و همکاران[6]، ۲۰۲۱). پایداری دارای مفهوم گسترده‌ای است که مفاهیم دیگری چون مسئولیت‌های شرکت‌ها در قبال اجتماع و جامعه را در خود جای داده است و با مفاهیمی چون پایداری رقابت، پایداری گزارشگری و پایداری اجتماعی می‌تواند موردبررسی قرار گیرد. در عمل، سیاست‌گذاران مالی، برای شناخت محرک‌های مدیریت سرمایه در گردش و سطح بهینه آن تلاش می‌کنند (باروس و همکاران، ۲۰۲۱). بنابراین هدف پژوهش حاضر پاسخ به این سوال است که آیا عملکرد پایداری تاثیری بر مدیریت سرمایه در گردش شرکت‌ها دارد. با توجه

[1] Le.
[2] Nastiti et al.
[3] Jensen, Mckling.
[4] Barros et al.
[5] Altaf, Ahmad.
[6] Baah et al.

به این‌که وضعیت تبدیل نقدینگی برخی از شرکت‌ها، به دلیل شرایط سیاسی و اقتصادی حاکم بر بازار در شرایط نامناسبی قرار دارد، بدین‌جهت شرکت‌ها تبدیل وجوه نقد به دارایی‌ها را ترجیح داده که این موضوع باعث می‌شود تا در سررسید بدهی با مشکل مواجه شوند و گاها ارزش شرکت مورد آسیب قرار خواهد گرفت. علت مشکلات مالی که بیشتر شرکت‌ها با آن درگیر هستند و منجر به ورشکستگی آن‌ها می‌شود درواقع ناشی از نبود مدیریت راجع به سرمایه در گردش است(زهدی و همکاران، ۱۳۸۹). بنابراین در این پژوهش به دنبال بررسی تأثیر محرکی مانند عملکرد پایداری بر مدیریت سرمایه در گردش بوده و با توجه به نبود یافته‌های قطعی و ایجاد شکاف پژوهشی در کشور راجع به تأثیرات عملکرد پایدار بر سرمایه در گردش شرکت‌ها و چرخه تبدیل نقدینگی، پرداختن به این موضوع از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد. در ادامه ساختار پژوهش ابتدا بسط مبانی نظری، مبانی تجربی پژوهش و فرضیه‌ها ارائه و در ادامه روش اجرا و تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش و نهایتاً یافته‌ها و نتیجه‌گیری پژوهش ارائه شده است.

۲. مبانی نظری، تجربی و فرضیه‌های پژوهش

مدیریت سرمایه در گردش، مدیریت سرمایه کوتاه‌مدت موردنیاز برای تأمین مالی فعالیت‌های سرمایه‌گذاری است که بخش قابل‌توجهی از ترازنامه یک شرکت را در صنایع متفاوت نشان می‌دهد. مدیریت سرمایه در گردش بهتر به عملکرد بالاتر شرکت‌ها منتهی خواهد شد (ناستیتی و همکاران[1]، ۲۰۱۹). با این شرایط اگر منافع حاصل از نگهداری موجودی از هزینه سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش کمتر باشد، سودآوری شرکت با طولانی شدن چرخه تبدیل نقدینگی کاهش خواهد یافت. شرکت‌هایی که وجوه بیشتری را به سرمایه در گردش اختصاص می‌دهند (که برای سایر سرمایه‌گذاری‌ها در دسترس نیست)، ممکن است هزینه تأمین مالی بیشتری را متحمل شوند و سودآوری در شرکت‌هایی که سرمایه در گردش کمتری دارند، افزایش می‌یابد. لذا بررسی عوامل اثرگذار بر مدیریت سرمایه در گردش از اهمیت فراوانی برخوردار است(بانکر و همکاران[2]، ۲۰۱۴). در حال حاضر، عملکرد پایداری شرکت در سه بعد اقتصادی، اجتماعی و محیطی است که اشاره به مسئولیت شرکت‌ها در قبال جامعه و ذینفعان دارد. مفاهیم اجتماعی شرکت‌ها کاملاً نزدیک به مفهوم توسعه پاینده است و پیامد رویکرد توسعه پاینده، توجه خاص به مفهوم افشاء و گزارشگری مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها است. شرکت‌هایی که عملکرد پایداری بهتری دارند، نسبت به رقیبان خود در طولانی‌مدت در بازار سهام و نیز عملکرد حسابداری، بهتر عمل می‌کنند و کمتر تحت تأثیر شوک‌های خارجی که بر ایجاد ارزش در داخل سازمان اثر می‌گذارد، قرار می‌گیرند(باروس و همکاران، ۲۰۲۱). منظور از پایداری رقابت‌های هم صنعت به نحوی است که شرکت در آن صنعت فعال کما فی سابق باقی بماند، ازاین‌رو شرکت با پایداری رقابت سهم بازار خود را حفظ کرده و میزان فروش، مصرف مواد اولیه،

[1] Nastiti et al.
[2] Banker et al.

مشتری و عرضه‌کننده خود را در بازار دارد. همچنین منظور از پایداری مالکیت به معنای جابه‌جایی کمتر مالکان است و نهایتاً منظور از پایداری گزارشگری یعنی اینکه میزان دست‌کاری مدیریت در جهت اینکه اطلاعات با شرایط واقعی رخداده تطبیق بیشتری داده یا اینکه اطلاعات را به نفع خود گزارش دهد، کمتر باشد؛ یعنی در طول زمان دست‌کاری به هر انگیزه‌ای آن‌قدر نوساناتش شدید نباشد که تفاوت معناداری در مطلوبیت تصمیم استفاده‌کننده به وجود آورد. مسئولیت اجتماعی شرکت شامل شاخه‌های تعهدات و منافع اجتماعی است. شرکت‌ها نسبت به گروه‌های سازنده در جامعه غیر از سهامداران و فراتر از آن چیزی که از طریق قانون و قرارداد اتحادیه توصیف‌شده، وظیفه دارند و مسئول‌اند (عسگری رشتیانی و همکاران، ۱۳۹۹)؛ توجه به افراد و گروه‌های ذینفع موجب انگیزش نیروی انسانی، افزایش حسن نیت اجتماعی، اعتماد مردم به یکدیگر، کاهش جریمه‌ها و کنترل خطرات بالقوه (ریسک) می‌شود که درنهایت سبب افزایش سود و عملکرد پایدار شرکت‌ها و بهبود تصمیم‌گیری برای مدیران در بلندمدت خواهد شد. مدیران باید نسبت به گروه‌های خاصی که بر سازمان تأثیر می‌گذارند یا می‌توانند روی منافع و اهداف سازمان مؤثر باشند، احساس مسئولیت نمایند (باروس و همکاران، ۲۰۲۱)؛ ساختار مالکیت از جمله سازوکارهای با اهمیت حاکمیت شرکتی است(دهقان و همکاران، ۱۴۰۱). همچنین در واحدهای تجاری با تمرکز مالکیت زیاد، مالکان به‌طورمعمول بر فعالیت‌های شرکت اشراف دارند و به اطلاعات موردنیاز خود دسترسی دارند. در مقابل، وضعیتی عکس، برای شرکت‌هایی که سهامداران آن جزء و پراکنده هستند متصور است. تشدید تضاد منافع بین مدیران و سهامداران بیش از آن‌که ناشی از رفتار فرصت‌طلبانه مدیران باشد، درواقع ناشی از ازدیاد مالکیت است و این‌گونه بر عملکرد تأثیر منفی می‌گذارد (عسگری رشتیانی و همکاران، ۱۳۹۹). به‌عبارت‌دیگر، یک بنگاه اقتصادی نه‌تنها بایستی نسبت به سهامدارانش و سرمایه‌داران خود احساس مسئولیت کند، بلکه بایستی با همان نسبت به همان گروه‌هایی که در موفقیت آن سهیم هستند، احساس مسئولیت نماید(آرین پور و همکاران، ۱۳۹۸)؛ بنابراین می‌توان گفت که امتیاز بالای عملکرد پایداری شرکت‌ها می‌تواند به‌عنوان یک ابزار مدیریت ریسک مورداستفاده قرار گرفته و به شرکت‌ها اجازه دهد تا ریسک کمتری را از بازار متحمل شده و بنابراین آن‌ها را قادر خواهد ساخت تا تحت نیازهای سرمایه کمتر برای تأمین مالی عملیات بدون به خطر انداختن سودآوری فعالیت کنند (باروس و همکاران، ۲۰۲۱).

حیدری نیک و همکاران(۱۴۰۲) در پژوهشی با عنوان تاثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری با تاکید بر اندازه شرکت این گونه بیان کردند که امروزه در همه واحدهای تجاری سرمایه در گردش بخش اعظم سرمایه شرکت را به خود اختصاص میدهد و به تبع مدیریت سرمایه در گردش یکی از وظایف مهم مدیر مالی شرکت است ونقش مهمی در دستیابی به اهداف، سیاستها و موفقیتهای شرکت دارد. نتایج نشان داد مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت تاثیر داشته و همچنین اندازه شرکت تاثیر معکوس بر رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری شرکت‌ها دارد.

قدرتی زوارم و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش در دوره‌های رونق و رکود این‌گونه بیان نمودند که مدیران در دوران رکود اقتصادی سیاست‌های محافظه‌کارانه و در دوران تورم سیاست‌های متهورانه مدیریت سرمایه در گردش را پیش می‌گیرند. بابایی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با عنوان رابطه بین عملکرد پایداری شرکتی و ارزش شرکت: با تأکید بر نقش امتیاز افشا و اندازه شرکت این‌گونه بیان نمودند که یافته‌های پژوهش نشان از رابطه مثبت و معنادار بین عملکرد پایداری و ارزش شرکت وجود دارد.

مظاهری و شکری‌زاده (۱۴۰۰) در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر نقدشوندگی سهام این‌گونه بیان نمودند که مدیریت سرمایه در گردش یکی از مفاهیم مطرح در پارادایم مالی شرکتی است که کاربردهای متعددی در مالی شرکتی دارد، یکی از این کاربردها نقش مدیریت سرمایه در گردش در نقدشوندگی سهام شرکت‌ها است. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که مدیریت سرمایه در گردش بر نقدشوندگی سهام تأثیر معناداری دارد.

امین و صالح نژاد (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر عملکرد پایداری شرکتی بر ارزش‌افزوده اقتصادی در طی چرخه عمر شرکت پرداختند و این‌گونه در نتایج پژوهش نشان داده شد که سطح عملکرد پایداری شرکت در مرحله بلوغ چرخه عمر به اوج خود می‌رسد. از سوی دیگر عملکرد پایداری شرکتی در مراحل رشد و بلوغ اثر مثبت و معناداری بر ارزش‌افزوده اقتصادی دارد.

هاشمی و همکاران (۱۳۹۸) تأثیر عملکرد پایداری شرکت بر مازاد بازده سهام و سودآوری این‌گونه بیان نمودند که تأثیر عملکرد پایداری و افشاء در سطح عملکرد اجتماعی- اقتصادی شرکت بر مازاد بازده سهام معنادار و معکوس است. همچنین تأثیر عملکرد پایداری و سطح افشای عملکرد اجتماعی- اقتصادی شرکت بر روی سودآوری معنادار نمی‌باشند.

سپاسی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان مدیریت سرمایه در گردش، عملکرد مالی و محدودیت‌های تأمین مالی این‌گونه بیان کردند که نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد بین چرخه تجاری خالص و عملکرد شرکت‌ها، رابطه منفی و معنادار وجود دارد.

یعقوب زاده و همکاران (۱۳۸۹) پژوهشی تحت عنوان ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران را به انجام رساندند. نتایج تحقیق نشان داد که بین متغیر مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری رابطه عکس وجود دارد.

ساوارنی و همکاران[1] (۲۰۲۳) در پژوهشی با عنوان تاثیر مدیریت سود بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش این گونه بیان کردند که مدیریت سود به طور معکوس بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش تاثیرگذار است. مدیرانی که در مدیریت سود شرکت می کنند تمایل دارند در چرخه تبدیل پول نقد طولانی تر عمل کنند و موجودی را

[1] Savarani et al.

به صورت غیربهینه مدیریت کنند. این یافته ها با استفاده از یک پروکسی جایگزین برای مدیریت سود بر اساس مدل جونز اصلاح شده بیشتر تأیید شده است.

تارکوم[1] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان تأثیر کووید ۱۹ بر مدیریت سرمایه در گردش: اثر تعدیل‌کننده فرصت-های سرمایه‌گذاری و مشوق‌های دولتی این‌گونه بیان نمودند شرکت‌ها در مواجهه با کووید ۱۹ با سطوح بالاتر چرخه نقدینگی کار می‌کنند. همچنین شرکت‌هایی با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتر و شرکت‌هایی که حمایت دولتی دریافت می‌کنند، با سطوح پایین‌تری از چرخه تبدیل نقدینگی کار می‌کنند.

سلایگوا[2] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان مدیریت سرمایه در گردش در رابطه با اندازه و سودآوری شرکت‌ها در جمهوری چک این‌گونه بیان نمودند که متغیرهایی مانند چرخه تبدیل نقدی، نسبت دارایی‌های جاری، نسبت بدهی‌های جاری و نسبت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌ها و اندازه شرکت‌ها در صنعت تولید و بخش عمده‌فروشی و خرده‌فروشی در جمهوری چک تأثیرگذار است.

گیل و همکاران[3] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان تأثیر فناوری اطلاعات بر مدیریت سرمایه در گردش این‌گونه بیان نمودند که نتایج تجربی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات درک شده با کاهش دوره نگهداری موجودی و کاهش چرخه تبدیل وجه نقد در هند، در بهبود کارایی مدیریت سرمایه در گردش نقش دارد و همچنین نتایج نشان داد فناوری اطلاعات دوره چرخه تبدیل نقدینگی را کوتاه می‌کند.

باروس و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان آیا شرکت‌های پایدارتر قادر به فعالیت با سرمایه در گردش کمتر هستند؟ این‌گونه بیان نمودند که این مطالعه شواهدی در مورد رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و سطح پایداری شرکت‌ها ارائه می‌کند که ۱۳۹۴ شرکت در فهرست عمومی ایالات‌متحده را در دوره ۲۰۰۲-۲۰۲۰ پوشش می‌دهد. نتایج نشان داد که شرکت‌هایی با رتبه پایداری بالاتر با سرمایه در گردش کمتر و چرخه تبدیل نقدینگی کوتاه‌تر عمل می‌کنند، شرکت‌هایی که عملکرد بهتری در امتیازات پایداری دارند، نیاز کمتری به پول نقد نسبت به میانگین صنعت دارند. به‌طورکلی، یافته‌ها نشان داد که بهینه‌سازی مدیریت سرمایه در گردش ممکن است پس از سرمایه‌گذاری در پایداری شرکت‌ها به دست آید.

حبیب و کایانی[4] (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان آیا کارایی مدیریت سرمایه در گردش بر درماندگی مالی شرکت تأثیر می‌گذارد؟ این‌گونه بیان نمودند که مدیریت سرمایه در گردش باعث کاهش دوره‌های درماندگی مالی خواهد شد.

[1] Tarkom.
[2] Seligova.
[3] Gill et al.
[4] Habib, Kayani.

الارینی و همدان[1] (۲۰۲۰) در پژوهشی به تأثیر پایداری شرکتی و عملکرد شرکت‌های فهرست شده ایالات‌متحده پرداختند و نتایج نشان داد که افشای پایداری بر معیارهای عملکرد شرکت تأثیر مثبت دارد.

لی[2] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان مدیریت سرمایه در گردش و ارزش‌گذاری شرکت، سودآوری و ریسک: شواهدی از یک بازار درحال‌توسعه این‌گونه بیان نمودند که نتایج رابطه منفی و معناداری بین سرمایه در گردش خالص و ارزش‌گذاری شرکت، سودآوری و ریسک نشان می‌دهد. جیسی و همکاران[3] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان تأثیر عملکرد پایداری شرکتی بر ارزش سهام، ریسک و عملکرد شرکت این‌گونه بیان نمودند که نتایج این تحقیق نشان داده که تغییرات در ویژگی‌های پایداری یک شرکت ممکن است برای ادغام در معیارهای سیاست و تحلیل مالی مناسب باشد.

یون و همکاران[4] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان آیا عملکرد پایداری، ارزش شرکت را افزایش می‌دهد: شواهدی از کره پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که عملکرد پایداری به‌طور مثبت و قابل‌توجهی بر بازار یک شرکت، مطابق مطالعات قبلی در کشورهای توسعه‌یافته تأثیرگذار است. بااین‌حال، تأثیر آن بر قیمت سهام می‌تواند با توجه به ویژگی‌های شرکت متفاوت باشد.

بانوس و همکاران[5] (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان مدیریت سرمایه در گردش، عملکرد شرکت و محدودیت مالی این‌گونه بیان نمودند که یافته‌ها نشان از یک رابطه معکوس بین سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش و عملکرد شرکت پشتیبانی می‌کنند که دلالت بر وجود سطح بهینه سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش دارد.

بر اساس مبانی نظری و تجربی و موارد مطرح‌شده در بیان مسئله پژوهش و اهداف مطرح‌شده کلی، چهار عنوان فرضیه به شرح زیر برای پژوهش حاضر مطرح‌شده است:

فرضیه اول: عملکرد پایداری بر چرخه تبدیل وجه نقد شرکت‌ها تأثیر معکوس دارد.

فرضیه دوم: عملکرد پایداری بر متوسط دوره وصول مطالبات شرکت‌ها تأثیر معکوس دارد.

فرضیه سوم: عملکرد پایداری بر متوسط دوره گردش موجودی کالا در شرکت‌ها تأثیر معکوس دارد.

فرضیه چهارم: عملکرد پایداری بر متوسط دوره پرداخت بدهی‌های شرکت‌ها تأثیر معکوس دارد.

۳. روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر کاربردی و از بعد روش‌شناسی، همبستگی از نوع علی (پس رویدادی) است. جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره موردبررسی نیز سال‌های

[1] Alareeni, Hamdan.
[2] Le.
[3] Giese et al.
[4] Yoon et al.
[5] Banos et al.

۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران که دارای شرایط زیر هستند به‌عنوان نمونه انتخاب شده است، به‌منظور قابل‌مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها پایان اسفندماه باشد. در دوره (۱۰ ساله) موردبررسی تغییر دوره مالی نداده باشند. اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب شده در این پژوهش در دسترس باشد. جزو بانک‌ها، بیمه‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشند. نهایتاً ۱۳۳ شرکت به‌عنوان نمونه نهایی پژوهش انتخاب شده است. تحلیل داده‌ها با استفاده از روش داده‌های ترکیبی و با رویکرد پنل دیتا و با استفاده از نرم‌افزار ایویوز[10] ۱۲ و با استفاده از ابزار نیرومند استاندارد در آزمون فرضیه‌ها صورت پذیرفته است.

جدول (۱): نحوه انتخاب نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری در سال ۱۴۰۰		۵۴۶
کسر می‌شود: شرکت‌های غیرفعال	-۱۸۸	
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که دارای توقف معاملاتی سهام هستند	-۳۹	
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند نیست	-۵۳	
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که در بازه زمانی پژوهش وارد بورس شدند	-۸۱	
کسر می‌شود: شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک و هلدینگ‌ها	-۵۲	
نمونه نهایی پژوهش		**۱۳۳**

۱-۳. مدل جامع رگرسیونی پژوهش

به تبعیت از پژوهش باروس و همکاران (۲۰۲۱) مدل زیر برای آزمون فرضیه‌های پژوهش طراحی و به نوبت با متغیرهای وابسته گوناگون استفاده شده است.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 PSCORE_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \beta_5 CUR_{it} + \beta_6 AGE_{it} + \varepsilon_{it}$$

۲-۳. تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

۱-۲-۳. متغیر وابسته پژوهش: مدیریت سرمایه در گردش (Y)

مطابق پژوهش اسکندر نژاد و همکاران (۱۳۹۹)، بادآور نهندی و تقی زاده خانقاه (۱۳۹۵) و بولو و همکاران(۱۳۹۱) جهت تطبیق با مدل‌ها در پژوهش‌های داخلی از اجزای اصلی سرمایه در گردش، شامل حساب‌های دریافتنی، موجودی کالا (تولید)، حساب‌های پرداختنی و استفاده کارآمد از وجه نقد برای عملیات شرکت به‌عنوان متغیر وابسته پژوهش استفاده می‌شود. بنابراین چرخه تبدیل وجه نقد (CCC) و متغیرهای تشکیل‌دهنده آن به‌عنوان متغیر وابسته پژوهش جهت نشان دادن مدیریت سرمایه در گردش مورداستفاده قرار گرفته است. متغیرهای چرخه

تبدیل وجه نقد (CCC) شامل، میانگین دوره پرداخت وجوه برای تولید و دریافت وجه از فروش‌ها که به‌طور جزئی شامل، دوره وصول مطالبات (ARP)، چرخه (دوره) تولید شرکت یا نگهداری موجودی کالا (INVP) و دوره پرداخت بدهی (APP) است؛ که در روابط زیر به‌طور جامع به تشریح هر یک پرداخته‌شده است. هرکدام از فاکتورهای تشکیل‌دهنده دوره چرخه تبدیل وجه نقد به‌عنوان یک متغیر وابسته در فرضیات استفاده می‌شود.

$$CCC = \left(\frac{\frac{AR_t+AR_{t-1}}{2}}{\frac{Sales}{365}}\right) + \left(\frac{\frac{INV_t+INV_{t-1}}{2}}{\frac{COGS}{365}}\right) - \left(\frac{\frac{AP_t+AP_{t-1}}{2}}{\frac{Purchases}{365}}\right)$$

$$\text{ARP}=\left(\frac{\frac{AR_t+AR_{t-1}}{2}}{\frac{Sales}{365}}\right)$$

$$\text{INVP}=\left(\frac{\frac{INV_t+INV_{t-1}}{2}}{\frac{COGS}{365}}\right)$$

$$\text{APP}=\left(\frac{\frac{AP_t+AP_{t-1}}{2}}{\frac{Purchases}{365}}\right)$$

که در روابط فوق:

که در روابط فوق:

متغیر وابسته اول: دوره وصول مطالبات (ARP): (میانگین حساب‌های دریافتنی / فروش شرکت /۳۶۵)

متغیر وابسته دوم: چرخه تولید شرکت (INVP): (میانگین موجودی کالا / بهای تمام‌شده کالای فروش رفته/۳۶۵)

متغیر وابسته سوم: دوره پرداخت بدهی (APP): (میانگین حساب‌های پرداختنی / بهای تمام‌شده کالای فروش رفته بعلاوه موجودی کالای پایان دوره منهای کالای اول دوره /۳۶۵).

متغیر وابسته چهارم: چرخه تبدیل وجه نقد (CCC): (دوره وصول مطالبات بعلاوه چرخه تولید منهای دوره پرداخت بدهی).

در رابطه‌های فوق:

CCC: چرخه تبدیل وجه نقد

Sale: فروش خالص

COGS: بهای تمام‌شده کالای فروش رفته

Purchases: بهای تمام‌شده کالای فروش رفته بعلاوه موجودی کالای پایان دوره منهای کالای اول دوره.

AR: حساب‌های دریافتنی

INV: موجودی کالا

AP: حساب‌های پرداختنی

۲-۲-۳. متغیر مستقل پژوهش: عملکرد پایداری شرکت‌ها (PS score)

در پژوهش حاضر به تبعیت از رضایی و رشوند (۱۳۹۶) و عسگری رشتیانی و همکاران (۱۳۹۹) پایداری عملکرد از مجموع سه معیار پایداری گزارشگری، پایداری مالکیت و پایداری رقابت حاصل می‌شود که هر چه عدد حاصله بزرگ‌تر باشد بدین معناست که شرکت از پایداری بیشتری برخوردار است. عناصر تشکیل‌دهنده عملکرد پایدار شرکت‌ها به شرح زیر اجرایی شده است:

الف. پایداری رقابت (CS)

برای سنجش پایداری رقابت به شرح زیر استفاده می‌شود:

$$MS=\left(\frac{\text{فروش شرکت در هر سال}}{\text{فروش صنعت در هر سال}}\right)$$

نهایتاً پایداری رقابت از انحراف معیار (سه دوره گذشته) MS حاصل می‌شود و هر چه سهم بازار کمتر باشد، نشان‌دهنده پایداری رقابت بالاتر است (عسگری رشتیانی و همکاران، ۱۳۹۹).

ب. پایداری گزارشگری (RS)

برای سنجش پایداری گزارشگری از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$TACC_{it} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{it-1} + \beta_2 CFO_{it} + \beta_3 CFO_{it+1} + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در رابطه فوق:

TACC: کل اقلام تعهدی (سود خالص منهای وجه نقد عملیاتی تقسیم‌بر کل دارایی‌ها سال قبل)

CFO: جریان نقد عملیاتی

ROA: نرخ بارده دارایی‌ها (سود خالص تقسیم‌بر کل دارایی‌ها)

نهایتاً جهت محاسبه پایداری گزارشگری ابتدا میزان خطای مدل فوق محاسبه‌شده و سپس انحراف معیار سه دوره گذشته جمله خطای حاصل‌شده را محاسبه می‌شود؛ بنابراین هر چه خالص وجوه نقد عملیاتی شرکت کمتر، پایداری گزارشگری بالاتر است (عسگری رشتیانی و همکاران، ۱۳۹۹).

پایداری مالکیت (OS)

برای سنجش پایداری مالکیت به شرح زیر عمل می‌شود:

انحراف معیار درصد مالکیت (به‌جز سایر سهامداران) در هرسال، در مقایسه با میانگین قلمرو زمانی تحقیق همان شرکت بیانگر پایداری مالکیت است. به‌نحوی‌که اگر انحراف معیار از میانگین کمتر باشد. پایداری مالکیت به وجود می‌آید (عسگری رشتیانی و همکاران، ۱۳۹۹).

$$OS=\left(\frac{\sigma(OS)}{\mu(OS)}\right)$$

۳-۲-۳.متغیرهای کنترلی پژوهش (Controls)

طبق پژوهش باروس و همکاران (۲۰۲۲) برای متغیرهای کنترل از عوامل تعیین‌کننده زیر استفاده‌شده است:
اندازه شرکت (SIZE): از طریق محاسبه لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها به دست می‌آید.
اهرم مالی (LEV): از تقسیم ارزش کل بدهی بر کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.
رشد شرکت (MTB): از تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان بر ارزش دفتری محاسبه می‌شود.
نسبت جاری (CUR): از طریق تقسیم دارایی‌های جاری بر بدهی‌های جاری به دست می‌آید.
عمر شرکت (AGE): لگاریتم طبیعی تفاضل سال تأسیس شرکت از سال موردنظر.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱.آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

جدول(۲) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر اهرم مالی برابر با (۰/۵۷) صدم می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای چرخه تبدیل وجه نقد شرکت برابر (۱۶۸/۸) و برای عملکرد پایداری شرکت‌ها (۰/۱۶) می‌باشد که نشان می‌دهد این سه متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	میانگین	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
عملکرد پایداری	PS score	۰/۲۱	۰/۹۵	۰/۰۰۶	۰/۱۶	۱/۷۳	۶/۰۴
دوره پرداخت بدهی	APP	۹۱/۶۹	۶۱۳/۵	۲/۸۵	۱۰۷/۳	۲/۹۶	۱۳/۱۰
اندازه شرکت	SIZE	۱۴/۴۹	۲۰/۱۲	۱۱/۰۳	۱/۶۲	۰/۸۴	۳/۹۴
چرخه تولید (موجودی کالا)	INVP	۱۴۴/۰۴	۶۷۹/۴	۶/۸۰	۱۱۵/۱	۲/۱۸	۹/۴۳
اهرم مالی	LEV	۰/۵۷	۰/۹۹	۰/۱۰	۰/۱۹	-۰/۱۴	۲/۵۸
چرخه تبدیل وجه نقد	CCC	۱۹۴/۸	۷۵۴/۸	۲/۶۰	۱۶۳/۸	۱/۳۰	۴/۷۷
نسبت جاری	CUR	۱/۵۰	۴/۶۱	۰/۳۱	۰/۸۳	۱/۸۸	۷/۰۳
دوره وصول مطالبات	ARP	۱۳۹/۸۲	۶۹۰/۵	۴/۹۳	۱۳۵/۷۷	۲/۰۵	۷/۷۰
رشد شرکت	MTB	۴/۰۰	۱۳/۸۱	۱/۰۰	۳/۵۶	۱/۶۵	۴/۷۲
عمر شرکت	AGE	۳/۵۷	۴/۲۳	۲/۱۹	۰/۳۹	-۰/۶۱	۲/۵۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۴.آزمون ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی

نتایج حاصل در جدول (۳) نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری آزمون در مدل پژوهش کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد، همچنین سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی در مدل پژوهش با سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در مدل‌های پژوهش می‌باشد که این مشکل در تخمین نهایی مدل‌ها با اجرای دستور gls و همچنین استفاده از امکانات ابزار نیرومند استاندارد در نرم‌افزار ایویوز ۱۰، رفع شده است(افلاطونی، ۱۳۹۷).

جدول (۳): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس و خود همبستگی سریالی

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
مدل آزمون فرضیه اول پژوهش	۱۳۷/۷۶	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل آزمون فرضیه دوم پژوهش	۱۳۴/۱۵	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل آزمون فرضیه سوم پژوهش	۲۰۳/۴۶	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل آزمون فرضیه چهارم پژوهش	۱۲۸/۲۶	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل آزمون فرضیه اول پژوهش	۷۴۳/۴۰	۰/۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی
مدل آزمون فرضیه دوم پژوهش	۷۵۵/۲۱	۰/۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی
مدل آزمون فرضیه سوم پژوهش	۶۶۸/۱۰	۰/۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
مدل آزمون فرضیه چهارم پژوهش	۵۴۳/۷۸	۰/۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۳-۴.آزمون مانایی متغیرها

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۴) مشاهده می‌شود که سطح معنی‌داری متغیرها در آزمون مانایی کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرها است.

جدول (۴): آزمون مانایی (لوین، لین و چو) متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
عملکرد پایداری	PS score	-۱۸/۵۵۳۳	۰/۰۰۰۰	مانا است
دوره پرداخت بدهی	APP	-۹/۶۲۵۸۸	۰/۰۰۰۰	مانا است
اندازه شرکت	SIZE	-۸/۷۹۱۱۰	۰/۰۰۰۰	مانا است
چرخه تولید (موجودی کالا)	INVP	-۱۳/۳۷۱۹	۰/۰۰۰۰	مانا است
اهرم مالی	LEV	-۶/۳۹۱۲۴	۰/۰۰۰۰	مانا است
چرخه تبدیل وجه نقد	CCC	-۱۷/۲۲۵۵	۰/۰۰۰۰	مانا است
نسبت جاری	CUR	-۲/۳۵۸۳۱	۰/۰۰۰۰	مانا است
دوره وصول مطالبات	ARP	-۱۳/۳۰۳۱	۰/۰۰۰۰	مانا است
رشد شرکت	MTB	-۱۰/۸۸۹۵	۰/۰۰۰۰	مانا است
عمر شرکت	AGE	-۸۵/۴۲۱۱	۰/۰۰۰۰	مانا است

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۴.نتیجه آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که متغیر عملکرد پایداری با ضریب منفی (۹/۲۴-) و سطح معناداری کمتر از ۱۰ درصد (۰/۰۹۰) رابطه معناداری با چرخه تبدیل وجه نقد در سطح خطای دارد؛ بنابراین فرضیه اول پژوهش در سطح خطای ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود؛ همه متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت، اهرم مالی، رشد شرکت، نسبت جاری و عمر شرکت با سطح معناداری زیر ۵ درصد رابطه معناداری با متغیر وابسته پژوهش دارند. ضریب تعیین برابر با ۹۴ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۹۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. همچنین مقدار دوربین واتسون برابر عدد ۱/۹۳ می‌باشد و ازاین‌رو که مابین عدد ۱/۵۰ تا ۲/۵۰ می‌باشد، نشان می‌دهد که بین جملات اخلال مدل خودهمبستگی شدیدی وجود

ندارد. آماره هم‌خطی زیر عدد ۵ می‌باشد که نشان می‌دهد همبستگی شدید بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. آماره آزمون (F) با سطح معناداری زیر ۵ درصد نشان می‌دهد که مدل پژوهش از برازش مناسبی برخوردار است. همچنین متغیر عملکرد پایداری با ضریب منفی (۱۷/۳۲-) و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد (۰/۰۰۰۸) رابطه معناداری با متوسط دوره وصول مطالبات دارد؛ بنابراین فرضیه دوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته می‌شود. متغیرهای کنترلی شامل اهرم مالی، رشد شرکت و عمر شرکت با سطح معناداری زیر ۵ درصد رابطه معناداری با متغیر وابسته پژوهش دارند. ضریب تعیین برابر با ۸۷ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۸۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. همچنین مقدار دوربین واتسون برابر عدد ۱/۷۲ می‌باشد و ازاین‌رو که مابین عدد ۱/۵۰ تا ۲/۵۰ می‌باشد، نشان می‌دهد که بین جملات اخلال مدل خودهمبستگی شدیدی وجود ندارد. آماره هم‌خطی زیر عدد ۵ می‌باشد که نشان می‌دهد همبستگی شدید بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. آماره آزمون (F) با سطح معناداری زیر ۵ درصد نشان می‌دهد که مدل پژوهش از برازش مناسبی برخوردار است. همچنین متغیر عملکرد پایداری با ضریب منفی (۲/۸۲-) و سطح معناداری بالاتر از ۵ درصد (۰/۳۳) رابطه معناداری با متوسط دوره گردش موجودی کالا ندارد؛ بنابراین فرضیه پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته نمی‌شود. متغیرهای کنترلی اندازه شرکت و رشد شرکت با سطح معناداری زیر ۵ درصد رابطه معناداری با متغیر وابسته پژوهش دارند. ضریب تعیین برابر با ۹۴ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۹۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. همچنین مقدار دوربین واتسون برابر عدد ۱/۸۱ می‌باشد و ازاین‌رو که مابین عدد ۱/۵۰ تا ۲/۵۰ می‌باشد، نشان می‌دهد که بین جملات اخلال مدل خودهمبستگی شدیدی وجود ندارد. آماره هم‌خطی زیر عدد ۵ می‌باشد که نشان می‌دهد همبستگی شدید بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. آماره آزمون (F) با سطح معناداری زیر ۵ درصد نشان می‌دهد که مدل پژوهش از برازش مناسبی برخوردار است. نهایتا متغیر عملکرد پایداری با ضریب منفی (۲۰/۲۷-) و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد (۰/۰۰۰۳) بر دوره پرداخت بدهی‌های شرکت‌ها تأثیرگذار است؛ بنابراین فرضیه پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته می‌شود. همه متغیرهای کنترلی شامل اندازه شرکت، اهرم مالی، رشد شرکت، نسبت جاری و عمر شرکت با سطح معناداری زیر ۵ درصد رابطه معناداری با متغیر وابسته پژوهش دارند. ضریب تعیین برابر با ۷۴ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۷۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. همچنین مقدار دوربین واتسون برابر عدد ۱/۸۹ می‌باشد و ازاین‌رو که مابین عدد ۱/۵۰ تا ۲/۵۰ می‌باشد، نشان می‌دهد که بین جملات اخلال مدل خودهمبستگی شدیدی وجود ندارد. آماره هم‌خطی زیر عدد ۵ می‌باشد که نشان می‌دهد همبستگی شدید بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. آماره آزمون (F) با سطح معناداری زیر ۵ درصد نشان می‌دهد که مدل پژوهش از برازش مناسبی برخوردار است.

جدول (۵)، نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

نام متغیر	چرخه تبدیل وجه نقد		دوره وصول مطالبات		دوره گردش موجودی		دوره پرداخت بدهی‌ها	
	ضرایب	معناداری	ضرایب	معناداری	ضرایب	معناداری	ضرایب	معناداری
عملکرد پایداری	-۹/۲۴	۰/۰۹۰	-۱۷/۳۲	۰/۰۰۰۸	-۲/۸۲	۰/۳۳	-۲۰/۲۷	۰/۰۰۰۳
اندازه شرکت	۹/۷۲	۰/۰۰۷	-۹/۵۳	۰/۱۱	۶/۹۳	۰/۰۱۲	-۹/۸۹	۰/۰۳۶
اهرم مالی	۴۴/۱۵	۰/۰۰۰۰	۶۶/۶۳	۰/۰۰۰۰	۶/۷۲	۰/۱۵	۳۶/۸۱	۰/۰۰۱
رشد شرکت	-۱/۹۲	۰/۰۰۰۱	-۲/۹۹	۰/۰۰۰۰	-۰/۶۰	۰/۰۰۸	-۲/۱۲	۰/۰۰۱
نسبت جاری	۷/۵۲	۰/۰۱۴	۰/۱۳	۰/۹۴	-۲/۷۱	۰/۱۹	-۱۱/۱۲	۰/۰۰۰۰
عمر شرکت	-۱۲۶/۴۷	۰/۰۱۶	۲۵۱/۹	۰/۰۰۰۷	-۵۸/۳۶	۰/۰۵۱	۳۶۳/۴	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدأ	۴۷۷/۳	۰/۰۰۲	-۶۴۸/۸	۰/۰۱۱	۲۵۷/۴۴	۰/۰۰۲	-۱۰۵۵/۳	۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین	۰/۹۴		۰/۸۷		۰/۹۴		۰/۷۴	
دوربین واتسون	۱/۹۳		۱/۷۲		۱/۸۱		۱/۸۹	
آماره F	۱۲۲/۹۱۱۴		۵۱/۱۱۶۰۵		۱۳۳/۴۷۷۶		۲۲/۴۲۹۶۴	
سطح معناداری	۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰	
اف لیمر	۲۰/۳۵	۰/۰۰۰۰	۱۵/۶۸	۰/۰۰۰۰	۲/۴۵	۰/۰۰۰۰	۸/۸۸	۰/۰۰۰۰
هاسمن	۵۹/۶۷	۰/۰۰۰۰	۶۲/۰۱	۰/۰۰۰۰	۴۸/۸۲	۰/۰۰۰۰	۱۱۶/۸۳	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴. بحث و نتیجه‌گیری پژوهش

همان‌طور که عنوان شد هدف اساسی پژوهش حاضر بررسی تأثیر عملکرد پایداری بر مدیریت سرمایه در گردش شرکت‌ها است. مدیریت سرمایه در گردش بهتر به عملکرد بالاتر شرکت‌ها منتهی خواهد شد (ناستیتی و همکاران، ۲۰۱۹). درواقع مدیریت سرمایه در گردش، سرمایه کوتاه‌مدت موردنیاز برای تأمین مالی فعالیت‌های سرمایه‌گذاری است که بخش قابل‌توجهی از ترازنامه یک شرکت را در صنایع متفاوت نشان می‌دهد. مدیریت سرمایه در گردش بهتر به عملکرد بالاتر شرکت‌ها منتهی خواهد شد. یکی از عواملی که می‌تواند مدیریت سرمایه در گردش را شکل دهد، عملکرد پایدار شرکت‌ها می‌باشد. عملکرد پایدار شرکت‌ها تمام فعالیت‌ها و راهبردهایی را شامل می‌شود که نیازهای استفاده‌کنندگان از آن را برطرف می‌کند. در بلندمدت پایداری علاوه بر تأثیر بر برقراری ارتباط قوی با ذینفعان و افزایش مزایای رقابتی برای گسترش اعتماد عمومی، از طرف دیگر بر بهبود عملکردهای واحدهای اقتصادی نیز مؤثر است. مدیریت کارآمد سرمایه در گردش شرکت‌ها جهت ادامه بقا و حیات شرکت اهمیت زیادی دارد و نحوه استفاده از سرمایه کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد و همچنین برای اندازه‌گیری میزان نقدینگی شرکت به کار می‌رود. مبانی نظری حاکی از تاثیر عملکرد پایدار بر مدیریت سرمایه در گردش است که نتایج تجربی پژوهش

حاضر را پشتیبانی می‌کند. نقدینگی، پیش‌شرطی است برای اطمینان یافتن از آن‌که شرکت‌ها می‌توانند به تعهدات کوتاه‌مدت خود پاسخ‌گو باشند. نقدینگی ناکافی می‌تواند موجب ورشکستگی شرکت گردد. مدیریت کارآمد سرمایه در گردش، نیازمند تعادل مناسب بین نقدینگی و سودآوری به‌منظور حداکثر سازی ارزش شرکت است. عملکرد پایداری نشان‌دهنده حرکت پایدار شرکت‌ها در طول مدت‌زمان طولانی می‌باشد که می‌تواند همین امر چرخه نقدینگی شرکت را کوتاه‌تر نماید که با توجه به نتایج نیز مشاهده شد که عملکرد پایدار تاثیر معناداری بر چرخه تبدیل نقدینگی شرکت دارد. همچنین بر متوسط دوره وصول مطالبات شرکت‌ها تأثیرگذار می‌باشد. این امر نشان‌دهنده این موضوع است که شرکت‌های با پایداری بالاتر دوره وصول مطالبات کوتاه‌تری دارند که این امر با مدیریت حساب‌های دریافتنی محقق خواهد شد و یک سیاست درست در مدیریت پرتفوی حساب‌های دریافتنی می‌تواند ارزش شرکت را افزایش دهد. به‌طورکلی، دوره وصول مطالبات، معیاری برای سنجش مدت‌زمان لازم برای وصول نقدی مطالبات حاصل از فروش مشتریان محسوب می‌شود. دوره وصول مطالبات کارایی واحد انتفاعی را در وصول وجوه مرتبط با فروش‌های نسیه نشان می‌دهد. به طور مثال شرکت‌های با پایداری عملکرد بالاتر به دلیل این‌که ثبات در عملکردهای خود دارند با سیاست‌های از پیش تعیین‌شده قادرند این مهم را به نحو احسنت اجرایی و با تخفیفات و طرح‌های تشویقی جهت ارتقای ارزش شرکت قادرند دوره وصول مطالبات را کاهش دهند نتیجه آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش همسو با پژوهش باروس و همکاران (۲۰۲۱) است. میزان ضریب برآورد شده عملکرد پایداری با سطح معناداری بالاتر از پنج درصد بر دوره گردش موجودی کالا در شرکت‌ها تأثیرگذار نمی‌باشد. مشکلات تأمین مالی و ملاحظات سرمایه در گردش باعث شده است که شرکت‌ها از طریق اعمال کنترل‌های مناسب دیدگاه جدیدی نسبت به موجودی‌های خود داشته باشند. گزارش‌ها به‌روشنی بیانگر این است که داشتن سطحی بهینه از موجودی‌ها و اعمال کنترل‌های مناسب بر موجودی‌ها از طریق، کاهش هزینه سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها و همچنین کاهش هزینه نگهداری موجودی‌ها امکان‌پذیر می‌باشد. ازاین‌رو عرضه و تحویل به‌موقع کالاها به مشتریان و همچنین کاهش هزینه نگهداری و سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها یکی از چالش‌های مهم مدیران می‌باشد؛ که این امر از طریق اقدامات مناسب می‌تواند مرتفع شود. شرکت‌هایی با پایداری در عملکرد برنامه‌های مدون بیشتری برای موجودی کالا و تولیدات خود داشته و می‌توانند تمهیدات بیشتری را بیندیشند اما نهایتاً با توجه به نتایج حاصل‌شده در فصل چهارم عملکرد پایداری بر دوره گردش موجودی کالا تأثیرگذار نمی‌باشد. نتیجه آزمون فرضیه سوم پژوهش نتایج پژوهش باروس و همکاران (۲۰۲۱) را تایید نمی‌کند. نتایج برای رابطه عملکرد پایداری دوره پرداخت بدهی‌های شرکت‌ها نشان داد این عامل بر دوره پرداخت بدهی‌ها تأثیرگذار است. درواقع می‌توان به این صورت عنوان نمود که در شرکت‌هایی که از عملکرد پایدارتری برخوردار هستند بنابراین می‌توان گفت که این شرکت‌ها با ثبات عملکرد درنتیجه دوره پرداخت بدهی منظم‌تری را دنبال می‌نماید و دوره پرداخت در این شرکت‌ها کاهش می‌یابد که به‌نوعی مواجه نشدن شرکت با بحران مالی ناشی از عدم پرداخت بدهی‌ها برای کار در آینده می‌باشد؛ زیرا تأخیر در پرداخت بدهی‌ها می‌تواند برای شرکت‌ها پرهزینه باشد، زیرا

ممکن است تخفیف‌هایی در پرداخت‌های اولیه وجود داشته باشد که آن را از دست دهند و یا تأخیر در پرداخت‌ها نیز خطر نکول و ورشکستگی را افزایش می‌دهد، نتیجه آزمون فرضیه چهارم پژوهش نتایج پژوهش باروس و همکاران (۲۰۲۱) را تایید می‌کند. مدیران و مالکان شرکت با توجه به محیط رقابتی بازار در داخل و خارج از کشور می‌بایست در جهت پایداری در عملکرد شرکت در جهت حفظ جایگاه خود و منافع ذینفعان کوشا بوده و ارزش شرکت را ارتقا بخشند. عملکرد پایداری بالا قادر است با ایجاد موقعیت مناسب زمینه را برای کوتاه‌تر کردن دوره وصول مطالبات و همچنین پرداخت دیون شرکت را فراهم آورد و با کوتاه‌تر شدن چرخه وجوه می‌توان عملکرد بالاتری را در شرکت‌ها دنبال نمود. همچنین سرمایه‌گذاران با بررسی اقدامات شرکت‌ها در جهت افزایش اقتدار و پایداری در عملکرد قادرند با شناسایی شرکت‌ها و مدیران قابل‌تر سرمایه‌گذاری بهتری خواهند داشت. نهایتا سازمان بورس با ارائه دوره‌ای و سالانه امتیازات عملکرد پایدار شرکت‌ها و شرکت‌های نمونه در این حیطه می‌تواند موجب تشویق شرکت‌ها برای عملکرد پایدار بالاتر باشد. به علاقه‌مندان حوزه پژوهش پیشنهاد می‌گردد به بررسی تاثیر مدیریت ریسک بر رابطه میان عملکرد پاداری و مدیریت سرمایه در گردش پرداخته و نتایج را در کنار نتایج پژوهش حاضر تفسیر نمایند.

فهرست منابع

آرین پور، آرش؛ حساس یگانه، یحیی؛ باباجانی، جعفر (۱۳۹۸) تحلیل عملکرد پایدار اجتماعی و تأثیر آن بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های اقتصاد، پولی، مالی دوره جدید، سال ۲۶، شماره ۱۷، صص ۱۵۶-۱۹۴.

اسکندرنژاد، سمیه؛ برادران حسن‌زاده، رسول؛ طاهری، حسن (۱۳۹۹) تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر قابلیت سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران در چرخه‌های تجاری مبتنی بر شکاف تولید. فصلنامه علمی مدیریت دارایی و تأمین. سال (۸)، شماره (۲)، صص ۳۱-۴۸.

امین، وحید؛ صالح نژاد، سید حسن (۱۳۹۹) بررسی تأثیر عملکرد پایداری شرکتی بر ارزش‌افزوده اقتصادی در طی چرخه عمر شرکت، مجله علمی دانش حسابداری مالی، دوره ۷ شماره ۲، صص ۱ تا ۳۰.

بادآورنهندی، یونس؛ تقی زاده خانقاه، وحید (۱۳۹۵) ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و ناکارایی سرمایه‌گذاری. فصلنامه علمی-پژوهش مدیریت دارایی و تأمین. سال (۴)، شماره (۳)، صص ۱۷-۳۸.

بنی مهد، بهمن؛ عربی، مهدی؛ حسن‌پور، شیوا (۱۳۹۵) پژوهش‌های تجربی و روش‌شناسی در حسابداری. انتشارات ترمه.

بولو، قاسم؛ قربانی، علی‌اصغر؛ رضایی پیته نوئی؛ یاسر (۱۳۹۱) تأثیر چرخه عملیاتی شرکت‌ها بر پایداری اقلام تعهدی سود. دانش حسابرسی، سال (۱۲)، شماره (۴۶)، صص ۳۴-۴۷.

تقی زاده خانقاه، وحید؛ اکبری، خسرو؛ شاهی، محسن؛ قنواتی، الهام (۱۳۹۱) بررسی رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و عملکرد شرکت‌ها. مجموعه مقالات دهمین همایش ملی حسابداری ایران. دانشگاه الزهرا.

سپاسی، سحر؛ حسنی، حسن؛ سلمانیان، آیدا (۱۳۹۶) مدیریت سرمایه در گردش، عملکرد مالی و محدودیت‌های تأمین مالی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی ـ پژوهشی مدیریت سرمایه دارایی و تأمین مالی، سال پنجم صص ۹۶ تا ۱۱۶.

زهدی، محمدهادی؛ ولی پور، هاشم؛ شهابی، علیرضا(۱۳۸۹) سیاست‌های سرمایه در گردش و ریسک شرکت. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی.دوره(۲)، شماره(۸)، صص۱۸۷-۲۱۰.

ستایش، محمدحسین؛ منصوری، امید(۱۳۸۹) بررسی ارتباط بین سرمایه در گردش و اجزای مختلف سود حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دوره(۲)، شماره(۸)، صص۱-۲۴.

عسگری رشتیانی، حمزه؛ محمدی نوده، فاضل؛ خردیار، سینا؛ رضایی، فرزین (۱۳۹۹) نقش مدیریت ریسک تأثیر اجتماعی بر رابطه بین عملکرد پایدار و کارایی سرمایه‌گذاری. فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، سال (۹)، شماره (۳۴)، صص ۸۹-۱۰۵.

دهقان، فاطمه؛ پورحیدری، امید؛ خدامی‌پور، احمد(۱۴۰۱) تاثیر کیفیت پیش بینی مدیریت بر کارایی سرمایه-گذاری با در نظر گرفتن نقش ساختار مالکیت. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره(۱۴)، شماره(۱)، صص۵۱-۷۵.

قدرتی زوارم، عباس؛ نوروزی، محمد؛ اکبری، زهرا؛ دهقان، خلیل (۱۴۰۱) بررسی رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش در دوره‌های رونق و رکود. مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره (۸)، شماره (۱)، صص ۱۵۴-۱۶۸.

کردلو، محمدرضا؛ اشکان رحیم زاده و هرام محمدی (۱۳۹۶) ضرورت تهیه گزارشگری پایداری؛ اصول و ساختار آن"، فصلنامه پژوهش‌های جدید در مدیریت و حسابداری، دوره جدید، شماره دوم.

مظاهری، مهدی؛ شکری‌زاده، حمیدرضا (۱۴۰۰) بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. الگوهای نوین مدیریت کسب‌وکار. دوره (۴)، شماره (۹)، صص ۲۰-۲۹.

هاشمی، سید عباس؛ قاسمی، محمدرضا؛ رفیعی شهرکی، احمدرضا (۱۳۹۸) تأثیر عملکرد پایداری شرکت بر مازاد بازده سهام و سودآوری. حسابداری و منافع اجتماعی. دوره (۹)، شماره (۲)، صص ۱۱۹-۱۳۸.

یعقوب زاده، احمد؛ وکیلی فرد، حمیدرضا؛ بابایی، احمدرضا (۱۳۸۹) ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری در شرکت‌های پذیرفته در بازار بورس اوراق بهادار تهران، مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، دوره ۱ شماره ۲ صص ۱۱۷ تا ۱۳۷.

حیدری نیک، زهرا؛ گرامی، آمنه؛ قرخلوی نادری، غزل؛ عزیزی بابا احمدی، مهتاب (۱۴۰۲) در پژوهشی با عنوان تاثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری با تاکید بر اندازه شرکت. چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، ۶(۸۱)، ۲۲۷-۲۳۸.

Alareeni, B. A., & Hamdan, A. (2020). ESG impact on performance of US S&P 500-listed firms. Corporate Governance: The International Journal of Business in Society.

Altaf, N., & Ahmad, F. (2019). Working capital financing, firm performance and financial constraints: Empirical evidence from India. International Journal of Managerial Finance.

Baah, C., Opoku-Agyeman, D., Acquah, I. S. K., Agyabeng-Mensah, Y., Afum, E., Faibil, D., & Abdoulaye, F. A. M. (2021). Examining the correlations between stakeholder pressures, green production practices, firm reputation, environmental and financial performance: evidence from manufacturing SMEs. Sustainable Production and Consumption, 27, 100-114.

Banker, R; Byzalov, D; Plehn-Dujowich, J. (2014). Demand uncertainty and cost behavior. The Accounting Review, 89: 839-865.

Baños-Caballero, S., García-Teruel, P. J., & Martínez-Solano, P. (2014). Working capital management, corporate performance, and financial constraints. Journal of business research, 67(3), 332-338.

Barros, V., Falcão, P. F., & Sarmento, J. M. (2021). Are more sustainable firms able to operate with lower working capital requirements?. Finance Research Letters, 46, 102407.

Giese, G., Lee, L. E., Melas, D., Nagy, Z., & Nishikawa, L. (2019). Foundations of ESG investing: How ESG affects equity valuation, risk, and performance. The Journal of Portfolio Management, 45(5), 69-83.

Gill, A., Kang, P. and Amiraslany, A. (2022), "Information technology investment and working capital management efficiency: evidence from India survey data", South Asian Journal of Business Studies, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/SAJBS-

Habib, A.M. and Kayani, U.N. (2022), "Does the efficiency of working capital management affect a firm's financial distress? Evidence from UAE", Corporate Governance, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/CG-12-2021-0440

Le, B. (2019), "Working capital management and firm's valuation, profitability and risk: Evidence from a developing market", International Journal of Managerial Finance, Vol. 15 No. 2, pp. 191-204. https://doi.org/10.1108/IJMF-01-2018-0012

Nastiti, P. K. Y., Atahau, A. D. R., & Supramono, S. (2019). Working capital management and its influence on profitability and sustainable growth. Business: Theory and Practice, 20, 61-68. https://doi.org/10.3846/btp.2019.06

Seligova, Marketa, (2022) Working Capital Management in Relation to the Size and Profitability of Companies in the Czech Republic.

Tarkom, Augustine(2022) Impact of COVID-19 exposure on working capital management: The moderating effect of investment opportunities and government incentives. Finance Research Letters. Volume 47, Part B, June 2022, 102666

Yoon, B., Lee, J. H., & Byun, R. (2018). Does ESG performance enhance firm value? Evidence from Korea. Sustainability, 10(10), 3635.

KS Sawarni, S Narayanasamy, PC Padhan(2023) Impact of earnings management on working capital management efficiency. Finance Research Letters. Volume 54, June 2023, 103778. https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.103778

Judgment and Decision Making in Accounting
Vol. (3) Issue (10) Summer 2024
Abstract

https://doi.org/10.30495/JDAA.1403.1079888

The impact of sustainable performance on working capital management

Mohammad Hossein Fateh[1]
Khadija Heidarinia[2]

Received: 22 / April / 2024 Accepted: 02 / June / 2024

Abstract

Working capital management refers to the management of current assets and liabilities and is used to create a balance between them so that shareholders can get the maximum return for investing in assets by effectively managing working capital. The efficient management of the working capital of companies is very important for the continued survival and life of the company and shows how to use short-term capital and is also used to measure the company's liquidity. The purpose of this study is to investigate the effect of sustainability performance on working capital management of companies. The current research is applied and from the methodological point of view, the correlation is causal type (post-event). The statistical population of the research is all the companies admitted to the Tehran Stock Exchange, and using the systematic elimination sampling method, 133 companies were selected as the research sample and were examined in a 10-year period between 2012 and 2021. The results of the research hypothesis test showed that sustainability performance has an adverse effect on the liquidity conversion cycle, the average debt collection period, and the average debt payment period of companies. In fact, by increasing the company's activity in line with corporate sustainability, the company's liquidity conversion cycle will be shorter and faster, and the company will achieve its initial capital, and on the other hand, the period of collecting claims from those with whom it has worked on credit will be reduced, and the period of debt payment will be reduced. It will be reduced to others.

Keywords: sustainability performance, working capital management, Tehran Stock Exchange.

1 Department of Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran. (Corresponding author) mh_fatheh@pnu.ac.ir
2 Department of Accounting, Payam Noor University, Tehran, Iran. khadijehheydarinia@gmai.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری
دورهٔ ۳ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۱۰)/ تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۶۹ تا ۸۷

https://doi.org/10.30495/JDAA.1403.1079844

ارائه الگوی علّی جهت بررسی رفتار احساسی سرمایه گذاران با روش دیمتل فازی

الهام باحقیقت[۱]
علی اسماعیل زاده[۲]✉

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۴

چکیده

امروزه احساسات سرمایه‌گذاران به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار در جریان سرمایه و نیز حرکت کلی بازار سهام شناخته شده است؛ در واقع سرمایه‌گذارانی که اطلاعات اندکی دارند به احتمال زیاد بر اساس احساسات، اقدام به سرمایه‌گذاری جدید یا خروج از سرمایه‌گذاری قبلی می‌نمایند. پژوهش حاضر با هدف ارائه الگوی علّی جهت بررسی رفتار احساسی سرمایه‌گذاران با روش دیمتل فازی به اجرا درآمد. این پژوهش از نظر ماهیت و محتوا از نوع توصیفی می‌باشد. در این پژوهش اطلاعات مربوط به ۱۵ نفر از اساتید و خبرگان بازار سرمایه است که نمونه آماری را تشکیل می دهند . نتایج این پژوهش نشان داد که چهار عامل اصلی مالی رفتاری، شخصیت رفتاری، رفتار توده‌ای و فرهنگ بر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران تاثیر دارد همچنین روش دیمتل نشان داد عامل رفتار توده‌ای با میانگین تاثیرگذاری ۱۸/۷۴۰، عامل فرهنگ با میانگین تاثیرگذاری ۹/۴۹۷ و عامل مالی رفتاری با میانگین تاثیرگذاری ۸/۷۴۲ در شمار عوامل تاثیرگذار قرار دارند. از طرفی عامل شخصیت رفتاری با میانگین تأثیرپذیر ۱۴/۹۷۵ به عنوان عامل تأثیرپذیر می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: مالی رفتاری، رفتار توده‌ای ، فرهنگ، شخصیت رفتاری، رفتار احساسی سرمایه‌گذاران.

۱ گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه ازاد اسلامی، تهران، ایران. ebahaghighat@gmail.com
۲ گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه ازاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) alies35091@gmail.com

نوع مقاله: پژوهشی
http://jdaa.iauctb.ac.ir
Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

امروزه عوامل روانشناختی سرمایه‌گذاران با سویه شناختی می‌توانند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری تأثیر بگذارد. دیدگاه مالی رفتاری نشان می‌دهد که برخی از تغییرات قیمت اوراق بهادار هیچ دلیل بنیادی نداشته و رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها بازی می‌کند (دالیکا و همکاران[1]،۲۰۱۴). در حقیقت، حرکت های پویا بین معامله‌گران اختلال‌زا و آربیتراژ گران منطقی، قیمت‌ها را شکل می‌دهد و اگر یک سهام معامله‌گرهای اختلال‌زای بیشتر و یا معامله‌گرهای منطقی کم‌تری داشته باشد نوسانات قیمتی آن چشمگیر است. بنابراین، تغییرات قیمت سهام نه تنها بر ارزش ذاتی (ارزش مبتنی بر اطلاعات حسابداری)، بلکه بر رفتار غیر منطقی سرمایه‌گذاران نیز متکی می‌باشد، که می‌تواند از طریق رفتار سرمایه‌گذاران اندازه‌گیری شود. بی‌قاعدگی-های تغییر قیمت سهام معمولا با استفاده از آزمون‌های تجربی انجام شده بر روی مدل‌های قیمت، تشخیص داده می‌شوند (رضایی،۱۳۹۸). بدون شک، هر دو رفتار غیر منطقی سرمایه‌گذاران و بنیادهای اقتصادی می‌توانند بر روی ارزش بازار دارایی‌های مالی تأثیر گذارد(قربانی و همکاران،۱۴۰۱). در واقع صف‌های خرید و فروش در بورس تهران سبب می‌شوند معامله‌گران فارغ از ارزنده بودن یا نبودن قیمت یک سهم به تبعیت از رفتار سایر فعالان بازار اقدام به قرار گرفتن در این صف‌ها کنند که این موضوع خود عاملی برای تحریک و تشدید هیجان در زمان رونق و رکود بازار است. این گونه رفتارهای غیر عقلایی، باعث ناکارایی بازار و همچنین قیمت گذاری نادرست اوراق بهادار خواهد شد و در صورت تشدید و تداوم آن، موجبات بی‌اطمینانی و فرار سرمایه‌گذاران از بازار را فراهم خواهد نمود که نمونه آن در ریزش قیمت سهام سال ۹۹ مشاهده می‌شود.

پارادایم مالی رفتاری آشکار می‌سازد، سرمایه‌گذاران چگونه رفتار می‌کنند و چطور ممکن است رفتارشان، بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار دهد و به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا بیاموزند چگونه می‌توان عقلایی رفتار کرد. در واقع، اساس مالی رفتاری را انطباق بین احساس و نحوه تصمیم گیری سرمایه‌گذار تشکیل می‌دهد(رجب دری و همکاران،۱۴۰۱). یافته‌ها حاکی از آن است که سرمایه‌گذاران همیشه به طور منطقی و بدون اریب، همان گونه که مدل‌های رایج نشان می‌دهند، رفتار نمی‌کنند. براساس نظریه‌های روانشناسی، انسان‌ها به نگهداری حوادث خاصی در ذهن خود به صورت تصورات تمایل دارند و این تصورات ذهنی در بعضی از مواقع اثرات بیشتری از خود حوادث بر رفتار افراد دارند(احمد[2] و همکاران،۲۰۱۳). مطالعات زیادی نحوه عملکرد غیرمنطقی افراد در مباحث سرمایه‌گذاری و پولی را نشان داده است (سیف الهی و همکاران، ۱۳۹۹). با این‌حال تاکنون اثر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران به صورت الگوی علّی بررسی نشده است. باتوجه به موارد فوق این سوال در بازار سرمایه کشور ما که در مسیر توسعه قرار دارد مطرح می‌گردد که برای کنترل رفتار احساسی سرمایه‌گذاران چه الگویی مناسب است.

---

[1]. Dalika et al.
[2] Ahmed

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بسیاری از سرمایه گذاران در گذشته به این نتیجه رسیده بودند که پدیده های روانشناختی نقش مهمی در تعیین رفتار بازارهای مالی دارند(دیندا[1] و همکاران،۲۰۰۸)، با این وجود مطالعات رسمی و دانشگاهی در این حوزه در طی دهه ۱۹۹۰ گسترش یافت. روانشناسی مالی به بررسی فرآیند تصمیم گیری سرمایه گذاران و عکس العمل آنها نسبت به شرایط مختلف بازارهای مالی می پردازد و تاکید آن بیشتر به تأثیر شخصیت، فرهنگ، احساسات، قضاوت های سرمایه گذاران و خطاهای شناختی آنها بر تصمیم گیری سرمایه گذاری است. بر خلاف نظریه نوین مالی، مباحث رفتار مالی و سرمایه گذاری، مربوط به افراد و راه هایی است که آنها اطلاعات را جمع آوری و استفاده می کنند. حجم ادبیات در زمینه مالی رفتاری به شکل قابل توجهی در طی دهه گذشته رشد یافته است. مالی رفتاری، مفاهیم مربوط به اقتصاد مالی و روانشناسی شناختی را در جهت ساخت مدلی جزئی تر از رفتار انسان در بازارهای مالی با یکدیگر تلفیق می نماید. این موضوع همچنان جای مناقشه می باشد. طرفداران آن ادعا می کنند که مالی رفتاری می تواند موارد غیر عادی تجربی مشخص در تئوریهای مالی سنتی را توضیح دهد(احمدی و همکاران،۱۳۹۸). از طرفی بیشتر نظریه‌های اقتصادی بر این اساس بنا شده‌اند که افراد در مواجه با رویدادهای اقتصادی به صورت منطقی عمل می‌کنند و تمامی اطلاعات موجود را در فرایند تصمیم‌گیری در نظر می‌گیرند(چن[2] و همکاران،۲۰۱۳). این فرضیه مبنای اصلی فرضیه‌ی بازار کارا است؛ اما پژوهشگران به این فرضیه خدشه وارد نمودند و مدارکی پیدا کردند که نشان داد رفتار منطقی بر احساس سرمایه‌گذاران تاثیر ندارد؛ مثلا سرمایه‌گذاران به جای اینکه دنبال نقطه‌ی بهینه باشند، معمولا به نقطه‌ی راضی شدن اکتفا می‌کنند (زوائویی و همکاران[3]،۲۰۱۶). از طرفی روزانه تعداد زیادی اخبار خوب و بد اقتصادی، سیاسی در بازار به سمع سرمایه‌گذاران می‌رسد که باعث برانگیخته شدن احساسات سرمایه‌گذاران و در نتیجه باعث تغییر قیمت سهام و به دنبال آن تغییر بازده سهام می شود؛ برای نمونه، دالیکا و همکاران(۲۰۱۴)، در پژوهش خود متوجه شد که اخبار خوب و بد، می‌تواند بر بازده سهام شرکت‌ها تأثیرگذار باشد. پژوهش‌های انجام شده نشان می‌دهد که احساسات، تأثیر با اهمیتی بر بازده سهام دارد؛ ولی این تأثیرگذاری معمولا در روزها و هفته‌های بعد اثر خود را بر بازده سهام نشان می‌دهد؛ بنابراین انتظار می‌رود که به دنبال برانگیخته شدن احساسات سرمایه‌گذاران، به ویژه زمانی که این احساسات زودگذر نباشد، قیمت سهام شرکت‌هایی که اخبار خوب یا بد مربوط به آن‌ها باعث تحریک احساسات سرمایه‌گذاران شده است، تغییر کند (سیف الهی و همکاران،۱۳۹۹).

در دیدگاه مالی سنتی، تأثیر عوامل روانشناسی مد نظر قرار نمی‌گیرد و نتایج پژوهش‌های مالی رفتاری نشان داده است که گرایش احساسی فردی و ساختاریافته‌ی سرمایه‌گذاران، تأثیر مهمی بر بازده سهام دارد(ابراهیم پور

[1] Dinda
[2] Chen
[3]. Zouaoui et al.

و همکاران،۱۴۰۲). در حقیقت، فعل و انفعال پویا بین معامله‌گران اختلال‌زا و آربیتراژگران منطقی، قیمت‌ها را شکل می‌دهد و اگر یک سهام، معامله‌گرهای اختلال‌زای بیشتر یا معامله‌گرهای منطقی کمتری داشته باشد، نوسانات قیمتی آن چشمگیر است(سرلک و همکاران،۱۳۹۴).

باتوجه به وجود استثناهای بازار سرمایه و در نظر گرفتن نظریه‌ی مالی رفتاری، به نظر می‌رسد همراه با متغیرهای کلان اقتصادی و حسابداری، عوامل رفتاری سرمایه‌گذاران نیز می‌تواند بر قیمت سهام شرکت‌ها تأثیرگذار باشد. بر اساس تئوری چشم انداز در پژوهش وو و همکاران[1](۲۰۰۵)، ترجیحات افراد به این موضوع بستگی دارد که یک مشکل چگونه به وجود آمده است؛ وانگ مشاهده کرد که عملکرد پرتفوی موفق نسبت به عملکرد پرتفوی بازنده بهتر بوده است؛ به عبارت دیگر، سهام با عملکرد ضعیف در دوره‌ی کوتاه مدت به عملکرد گذشته‌ی خود وفادار است. وانگ از این موضوع با عنوان اثر حرکات کوتاه مدت (مومنتوم) یاد کرد(حسنی،۱۴۰۱).

بر اساس تئوری چشم انداز، ترجیحات افراد به این موضوع بستگی دارد که یک مشکل چگونه به وجود آمده است؛ به عبارت دیگر، در تئوری چشم انداز تابع سود، یک تابع کار و تابع سهم (به منزله‌ی پرتفوی برنده) و نسبت پایین قیمت به سود هر سهم (به منزله‌ی پرتفوی بازنده) تقسیم نمودند؛ سپس میانگین نسبت هر دو پرتفوی را در یک سال بعد محاسبه کردند. آنان مشاهده کردند که میانگین نسبت P / E سال بعد پرتفوی برنده در مقایسه با سال جاری کمتر است. درباره‌ی پرتفوی بازنده عکس این مطلب صادق بود. پژوهش‌ها نشان داد که گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران به طور سیستماتیک بر قیمت سهام شرکت‌های کوچک تأثیر دارد؛ در نتیجه انتظار می‌رود هر شرکت کوچکتر باشد، احساسات سرمایه گذاران بیشتر برانگیخته شود. از طرفی اثر متغیرهای حجم سهام و نسبت سرمایه‌ی سهام و مازاد سود تقسیمی نیز برای محاسبه‌ی گرایش احساسی سرمایه‌گذاران به کار گرفته شده است(جهانشاد و همکاران،۱۳۹۶).

"در ادامه برخی پژوهش های انجام شده در این حوزه مورد اشاره قرار می گیرد:

علی نژاد و همکاران(۱۴۰۰)، در تحقیق خود به بررسی آزمون محتوای اطلاعاتی تحت تاثیر رفتار احساسی سرمایه گذاران و کیفیت گزارشگری مالی پرداختند. نتایج نشان داد که ضریب تعیین محتوای اطلاعاتی در حالتی که رفتار احساسی سرمایه گذاران در حالت بالا و کیفیت گزارشگری مالی مدل جونز در حالت متوسط می باشد دارای بیشترین مقدار می باشد. و همچنین می توان بیان کرد که با توجه به نتایج آزمون فقط در مدل کیفیت گزارشگری مالی جونز رفتار احساسی سرمایه گذاران و کیفیت گزارشگری مالی تاثیر فزاینده بر محتوای اطلاعاتی دارد نتایج آزمون فریدمن نیز نشان داد که بین گروه های مختلف رفتار احساسی سرمایه گذاران و کیفیت گزارشگری مالی جونز، بال و دیچو تفاوت معناداری وجود دارد.

نایب محسنی و همکاران(۱۴۰۰)، در تحقیق خود به تدوین مدل رفتاری تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران فردی در بازار سرمایه ایران پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که عوامل علّی اثرگذار بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران

[1]. Wu et al.

عبارت‌اند از: پشیمان‌گریزی، طمع، ترس، ناهماهنگی شناختی، اثر شهرت، تلنگر ذهنی، خوداسنادی، زیان‌گریزی، لذت قمار، تفکر سرمایه‌گذاری، رفتار توده‌ای، داشتن بیش‌نگری، نماگری، هیجان کاذب، اعتمادبه‌نفس کاذب، تعصب به گذشته، تازه‌گرایی، حسابداری ذهنی، توانمندپنداری، عدم تقارن معاملاتی، خطای شباهت، اثر کهربایی، توهم قمارباز، انگیزه، افق زمانی، اثر سود اولیه، تجربه، سن، جنسیت و تحلیل. بر اساس نتایج پژوهش، سرمایه‌گذاران فردی می‌توانند با پیاده‌سازی راهبردهای ارائه شده، از طریق شناسایی و کاهش سویه‌های ذهنی خود، کیفیت تصمیم‌گیریشان را بهبود بخشند و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری کاراتری اتخاذ کنند. این راهبردها عبارت‌اند از: خودشناسی، یادداشت‌برداری، دانش بازار سرمایه، تمرکز، کلی‌نگری، صبر، پذیرش و بررسی اشتباه‌ها، خوداتکایی، مشورت، انتقادپذیری، انعطاف‌پذیرشی، مطالعه، متنوع‌سازی و حواس‌پرتی.

سیف الهی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی مقایسه ای عوامل رفتاری در سرمایه گذاری دارایی های مالی پرداختند. نتایج حاصل نشان داد که تمام عوامل به غیر از عامل بیش اطمینانی روی سرمایه گذاری تأثیرگذار هستند و میزان این تأثیر برای هریک متفاوت می باشد و رتبه بندی این عوامل از نظر میزان تأثیرگذاری شامل سود و زیان نسبی، اثر تمایلی، محافظه کاری، رفتار توده وار، شهود نمایندگی، اثر مالکیت، اجتناب از شکست می باشد.

حیدرپور و همکارانش (۱۳۹۷) تأثیر گرایش های احساسی سرمایه گذاران، بر بازده سهام پرتفوی پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی دار گرایش های احساسی سرمایه گذاران با بازده سهام شرکتهای دارای کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی می باشد.

خان و همکاران[1] (۲۰۲۲) به بررسی تأثیر ویژگیهای شخصیتی سرمایه گذاران بر تصمیمهای سرمایه گذاری آنها با نقش میانجی خودکارآمدی مالی و سوگیریهای عاطفی و نقش تعدیل کننده نیاز به شناخت و خلق و خوی فردی در بورس اوراق بهادار پاکستان پرداختند. نتایج نشان داد که ویژگیهای شخصیتی فردی به طور قابل توجهی خودکارآمدیهای مالی و سوگیریهای عاطفی مدیران را پیش بینی میکند،همچنین ویژگیهای شخصیتی نیز با رفتار مالی مدیران ارتباط معنی دار چشمگیری دارد.

وانگ[2] (۲۰۲۱) برای اولین بار اثر روز هفته و بازده سهام را با گرایش احساسی سرمایه‌گذار در بازار بورس چین مرتبط کردند. تخمین‌های تجربی حاکی از آن است که نقش اثر روز هفته بر بازده، مشابه نقش گرایش احساسی سرمایه‌گذار بر بازده است و متعلق به سهامی با ارزیابی ذهنی بالاست. به عنوان مثال سهام دارای ارزش بازار پایین در زمانی که اثر روز هفته قوی‌تر است، بیشتر تحت تأثیر گرایش‌های احساسی قرار می‌گیرند. همچنین در این پژوهش ، ارتباط بالایی بین گرایش احساسی و بازده کشف شد.

1. Khan et al.
2. Wang

بیکر و همکاران[1] (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان "تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام" انجام داد. نتایج این پژوهش حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی دار گرایش‌های احساس سرمایه‌گذاران با بازده سهام شرکت‌های دارای کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی بود.

زو و همکاران[2]، (۲۰۱۹)، در پژوهشی در کشور چین، به این نتیجه رسیدند که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، رشد عایدات مورد انتظار و نرخ بازده مورد توقع را تغییر می‌دهد؛ هرچند این تأثیر در دوره بدبینی و خوش‌بینی سرمایه‌گذاران متفاوت است. همچنین نتایج آن‌ها نشان داد که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران به همراه اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام تأثیر معنی داری می‌گذارد.

آیسیا[3] (۲۰۱۶) تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی بر بازده سهام برای دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۷ مورد بررسی قرار داد. او به این نتیجه رسید که احساسات سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی بر بازده سهام تأثیر معناداری دارند. همچنین به این نتیجه رسید که جانب داری از سهام داخل کشور یکی از اجزای مهم احساسات سرمایه‌گذار است.

سوالات پژوهش

۱) چه عواملی بر احساسات سرمایه‌گذاران تاثیر دارند؟

۲) بر اساس روش دیمتل فازی چه راهکاری جهت کنترل احساسات سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود؟

روش شناسی پژوهش

از نظر شیوه گردآوری وتحلیل اطلاعات، این پژوهش توصیفی و از نظر هدف کاربردی و از نظر روش اسنادی می‌باشد.در این تحقیق از روش دیمتل استفاده شده است. روش دیمتل روشی شناخته شده و جامع برای به دست آوردن یک مدل علّی است. روش دیمتل فازی به بررسی روابط بین معیارها می پردازد و توسط ماتریس ارتباط کل معیارهای تاثیرگذار و تاثیرپذیر (یا به عبارتی دیگر معیارهای علّی و معلول) را مشخص می سازد. با توجه به اینکه در این تحقیق ارائه الگوی علّی مدنظر است لذا از روش دیمتل جهت بررسی سوالات استفاده شده است.

جهت جمع آوری داده‌ها از ابزار پرسشنامه مقایسات زوجی استفاده می‌شود. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه خبرگان و تحلیل‌گران و اساتید فعال در بازار سرمایه می‌باشد که بر اساس روش اشباع داده‌ها در روش‌های تحلیل سلسله مراتبی ۱۵ نفر برای حجم نمونه کفایت می‌کند. روش انتخاب نمونه در این تحقیق به صورت هدفمند و شرایط ورود خبرگان به عنوان نمونه ویژگی‌های زیر می‌باشند:

---

[3]. Bicer et al.
[4]. Zhu et al.
[1]. Aissia

۱) عضو هیات علمی دانشگاه باشند.
۲) در رشته های اقتصادی،حسابداری، مدیریت مالی فعالیت داشته باشند.
۳) در بازار سرمایه فعالیت داشته باشند.
۴) سابقه کاری بالای ۱۰ سال داشته باشند.

پرسشنامه این تحقیق به صورت پرسشنامه مقایسات زوجی بر اساس ۴ معیار اصلی مالی رفتاری، شخصیت، رفتار توده‌ای و فرهنگ طراحی شده است که به صورت زیر می‌باشد.

عامل jام	تاثیر خیلی زیاد	تاثیر زیاد	تاثیر متوسط	تاثیر کم	بدون تاثیر	عامل iام
مالی رفتاری	۴	۳	۲	۱	۰	مالی رفتاری
شخصیت رفتاری	۴	۳	۲	۱	۰	مالی رفتاری
رفتار توده‌ای	۴	۳	۲	۱	۰	مالی رفتاری
فرهنگ	۴	۳	۲	۱	۰	مالی رفتاری
مالی رفتاری	۴	۳	۲	۱	۰	شخصیت رفتاری
شخصیت رفتاری	۴	۳	۲	۱	۰	شخصیت رفتاری
رفتار توده‌ای	۴	۳	۲	۱	۰	شخصیت رفتاری
فرهنگ	۴	۳	۲	۱	۰	شخصیت رفتاری
مالی رفتاری	۴	۳	۲	۱	۰	رفتار توده‌ای
شخصیت رفتاری	۴	۳	۲	۱	۰	رفتار توده ای
رفتار توده‌ای	۴	۳	۲	۱	۰	رفتار توده ای
فرهنگ	۴	۳	۲	۱	۰	رفتار توده ای
مالی رفتاری	۴	۳	۲	۱	۰	فرهنگ
شخصیت رفتاری	۴	۳	۲	۱	۰	فرهنگ
رفتار توده‌ای	۴	۳	۲	۱	۰	فرهنگ
فرهنگ	۴	۳	۲	۱	۰	فرهنگ

یافته‌های پژوهش

واکاوی اطلاعات فرایندی چند مرحله‌ای است که طی آن پس از گردآوری داده‌ها و محاسبه مقادیر متغیرهای مورد نظر برای بررسی سوالات پژوهش، اطلاعات حاصله مورد آزمون قرار گرفته و بر اساس یافته حاصل از نتایج ، به جواب سوالات اقدام می‌گردد.

سوال ۱: چه عواملی بر احساسات سرمایه‌گذاران تاثیر دارند؟

با توجه به تحلیل محتوا در این پژوهش ، چهار عامل اصلی موثر بر احساسات سرمایه‌گذاران در این پژوهش شناسایی شده است که به شرح زیر می‌باشند:

۱- مالی رفتاری، ۲- شخصیت رفتاری، ۳- رفتار توده‌ای، ۴- فرهنگ

برای بررسی روابط علی و معلولی بین عوامل اصلی موثر بر احساسات سرمایه‌گذاران از روش دیمتل استفاده می‌شود. ابتدا پرسشنامه مقایسات زوجی بین ۱۵ نفر از خبرگان پژوهش پخش شد و در مرحله بعدی روش دیمتل بر اطلاعات انجام می‌شود.

سوال ۲: بر اساس روش دیمتل فازی چه راهکاری جهت کنترل احساسات سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود؟

در این بخش تحقیق درصدد تعیین روابط علت و معلولی بین عوامل موثر بر احساسات سرمایه‌گذاران است لذا در ادامه یافته‌های حاصل هر یک از مراحل دیمتل فازی ارائه می‌گردد.

مرحله ۱: طراحی مقیاس زبانی فازی: برای مقابله با ابهامات ارزیابی بشر، متغیر زبانی " تاثیر" با پنج اصطلاح زبانی مانند {نه، بسیار پایین، پایین، بالا، بسیار بالا} استفاده می‌شود که در اعداد مثبت مثلثی فازی (lij،mij،rij) بیان شده است.

جدول (۲) مقیاس های زبانی فازی

گزینه های زبانی	اعداد قطعی	اعداد فازی مثلثی
تاثیر خیلی زیاد	۴	(0/75, 1, 1)
تاثیر زیاد	۳	(0/5, 0/75, 1)
تاثیر متوسط	۲	(0/25, 0/5, 0/75)
تاثیر کم	۱	(00, 0/25, 0/5)
بدون تاثیر	۰	(0,0, 0/25)

مرحله ۲ : محاسبه فازی ماتریس تاثیر مستقیم: بر اساس نظرات کارشناسان با مقیاس‌های زبانی از زبان طبیعی و ارتباط میان عناصر بر اساس جدول ۲، ماتریس تاثیر مستقیم فازی D~ را می‌توان با فرمول زیر بدست آورد:

$$\tilde{D} = [\tilde{d}_{ij}]_{n\times n};\ \text{که}\ \tilde{d}_{ij} = (d_{ij}^{l};\ d_{ij}^{m};\ d_{ij}^{r})$$

در جدول زیر ماتریس فازی تاثیر مستقیم منتج شده از نظرات کارشناسان برای چهار عامل اصلی ارائه گردیده است.

جدول (۳) ماتریس فازی تاثیر مستقیم برای چهار عامل اصلی

ماتریس D	مالی رفتاری			شخصیت رفتاری			رفتار توده‌ای			فرهنگ		
مالی رفتاری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۵۰	۰/۲۳۰	۰/۲۸۰	۰/۷۳۰	۰/۰۰۰	۰/۰۳۰	۰/۲۸۰	۰/۰۰۰	۰/۲۲۰	۰/۴۷۰
شخصیت رفتاری	۰.۰۳۰	۰/۲۰۰	۰/۴۸۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۵۰	۰/۰۳۰	۰/۰۵۰	۰/۳۳۰	۰/۰۰۰	۰/۰۵۰	۰/۳۰۰
رفتار توده‌ای	۰.۷۲۰	۰/۹۷۰	۱/۰۰۰	۰/۷۰۰	۰/۹۳۰	۰/۹۸۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۵۰	۰/۶۸۰	۰/۹۳۰	۰/۹۷۰
فرهنگ	۰/۰۷۰	۰/۲۳۰	۰/۵۵۰	۰/۲۷۰	۰/۲۸۰	۰/۷۷۰	۰/۰۳۰	۰/۰۳۰	۰/۳۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۵۰

منبع: یافته های پژوهشگر

مرحله ۳ : نرمال کردن ماتریس تاثیر مستقیم فازی: بر اساس ماتریس تاثیر مستقیم فازی $\tilde{D}$، می‌توان ماتریس تاثیر مستقیم فازی نرمال شده $\tilde{N}$ را با استفاده از فرمول زیر به دست آورد.

$$\tilde{N} = [\tilde{e}_{ij}]_{n\times n};\ \tilde{e}_{ij} = (e_{ij}^{l};\ e_{ij}^{m};\ e_{ij}^{r})$$

در جدول(۴) حالت نرمال شده‌ی ماتریس فازی تاثیر مستقیم منتج شده از نظرات کارشناسان برای چهار عامل اصلی ارائه گردیده است.

جدول (۴) نرمال شده ی ماتریس تاثیر مستقیم فازی برای چهار عامل اصلی

ماتریس D	مالی رفتاری			شخصیت رفتاری			رفتار توده‌ای			فرهنگ		
مالی رفتاری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۲۰	۰/۱۱۰	۰/۱۳۰	۰/۳۵۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰	۰/۱۳۰	۰/۰۰۰	۰/۱۰۰	۰/۲۲۰
شخصیت رفتاری	۰/۰۲۰	۰/۱۰۰	۰/۲۳۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۲۰	۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	۰/۱۶۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰	۰/۱۴۰
رفتار توده‌ای	۰/۳۴۰	۰/۴۶۰	۰/۴۸۰	۰/۳۳۰	۰/۴۴۰	۰/۴۷۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۲۰	۰/۳۳۰	۰/۴۴۰	۰/۴۶۰
فرهنگ	۰/۰۳۰	۰/۱۱۰	۰/۲۶۰	۰/۱۳۰	۰/۱۳۰	۰/۳۷۰	۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	۰/۱۵۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲۰

منبع: یافته های پژوهشگر

مرحله ۴ : به دست آوردن ماتریس تاثیر کل فازی: هنگامی که ماتریس تاثیر مستقیم فازی نرمال شدهN بدست آمد، که ماتریس تاثیر کل فازی T~ از طریق معادله زیر بدست می‌آید که I یک ماتریس واحد است :

$$\tilde{T} = N * (I - N)^{-1}$$

در جدول زیر ماتریس تاثیر کل فازی منتج شده از ماتریس تاثیر مستقیم فازی برای چهار عامل اصلی ارائه گردیده است.

جدول (۵) ماتریس تاثیر کل فازی برای چهار عامل اصلی

ماتریس D	مالی رفتاری			شخصیت رفتاری			رفتار توده‌ای			فرهنگ		
مالی رفتاری	۰/۰۰۰	۰/۰۴۰	۲/۰۹۰	۰/۱۱۰	۰/۱۷۰	۲/۶۸۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰	۱/۲۸۰	۰/۰۰۰	۰/۱۲۰	۱/۸۸۰
شخصیت رفتاری	۰/۰۲۰	۰/۱۲۰	۱/۹۰۰	۰/۰۱۰	۰/۰۳۰	۲/۱۴۰	۰/۰۲۰	۰/۰۳۰	۱/۱۳۰	۰/۰۱۰	۰/۰۵۰	۱/۵۸۰
رفتار توده‌ای	۰/۳۶۰	۰/۵۹۰	۳/۹۲۰	۰/۴۲۰	۰/۶۱۰	۴/۶۳۰	۰/۰۱۰	۰/۰۳۰	۲/۱۵۰	۰/۳۳۰	۰/۵۳۰	۳/۳۸۰
فرهنگ	۰/۰۴۰	۰/۱۴۰	۲/۳۷۰	۰/۱۴۰	۰/۱۷۰	۲/۸۹۰	۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	۱/۳۹۰	۰/۰۱۰	۰/۰۳۰.	۱/۹۳۰

منبع: یافته های پژوهشگر

مرحله ۵ : دی فازی کردن به مقادیر قطعی: با استفاده از روش سی اف سی اس، ماتریس تاثیر کل فازی به ارزش‌های قطعی به ماتریس تاثیرات کل دیفازی تبدیل می‌شود. در جدول زیر ماتریس دی فازی شده به مقادیر قطعی منتج شده از ماتریس تاثیر کل فازی و با استفاده از فرمول های زیر برای چهار عامل اصلی ارائه گردیده است.

$$T^D = \frac{T_l + 2T_m + T_r}{4}$$

جدول (۶) ماتریس دیفازی شده (اعداد قطعی) برای چهار عامل اصلی

ماتریس D	مالی رفتاری	شخصیت رفتاری	رفتار توده‌ای	فرهنگ
مالی رفتاری	۲/۱۶۷	۳/۱۲۷	۱/۳۲۴	۲/۱۲۴
شخصیت رفتاری	۲/۱۵۱	۲/۲۱۵	۱/۱۹۶	۱/۶۷۸
رفتار توده‌ای	۵/۴۶۴	۶/۲۶۹	۲/۲۲۵	۴/۷۸۲
فرهنگ	۲/۶۹۵	۳/۳۶۴	۱/۴۴۸	۱/۹۸۹

منبع: یافته های پژوهشگر

مرحله ۶ : محاسبه‌ی مقدار آستانه

جمع کل: ۴۴/۲۱۹۸

مقدار آستانه: ۲/۷۶۳

با توجه به مقدار آستانه‌ی حاصل شده، در روابط بین عوامل جدول دیفازی، ارتباط بین عوامل که مقدار آن‌ها کمتر از حد آستانه است در نظر گرفته نمی‌شود.

جدول (۷) ماتریس دیفازی شده خالص (اعداد قطعی خلص) برای چهار عامل اصلی

ماتریس D	مالی رفتاری	شخصیت رفتاری	رفتار توده‌ای	فرهنگ
مالی رفتاری	۰	۱	۰	۰
شخصیت رفتاری	۰	۰	۰	۰
رفتار توده‌ای	۱	۱	۰	۱
فرهنگ	۰	۱	۰	۰

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به جدول فوق عامل رفتار توده‌ای بر همه عوامل دیگر تاثیر خالص می‌گذارد ولی تاثیر خالص نمی‌گیرد و از طرفی شخصیت رفتاری از کلیه عوامل تاثیر خالص می‌گیرد ولی تاثیرپذیری خالص ندارد.

مرحله ی ۷ : تعیین میزان اهمیت و تأثیرگذاری و تأثیرپذیری بین ابعاد

جدول زیر میزان تأثیرگذاری(D) و تأثیرپذیری(R) ، میزان ارتباط با بقیه عوامل(D-R) و میزان اهمیت عامل(D+R) بین ابعاد را برای چهار عامل اصلی بصورت جدولی ارائه می‌دهد.

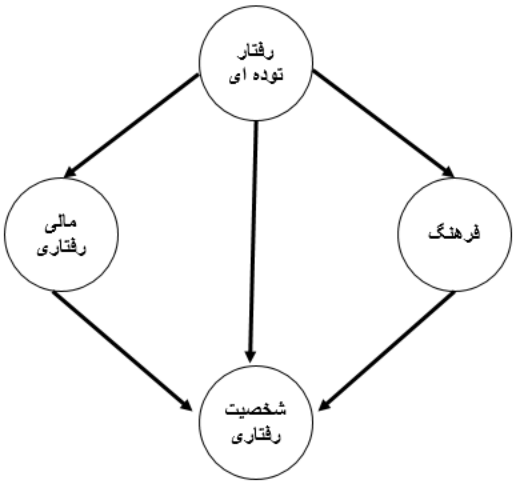
جدول (۸) اهمیت و تأثیرگذاری ابعاد (اعداد قطعی) برای چهار عامل اصلی

	D	R	D-R	D+R
مالی رفتاری	۸/۷۴۲	۱۲/۴۷۸	-۳/۷۳۶	۲۱/۲۲۱
شخصیت رفتاری	۷/۲۴۱	۱۴/۹۷۵	-۷/۷۳۴	۲۲/۲۱۶
رفتار توده‌ای	۱۸/۷۴۰	۶/۳۹۴	۱۲/۵۴۶	۲۴/۹۳۳
فرهنگ	۹/۴۹۷	۱۰/۵۷۳	-۱/۰۷۶	۲۰/۰۷۰

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به جدول فوق میزان تاثیرگذاری عامل رفتار توده‌ای برابر ۱۸/۷۴ و بیشترین تاثیرگذاری را بین عوامل دارد همچنین میزان تاثیرپذیری این عامل برابر ۶/۱۹۴ که کمترین تاثیرپذیری را بین عوامل دارد. عامل رفتار توده‌ای در بین همه عوامل بیشترین ارتباط یعنی ارتباط برابر با ۱۲/۵۴۶ دارد و در نهایت میزان اهمیت این عامل برابر ۲۴/۹۳۳ است که رتبه اول اهمیت و تاثیر گذاری را به خود می‌گیرد و می‌توان گفت یکی از مهمترین عامل‌ها در این پژوهش است. لذا برای کنترل احساسات سرمایه‌گذاران باید چهار عامل اصلی مالی رفتاری، شخصیت رفتاری، رفتار توده‌ای و فرهنگ کنترل شود. تا این مرحله از پژوهش به این نتیجه رسیدیم که اگر بتوان رفتار توده‌ای سرمایه‌گذاران را تحت کنترل قرار داد با توجه به تاثیرگذاری این عامل می‌توان عوامل دیگر را نیز کنترل کرد و در نهایت با صرف هزینه و زمان خیلی کمتر می‌توان احساسات سرمایه‌گذاران در بورس کنترل کرد.

با توجه به تحلیل های صورت گرفته در مورد تاثیرگذاری و تاثیرپذیری بین عوامل این پژوهش ، مدل کلی ارائه گردیده برای ارتباط بین عوامل با یکدیگر به صورت نمودار(شماره ۱) ارائه گردیده است.



نمودار (شماره۱) مدل منتج شده از تجریه و تحلیل داده ها

(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

با توجه به یافته‌های پژوهش، عامل رفتار توده‌ای با میانگین تاثیرگذاری ۱۸/۷۴۰، عامل فرهنگ با میانگین تاثیرگذاری ۹/۴۹۷ و عامل مالی رفتاری با میانگین تاثیرگذاری ۸/۷۴۲ در شمار عوامل تاثیرگذار قرار دارند. از طرفی عامل شخصیت رفتاری با میانگین تأثیرپذیر ۱۴/۹۷۵ به عنوان عامل تأثیرپذیر می‌باشند. به بیان دیگر عامل رفتار توده‌ای بر سه عامل دیگر و عامل فرهنگ و مالی رفتاری بر عامل شخصیت رفتاری تاثیرگذار است. و عامل شخصیت رفتاری بر هیچ عاملی تاثیرگذار نیست.

تجزیه‌وتحلیل نفوذ- وابستگی عوامل موثر بر رفتار احساسی سرمایه گذاران

بر اساس قدرت وابستگی و نفوذ عوامل، می‌توان دستگاه مختصاتی تعریف کرد و آن را به چهار قسمت مساوی تقسیم نمود. تجزیه و تحلیل بر پایه قدرت نفوذ (تاثیرگذاری) و میزان وابستگی (تاثیرپذیری) هر متغیر شکل گرفته و امکان بررسی بیشتر محدوده هر یک از متغیرها را فراهم می‌سازد. جمع سطری مقادیر در ماتریس دستیابی نهایی برای هر عنصر بیانگر میزان نفوذ و جمع ستونی نشانگر میزان وابستگی خواهد بود. بر اساس قدرت نفوذ و وابستگی، چهار گروه از عناصر قابل‌شناسایی خواهند بود که عبارت‌اند از:

متصل(پیوندی): عواملی که دارای قدرت نفوذ و وابستگی زیاد هستند. به عبارتی تاثیرگذاری و تاثیرپذیری این معیارها بسیار بالاست و هر تغییر کوچکی بر روی این متغیرها باعث تغییرات اساسی در سیستم می شود.

مستقل: عواملی که دارای قدرت نفوذ قوی ولی وابستگی ضعیف می‌باشند. به عبارتی دیگر تاثیرگذاری بالا و تاثیرپذیری کم از ویژگی‌های این متغیرها است.

خودمختار: عواملی که دارای قدرت نفوذ و وابستگی ضعیف می‌باشند. این معیارها عموما از سیستم جدا می‌شوند زیرا دارای اتصالات ضعیف با سیستم هستند. تغییری در این متغیرها باعث تغییر جدی در سیستم نمی‌شود.

وابسته: عواملی که دارای قدرت نفوذ کم ولی وابستگی شدید می‌باشند. این متغیرها اصولا تاثیرپذیری بالا و تاثیرگذاری کمی روی سیستم دارند. درواقع این روش در تحلیل یافته‌ها با هدف شناسایی میزان قدرت وابستگی و نفوذ عناصر سیستم در تحلیل‌های ساختاری به کار می‌رود. اعداد به‌دست‌آمده برای هر شاخص به‌صورت جداگانه در دسته‌بندی اجزای سیستم ازلحاظ قدرت نفوذ و وابستگی در نمودار (۶-۴) ظاهرشده‌اند. اعداد تاثیرگذاری و تاثیر پذیری جدول (شماره ۹) بر اساس جدول شماره ۸ طبق ستون D و R قرار گرفته است.

در تجزیه تحلیل نفوذ- وابستگی متغیرها برحسب قدرت نفوذ و وابستگی به چهار دسته تقسیم شدند. در ربع اول، متغیرهای متصل(پیوندی) هستند که دارای قدرت نفوذ زیاد و وابستگی زیاد می‌باشند. این متغیرها پویا هستند، زیرا هر نوع تغییر در آن‌ها، کل سیستم را تحت تأثیر قرار می‌دهد و درنهایت، بازخورد سیستم نیز می‌تواند این متغیرها را دوباره تغییر دهد. در تحقیق حاضر عوامل پیوندی نداریم.

در ربع دوم، متغیرهای مستقل هستند که دارای قدرت نفوذ قوی ولی وابستگی ضعیف می‌باشند. این دسته مانند سنگ بنای ساختاری سیستم عمل می‌کنند و برای شروع یک تغییر و تحول اساسی در عملکرد سیستم، باید در وهله اول روی آن‌ها تأکید کرد. در تحقیق حاضر رفتار توده‌ای در ربع دوم قرار می‌گیرند لذا جزء متغیرهای مستقل بشمار می‌روند .

در ربع سوم، متغیرهای خودمختار هستند که دارای قدرت نفوذ و وابستگی ضعیف می‌باشند. این متغیرها نسبتاً غیر متصل به سیستم هستند و دارای ارتباطات کم و ضعیف با سیستم می‌باشند. عامل فرهنگ در ربع سوم قرار گرفته است لذا از عوامل خودمختار می‌باشد.

در ربع چهارم، متغیرهای وابسته سیستم قرار دارند که دارای قدرت نفوذ کم، ولی دارای وابستگی شدید می‌باشند. این مؤلفه‌ها که بالاترین قدرت وابستگی و کمترین قدرت نفوذ را در سیستم برخوردارند. در تحقیق حاضر عوامل مالی رفتاری و شخصیت رفتاری در ربع چهارم قرار می‌گیرد لذا جزء متغیرهای وابسته بشمار می‌رود.

جدول (۹) تحلیل نفوذ- وابستگی عوامل موثر بر احساسات سرمایه گذاران

تاثیرگذاری	۱۹									
	۱۸	رفتار توده ای								
	۱۷				مستقل					پیوندی
	۱۶									
	۱۵									
	۱۴									
	۱۳				خودمختار					وابسته
	۱۲									
	۱۱									
	۱۰									
	۹				فرهنگ					
	۸								مالی رفتاری	
	۷									شخصیت رفتاری
		۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
	تاثیرپذیری									

(منبع: یافته‌های پژوهشگر)

بحث و نتیجه گیری

دراین پژوهش به ارائه الگوی علّی جهت بررسی رفتار احساسی سرمایه گذاران سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. در ابتدا مطرح شد که رفتار احساسی سرمایه گذاران در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا چه میزان می‌تواند بر قیمت سهام تاثیر بگذارد در راستای نتایج سوال اول پژوهش و با توجه به تحلیل محتوا در این پژوهش ، چهار عامل مالی رفتاری، شخصیت رفتاری، رفتار توده‌ای، فرهنگ به عنوان عوامل موثر بر احساسات سرمایه‌گذاران در این پژوهش شناسایی شده است . با توجه به نتایج، میزان تاثیرگذاری عامل رفتار توده‌ای برابر ۱۸/۷۴ و بیشترین تاثیرگذاری را بین عوامل دارد همچنین میزان تاثیرپذیری این عامل برابر ۶/۱۹۴ که کمترین تاثیرپذیری را بین عوامل دارد. عامل رفتار توده‌ای در بین همه

عوامل بیشترین ارتباط برابر با ۱۲/۵۴۶ دارد و در نهایت میزان اهمیت این عامل برابر ۲۴/۹۳۳ است که رتبه اول اهمیت وتأثیرگذاری را به خود می‌گیرد و می‌توان گفت یکی از مهمترین عامل‌ها در این پژوهش است. لذا برای کنترل احساسات سرمایه‌گذاران باید چهار عامل اصلی مالی رفتاری، شخصیت رفتاری، رفتار توده‌ای و فرهنگ کنترل شود. تا این مرحله از پژوهش به این نتیجه رسیدیم که اگر بتوان رفتار توده‌ای سرمایه‌گذاران را تحت کنترل قرار داد با توجه به تاثیرگذاری این عامل می‌توان عوامل دیگر را نیز کنترل کرد و در نهایت با صرف هزینه و زمان خیلی کمتر می‌توان احساسات سرمایه‌گذاران در بورس کنترل کرد. در این راستا خان و همکاران[1] (۲۰۲۲) در پژوهش خود متوجه شد که اخبار خوب و بد، می تواند بر بازده سهام شرکت‌ها تأثیر گذار باشد. سیف الهی و همکاران (۱۳۹۸)، نشان میدهد که احساسات، تأثیر با اهمیتی بر بازده سهام دارد؛ ولی این تأثیرگذاری معمولا در روزها و هفته های بعد اثر خود را بر بازده سهام نشان میدهد؛ بنابراین انتظار می رود که به دنبال برانگیخته شدن احساسات سرمایه گذاران، به ویژه زمانی که این احساسات زودگذر نباشد، قیمت سهام شرکت‌هایی که اخبار خوب یا بد مربوط به آنها باعث تحریک احساسات سرمایه گذاران شده است، تغییر کند. همچنین بیکر و همکاران[2] (۲۰۲۰)،در دیدگاه مالی سنتی، تأثیر عوامل روانشناسی مد نظر قرار نمی گیرد و نتایج پژوهشهای مالی رفتاری نشان داده است که گرایش احساسی فردی و ساختاریافته سرمایه گذاران، تأثیر مهمی بر بازده سهام دارد و با نتایج این تحقیق هم راستا است. با توجه به سوال اول که عوامل رفتار توده‌ای، مالی رفتاری، فرهنگ و شخصیت رفتاری بر احساسات سرمایه‌گذاران موثر هستند و همچنین احساسات سرمایه‌گذارن بر قیمت سهام موثر است، پیشنهاد می‌شود که قبل از اتخاذ تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌ها، به شاخص‌های موثر بر احساسات سرمایه‌گذاران در این پژوهش به عنوان یک عامل تغییرات در بازارهای مالی توجه بیشتری مبذول دارند و با توجه به سوال دوم پژوهش که نشان داد احساسات سرمایه‌گذاران و عوامل مؤثر رفتاری بر قیمت سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه تاثیر بسزایی دارد به مشاوران و تحلیل گران مالی پیشنهاد می‌شود که زمینه ای را فراهم کنند تا با نفوذ در ذهن مشتری، فهم جامعی از انگیزه‌ها و خواسته‌ها و نگرانی‌های مشتری به دست آورند و مطابق با آن مشاوره لازم را انجام بدن تا در طراحی پرتفوی بهتر به سرمایه‌گذاران کمک بهتری کنند. پژوهش حاضر و ارائه مدل این پژوهش برای سرمایه‌گذاران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است، و لذا تعمیم نتایج به دست آمده به بازارهای سرمایه دیگر باید با احتیاط انجام شود. وجود شرایط کرونا و تاثیرگذاری آن بر مشارکت خبرگان و کارشناسان تا حدودی کار این پژوهش را سنگینتر کرد که یکی از محدودیت های این پژوهش بود.

بطور کلی نتایج نشان داد که روند بازار باعث تغییرات زیادی در قیمت سهام خواهد شد. اگر بازار صعودی در پیش داشته باشد در مرحله اول باعث افزایش قیمت خواهد بود به طوری که سهام بنیادی و قوی در روز صف

1. Khan et al.
3. Bicer et al.

خرید خواهند شد و اجازه ورود سهامدار جدید نخواهد داد و از طرفی که بازار صعودی است سهامداران بصورت توده ای به سهم های ضعیف و زیانده روی می‌آورند و باعث افزایش قیمت شدید در سهام زیانده می‌شوند. این رفتار توده ای در جهت صعود بازار تا جایی ادامه خواهد داشت که کل بازار را حباب قیمتی در برخواهد گرفت. لازمه ترکیدن این حباب می‌تواند دلایلی سیاسی، اقتصادی، فروش شدید حقوقی و حقیقی های بزرگ، .... داشته باشد. بیشتر مدل های مالی به بررسی رابطه ی بین قیمت دارایی ها و متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته ولی نظریه ی انتظارات عقلایی، سعی در مرتبط کردن علوم مالی و اقتصادی در یک نظریه ی جذاب دارد؛ اما وجود برخی شواهد تجربی مانند استثناهای بازار که توسط مدل های رایج فرضیه‌ی بازار کارا قابل تبیین نمودند، زمینه ساز پیدایش نظریه‌ی مالی رفتاری گردید.» بیشتر نظریه های اقتصادی بر این اساس بنا شده اند که افراد در مواجه با رویدادهای اقتصادی به صورت منطقی عمل می کنند و تمامی اطلاعات موجود را در فرایند تصمیم گیری در نظر می گیرند. این فرضیه مبنای اصلی فرضیه‌ی بازار کارا است؛ اما پژوهشگران به این فرضیه خدشه وارد نمودند و مدارکی پیدا کردند که نشان دهنده ی نبود رفتار منطقی در مبحث سرمایه گذاری است؛ مثلا سرمایه گذاران به جای اینکه دنبال نقطه ی بهینه باشند، معمولا به نقطه‌ی راضی شدن اکتفا می کنند.

فهرست منابع

علی نژاد، س.، رهنمای رودپشتی، ف.، و رضایی، ف. (۱۴۰۰). آزمایش محتوای اطلاعاتی تحت تأثیر رفتار احساسات سرمایه گذاران و کیفیت گزارشگری مالی. مجله دانش سرمایه‌گذاری، ۱۱(۴۴)، ۱۰۳-۱۲۵.

احمدی، م.، محمد رمضان، قلمبر، درسه و سیدصابر. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر معیارهای بیش اعتمادی مدیران ارشد بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۱(۴۱)، ۹۳-۱۲۴.

ابراهیم پور حبیب اله، روشن دل اربطانی طاهر و امیری عبدالرضا.(۱۴۰۲) عوامل نگرش مؤثر در تبیین اعتماد عمومی به پلیس (مطالعه موردی: پلیس تهران). فصلنامه تحقیقات مدیریت مدیریت، ۷(۳)، صص ۳۲۷-۳۰۱

حسنی. (۱۴۰۱). تأثیر محرک‌های احتمالی خطر دادرسی ناشی از اشتباهات و اعوجاج در گزارشگری مالی مالکان بر تعدیل اظهارنظر حسابرسی. قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری و حسابرسی، ۱(۳)، ۱۲۵-۱۶۵.

حیدرپور، ف.، فرزانه، تاری واردی، یاد اله و محرابی. (۱۳۹۷). تأثیر تمایلات هیجانی سرمایه گذاران بر بازده سهام. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶ (شماره ۱ (۱۷ متوالی))، ۱-۱۳.

قربانی، پورطاهر اقدم، فرزانه و رهنما رودپشتی. (۱۴۰۱). تاثیر محافظه کاری حسابرس و عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر کیفیت سود. قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری و حسابرسی، ۱(۲)، ۱-۲۵.

نایب محسنی، س.، خلیفه سلطانی، س.ع.، و حجازی، ر. (۱۴۰۰). تدوین مدل رفتاری تصمیم گیری سرمایه گذاران انفرادی در بازار سرمایه ایران. مجله تحقیقات مالی، ۲۳(۴)، ۶۲۵-۶۵۲.

جهانشاد، ع.، ملکیان، ح.، و حمزه. (۱۳۹۶). نقش اعتماد بر واکنش سرمایه گذاران به اعلام سود با تاکید بر الزامات نهادهای رسمی و عدم تقارن اطلاعاتی. تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۷(۲۶)، ۹۲-۱۰۷.

رجب دری، وکیلی فرد، سالاری و امیری. (۱۴۰۱). رابطه بین نظریه های اخلاقی و رفتار اخلاقی در قضاوت حسابرسان. قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری و حسابرسی، ۱(۱)، ۱۱۳-۱۴۲.

رضایی، ف. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین قیمت سهام و متغیرهای حسابداری در مراحل چرخه عمر شرکت با استفاده از تحلیل بیزی سلسله مراتبی. مجله تحقیقات حسابداری مالی، ۵(۲)، ۱۰۹-۱۲۶.

سرلک، ک.، علیپور، وکیلی فرد. (۱۳۹۴). تأثیر متغیرهای تصمیم گیری هیجانی و تکنیک بنیادی سرمایه گذاران بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۵(شماره ۴ (متوالی ۱۶))، ۱-۱۲.

سیف الهی، کردلوی و دشتی. (۱۳۹۹). بررسی تطبیقی عوامل رفتاری در سرمایه گذاری دارایی های مالی. دانش سرمایه گذاری، ۴(۱۵)، ۳۳-۵۲.

Aissia, D. B. (2016). Home and foreign investor sentiment and the stock returns. The Quarterly Review of Economics and Finance, 59, 71-77.

Ahmed, S., & Ullah, N. (2013). Investor sentiment and stock market dynamics: A case of Pakistan. Journal of Public Administration, Finance and Law, 4(4), 126-135.

Baker, M., & Wurgler, J. (2020). Investor sentiment in the stock market. Journal of economic perspectives, 21(2), 129-152.

Dinda, S. (2008). Social capital in the creation of human capital and economic growth: A productive consumption approach. The Journal of Socio-Economics, 37(5), 2020-2033.

Chen, W. J. (2013). Can corporate governance mitigate the adverse impact of investor sentiment on corporate investment decisions? Evidence from Taiwan. Asian Journal of Finance & Accounting, 5(2), 101.

Dalika, N. K., & Seetharam, Y. (2014). Sentiment and returns: Analysis of investor sentiment in the south African market (Doctoral dissertation, University of the Witwatersrand, Faculty of Commerce, Law and Management, School of Economic and Business Sciences).

Khan, J., Etebari, A., & Wisniewski, T. P. (2022). The effect of investors' personality characteristics on their investment decisions with the mediating role of financial self-efficacy and emotional biases and the moderating role of need for cognition and individual mood in Pakistan Stock Exchange. Journal of Banking & Finance, 36(3), 835-845.

Rajerz, Y. & Polak,. (2021). Three simple models of social capital and economic growth. The Journal of Socio-Economics, 35(5), 889-912.

Wang, Y. M., Li, C. A., & Lin, C. F. (2021). T The effect of the day of the week and stock returns with the emotional orientation of investors in the Chinese stock market. International Research Journal of Finance and Economics, 28, 134-151.

Wu, X., & Wang, Z. (2005). Equity financing in a Myers–Majluf framework with private benefits of control. Journal of Corporate Finance, 11(5), 915-945.

Zhu, B., & Niu, F. (2019). Investor sentiment, accounting information and stock price: Evidence from China. Pacific-Basin Finance Journal, 38, 125-134.
Zouaoui, M., Nouyrigat, G., & Beer, F. (2016). How does investor sentiment affect stock market crises? Evidence from panel data. Financial Review, 46(4), 723-747.

Judgment and Decision Making in Accounting
Vol. (3) Issue (10) Summer 2024
Abstract

https://doi.org/10.30495/JDAA.1403.1079844

Provide a Causal Model to Investigate the Emotional Behavior of Investors According to the Fuzzy Dematel Method

Elham Bahaghighat[1]
Ali Esmaeilzadeh[2]

Received: 23 / April / 2024 Accepted: 03 / June / 2024

Abstract

Today, the feelings of investors are recognized as one of the influential factors in the flow of capital as well as the general movement of the stock market; So that the flow of capital to investment funds is mentioned as one of the indicators for assessing market sentiment. In fact, investors with little information are more likely to make new investments or withdraw from previous ones based on emotions. The aim of this study was to provide a causal model to investigate the emotional behavior of investors with respect to the fuzzy Dematel method. This research is descriptive in nature and content. In this research, information about 15 professors and capital market experts is the statistical sample. The results of this study showed that the four main factors of behavioral finance, behavioral personality, mass behavior and culture affect the emotional behavior of investors. Also, Dematel method showed that the mass behavior factor with an average of 18.740, the culture factor with an average of 9.497 and the behavioral financial factor with an average of 8.742 are among the influential factors. On the other hand, the behavioral personality factor with an average of 14.975 is considered as an influential factor.
Keywords: Behavioral finance, mass behavior, culture, behavioral personality, emotional behavior of investors

[1] Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. ebahaghighat@gmail.com
[2] Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (corresponding author). alies35091@gmail.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری
دورهٔ ۳ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۱۰)/ تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۸۹ تا ۱۰۹

https://doi.org/10.30495/JDAA.1403.1118618

تبیین نقش واسطه‌ای عوامل موثر بر تاخیر در گزارش حسابرس بر رابطه بین تطابق درآمد–هزینه و نوسانات اضافی قیمت سهام

حمید خدمتگذار[۱]
مجتبی ملکی چوبری[۲]✉
سینا خردیار[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۰۸

چکیده

اطلاعات حسابداری در قالب گزارش‌های مالی در اختیار استفاده‌کنندگان قرار می‌گیرد. حسابرسان مستقل بستر و شرایط لازم را برای کیفیت اطلاعات حسابداری و گزارشگری مالی به موقع فراهم می‌کنند. بنابراین تاخیر در ارائه گزارش های حسابرسی می‌تواند بر عملکرد شرکت و حتی قیمت سهام شرکت تاثیرگذار باشد. در این پژوهش، تئوری مربوط به اصل تطابق در ارتباط با نوسان قیمت سهام مورد بررسی قرار گرفت. رویکرد اصلی تئوری مذکور این است که تطابق ضعیف به عنوان اختلال در رابطه اقتصادی بین درآمد و هزینه عمل می‌کند و به تبع آن افزایش نوسان‌پذیری در قیمت سهام را به همراه دارد. نتایج این تحقیق، سازگاری قوی با تئوری موجود را نشان داد. این پژوهش با هدف تبیین نقش واسطه‌ای عوامل موثر بر تاخیر در گزارش حسابرس بر رابطه بین تطابق درآمد-هزینه و نوسانات اضافی قیمت سهام با استفاده از روش ترکیبی DEMATEL و ANP در دوره زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹ در ۱۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده‌است. جهت شناسایی و رتبه بندی عوامل موثر بر تاخیر گزارش حسابرس از روش دلفی‌فازی و جهت تعیین شدت اثرپذیری و تاثیر پذیری و در نهایت رتبه بندی از روش دیمتل فازی و روش تحلیل شبکه‌ای ANP استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان داد که تاخیر در گزارش حسابرس در رابطه بین رعایت اصل تطابق و نوسان و نوسان اضافی قیمت نقش واسطه‌ای دارد.

واژه‌های کلیدی: تطابق درآمد-هزینه، نوسانات اضافی قیمت سهام، تاخیر در گزارش حسابرسی.

۱ گروه حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. Khedmatgozarhamid5@gmail.c
۲ گروه حسابداری، واحد لاهیجان، دانشگاه آزاد اسلامی، لاهیجان، ایران (نویسنده مسئول)maleki@iaurasht.ac.ir
۳ گروه حسابداری، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.Kheradyar@iaurasht.ac.ir

نوع مقاله: پژوهشی
http://jdaa.iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

یکی از الزامات پیشرفت در هر جامعه‌ای سرمایه‌گذاری است و می‌توان اظهار داشت که هیچ جامعه‌ای بدون سرمایه‌گذاری پیشرفت نخواهد نمود و برای سرمایه‌گذاری درست، اطلاعاتی مورد نیاز می‌باشد. هر چقدر این اطلاعات از درجه اعتبار بیشتری برخوردار باشد تصمیمی که بر اساس این اطلاعات گرفته خواهد شد، نیز به موفقیت نزدیکتر خواهد بود. هر سرمایه‌گذار برای سرمایه‌گذاری به عوامل مختلفی توجه می‌کند که مهمترین آن‌ها بازده سرمایه‌گذاری می‌باشد (خردیار و شیرنژاد، ۱۳۹۴).

اصولا بازده سهام ناشی از منفعت سرمایه و ناشی از نوسانات قیمت سهام ایجاد می‌شود و بازده ناشی از سود سهام با توجه به سود تحصیل شده در طی دوره سرمایه‌گذاری تعیین می‌شود (شی و همکاران، ۲۰۲۳). امروزه بازار سرمایه با استفاده از مکانیزم‌های درونی خود به تعیین قیمت عادلانه سهام و تخصیص بهینه سرمایه می‌پردازد و دو دلیل ذکر شده از جمله دلایل مهم تاثیرگذاری بازار سرمایه بر رشد و توسعه اقتصادی کشور است. اما تخصیص هنگامی بهینه است که بیشترین بخش سرمایه، متوجه سودآورترین فعالیت‌ها شود (ماهاپاترا و همکاران، ۲۰۱۹). در تحقیقات پیشین پژوهش‌های بسیاری در زمینه عوامل تاثیرگذار بر نوسان قیمت سهام انجام شده است ولی با کمال تعجب بر خلاف دیگر ناهنجاری های مالی، ادبیات و مقالات کمی اقدام به بررسی سودآوری ضمنی نوسانات اضافی قیمت سهام نموده‌اند. دوماس یادآور می‌شود که اگر نوسانات اضافی قیمت سهام وجود دارد می‌توان گفت که این شواهد از عدم کارایی بازار مالی است. در این صورت باید قادر به توسعه برخی از معاملاتی باشیم که بتوانیم سود را از نوسانات اضافی قیمت سهام بدست آوریم و به طور خاص اگر دلیل نوسانات اضافی قیمت سهام بی خردی یک یا چند دسته از معامله‌گران باشد باید به منظور بهره‌گیری از رفتار معامله‌گران منطقی راهی پیدا کنیم (دوماس، ۲۰۰۳).

جهت ارزشیابی نوسانات قیمت سهام، آگاهی از سود شرکت برای سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی لازم می‌باشد (ژائو و همکاران، ۲۰۲۳). در هر صورت سود سهام از عمده معیارهایی است که افراد و شرکت‌ها در انتخاب سهام به کارگرفته و با در نظر گرفتن افزایش یا کاهش، قیمتشان را پیش‌بینی می‌کنند (فو و همکاران، ۲۰۲۲). واحدهای تجاری پیوسته برای تحصیل درآمد متحمل هزینه می‌شوند و موفقیت آن‌ها از طریق مازاد درآمدها و هزینه‌ها در قالب سود اندازه‌گیری می‌شود. برای شناخت هزینه‌ها، حسابداران می‌کوشند از رویکرد " بگذار هزینه‌ها از درآمدها " تبعیت کنند، پیروی نمایند. از این رو شناخت هزینه به شناخت درآمد بستگی دارد، البته زمانی که چنین کاری عملی و معقول باشد، این رویه اصل تطابق نامیده می‌شود. در حقیقت، اصل تطابق بر شناخت و اندازه‌گیری سود حسابداری تمرکز دارد.

یکی از چالش‌های اصلی که در این پژوهش با آن روبرو خواهیم بود آن است که بتوانیم الگویی از پیش‌بینی نوسانات قیمت سهام ارائه دهیم و با توجه به آنکه برای ارزشیابی قیمت سهام آگهی از سود شرکت برای سرمایه-گذاران و تحلیلگران مالی لازم می‌باشد توجه خود را به اصل تطابق معطوف می‌کنیم چرا که اصل تطابق بر شناخت

و اندازه‌گیری سود تمرکز دارد. در این پژوهش به دنبال یافتن پرسش به این پاسخ هستیم که چگونه تطابق درآمد- هزینه می‌تواند نوسانات اضافی قیمت سهام را پیش‌بینی کند و چه عوامل دیگری می‌تواند موجب برقراری پیوند بین رابطه تطابق درآمد- هزینه و پیش‌بینی نوسانات اضافی قیمت سهام باشد و چگونه در این رابطه می‌توان به متغیر سومی دست یافت که بتواند نقش واسطه‌ای را بین دو متغیر فوق ایفا نماید.

در هر نوع سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاران به دنبال کسب بازدهی از سرمایه‌گذاری خود هستند و سعی دارند که از مقدار آتی بازده سهام اطلاعات کسب کنند مشخص بودن متغیرهای موثر بر قیمت سهام می‌تواند راه گشایی برای سرمایه‌گذاران جهت شناخت ساز و کار بازار سهام و برنامه ریزی آتی باشد (آگوسینی و همکاران، ۲۰۱۸). صورت‌های مالی و اطلاعات مندرج در آن، یکی از مهمترین منابع اطلاعاتی است که می‌تواند به سرمایه‌گذاران در اتخاذ تصمیمات سودمند اقتصادی یاری رساند. حسابرسان اطمینان منطقی فراهم می‌کنند که صورت‌های مالی عاری از هرگونه تحریف و اشتباه با اهمیت هستند و اینکه حسابرسی، اثرهای نامساعد جدایی مالکیت از مدیریت را از طریق کاهش دادن نبود تقارن اطلاعات بین استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی و تهیه کنندگان آن، به حداقل می‌رساند. با توجه به اینکه مسئولیت پاسخگویی در زمینه کیفیت گزارشگری مالی با مدیریت واحد مورد رسیدگی است، حسابرسان مستقل می‌توانند بستر و شرایط لازم را برای کیفیت اطلاعات حسابداری و گزارشگری مالی فراهم کنند. پس به عبارتی می‌توان گفت که صورت‌های مالی محصول مشترک حسابرسان و واحد گزارشگر است. اطلاعات صورت‌های مالی زمانی سودمند تلقی می‌شوند که انتظارات سرمایه‌گذاران را در ارتباط با ارزش سهام تایید کنند و یا آن‌ها را تغییر دهند. با این حال بسیاری از پژوهشگران استدلال نموده‌اند که صورت‌های مالی تاریخی و به ویژه صورت سود و زیان، اطلاعات سودمندی در مورد تطابق درآمدها و هزینه‌ها و سود برای سرمایه- گذاران فراهم می‌کند (وانگ و همکاران، ۲۰۲۲).

از جنبه تئوریک تاثیرگذاری عوامل تاخیر در گزارش حسابرسی در کاهش نوسان قیمت سهام قابل توضیح است. توازن بین " گزارشگری به موقع" و " ارائه اطلاعات قابل اتکا" سال‌هاست گریبان‌گیر حسابرسان مستقل شده‌است. ارائه به موقع گزارش مالی از سوی شرکت‌ها، یکی از مولفه‌های اصلی گزارشگری با کیفیت است. پژوهش‌های پیشین نشان دادند که ارائه به موقع گزارش مالی باعث غنای محتوای اطلاعاتی شده و در نتیجه بر ارزش بنگاه اثرگذار است (بلنکلی، هارت و مک‌کرگور، ۲۰۱۴). مدت زمان حسابرسی سالانه به عنوان مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده ارائه به موقع گزارش مالی از سوی بنگاه‌ها شناخته شده‌است. بنابراین افشای به هنگام گزارش مالی از طریق صورت‌های مالی حسابرسی شده نقش مهمی در ارزش بنگاه و کاهش عدم تقارن اطلاعات مالی ایفا می‌کند (لی، ماند و سان، ۲۰۰۹). به گفته آینفوس (۲۰۱۵)، تقارن اطلاعاتی می‌تواند منجر به کاهش نوسانات قیمت سهام گردد. وی در پژوهش خود ابراز می‌دارد که اطلاعات متقارن باعث کاهش اهرم مالی شده که در نهایت

کاهش ریسک (نوسان‌پذیری قیمت) را سبب می‌شود. به بیان دیگر برابری اطلاعاتی بین استفاده‌کنندگان درون-سازمانی و برون‌سازمانی باعث توازن اطلاعاتی عادلانه و آگاهی آنان از وضعیت بنیادی شرکت گردیده و بدین ترتیب نوسانات قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

با توجه به این که یکی از عواملی که تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت و بازده سهام دارد، تاخیر گزارش حسابرسان است یکی دیگر از چالش‌هایی که در این پژوهش با آن روبرو هستیم آن است که رتبه تخصیص یافته به تاخیرگزارش حسابرسان می‌تواند بر رابطه بین تطابق درآمد-هزینه و پیش‌بینی نوسانات قیمت سهام نقش واسطه-ای داشته باشد یا خیر.

۲-پیشینه پژوهش

فیل سرائی (۱۴۰۲)، در پژوهشی به بررسی کارایی مدیریت، تاخیر در تعدیل قیمت سهام و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام پرداخت. نتایج تحقیق وی نشان داد که افزایش کارایی مدیران سبب کاهش تاخیر درتعدیل قیمت سهام می‌شود. ضمن این که نتایج مبین تاثیر معنی‌دار مثبت کارایی مدیران بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام بوده‌است. شجاعی و عطاآبادی (۱۴۰۲)، در پژوهشی به بررسی تحلیل آناتومیک معاملات نویزی و خطای قیمت‌گذاری پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که معاملات نویزی بر سطح خطای قیمت‌گذاری سهام تاثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین خطای قیمت‌گذاری در سطوح مختلف معاملات نویزی متفاوت است؛ یعنی هر چه نویز بیشتر شودخطای قیمت‌گذاری بیشتر می‌شود. این در حالی است که علاوه بر نوسانات معاملات نویزی، نسبت B/M نیز بر آن تاثیر گذار است. در نتیجه با توجه به نتایج پژوهش ورود معامله‌گران ناآگاه در بورس ایجاد نویز می‌کند و سبب انحراف قیمت ذاتی سهام می‌شود.

صاحبقرانی و سجلاتی (۱۴۰۱)، در پژوهشی به بررسی ارتباط تجدید ارزیابی دارایی‌ها با نوسانات قیمت سهام و تحلیل رفتار سهامداران پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها نشان داد که بین تجدید ارزیابی و نوسانات قیمت سهام شرکت رابطه مستقیمی وجود دارد و این رابطه مثبت می‌باشد به طوری که با انجام فرآیند تجدید ارزیابی، ریسک تاثیرپذیری قیمت به صورت افزایشی می‌باشد به عبارتی تجدید ارزیابی باعث افزایش قیمت سهام شرکت می‌باشد.

نعمتی و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهشی به بررسی عوامل موثر بر تاخیر گزارش حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد که بین اندازه شرکت، اندازه موسسه حسابرسی، دوره تصدی و حق‌الزحمه حسابرس با تاخیر در گزارش حسابرسی رابطه معکوس و معناداری وجود دارد. همچنین دوگانگی وظیفه مدیرعامل، مالکیت سهامداران نهادی، تمرکز مالکیت، وجود کمیته حسابرسی و ضعف کنترل داخلی با تاخیر گزارش حسابرس رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد.

حیدریان و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهشی به بررسی تاثیر تاخیر غیرعادی گزارش حسابرس بر نوسانات قیمت سهام و نوسانات سود با توجه به نقش تعدیلی بحران مالی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تاخیر غیرعادی گزارش حسابرس بر نوسانات قیمت سهام تاثیر معناداری دارد. تاخیر غیرعادی گزارش حسابرس بر نوسانات سود تاثیر معناداری دارد. بحران مالی تاثیر تاخیر غیرعادی گزارش حسابرس بر نوسانات قیمت سهام را تعدیل می‌کند. بحران مالی تاثیر تاخیر غیرعادی گزارش حسابرس بر نوسانات سود را تعدیل می‌کند.

لاری‌دشت بیاض و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهشی به بررسی ویژگی‌های کمیته حسابرسی و تاخیر در گزارش حسابرسی پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اندازه و سابقه تشکیل کمیته حسابرسی و وجود اعضای دارای تخصص مالی در کمیته‌های حسابرسی با کاهش تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی همراه است و لیکن استقلال کمیته حسابرسی و تجربه اعضای کمیته حسابرسی موجب افزایش تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی می‌گردد.

حاجی‌ها و رفیعی (۱۳۹۳)، در پژوهشی به بررسی نقش کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی بر به هنگام بودن گزارش حسابرس مستقل پرداخته‌اند، نتایج حاصل از تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بی‌طرفی و قدمت با تاخیر در ارائه گزارش حسابرس مستقل رابطه معکوس دارند ولی در خصوص اندازه واحد حسابرسی داخلی با این متغیر رابط معناداری یافت نشد.

بیات و علی‌احمدی (۱۳۹۳)، در پژوهشی دریافتند بین اندازه شرکت، اظهارنظر حسابرس، تغییر مدیریت و درصد مالکیت نهادی با تاخیر حسابرسی رابطه منفی وجود دارد. همچنین آن‌ها دریافتند بین وجود واحد حسابرسی داخلی، تعداد سهامداران و اقلام غیرمترقبه با تاخیر حسابرسی رابطه معنادار مثبتی وجود دارد.

کاظمی و طرینی (۱۳۹۰)، اثر تطابق درآمدها و هزینه‌ها با نوسان‌پذیری سود و پایداری سود را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که تطابق ضعیف به عنوان اختلال در رابطه اقتصادی بین درآمد و هزینه عمل می‌کند و به تبع آن افزایش نوسان‌پذیری در سود و تضعیف پایداری سود را به همراه دارد. آن‌ها نیز نشان دادند که همراه با افزایش همبستگی درآمدها و هزینه‌ها (کاهش تطابق ضعیف)، نوسان‌پذیری سود در طی سال‌های مورد مطالعه، روند کاهشی و پایداری سود روند افزایشی داشته است.

جیانگ و همکاران (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای به بررسی محدودیت‌های مالی و شواهد تجربی نوسانات قیمت سهام پرداختند. بر اساس تحلیل نظری محدودیت‌های تامین مالی و نوسانات قیمت سهام، فرضیه " محدودیت‌های تامین مالی شرکت‌های بزرگ که مانع از نوسانات قیمت سهام شرکت‌ها می‌شوند" ارائه شده‌است. این مطالعه نشان داد وقتی شرکت محدودیت‌های تامین مالی را کاهش می‌دهند، به دلیل سرمایه‌گذاری بیش از حد، قیمت سهام شرکت نوسان زیادی پیدا می‌کند. علاوه بر این نشان داده‌اند که با جایگزینی شاخص‌های محدودیت در تامین مالی با مواردی همچون اندازه شرکت، نوع بازار، مالکیت، نتیجه‌گیری از مطالعه قوی‌تر است. این تحقیق مکانیسم

تاثیر محدودیت‌های تامین مالی بر نوسان قیمت سهام شرکت‌ها را نشان می‌دهد. نتیجه‌گیری برای سرمایه‌گذاران، شرکت‌ها و مقامات نظارتی مربوطه دارای اهمیت است.

کم و لای (۲۰۲۰)، در پژوهشی بررسی کرده‌است که آیا مشتریان یک شرکت حسابرسی ادغام شده، تاخیر در گزارش حسابرسی، افزایش هزینه حسابرسی یا کاهش کیفیت حسابرسی در پی ادغام را کاهش داده‌اند یا خیر. شواهد نشان نمی‌دهد که به مشتریان شرکت ادغام شده هزینه‌های ممیزی بالاتری پرداخت شود یا ممیزی با کیفیت پایین‌تر پس از ادغام ارائه می‌شود؛ بنابراین نتایج حاکی از آن است که ادغام بنگاه‌های حسابرسی می‌تواند بدون مزایای مربوط به مشتریان سود ببرد. از آنجا که این یک مطالعه موردی است که در آن سهم بازار، تخصص صنعت، تخصص و توسعه حرفه‌ای بنگاه‌های حسابرسی ممکن است بی نظیر باشد، تحقیقات بیشتری در مورد ادغام شرکت حسابرسی مورد نیاز است تا مشخص شود آیا این نتایج قابل تعمیم است یا خیر.

حبیب و همکاران (۲۰۱۸)، در پژوهشی یک متاآنالیز از عوامل تعیین کننده گزارش حسابرسی را که به صورت دوره بین پایان سال مالی و تاریخ گزارش حسابرسی شرکت تعریف شده‌است، ارائه داده‌اند. بررسی ویژگی‌های شرکت نشان می‌دهد که پیچیدگی شرکت باعث افزایش تاخیر در گزارش حسابرسی شده و در عین حال سودآوری آن را کاهش می‌دهد.

۳-فرضیه

رتبه تخصیص یافته تاخیر گزارش حسابرسی بر رابطه بین تطابق درآمد-هزینه و نوسانات اضافی قیمت سهام نقش واسطه‌ای دارد.

۴-روش پژوهش

تحقیقات پژوهش حاضر برحسب نوع داده، کمی از نوع اکتشافی؛ برحسب زمان گردآوری داده جهت وزن‌دهی متغیرهای واسطه‌ای، مقطعی است. از جهت روش استنتاج، این پژوهش از نوع توصیفی تحلیلی (همبستگی) می‌باشد. پژوهش توصیفی آنچه را که هست بدون دخل و تصرف توصیف و تفسیر می‌کند. این نوع از پژوهش شامل جمع‌آوری اطلاعات به منظور آزمون فرضیه یا پاسخ به سؤالات مربوط به وضعیت فعلی موضوع مورد مطالعه می‌باشد.

روش جمع‌آوری داده‌ها جهت وزن‌دهی و تعیین رتبه متغیر تاخیر در گزارش حسابرسی، روش میدانی است. ابزار گردآوری داده ها پرسش نامه است. در این مرحله، به منظور گردآوری داده‌ها از پرسشنامه محقق ساخته دارای سؤالات باز پاسخ استفاده شده است. مبنای تهیه پرسشنامه، عامل‌ها و زیرعامل‌های شناسایی‌شده در بخش ادبیات نظری بوده است که با مرور ادبیات نظری تحقیق به‌دست‌آمده است. ابعاد و شاخص‌های شناسایی شده جهت رتبه‌بندی تاخیرگزارش حسابرسی در جدول (۱) آمده‌است:

جدول۱- عوامل و متغیرهای موثر بر تاخیر گزارش حسابرسی

ردیف	عامل	زیر عامل
۱	اندازه یا بزرگی شرکت (AD1)	بالا بودن سطح فروش شرکت (تنانی و رجبی، ۱۳۹۷)
		اندازه شرکت (تیموری، ۱۳۹۹)
		بالا بودن تعداد کارکنان شرکت صاحبکار (رییسی پورزمانی، ۱۳۹۸).
۲	ویژگی‌های حسابداری و حسابرسی شرکت صاحبکار (AD2)	پیچیدگی فرآیند عملیات شرکت (افضل‌نیا، ۱۳۹۸).
		ضعف سیستم کنترل داخلی صاحبکار (جامعی و همکاران، ۱۳۹۹)
		ضعف سیستم مکانیزه حسابداری صاحبکار (قدیم‌پور و دستگیر، ۱۳۹۵)
		نوع صنعت شرکت از لحاظ مالی یا غیر مالی (حسینی‌پور و همکاران، ۱۳۹۶)
		پیچیدگی عملیات حسابداری و حسابرسی صاحبکار (حسنی و محمدی، ۱۳۹۹)
۳	ابهام (AD3)	وجود گزارش مشروط یا عدم اظهارنظر در سال قبل (پوربهرامی و نامنی، ۱۳۹۱).
		ابهام یا تردید حسابرس در خصوص تداوم فعالیت شرکت (پورافشار و همکاران، ۱۴۰۱).
۴	ضعف تیم حسابرسی (AD4)	پایین بودن سطح مسئولیت پذیری تیم حسابرسی (خواجوی و همکاران، ۱۳۹۸)
		کم بودن تجربه تیم حسابرسی (سیرانی و همکاران، ۱۳۸۷)
		کم بودن تخصص تیم حسابرسی در صنعت مورد نظر (شاملو و همکاران، ۱۳۹۶)
۵	مشکلات پیش-زمینه‌ای (AD5)	عدم انجام حسابرسی ضمنی در طول سال توسط شرکت (هادیلو و همکاران، ۱۴۰۰)
		تقارن زمان پایان سال مالی شرکت با پایان سال شمسی (رحیمیان و همکاران، ۱۳۸۹)
		نوپا بودن شرکت (پورافشار و همکاران، ۱۴۰۱).

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در این تحقیق جهت شناسایی و رتبه بندی عوامل موثر بر تاخیر در گزارش حسابرسی، ۲ پرسش نامه استفاده شده است. پرسش نامه اول برای غربالگری مولفه‌های مدل طراحی شده است. در این پرسش نامه، خبرگان به تعداد ۲۱ خبره از مدیران ارشد حسابرسی به میزان اهمیت هر یک از مولفه‌های شناسایی شده ، بر اساس طیف ۵ گزینه ای لیکرت پاسخ دادند و برای غربالگری به روش دلفی فازی استفاده شده است. پرسش نامه دوم در جهت شناسایی روابط درونی میان ابعاد مدل از طریق رویکرد دیمتل فازی تدوین شده است. در این قسمت، پرسش نامه جهت امتیازدهی از طریق طیف ۵ سطحی به صورت «کامل بدون تأثیر (۰)»، «تاثیر کم(۱)»، «تاثیر متوسط(۲)»، «تاثیر زیاد(۳)»، «تاثیر خیلی زیاد (۴)» برای ۲۱ نفر از خبرگان ارسال شد.

جامعه آماری در دسترس این پژوهش شامل شرکت‌های منتخب پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که با روش حذفی سیستماتیک و در بازه زمانی ۱۳۹۳ لغایت ۱۳۹۹ (۷ ساله)، نمونه آماری پژوهش به تعداد ۱۴۹ شرکت انتخاب گردید

۵-مدل پژوهش

رتبه تخصیص یافته تاخیر گزارش حسابرسی بر رابطه بین تطابق درآمد-هزینه و نوسانات اضافی قیمت سهام نقش واسطه‌ای دارد.

1) $VD_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Matching_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Profit_{it} + \varepsilon_{it}$
2) $AD_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Matching_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Profit_{it} + \varepsilon_{it}$
3) $VD_{it} = \alpha_0 + \beta_1 AD_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Profit_{it} + \varepsilon_{it}$
4) $VD_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Matching_{it} + \beta_2 AD_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Lev_{it} + \beta_5 Profit_{it} + \varepsilon_{it}$

که درآن:

$VD_{i,t}$: نشان دهنده نوسانات اضافی قیمت سهام است. در این تحقیق تفاوت واریانس [۱](VD) را به عنوان نماینده ای برای نوسانات اضافی قیمت سهام معرفی می کنیم و تعریف ما از VD از تعریف تفاوت واریانس لوواماکینلی [۳](۱۹۸۸) اقتباس شده است. VD بازده q – روز است که به صورت تفاوت بین واریانس بازده یک روز و واریانس بازده ۲۲ – روز نشان داده می‌شود.

$$VD(q)=q\sigma_1^2 - \sigma_q^2 = \sum_{k=q}^{n}\frac{(P_k-P_{k-q}-q\hat{\mu})^2}{m} \; q\sum_{k=1}^{n}\frac{(P_k-P_{k-1}-\hat{\mu})^2}{n-1}$$

P_k : قیمت سهام الگاریتمی در روز kم برای ...و۲و۱=k

q : ۲۲ روزکاری در ماه

$\hat{\mu}$: میانگین بازده سهام روزانه که به صورت زیر تخمین زده می شود:

$$\hat{\mu} = \sum_{k=1}^{n}\frac{(P_k-P_{k-1})}{n}$$

$\hat{\sigma}_1^2$: تخمینی از واریانس روزانه است که به صورت زیر محاسبه می شود:

$$=\sum_{k=1}^{n}\frac{(P_k-P_{k-1}-\hat{\mu})^2}{n-1}\sigma_1^2$$

$\hat{\sigma}_q^2$: تخمینی از واریانس q- روز است که به صورت زیر محاسبه می شود:

$$\sigma_q^2 = \sum_{k=q}^{n}\frac{(P_k-P_{k-q}-q\hat{\mu})^2}{m}$$

در رابطه فوق m به صورت زیر محاسبه می شود:

$$m=(n-q+1)\left(1-\frac{q}{n}\right)$$

$Matching_{i,t}$: نشان دهنده اصل تطابق است. متغیر مستقل در این پژوهش درجه تطبیق درآمدها و هزینه ها می باشد که بصورت زیر اندازه گیری می‌شود. درجه تطبیق درآمدها و هزینه ها در مدل رگرسیونی با Matching نشان داده شده است که از طریق مدل دیچف و تانگ (۲۰۰۸)، بصورت زیر محاسبه می شود:

$$REV_t = \beta_0 + \beta_1 EXP_{t-1} + \beta_2 EXP_t + \beta_3 EXP_{t+1} + \varepsilon_t$$

REV: کل درآمدهای فروش کالا و خدمات در سال جاری می باشد.

$EXP_{t+1}, EXP_t, EXP_{t-1}$ به ترتیب بیانگر هزینه های کل در سال قبل، جاری و سال آینده می باشند.

این مدل بیان می کند که درآمدهای هر سال به هزینه های سال جاری، سال قبل و سال آینده وابسته است. وابستگی درآمدها به هزینه های سال جاری (ضریب β_2) بیانگر رعایت دقیق و کامل اصل تطابق است و وابستگی درآمدها به هزینه های سال آینده (ضریب β_3) بیانگر عدم رعایت اصل تطابق است. وابستگی درآمدها به هزینه های سال گذشته (ضریب β_1) بیانگر شناسایی زودهنگام هزینه ها نسبت به درآمدها و رعایت اصل محافظه کاری است.ε نشان دهنده درآمدهای غیرعادی است. یعنی درآمدهایی که بابت آن ها هزینه ای انجام نشده است (مانند درآمد حاصل از دریافت کمک های بلاعوض). در مدل دیچف و تانگ، ضریب $\beta_2>0$ نشان دهنده رعایت اصل تطابق است و هرچه β_2 بزرگ تر باشد تطابق بین هزینه ها و درآمدهای سال جاری بیشتر بوده است.

$AD_{i.t}$: نشان دهنده رتبه تاخیر در گزارش حسابرسی است. متغیر واسطه‌ای در این پژوهش رتبه‌بندی تاخیر گزارش حسابرسی می‌باشد که بعد از شناسایی عوامل و ابعاد تاخیر در گزارش حسابرسی اندازه‌گیری می‌شود. برای اندازه‌گیری این متغیر بعد از شناسایی ابعاد مهم جهت تعیین روابط و شدت اثرگذاری و اثرپذیری عوامل از روش F. DEMATEL و برای رتبه بندی عوامل از روش F.ANP استفاده نمودیم. در طی سه مرحله نظرسنجی از ۱۶ عامل، ۴ زیرعامل ازمدل مفهومی نهایی تحقیق حذف گردیده و مدل نهایی دارای ۱۲ زیرعامل انتخاب گردید که در جدول ۲، آمده است.

جدول ۲- عوامل و زیرعوامل موثر بر تاخیر گزارش حسابرسی

عوامل	زیر عوامل	کد
اندازه یا بزرگی شرکت	بالا بودن تعداد کارکنان شرکت صاحبکار	C_{11}
	بالا بودن سطح فروش شرکت	C_{12}
ویژگی های حسابداری و حسابرسی شرکت صاحبکار	نوع صنعت شرکت از لحاظ مالی یا غیر مالی	C_{21}
	ضعف سیستم مکانیزه حسابداری صاحبکار	C_{22}
	ضعف سیستم کنترل داخلی صاحبکار	C_{23}
	پیچیدگی عملیات حسابداری و حسابرسی صاحبکار	C_{24}
ابهام	ابهام یا تردید حسابرس در خصوص تداوم فعالیت شرکت	C_{31}
	وجود گزارش مشروط یا عدم اظهارنظر در سال قبل	C_{32}
ضعف تیم حسابرسی	کم بودن تخصص تیم حسابرسی در صنعت مورد نظر	C_{41}
	کم بودن تجربه تیم حسابرسی	C_{42}

عوامل	زیر عوامل	کد
مشکلات پیش زمینه ای	تقارن زمان پایان سال مالی شرکت با پایان سال شمسی	C_{51}
	عدم انجام حسابرسی ضمنی در طول سال توسط شرکت	C_{52}

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایجی که برای هر بعد از ابعاد تاخیرگزارش حسابرسی بدست می‌آوریم می‌توانیم رتبه تاخیر گزارش حسابرسی در سطح ابعاد را از طریق رابطه زیر بدست آوریم:

$$AD=\lambda_1 AD1 + \lambda_2 AD2 + \lambda_3 AD3 + \lambda_4 AD4 + \lambda_5 AD5 \quad (1)$$

با توجه به ضرایب بدست آمده برای مولفه‌ها، معادلات مربوط در سطح مولفه‌ها به قرار زیر خواهد بود که در نهایت با حل معادله مذکور به یک رتبه ایده‌آل برای هر یک از ابعاد دست یابیم که در آن هم از نظر خبرگان بازار سرمایه استفاده شده است و هم با استفاده از مطالعه مقالات ذکر شده در زمینه مولفه‌ها، روش اندازه‌گیری هر مولفه در هر سال-شرکت هم مورد توجه قرار گرفته شده‌است. تا در نهایت برای هر عامل اصلی مربوط به تاخیر گزارش حسابرسی به رتبه‌ای دست می‌یابیم که ترکیبی از نظر خبرگان و وضعیت موجود در شرکت است.

$$AD1=\lambda_1 C_{11} + \lambda_2 C_{12} \quad (2)$$
$$AD2=\lambda_1 C_{21} + \lambda_2 C_{22} + \lambda_3 C_{23} + \lambda_4 C_{24} \quad (3)$$
$$AD3=\lambda_1 C_{31} + \lambda_2 C_{32} \quad (4)$$
$$AD4=\lambda_1 C_{41} + \lambda_2 C_{42} \quad (5)$$
$$AD5=\lambda_1 C_{51} + \lambda_2 C_{52} \quad (6)$$

با حل معادلات فوق به رتبه ایده‌آل هر یک از ابعاد دست خواهیم یافت که در معادلات فوق:

$AD5,AD4,AD3,AD2,AD1$: به ترتیب نشان دهنده اندازه یا بزرگی شرکت، ویژگی‌های حسابداری و حسابرسی شرکت صاحبکار، ابهام، ضعف تیم حسابرسی، مشکلات پیش‌زمینه ای می‌باشد.

$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$: نشان دهنده وزن نهایی مولفه ها می‌باشد

$C_{11}, C_{12}, C_{13} \ldots C_{43}$: نشان دهنده اندازه هر مولفه در هر سال-شرکت می‌باشد که اطلاعات مربوط به آن ها از صورت‌های مالی استخراج شده و به صورت متغیر مجازی با کد صفر و یک محاسبه شده‌است.

با ترکیب رابطه (۱) با روابط (۲)، (۳)، (۴) و (۵) و (۶) می‌توان رتبه تاخیر گزارش حسابرس بر اساس مولفه‌ها را بر اساس معادله زیر محاسبه کرده آن را معیاری برای اندازه‌گیری متغیر واسطه (رتبه تاخیر گزارش حسابرسی) در فرضیه‌ها بدانیم.

$AD=\lambda_1 (\lambda_1 C_{11} + \lambda_2 C_{12})+ \lambda_2 (\lambda_1 C_{21} + \lambda_2 C_{22} + \lambda_3 C_{23} + \lambda_4 C_{24})+ \lambda_3 (\lambda_1 C_{31} + \lambda_2 C_{32}) + \lambda_4 (\lambda_1 C_{41} + \lambda_2 C_{42}) + \lambda_5 (\lambda_1 C_{51} + \lambda_2 C_{52})$

Size: نشان دهنده اندازه شرکت است. در این پژوهش لگاریتم طبیعی فروش شرکت را به عنوان معیاری برای اندازه شرکت استفاده می‌کنیم (تازیک و محمد، ۲۰۱۴).

LEV: نشان دهنده اهرم مالی است و از تقسیم بدهی کل به دارایی کل محاسبه می‌شود (تازیک و محمد، ۲۰۱۴)

Profit: از تقسیم سود خالص بر مجموع دارایی‌ها در پایان دوره استفاده می‌شود (تازیک و محمد، ۲۰۱۴).

۶- شناسایی و رتبه بندی عوامل موثر بر تاخیر در گزارش حسابرسی

به منظور انتخاب عوامل موثر بر تاخیر گزارش حسابرسی از روش دلفی فازی استفاده شده است. بدین منظور نظرات ۲۱ خبره در دور اول برای اهمیت هر یک از عوامل از طریق پرسش نامه ۵ گزینه لیکرت جمع آوری شد که نتیجه محاسبات بعد از سه دوره نظر سنجی از ۱۶ عامل، ۴ عامل ازمدل مفهومی نهایی تحقیق حذف گردیده و مدل نهایی دارای ۱۲ عامل انتخاب گردید

۶-۱- نتایج حاصل از دیمتل فازی

DEMATEL برای ارائه روابط موقت ساختاری موجود در مشکلات پیچیده استفاده می شود. با وجودی که DEMATEL می تواند برای حل مشکلات چند معیاره استفاده شود، که در این پژوهش اهمیت و تأثیرگذاری عوامل و زیر عوامل موثر بر تاخیر گزارش حسابرسی به روش دیمتل محاسبه شده است.

جدول ۳- اهمیت و تأثیرگذاری عوامل موثر بر تاخیر گزارش حسابرسی

عوامل اصلی	$\tilde{D}$	$\tilde{R}$	$\tilde{D}+\tilde{R}$	$\tilde{D}-\tilde{R}$	نتیجه
اندازه یا بزرگی شرکت	۳/۸۶۴	۳/۵۰۹	۷/۳۷۳	۰/۳۵۶	اثرگذارترین
ویژگی های حسابداری و حسابرسی شرکت صاحبکار	۳/۸۹۱	۳/۷۱۷	۷/۶۰۷	۰/۱۷۴	اثرگذار
ابهام	۳/۸۳۴	۳/۹۳	۷/۷۶۴	-۰/۱	اثرپذیر
ضعف تیم حسابرسی	۳/۶۶۱	۴/۳۶۱	۸/۰۲۲	-۰/۷	اثرپذیرترین
مشکلات پیش زمینه ای	۴/۱۰۳	۳/۸۳۷	۷/۹۴	۰/۲۶۶	اثرگذار

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس جدول ۴-۱۲ اگر برای یک شاخص مقدار $\tilde{D}-\tilde{R}$ مثبت شود، آن شاخص، اثرگذار و اگر مقدار $\tilde{D}-\tilde{R}$ منفی شود، آن شاخص، اثرپذیر می باشد؛ بنابراین در بین عوامل اصلی " اندازه یا بزرگی شرکت" با مقدار اثرگذاری

۰/۳۵۶ تأثیرگذارترین و " ضعف تیم حسابرسی " با مقدار اثرپذیری خالص برابر با ۰/۷۰- تأثیرپذیرترین عامل می باشد. به طور کلی $\widetilde{D}-\widetilde{R}$ مثبت، عامل علی و $\widetilde{D}-\widetilde{R}$ منفی، عامل معلول اثرپذیر محسوب می‌شود. بنابراین عوامل "اندازه یا بزرگی شرکت"، " مشکلات پیش زمینه ای "، " ویژگی های حسابداری و حسابرسی " به ترتیب علت هستند که بیشتر موجب تاخیر گزارش حسابرسی شده است و خود کمتر وابستگی دارند. عوامل "ضعف تیم حسابرسی" و "ابهام" به ترتیب معلول هستند که خود تحت تاثیر عوامل علی می باشند این عوامل وابستگی شدید می باشند و خود کمتر هدایت را دارند. همچنین جدول ۴، مقدار $\widetilde{D}-\widetilde{R}$ برای زیرعوامل را نشان می دهد.

جدول۴- اهمیت و تأثیرگذاری زیرعوامل موثر بر تاخیر گزارش حسابرسی

عوامل اصلی	کد عوامل فرعی	$\widetilde{D}$	$\widetilde{R}$	$\widetilde{D}+\widetilde{R}$	$\widetilde{D}-\widetilde{R}$	نتیجه
اندازه یا بزرگی شرکت	C11	۰/۳۹۹	۰/۴۰۴	۰/۸۰۳	-۰/۰۱	اثرپذیر
	C12	۰/۴۷۸	۰/۴۷۲	۰/۹۵	۰/۰۰۵	اثرگذار
ویژگی های حسابداری و حسابرسی شرکت صاحبکار	C21	۰/۷۵۴	۰/۷۹۱	۱/۵۴۵	-۰/۰۴	اثرپذیر
	C22	۰/۷۹۴	۰/۷۱۳	۱/۵۰۷	۰/۰۸	اثرگذار
	C23	۰/۹۴۹	۰/۹۶۸	۱/۹۱۶	-۰/۰۲	اثرپذیر
	C24	۰/۹۰۹	۰/۹۳۴	۱/۸۴۳	-۰/۰۲	اثرپذیر
ابهام	C31	۰/۵۷۳	۰/۵۴۹	۱/۱۲۲	۰/۰۲۴	اثرگذار
	C32	۰/۵۴۵	۰/۵۶۸	۱/۱۱۳	-۰/۰۲	اثرپذیر
ضعف تیم حسابرسی	C41	۰/۴۶۷	۰/۴۳۹	۰/۹۰۶	۰/۰۲۸	اثرگذار
	C42	۰/۴۳۸	۰/۴۶۶	۰/۹۰۳	-۰/۰۳	اثرپذیر
مشکلات پیش زمینه ای	C51	۰/۴۲۵	۰/۳۸۱	۰/۸۰۶	۰/۰۴۴	اثرگذار
	C52	۰/۳۵۵	۰/۳۹۹	۰/۷۵۴	-۰/۰۴	اثرپذیر

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶-۲- نتایج حاصل از فرآیند تحلیل شبکه‌ای

در این تحقیق بر اساس ماتریس روابط کلی که میزان اثرگذاری و اثرپذیری عوامل را نشان می دهد اقدام به حل ANP فازی می شود. در این قسمت ابتدا ماتریس روابط کلی نرمالیزه می شود و ماتریس سوپر ماتریس موزون فازی به دست می آید (جدول ۵). شایان ذکر است که ماتریس ناموزون همان ماتریس روابط کلی می باشد.

جدول۵- وزن و اولویت عوامل و زیرعوامل موثر بر تاخیر گزارش حسابرسی

وزن و اولویت عوامل	کد عوامل فرعی	وزن و اولویت نسبی زیرعوامل		وزن و اولویت نهایی زیرعوامل	
اندازه یا بزرگی شرکت (۵) ۰/۱۷۳	C11	۰/۰۶۷	۲	۰/۳۸۶	۸
	C12	۰/۱۰۶	۱	۰/۶۱۴	۱
ویژگی های حسابداری و حسابرسی (۴) ۰/۱۸۷	C21	۰/۰۳۹	۳	۰/۲۰۹	۱۱
	C22	۰/۰۳۶	۴	۰/۱۹۴	۱۲
	C23	۰/۰۵۸	۱	۰/۳۱۲	۹
	C24	۰/۰۵۳	۲	۰/۲۸۵	۱۰
ابهام (۲) ۰/۲۰۳	C31	۰/۱۰۲	۱	۰/۵۰۴	۴
	C32	۰/۱۰۱	۲	۰/۴۹۶	۵
ضعف تیم حسابرسی (۱) ۰/۲۳۶	C41	۰/۱۱۶	۲	۰/۴۹۲	۶
	C42	۰/۱۲	۱	۰/۵۰۸	۳
مشکلات پیش زمینه ای (۳) ۰/۲۰۱	C51	۰/۱۰۴	۱	۰/۵۱۶	۲
	C52	۰/۰۹۷	۲	۰/۴۸۴	۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همانگونه که جدول ۶، نشان می دهد در بین عوامل اصلی، عوامل " ضعف تیم حسابرسی" با وزن ۰/۲۳۶ دارای بیشترین وزن و اهمیت را دارد. همچنین در بین زیرعوامل نیز بیش ترین وزن مربوط به عوامل " بالا بودن سطح فروش شرکت" می باشد که اولویت اول را کسب کرد. عوامل " تقارن زمان پایان سال مالی شرکت با پایان سال شمسی " اولویت دوم، کم بودن تجربه تیم حسابرسی " اولویت سوم، " ابهام یا تردید حسابرس در خصوص تداوم فعالیت شرکت " اولویت چهارم و " وجود گزارش مشروط یا عدم اظهارنظر در سال قبل "، اولویت پنجم و " کم بودن تخصص تیم حسابرسی در صنعت مورد نظر " اولویت ششم در بین ۱۲ زیرعوامل کسب کردند که تقریبا ۶۵٪ از وزن کل زیرعوامل را به خود اختصاص دادند و این نشان از اهمیت بسیار این زیرعوامل است.

۶-۳- آمار توصیفی

در بخش آمار توصیفی، تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های مرکزی همچون میانگین و میانه و شاخص‌های پراکندگی انحراف معیار، چولگی و کشیدگی انجام پذیرفته است.

جدول ۶- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشترین	کمترین	چولگی	کشیدگی
S	۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۱۲	۱/۰۱	۰/۰۱	۱/۸۷	۹/۳۸
VD	۰/۳۶	۰/۱۲	۵/۸۱	-۰/۳۸	۰/۷۲	۳/۰۸	۱۴/۷۶
Matching	۱/۴۰	۱/۲۳	۰/۷۱	۵/۴۶	-۰/۰۸	۱/۳۱	۶/۳۸
AD1	۰/۴۹	۰/۳۸	۰/۴۳	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۱/۳۰
AD2	۰/۴۴	۰/۴۷	۰/۲۲	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۷	۲/۵۸
AD3	۰/۵۱	۰/۵۰	۰/۳۶	۱/۰۰	۰/۰۰	-۰/۰۴	۱/۸۸
AD4	۰/۳۷	۰/۴۹	۰/۳۱	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۸	۲/۳۴
AD5	۰/۰۰۹	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۲۴	۰/۰۰	۴/۷۵	۲۳/۶۵
Size	۱۴/۶۰	۱۴/۴۴	۱/۶۰	۲۰/۴۷	۸/۸۰	۰/۴۵	۴/۱۵
Lev	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۲۰	۱/۸۲	۰/۰۳	۰/۳۴	۴/۴۴
Profit	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۵	۰/۶۷	-۰/۵۸	۰/۴۷	۴/۱۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در این جدول تعداد مشاهدات برای هر متغیر در مدل ها برابر ۱۰۵۰ مشاهده است. میانگین نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به هر متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میزان کشیدگی منحنی فراوانی نسبت به منحنی نرمال استاندارد را برجستگی یا کشیدگی می‌نامند. مثبت بودن ضرایب کشیدگی، حکایت از این مطلب دارد که از توزیع نرمال بلندتر بوده و داده‌ها حول میانگین متمرکز شده است.

۶-۴- آزمون چاو

جهت آزمون فرضیات تحقیق، ابتدا مدل اثرات ثابت – زمانی برآورد می‌شود سپس برای این که ببینیم این عرض از مبدأها از لحاظ آماری با هم تفاوت معنی‌داری دارند یا خیر از آزمون چاو استفاده شده است.

همانطوری که ملاحظه می‌گردد، با توجه به احتمال بدست آمده در مدل مربوط به فرضیه اصلی، در همه رگرسیون‌ها به جز رگرسیون شماره (۱)، فرضیه صفر مبتنی بر برابری عرض از مبدأها در فرضیه ها پذیرفته نمی‌شود، بنابراین، مدل پنل (ترکیبی) به عنوان مدل ارجح انتخاب می شود.

جدول ۷- نتایج آزمون چاو

مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال	نتیجه	شماره رگرسیون
۱۱/۸۵	(۱۴۹,۸۹۶)	۰/۶۲	مدل Pooled	۱
۷/۰۶	(۱۴۹,۸۹۶)	۰/۰۰	مدل Panel	۲
۹/۹۷	(۱۴۹,۸۹۶)	۰/۰۰	مدل Panel	۳
۹/۹۸	(۱۴۹,۸۹۵)	۰/۰۰	مدل Panel	۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶-۵- آزمون هاسمن

همانطور که ملاحظه می‌گردد، نتایج آزمون چاو در مدل مربوط به فرضیه اصلی دوم، مبتنی بر انتخاب مدل پانل می‌باشد. حال می‌بایست مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی آزمون گردد. برای این کار از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. برای انجام آزمون هاسمن، ابتدا می‌بایست مدل اثرات تصادفی را برآورد کنیم.

بر اساس نتایج مندرج در جدول بالا مشاهده می گردد که p-value بدست آمده در رگرسیون شماره (۴)، بزرگتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه فرضیه H_1 مبنی بر وجود همبستگی بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی پذیرفته می‌شود. بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات تصادفی استفاده می‌گردد. و در رگرسیون شماره (۱) و (۲) از روش اثرات ثابت استفاده می شود.

جدول ۸-نتایج آزمون هاسمن

آماره	معنی‌داری P-Value	نتیجه	شماره رگرسیون
	-		۱
۱۰/۰۲	۰/۰۳	اثرات ثابت	۲
۰/۶۸	۰/۰۰	اثرات ثابت	۳
۲/۲۹	۰/۸۰	اثرات تصادفی	۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶-۶-نتایج آزمون فرضیه

نتایج آزمون فرضیه اول با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در رگرسیون شماره(۲) و شماره (۳) با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (EGLS) و رگرسیون شماره (۴) از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) در جداول زیر، مشاهده می‌شود

جدول ۹- نتایج آزمون فرضیه

	سطح معناداری	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم
Matching (تطابق درآمد-هزینه)	مقدار ضریب	-۰/۰۶	-۰/۰۰۵	-	-۰/۰۳
	سطح معناداری	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)		(۰/۲۰)
AD (تاخیر در گزارش حسابرس)	مقدار ضریب	-	-	۰/۱۳	۰/۱۳
	سطح معناداری			(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
Size (اندازه شرکت)	مقدار ضریب	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۲
	سطح معناداری	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۴۶)	(۰/۳۴)
Lev (اهرم مالی)	مقدار ضریب	-۰/۵۷	-۰/۰۴	-۰/۲۵	-۰/۲۶
	سطح معناداری	(۰/۰۰)	(۰/۱۱)	(۰/۰۷)	(۰/۰۶)
Profit (سودآوری)	مقدار ضریب	-۰/۸۵	-۰/۰۷	-۰/۵۵	-۰/۰۳
	سطح معناداری	(۰/۰۰).	(۰/۰۳)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
C (عرض از مبدا)	مقدار ضریب	-۰/۷۸	-۰/۱۳	۰/۲۸	۰/۲۶
	سطح معناداری	(۰/۰۰)	(۰/۰۸)	(۰/۳۸)	(۰/۴۲)
آماره F	مقدار ضریب	۱۸/۷۹	۱۱/۵۴	۲/۳۹	۲/۲۳
	سطح معناداری	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۴)
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۶۶	۰/۶۰	۰/۵۴	۰/۳۷
آماره دوربین واتسون		۱/۶۲	۱/۷۹	۱/۶۵	۱/۶۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج مدل۱ در جدول فوق با توجه به اینکه متغیر Matching (تطابق درآمد-هزینه) دارای سطح معناداری (۰/۰۰) می‌باشد بنابراین رابطه معناداری بین اصل تطابق و نوسان اضافی قیمت سهام وجود دارد. بنابراین مدل ۱، از نظر آماری پذیرفته می‌شود. ضریب متغیر مستقل تطابق درآمد-هزینه (-۰/۰۶) نشان می‌دهد اگر تطابق درآمد-هزینه، یک درصد افزایش یابد، نوسان اضافی قیمت سهام ۰/۰۶ درصد کاهش می یابد.

نتایج مدل ۲ در جدول فوق با توجه به اینکه متغیر Matching (تطابق درآمد-هزینه) دارای سطح معناداری (۰/۰۰) می‌باشد بنابراین رابطه معناداری بین تطابق درآمد-هزینه و رتبه تاخیر در گزارش حسابرسی وجود دارد. بنابراین مدل ۲، از نظر آماری پذیرفته می‌شود. ضریب متغیر تطابق درآمد-هزینه (-۰/۰۰۵) نشان می‌دهد اگر تطابق درآمد-هزینه یک درصد افزایش یابد، تاخیر در گزارش حسابرسی ۰/۰۰۵ درصد افزایش می یابد.

نتایج مدل ۳ در جدول فوق با توجه به اینکه متغیر AD (رتبه تاخیر در گزارش حسابرسی) دارای سطح معناداری (۰/۰۰) می‌باشد بنابراین رابطه معناداری بین رتبه تاخیر در گزارش حسابرسی و نوسان اضافی قیمت

سهام وجود دارد. بنابراین مدل ۳، از نظر آماری پذیرفته می‌شود. ضریب متغیر رتبه تاخیر در گزارش حسابرسی (۰/۱۳) نشان می‌دهد اگر رتبه متغیر تاخیر حسابرسی یک درصد افزایش یابد نوسان اضافی قیمت سهام ۰/۰۲ درصد افزایش می یابد.

بر اساس روش رگرسیون بارون و کنی(۱۹۸۶) جهت آزمون فرضیه این پژوهش(مدل ۴) (رتبه تخصیص یافته به تاخیر گزارش حسابرس بر رابطه بین تطابق درآمد-هزینه و نوسان اضافی قیمت سهام نقش واسطه‌ای دارد.)، شرایط زیر باید حاکم باشد:

تطابق درآمد-هزینه (متغیر مستقل) در مدل اول باید رابطه معناداری با نوسان اضافی قیمت سهام(متغیر وابسته) داشته باشد. ۲) تطابق درآمد-هزینه (متغیر مستقل) در مدل دوم باید رابطه معناداری با رتبه تاخیر گزارش حسابرسی (متغیر واسطه‌ای) داشته باشد. ۳) رتبه تاخیر در گزارش حسابرسی(متغیر واسطه‌ای) در مدل سوم باید رابطه معناداری با نوسان اضافی قیمت سهام (متغیر وابسته) داشته باشند. نتایج جدول فوق حاکی از برقراری سه شرط فوق است. نقش واسطه‌ای می‌تواند به دو صورت کامل یا نسبی باشد. اگر ضریب متغیر تطابق درآمد-هزینه (متغیر مستقل) بر نوسان اضافی قیمت سهام (متغیر وابسته) در مدل چهارم نسبت به مدل اول کمتر باشد، رتبه تاخیرگزارش حسابرسی، نقش واسطه‌ای نسبی خواهند داشت. یعنی هم متغیر تطابق درآمد-هزینه و هم رتبه تاخیرگزارش حسابرسی می‌توانند نوسان اضافی قیمت سهام (متغیر وابسته) را برآورد کنند. اگر رابطه بین تطابق درآمد-هزینه (متغیر مستقل) بر نوسان اضافی قیمت سهام در مدل چهارم معنی دار نباشد، رتبه تاخیر گزارش حسابرسی نقش واسطه‌ای کامل خواهند داشت، یعنی متغیر تطابق درآمد-هزینه تنها به واسطه رتبه تاخیر گزارش حسابرسی می‌توانند نوسان اضافی قیمت سهام را برآورد کند. در غیر این‌صورت رتبه تاخیر گزارش حسابرسی نقش واسطه‌ای ندارند. از آنجایی که نتایج در جدول فوق نشان می‌دهد که رابطه تطابق درآمد-هزینه و نوسان اضافی قیمت سهام در مدل چهارم با توجه به متغیر واسطه‌ای رتبه تاخیر گزارش حسابرسی دارای سطح معناداری (۰/۲۰) است، معنادار نمی باشد، بنابراین رتبه تاخیرگزارش حسابرسی نقش واسطه‌ای کامل در رابطه بین تطابق درآمد-هزینه و نوسان اضافی قیمت سهام دارد. بنابراین متغیر تطابق درآمد-هزینه تنها بواسطه رتبه تاخیر درگزارش حسابرسی می‌توانند نوسان اضافی قیمت سهام را برآورد کند.

۶-۷-بحث و نتیجه گیری

در تحقیق حاضر، برخی فرضیه‌های برآمده از یک تئوری مربوط به اصل تطابق را در ارتباط با نوسان قیمت سهام مورد بررسی قرار داد. رویکرد اصلی تئوری مذکور این است که تطابق ضعیف به عنوان اختلال در رابطه اقتصادی بین درآمد و هزینه عمل می‌کند و به تبع آن افزایش نوسان‌پذیری در قیمت سهام را به همراه دارد. نتایج این تحقیق، سازگاری قوی با تئوری موجود را نشان داد. برپایه مطالعات تجربی موجود در ادبیات مالی و حسابداری (فر، ۲۰۰۹؛ گویال و سانتاکلارا، ۲۰۰۳)، مدیران به منظور افزایش ارزش شرکت، ریسک بالاتری را نیز باید متحمل

شوند. با وجود این، غالبا ریسک‌گریزی مدیران مانع از پذیرش سطح بهینه ریسک از سوی آنان می‌شود. در چنین شرایطی، ممکن است از پذیرش پروژه‌های سرمایه‌گذاری ریسکی که ممکن است افزایش ارزش شرکت را نیز به دنبال داشته باشد، خودداری نمایند (کورنیادی و همکاران، ۲۰۱۴). پاداش مدیریتی و وجود یک بازار فعال برای کنترل شرکت، انگیزه‌های لازم برای ریسک‌پذیری مدیران را فراهم می‌سازد. اسمیت و واتز (۱۹۸۵)، نشان دادند که اگر پاداش مدیران تابعی از ارزش شرکت باشد، آن‌گاه آن‌ها انگیزه بیشتری را برای پذیرش ریسک خواهند داشت. به طور مشابه، لو (۲۰۰۹) نیز دریافت که پاداش مدیریتی می‌تواند سبب کاهش ریسک گریزی مدیران گردد. پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که تاخیر در ارائه اطلاعات حسابداری، کیفیت سود را به شدت کاهش داده؛ باعث افزایش عدم تقارن اطلاعاتی شده و بر شدت امکان فریب خوردن سرمایه‌گذاران اثر می‌گذارد و به سرمایه‌گذاران " مطلع" امکان می‌دهد تا از اطلاعات محرمانه برای سوء استفاده از سرمایه‌گذاران " کم اطلاع" و افزایش عدم قطعیت ارزیابی‌های سرمایه‌گذاری و بازده مورد انتظار بهره‌برداری کنند (هاکانسون، ۱۹۷۷، بوشمن و اسمیت، ۲۰۰۱). فناوری‌های نوظهور و تشکیل انجمن‌های حرفه‌ای در جامعه واکنشی و خبرگرای امروزی فقط به تشدید معضل حسابرسان مستقل در مورد به موقع بودن و قابلیت اتکاء اطلاعات کمک می‌کنند. مطابق با گفته آینفوس (۲۰۱۵)، عدم تقارن اطلاعاتی می‌تواند منجر به افزایش نوسانات قیمت سهام گردد. وی در پژوهش خود ابراز می‌دارد که اطلاعات نامتقارن باعث افزایش اهرم مالی شده که در نهایت افزایش ریسک را سبب می‌شود. به بیان دیگر عدم برابری اطلاعاتی بین استفاده‌کنندگان درون‌سازمانی و برون‌سازمانی باعث عدم توازن اطلاعاتی عادلانه و آگاهی آن‌ها از وضعیت بنیادی شرکت گردیده و بدین ترتیب نوسانات قیمت سهام افزایش می‌یابد.

بر اساس نتایج پژوهش مبنی بر تاثیر معکوس و معنادار رعایت اصل تطابق بر نوسانات قیمت سهام، به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی توصیه می‌شود رعایت اصل تطابق را به عنوان یک پیش‌شرط کیفیت اطلاعات مالی در نظر بگیرند. به مدیران و سازمان بورس اوراق بهادار هم توصیه می‌شود رعایت اصل تطابق را به صورت دقیق مورد توجه قرار دهند چرا که اصل تطابق موجب افزایش کیفیت گزارشگری مالی و کاهش نوسان قیمت سهام می‌شود. به سازمان بورس پیشنهاد می‌شود که شرکت‌های بورسی را ملزم نمایند تا در یک فاصله زمانی معقول صورت‌های مالی حسابرسی نشده خود را در اختیار حسابرسان قرار دهند تا به خاطر اتمام مهلت چهارماهه بر روی حسابرسان فشار زمانی ایجاد نشود و بتوانند با کاهش در تاخیر گزارش حسابرسی به کاهش نوسان قیمت سهام منجر شوند. همچنین به مدیران شرکت ها پیشنهاد می‌شود با فراهم آوردن شرایط در جهت کاهش تاخیر در گزارش حسابرسی، موجب کاهش نوسان قیمت سهام شوند. لذا پیشنهاد می‌شود با برقراری تیم حسابرسی با سطح مسئولیت‌پذیری بالا، ضعف سیستم کنترل داخلی صاحبکار را برطرف نموده و گروه های حسابرسی با تخصص و تجربه کافی را جهت امور حسابرسی شرکت دعوت به همکاری کند. همچنین پیشنهاد می‌شود که در طی جلساتی مشترک با هیات مدیره و مدیران شرکت و حسابرسان با برنامه‌ریزی مناسب از پیچیدگی فرایند

عملیات شرکت صاحبکار کاسته تا بدین ترتیب از تاخیر در ارائه گزارش حسابرسی پرهیز شده و به موازات آن نوسان قیمت سهام نیز کاهش یابد.

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی به بررسی تاخیرعادی و غیرعادی گزارش حسابرس در شرایط رکود اقتصادی بپردازند و همچنین در ارتباط با تاثیر تاخیر گزارش حسابرس و نوسانات قیمت سهام بر اختلافات مالیاتی نیز پرداخته شود.

فهرست منابع

بیات، علی؛علی احمدی، سعید (۱۳۹۳). "تاخیر حسابرسی و به موقع بودن گزارش مالی". *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، دوره ششم، شماره۲۲، ص‌ص ۹۷-۱۲۱.

حاجیها، زهره؛ رفیعی، آزاده (۱۳۹۳). "تاثیر کیفیت عملکرد حسابرسی داخلی بر به هنگام بودن گزارش حسابرسی مستقل". *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، دوره ششم، شماره۲۴، ص‌ص ۱۲۱-۱۳۷.

حیدریان، سجاد؛ یوسف‌پور، فاطمه؛ فریدی مهر، پوریا. (۱۳۹۹). "تاثیر تاخیر غیرعادی گزارش حسابرس بر نوسانات قیمت سهام و نوسانات سود: نقش تعدیلی بحران مالی"، *فصلنامه پژوهش‌های معاصر در علوم مدیریت و حسابداری*، سال دوم، شماره۶، پاییز.

خردیار، سینا، شیرنژاد، لیلا. (۱۳۹۴). "بررسی رابطه بین نوسانات اضافی قیمت سهام با بازده مورد انتظار در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *کنفرانس بین المللی اقتصاد مدیریت و علوم اجتماعی*.

شجاعی، مرضیه؛ عطاآبادی، عبدالمجید (۱۴۰۲). " تحلیل آناتومیک معاملات نویزی و خطای قیمت‌گذاری، قضاوت و تصمیم‌گیری، *قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری*، دوره۲، شماره۲ (پیاپی ۶)، تابستان، ص‌ص ۴۳-۷۴.

صاحبقرانی، امیرعباس؛ سجلاتی، هادی (۱۴۰۱). " بررسی ارتباط تجدید ارزیابی دارایی‌ها با نوسانات قیمت سهام و تحلیل رفتار سهامداران". *قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری*، دوره۱، شماره۲ (پیاپی۲). تابستان.

فیل‌سرائی، مهدی (۱۴۰۲). "کارایی مدیریت، تاخیر در تعدیل قیمت سهام و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام". *قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری*، دوره ۲، شماره۳ (پیاپی ۷)، پاییز، ص‌ص ۴۳-۶۶.

کاظمی، حسینی؛ طرینی، مصطفی. (۱۳۹۰). "رابطه تطابق درآمد و هزینه با نوسان‌پذیری و پایداری سود". *فصلنامه مطالعات حسابداری*، شماره ۲۹.

لاری دشت بیاض، محمود؛ قناد، مصطفی؛ فکور، حسین (۱۳۹۷). "ویژگی‌های کمیته حسابرسی و تاخیر در گزارش حسابرسی"، *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، سال دهم، شماره ۳۷، بهار، ص‌ص ۲۱۵-۲۴۱.

نعمتی، نسرین؛ گرجی زاده، داوود؛ خان محمدی، محمد حامد. (۱۴۰۰). " عوامل موثر بر تاخیر گزارش حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری*. ۵(۵۲)، صص ۱۳۸-۱۵۷.

Agustini, W. F., Affianti, I. R., & Putri, E. R. (2018). "Stock price prediction using geometric Brownian motion". *In Journal of Physics: Conference Series*: vol. 974 (p. 012047). IOP Publishing.

Dumas, B. (2003). "Why the excess Volatility?" In INSEAD, *Europlace Institute Conference.*

Dichev,Ilia D؛Tang,Vicki W, (2008). "Matching and the changing properties of accounting earnings over the last 40 years", *Ross School of Business at the University of Michigan*.

Fu, J., Chen, X., Liu, Y., & Chen, R. (2022). "Managerial ability and stock price synchronicity". *Research in International Business and Finance*, 60(1), 10.1016/j.ribaf.2021.101606

Jiang, F., and Kim, K. A. (2015). "Corporate governance in China: A modern perspective". *Journal of Corporate Finance*. 32: 190–216.

Habib, A. and Bhuiyan, M.B.U. (2018). "Audit firm industry specialization and the audit report lag". *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 20(1), 32-44.

Kam-W, (2020)," Audit Report Lag, Audit Fees, and Audit Quality Following an Audit Firm Merger: Evidence from Hong Kong", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, Department of Accounting and Banking*, Chu Hai College of Higher Education, Tuen Mun, Hong Kong, https://doi.org/10.1016/j.intaccaudtax.2019.100271

Mamun, M.A., Balachandran, B., Duong, H.N. (2019). "Powerful CEOs and Stock Price Crash Risk. Working paper", *La Trobe University*.

Qi Sh, Yong Y, Gang Y, Gang Zh (2023). "Speculation and clarification announcements on stock price fluctuations: Why are rumours plausible and hard to clarify?" *International Review of Economics & Finance*. Volume 85, May 2023, Pages 473-487.

Wang, Q., Li, X and Liu, Q. (2022). "Empirical research of accounting conservatism, corporate governance and stock price collapse risk based on panel data model". *Connection Science*, 33(4), 995-1010.

Xuekui Sh, Donghang L, Yanjie W (2023). "Progress and prospects of data-driven stock price forecasting". *research. International Journal of Cognitive Computing in Engineering*. 4 (2023). 100–108

Judgment and Decision Making in Accounting
Vol. (3) Issue (10) Summer 2024
Abstract

https://doi.org/10.30495/JDAA.1403.1118618

Explaining the mediating role of the factors affecting the delay in the auditor's report on the relationship between income-cost matching and additional stock price fluctuations

Hamid Khedmatgozar[1]
Mojtaba Maleki Chubari[2]
Sina kheradyar[3]

Received: 30 / April / 2024 Accepted: 28 / May / 2024

Abstract

Accounting information is provided to users in the form of financial reports. Independent auditors provide the basis and necessary conditions for the quality of accounting information and financial reporting on time. Therefore, the delay in providing audit reports can affect the company's performance and even the company's stock price. In this research, the theory related to the matching principle in relation to stock price fluctuations was investigated. The main approach of the mentioned theory is that weak matching acts as a disturbance in the economic relationship between income and cost, and as a result, it increases the volatility in stock prices. The results of this research showed a strong compatibility with the existing theory. This research aims to explain the mediating role of the factors affecting the delay in the auditor's report on the relationship between income-cost matching and additional stock price fluctuations using the combined DEMATEL and ANP methods in the period from 1393 to 1399 in 150 companies admitted to the stock exchange. Bahadar Tehran has been done. In order to identify and rank the factors affecting the delay of the auditor's report, the Delphi-fuzzy method was used, and to determine the intensity of etherability and effectiveness, and finally, the fuzzy Dimetal method and the ANP network analysis method were used. The results of the research showed that the delay in the auditor's report plays a mediating role in the relationship between compliance with the principle of compliance and additional fluctuations in price.

Keywords: Income-expense reconciliation, Excess stock price volatility, Delay in audit report

1 Department of Accounting, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. Khedmatgozarhamid5@gmail.com
2 Department of Accounting, Lahijan Branch, Islamic Azad University, Lahijan, Iran (Corresponding Author) maleki@iaurasht.ac.ir
3 Department of Accounting, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran Kheradyar@iaurasht.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری
دورهٔ ۳ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۱۰)/ تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۱۱۱ تا ۱۴۳

https://sanad.iau.ir/journal/jdaa/Article/1079884

ارزیابی تاثیر تضاد نمایندگی بر ارتباط بین کیفیت راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت

ندا کاظم پورهمراهلو[۱]
فاطمه صمدی✉[۲]
معصومه جعفری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۶

چکیده

از آنجا که تفکیک بین مالکیت و کنترل باعث ایجاد تضاد نمایندگی بین مالکان و مدیران شرکت می‌شود، انتظار می‌رود سیستم‌های راهبری شرکتی قوی، منافع طرف‌های درگیر را همسو کند که به موجب آن شرکت‌ها احتمال بیشتری برای بهبود عملکرد مالی خود دارند. با این حال این بحث در مطالعات پیشین نادیده گرفته شده است. در همین راستا در این مطالعه تاثیر تضاد نمایندگی بر ارتباط بین کیفیت راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت مورد ارزیابی قرار گرفته است.نمونه آماری شامل ۱۴۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰ است و اطلاعات مورد نیاز از صورت‌های مالی حسابرسی شده و گزارش‌های مالی سالانه که در سایت کدال موجود است، گردآوری شده‌اند. یافته‌های مطالعه نشان داد کیفیت راهبری شرکتی تاثیر مثبت و معناداری بر هر دو معیارعملکرد مالی (نسبت کیوتوبین و نرخ بازدهی دارایی)و تضاد نمایندگی تاثیر منفی و معنادار بر هر دو معیار عملکرد مالی شرکت‌ها دارند. همچنین مشخص شد در شرکت‌های با تضاد نمایندگی و کیفیت راهبری شرکتی، تاثیر قوی هر دو معیار عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.این مطالعه نشان می دهد که راهبری شرکتی با کیفیت بالا می‌تواند تضادهای نمایندگی را از یک تهدید به فرصت تبدیل کند، در صورتی که راهبری شرکتی بتواند جنبه منفی تضادهای نمایندگی را با ایجاد یک سیستم نظارتی قوی بر مدیران کنترل کند. این امر با این واقعیت مشهود است که شرکت‌هایی با سطوح بالای تضاد نمایندگی و مکانیسم‌های راهبری شرکتی با کیفیت بالا از سایر شرکت‌ها بهتر عمل می‌کنند. زیرا نتایج نشان می‌دهد که سطح تضادهای نمایندگی، رابطه بین سطح مکانیسم‌های راهبری شرکتی و عملکرد مالی نیاز به اصلاح اساسی دارد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت راهبری شرکتی، تضاد نمایندگی،عملکرد مالی.

۱ . گروه مدیریت، واحد تهران شرق، دانشگاه ازاد اسلامی، تهران، ایران. Kazempoor.neda@gmail.com
۲ . گروه مدیریت، واحد تهران شرق، دانشگاه ازاد اسلامی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول) m.samadi53@gmail.com
۳ . گروه مدیریت، واحد تهران شرق، دانشگاه ازاد اسلامی، تهران، ایران. Dr.jafarim609@gmail.com

نوع مقاله: پژوهشی
http://jdaa.iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

عملکرد مالی یک معیار بسیار با اهمیت برای ارزیابی وضعیت شرکت نزد کاربران صورت‌های مالی و سایر ذینفعان شرکت‌ها است؛ بنابراین ارتقاء و بهبود عملکرد مالی شرکت همواره به عنوان یک موضوع چالش‌برانگیز برای شرکت‌ها و مدیران بوده است و در این بین محققان دانشگاهی به طور مداوم در پی شناسایی عواملی بوده‌اند که با افزایش عملکرد مالی شرکت همراه هستند. این مطالعات تلاش کرده‌اند تا این مقوله را از زوایای گوناگون مورد بررسی قرار دهند و به معرفی عواملی بپردازند که باعث افزایش عملکرد مالی شرکت‌ها می‌شوند؛ اما از آنجایی که سیستم‌های حاکم بر شرکت‌ها پویا هستند، در هر دوره‌ای می‌توان شاهد تغییرات در عوامل اثرگذار بر عملکرد مالی شرکت‌ها بود؛ لذا انجام این مطالعات همیشه با ارزش بوده و حائز اهمیت هستند، به ویژه زمانی که به ارائه یک چشم‌انداز جدید از عوامل اثرگذار بر عملکرد مالی شرکت‌ها می‌پردازند.راهبری شرکتی راهبری شرکتی خوب و قوی برای موفقیت مالی و غیرمالی و همچنین دوام شرکت‌ها و به طور کلی برای منافع جامعه، بسیار مهم است (برایبار-دیزو همکاران[1]، ۲۰۱۸؛ زمان و همکاران[2]، ۲۰۲۲). پس از دهه‌ها پژوهش و حمایت از سیاست‌های راهبری شرکتی، اکنون در پرتو رکودهای اقتصادی و تحولات تجاری لازم است تا با یک دیدگاه دیگر، ارتباط بین راهبری شرکتی و دوام تجاری یک شرکت مورد مطالعه قرار گیرد تا به طور شفاف مشخص شود که راهبری شرکتی چگونه بر وضعیت اقتصادی شرکت‌ها تاثیرگذار است، زیرا در مطالعات پیشین این بحث نادیده گرفته شده است و اساسا تلاش شده است تا اثرات مستقیم راهبری شرکتی بر عملکرد شرکت به ویژه عملکرد مالی ارزیابی شود و مکانیسم‌های این تاثیرگذاری مورد توجه نبوده است. تضادهای نمایندگی که تقریباً در هر مطالعه راهبری شرکتی مورد بحث قرار می‌گیرد، هرگز توجه تجربی مناسبی را دریافت نکرده است. با در نظر گرفتن مباحث فوق، این مطالعه با توجه به اینکه تضادهای نمایندگی انگیزه اصلی به‌روزرسانی مستمر مکانیسم‌های راهبری شرکتی است، به طور خاص اثرات تضادهای نمایندگی و چگونگی تعدیل رابطه بین راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت را ارزیابی می‌کنداز این رو در این مطالعه به منظور کاهش این شکاف مطالعاتی به پیروی از پژوهش کسبارو همکاران[3] (۲۰۲۲) به ارزیابی تاثیر تضاد نمایندگی بر ارتباط بین کیفیت راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت پرداخته شده است.

۲. بیان مساله

در این پژوهش سه عنصر کلیدی راهبری شرکتی ،تضاد نمایندگی و عملکرد شرکت مورد نظر بوده در حقیقت راهبری شرکتی، به عنوان مجموعه‌ای از سیستم‌ها، مانند هیئت‌مدیره، کمیته‌ها و برنامه‌های پاداش مدیریتی، به

[1] . Baraibar&et al
[2] . Zaman &et al
[3] . Kasbar &et al

دلیل مکانیسم‌های مشاوره‌ای و اجرایی، راه‌حلی نهادی برای رفع هرگونه ناهماهنگی و تضاد بین مالکیت و کنترل معرفی شده است (کایر و آیسلوس[1]، ۲۰۲۱). با این حال، وجود یک چارچوب راهبری شرکتی مشخص، به خودی خود، نمی‌تواند به اندازه کافی هرگونه تضاد و ناهماهنگی احتمالی بین مالکیت و کنترل را که منجر به عملکرد مالی ضعیف شرکت‌ها یا حتی شکست‌های شرکتی می‌شود، توضیح دهد. به طوری که گزارش اخیر منتشر شده توسط تحلیلگران مالی معتبر[2] در سال ۲۰۲۰ نشان می‌دهد که تقریباً ۲۵٪ از شرکت‌های بورس S&P۵۰۰ در آمریکا به دلیل کاهش ارزش سهام علی‌رغم تجدیدنظر در مکانیسم‌های راهبری شرکتی، در معرض ورشکستگی قرار دارند. شواهد تجربی تا کنون تا حد زیادی ارتباط بین راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت‌ها را به طور مستقیم و علّی مورد بررسی قرار داده است، و منطق این ارتباط از آنجا ناشی می‌شود که راهبری شرکتی، کارایی نظارت بر فعالیت‌های مدیریتی را بهبود می‌بخشد و در نتیجه تضادهای نمایندگی را کاهش می‌دهد (ببچوک و همکاران[3]، ۲۰۰۹؛ اکبرو همکاران[4]، ۲۰۱۶؛ بهگات و بولتون[5]، ۲۰۱۹).

این مطالعه استدلال کرده است که راهبری شرکتی خود، محور نیست؛ زیرا مستلزم تعامل با عوامل و نیروهای تغییر است. این فرض که پیروی از مکانیسم‌های راهبری شرکتی منجر به عملکرد خوب شرکت می‌شود، با ماهیت چندبُعدی و پنهان راهبری شرکتی در تضاد است. برای مثال، افزایش استقلال هیئت‌مدیره «مستقیم» عملکرد سازمانی را بهبود نمی‌بخشد. علاوه بر این، با توجه به تفاوت‌های بین مدیران و کارکنان، رسوایی‌های شرکتی، مسئولیت‌پذیری شرکتی، تضادهای نمایندگی و شفافیت، همانطور که توسط سیستم‌های راهبری شرکتی در حال تحول مطرح می‌شود، نقش حسابرسی داخلی نیز باید مورد توجه Wintoki مناسب قرار گیرد (آسنسو-اوکوفو۶ و همکاران[7]، ۲۰۲۱).

این موضوع که همیشه به دنبال آشفتگی بازار یا یک رسوایی بزرگ شرکتی، یک قانون جدید راهبری شرکتی راه‌اندازی می‌شود، یک مشاهده مستند و اثبات شده است. بر این اساس، پیچیدگی و ماهیت درهم تنیده فعالیت‌های تجاری جهانی نیازمند ضمانت‌های خاصی است که تضمین می‌کند مکانیسم‌های نهادینه شده برای حفاظت از منافع ذینفعان و جلوگیری از رفتار فرصت‌طلبانه مدیران وجود دارد. با این فرض با وجود همه این عناصر حفاظتی، زمانی که یک سیستم راهبری شرکتی با کیفیت بالا وجود دارد، باید انتظار عملکرد مالی مثبت را داشت. متناوباً، یک سیستم راهبری شرکتی با کیفیت بالا به حداقل رساندن زیان در صورت آشفتگی بازار را

[1] . Kyere and Ausloos
[2] . Certified Financial Analysts (CFA)
[3] . Bebchuk& et al.
[4] . Akbar& et al.
[5] . Bhagat and Bolton
[6]. Assenso-Okofo
[7] . Assenso-Okofo & et al.

تضمین می‌کند. با این وجود، مطالعات قبلی (وینتوکی و همکاران[۱]، ۲۰۱۲؛ فرانسیس و همکاران[۲]، ۲۰۱۵؛ آدامز و جیانگ[۳]، ۲۰۱۶؛ الگامره و همکاران[۴]، ۲۰۲۰؛ رادووهمکاران[۵]، ۲۰۲۲) که ارتباط بین راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت‌ها را بررسی کرده‌اند، نتوانستند مجموعه‌ای از نتایج یکسان را برای مکانیسم‌های منحصربه‌فرد راهبری شرکتی گزارش کنند. یکی از دلایل این تناقضات، خطای اندازه‌گیری مرتبط با شاخص‌های راهبری شرکتی فردی و تصادفی انتخاب شده و حذف مکانیسم‌ها و سایر شاخص‌ها است (آدامز و جیانگ، ۲۰۱۶؛ شین و همکاران[۶]، ۲۰۱۸).

این مطالعه با توجه به اینکه تضادهای نمایندگی انگیزه اصلی به‌روزرسانی مستمر مکانیسم‌های راهبری شرکتی است، به طور خاص اثرات تضادهای نمایندگی و چگونگی تعدیل رابطه بین راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت را ارزیابی می‌کند. در واقع هدف این مطالعه درک ارتباط بین راهبری شرکتی و عملکرد مالی در شرایط وجود تضادهای نمایندگی است. انگیزه این مطالعه از آنجایی شکل گرفته است که تفکیک بین مالکیت و کنترل باعث ایجاد تضاد نمایندگی بین مالکان و مدیران شرکت می‌شود. بنابراین، انتظار می‌رود که سیستم‌های راهبری شرکتی قوی منافع طرف‌های متقابل را همسو کند که به موجب آن شرکت‌ها احتمال بیشتری برای بهبود عملکرد مالی خود دارند. با این حال، پژوهش های قبلی نتایج ثابتی در این زمینه به همراه نداشت. با توجه به ماهیت نهفته تضاد نمایندگی، این مطالعه از تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای ایجاد شاخصی ترکیبی برای نشان دادن سطح تضاد نمایندگی استفاده کرده است. به طور کلی، مسئله اصلی در این پژوهش این است:

تضاد نمایندگی چه تاثیری بر ارتباط بین کیفیت راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد؟

این مطالعه یکی از معدود مطالعاتی است که به ماهیت پنهان تضاد نمایندگی می‌پردازد و چندین مشارکت نظری در توسعه ادبیات دارد. اول، در این مطالعه ادبیات مربوط به رابطه راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت توسعه می‌یابد. در واقع این مطالعه بار دیگر به ارائه شواهد تجربی جدیدتر در زمینه رابطه فوق می‌پردازد و به جای این که فرض کند همه مکانیسم‌های راهبری شرکتی به صورت مجزا و منحصربه‌فرد کار می‌کند، با در نظر گرفتن تعدادی از مکانیسم‌های راهبری شرکتی به صورت یکجا که در ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد، خطای حذف یک شاخص راهبری شرکتی و سوگیری در نتایج را کاهش می‌دهد. برای اندازه‌گیری کیفیت راهبری شرکتی از ۸ ویژگی راهبری شرکتی که به صورت متغیر دو ارزشی به کار برده می‌شوند و امتیاز صفر و یک به آن‌ها داده می‌شود. چنانچه امتیاز هر شرکت بیش از ۵ باشد، راهبری شرکتی در آن قوی و کیفیت راهبری شرکتی بالا است.

---

[1] . Wintoki &et al.
[2] . Francis & et al.
[3] . Adams and Jiang
[4] Al-Gamrh & et al.
[5]. Radu.
[6] . Shin &et al.

دوم، در این مطالعه با برجسته کردن نقش تعدیلی تضاد نمایندگی در رابطه بین مکانیسم‌های راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت، ادبیات مربوط به تئوری نمایندگی توسعه می‌یابد. در واقع این مطالعه با استفاده از تحلیل مولفه‌های اصلی، برای اندازه‌گیری تضاد نمایندگی بر مبنای چندین معیار، به صراحت ماهیت نهفته نشان داده نشده توسط تعارضات نمایندگی در ادبیات پیشین را آشکار می‌کند.یافته‌های این مطالعه پیشنهادهای ارزشمندی را برای تضاد نمایندگی و راهبری شرکتی ارائه می‌کند تا استانداردهای حسابداری را بیشتر ارائه و بهبود بخشند تا مقررات و مکانیسم‌های داخلی موجود را تقویت کنند که به نوبه خود می‌تواند دامنه رفتار فرصت‌طلبانه مدیریتی را کاهش دهد، زیرا رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیریتی می‌تواند به صورت تجربی از طریق چارچوب پیشنهادی این مطالعه برآورد شود.

۳-پیشینه پژوهش

رحمانیان وکر(۱۴۰۲)به بررسی رابطه بین عملکرد پایداری شرکت و سیاست تقسیم سودبا توجه به تقش حاکمیت شرکتی و مالکیت نهادی پرداختند و نشان دادند که عملکرد پایداری شرکت،سیاست تقسیم سود را بهبود میبخشد.همچنین، حاکمیت شرکتی رابطه مثبت بین عملکردپایداری شرکت و سیاست تقسیم سود را تقویت میکند. علاوه بر این، مالکیهت نهادی مالکیت نهادی رابطه مثبت بین عملکرد پایداری شرکت و سیاست تقسیم سود راتضعیف می نماید.

نخجوانی ودلنوازاصغری(۱۴۰۲) به بررسی تاثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد شرکت در شرایط خاطرات اخلاقی پرداخته ونتایج نشان داده که مکانیزم های حاکمیت شرکتی موجب بهبود عملکرد شرکت می شوند.همچنین زمانی که مخاطرات اخلاقی بالا است وجود مکانیزم های حاکمیت شرکتی موجب بهبود عملکرد می شود.

رحمانیان کوشککی ومطاعی (۱۴۰۲)به بررسی نقش تامین مالی مبتنی بر بدهی در رابطه بین حاکمیت شرکتی و سرمایه گذاری تحقیق و توسعه پرداخته و نشان داده مولفه های راهبری شرکتی با سرمایه گذاری تحقیق وتوسعه رابطه مستقیم دارد و با تامین مالی مبتنی بر بدهی تاثیر گذار نمی باشد.

پژوهی و همکاران(۱۴۰۱)به بررسی تاثیر ریسک بر قیمت سهام بانک ها و شرکت هابی بیمه با توجه به تقش سازو کارهای راهبری شرکتی پرداخته و نتیجه ان نشان می دهدکه ریسک یازار و تقدینگی بر قیمت سهان تاثیر گذار یوده مولفه های راهبری شرکتی نیز می تواند به مدیران یانک ها و موسسان بیمه در راستای اتخاذ تصمیمات استراتژیک مفید یاشد.

امیری و یادگاری (۱۴۰۱) به بررسی تاثیر راهبری شرکتی بر عملکرد مالی با نقش واسطه‌ای کارایی فنی پرداختند و نشان دادند که راهبری شرکتی بر عملکرد مالی تاثیر مثبت و معنی‌داری دارد و این رابطه به طور مثبت و معناداری توسط کارایی فنی میانجیگری می‌شود.

کاکایی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی نقش راهبری شرکتی بر عملکرد مالی شرکت‌های دانش بنیان پرداختند و نشان دادند که راهبری شرکتی بر عملکرد مالی شرکت‌های دانش بنیان تاثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین این نتیجه حاصل شد که مولفه‌های راهبری شرکتی از قبیل تمرکز مالکیت، اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره، مالکیت نهادی و تفکیک پست رئیس هیئت‌مدیره و مدیرعامل بر بهبود عملکرد مالی شرکت‌ها نیز تاثیر مثبت ومعناداری دارند.

رسفیجانی و دهقان (۱۴۰۰) به بررسی تاثیر راهبری شرکتی بر عملکرد مالی با توجه به نقش میانجی پایداری شرکت پرداختند و نشان دادند که راهبری شرکتی بر عملکرد مالی و پایداری شرکت تاثیرگذار است. همچنین پایداری شرکت بر عملکرد مالی تاثیرگذار است. نتایج همچنین نشان داد راهبری شرکتی با توجه به نقش میانجی پایداری شرکت بر عملکرد مالی تاثیرگذار است. نقش میانجی کارایی زیست‌محیطی و سیستم مدیریت سلامتی و ایمنی در رابطه میان راهبری شرکتی و عملکرد مالی تایید شد. اما توسعه جامعه و مدیریت محیط زیست، تعهد و ظرفیت توسعه اجتماعی این رابطه را میانجی نمی‌کنند.

موسوی مدنی (۱۳۹۹) به بررسی تاثیر راهبری شرکتی بر عملکرد مالی شرکت‌ها پرداختند و نشان دادند بین راهبری شرکتی و عملکرد مالی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بین پاسخگویی هیئت‌مدیره و عملکرد شرکت با شاخص ROE رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بین پاسخگویی هیئت‌مدیره و عملکرد شرکت با شاخص TQ رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بین سطح افشا و عملکرد شرکت با شاخص نرخ بازده حقوق صاحبان سهام[1] رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بین رابطه بین سطح افشا و عملکرد شرکت با شاخص کیوتوبین [2]رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. بین کمیته حسابرسی و عملکرد شرکت با شاخص نرخ بازده حقوق صاحبان سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

گرد و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی رابطه راهبری شرکتی و عملکرد مالی؛ با تأکید بر روابط غیرخطی و نقش ساختار هیئت‌مدیره و ساختار مالکیت پرداختند و نشان دادند که ارتباط مستقیم و معنادار بین استقلال هیئت‌مدیره و تمرکز مالکیت با عملکرد مالی شرکت برقرار است و اندازه هیئت‌مدیره، تأثیر معناداری بر عملکرد مالی شرکت ندارد.

کسباروهمکاران (۲۰۲۳) به بررسی تاثیر تضاد نمایندگی بر ارتباط بین کیفیت راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت پرداختند و مشخص شد که شرکت‌هایی که در سطوح بالاتری از تضادهای نمایندگی فعالیت می‌کنند، تنها زمانی عملکرد مالی خود را بهبود می‌بخشند که راهبری شرکتی قوی‌تری داشته باشند. به عبارتی اگر شرکت‌ها کیفیت راهبری شرکتی را به دلیل افزایش سطح تضادهای نمایندگی بهبود بخشند، عملکرد مالی نیز بهبود می‌یابد.

---

1 . ROE
2. TQ

کایر و آیسلوس (۲۰۲۱) به بررسی رابطه راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت‌ها در بریتانیا پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که مکانیسم‌های راهبری شرکتی تاثیر مثبت و معناداری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارند؛ بنابراین، با انتخاب مکانیسم‌های راهبری شرکتی مناسب، می‌توان امور مالی یک شرکت را بهبود بخشید.

گولوما[1](۲۰۲۱) به بررسی تأثیر معیارهای راهبری شرکتی بر عملکرد شرکت با توجه به تأثیرات اعتماد به نفس بیش از حد مدیریتی پرداختند. این مطالعه از سازوکارهای راهبری شرکتی داخلی و خارجی استفاده کرد که توسط هیئت‌مدیره مستقل، رهبری هیئت‌مدیره دوگانه، تمرکز مالکیت به عنوان معیارهای حاکیمت شرکتی داخلی و تامین مالی بدهی و رقابت بازار محصول به عنوان یک معیار راهبری شرکتی خارجی نشان داده می‌شود. یافته‌های مطالعه نشان داد که تمرکز مالکیت و رقابت در بازار محصول با عملکرد شرکت رابطه مثبت و معناداری دارند. رهبری دوگانه با نسبت کیوتوبین رابطه منفی دارد، و تامین مالی بدهی نیز با هر دو معیار عملکرد شرکت، رابطه منفی معناداری دارد. علاوه بر این، نتایج تجربی همچنین نشان داد که اعتماد به نفس بیش از حد مدیریتی بر رابطه استقلال هیئت‌مدیره، رهبری دوگانه و تمرکز مالکیت با عملکرد شرکت تأثیر منفی دارد. با این حال، اعتماد به نفس بیش از حد مدیریتی به طور مثبت تأثیر تأمین مالی بدهی بر نسبت کیوتوبین و تأثیر منفی بر تأمین مالی بدهی و نرخ بازدهی دارایی را تعدیل می‌کند.

کاسامادوی و وارهانی[2](۲۰۲۰)به بررسی تأثیر سه نوع تضاد نمایندگی بر عملکرد شرکت پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که مشکلات نمایندگی نوع I (مدیر در مقابل سهامدار) و نوع دوم (سهامدار اکثریت در مقابل سهامدار اقلیت) به طور کلی به طور مثبت بر عملکرد تأثیر می‌گذارند، در حالی که مشکلات نمایندگی نوع III (سهامدار در مقابل بستانکار) بر عملکرد تأثیر منفی می‌گذارند.

فیصل وهمکاران[3](۲۰۲۰) به بررسی رابطه تضادهای نمایندگی، ارزش شرکت و مکانیسم‌های نظارتی پرداختند و با استفاده از شواهد تجربی از اندونزی نشان دادند که رابطه تمرکز مالکیت-عملکرد شرکت از یک الگوی غیریکنواخت پیروی می‌کند و ثابت می‌کند که فرضیه‌های نظارت و سلب مالکیت برای شرکت‌های غیرمالی در اندونزی وجود دارد. این یافته‌ها نقش مهم سهامداران اضافی، سود سهام، انواع مالکیت خارجی را به عنوان متغیرهای تعدیل‌کننده، و بدهی به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده برای تأثیرگذاری بر عملکرد شرکت، که به‌عنوان مکانیسم‌های کنترلی برای تضادهای نمایندگی در اندونزی عمل می‌کند، برجسته کرد.

ویجایاوهمکاران[4](۲۰۲۰) به بررسی رابطه ساختار مالکیت، راهبری شرکتی خوب و عملکرد شرکت پرداختند. متغیرهای مورد استفاده شامل مالکیت خارجی، مالکیت نهادی، مالکیت دولتی، اندازه هیئت‌مدیره شرکت‌های بخش غیرمالی در بورس سهام اندونزی در طول سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۱۷ بوده است. یافته‌های پژوهش نشان داد

[1] . Guluma
[2] . Kusumadewi and Wardhani.
[3] . Faisal & et al.
[4] . Wijaya & et al.

که مالکیت خارجی و مالکیت دولتی تاثیر بر عملکرد شرکت ندارد. اندازه هیئت‌مدیره تأثیر مثبت معناداری بر عملکرد شرکت دارد در حالی که مالکیت نهادی تأثیر منفی معناداری بر عملکرد شرکت دارد.

انگوین وهمکاران[1](۲۰۲۰) به بررسی رابطه راهبری شرکتی و هزینه نمایندگی پرداختند و با استفاده از سه ویژگی هیئت‌مدیره شامل اندازه و استقلال هیئت‌مدیره و دوگانگی وظایف مدیرعامل و همچنین انواع ساختار مالکیت به عنوان معیارهای راهبری شرکتی و با شواهدی از ویتنام نشان دادند که مکانیسم‌های راهبری شرکتی نقش مؤثری در کنترل رفتار فرصت‌طلبانه مدیریتی برای کاهش تعارضات نمایندگی و در نتیجه کاهش هزینه‌های نمایندگی دارد.

بهاگات و بولتون (۲۰۱۹) به بررسی رابطه راهبری شرکتی و عملکرد آتی شرکت پرداختند. در این مطالعه از ویژگی‌ها و قدرت مالکیت سهام مدیر به عنوان معیاری برای راهبری شرکتی استفاده شده است. نتایج نشان داد که مالکیت سهام مدیر به طور مداوم و مثبت با عملکرد شرکت آتی مرتبط است. همچنین، در بین بانک‌ها مشخص شد که مالکیت سهام مدیر بانک به طور مثبت با عملکرد بانک در آینده مرتبط است، و مالکیت سهام مدیر بانک به طور منفی با ریسک آینده بانک، چه قبل و چه در طول بحران مالی مرتبط است.

مونیروهمکاران[2] (۲۰۱۹) به بررسی رابطه بین راهبری شرکتی، پایداری شرکتی و عملکرد مالی پرداختند و نشان دادند که راهبری شرکتی با عملکرد پایداری رابطه مثبت و معناداری دارد و از طرفی عملکرد پایداری به بهبود عملکرد مالی همراه است. در نهایت مشخص شد که عملکرد پایداری رابطه بین راهبری شرکتی و عملکرد مالی را به طور معناداری میانجیگری می‌کند.

۴- فرضیه های پژوهش

فرضیه اول: کیفیت راهبری شرکتی تاثیر مثبت بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

فرضیه دوم: در شرکت‌های با تضاد نمایندگی، کیفیت راهبری شرکتی تاثیر قوی‌تری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

۵- روش پژوهش

این پژوهش بر حسب نوع داده‌ها، در گروه پژوهش های توصیفی وبر حسب نحوه اجرا را نیز می‌توان در دسته پژوهشات همبستگی قرار داد؛زیرا جهت کشف روابط بین متغیرهای پژوهش، از تکنیک‌های رگرسیون و همبستگی استفاده خواهد شد.جامعه آماری در این مطالعه عبرارت است از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق

[1] . Nguyen & et al.
[2] . Munir & et al.

بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۰می باشد.روش انتخاب نمونه آماری در این مطالعه بر اساس حذف سیستماتیک جامعه آماری است. با توجه به روند طی شده تعداد ۱۴۸ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند.

۱-۵ مدل‌های آماری پژوهش

برای آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های رگرسیونی چندمتغیره به شرح زیر استفاده شده که برگرفته از مطالعه کسبار و همکاران (۲۰۲۲) است.

برای آزمون فرضیه اول از مدل (۱) به شرح زیر استفاده شده است.

$$FinPer_{it} = \beta_{.} + \beta_{1} FinPer_{it-1} + \beta_{2} Governance_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

برای آزمون فرضیه دوم از مدل (۲) به شرح زیر استفاده شده است.

$$FinPer_{it} = \beta_{.} + \beta_{1} FinPer_{it-1} + \beta_{2} Governance_{it} + \beta_{3} Agency_{it} + \beta_{4} Governance_{it} * Agency_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (2)$$

۶- متغیرهای پژوهش

- عملکرد مالی (متغیر وابسته)

برای اندازه‌گیری این متغیر به پیروی از مطالعه کسبار و همکاران (۲۰۲۲) از دو معیار نسبت کیوتوبین و نرخ بازدهی دارایی استفاده شده است.

نسبت کیوتوبین: نسبت مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی به ارزش دفتری دارایی

نرخ بازدهی دارایی: نسبت سود خالص به کل دارایی

- کیفیت راهبری شرکتی (متغیر مستقل)

برای اندازه‌گیری کیفیت راهبری شرکتی از ۸ ویژگی راهبری شرکتی بشرح جدول (۱) استفاده شده است که به صورت متغیر دو ارزشی به کار برده می‌شوند و امتیاز صفر و یک به آن‌ها داده می‌شود. چنانچه امتیاز هر شرکت بیش از ۵ باشد، راهبری شرکتی در آن قوی و کیفیت راهبری شرکتی بالا است (صالحی، ۱۴۰۰).

- تضاد نمایندگی (متغیر تعدیلگر)

با توجه به پنهان یا غیرقابل مشاهده بودن تعارضات نمایندگی، به این دلیل که آن‌ها رفتار انسان را منعکس می‌کنند، اندازه‌گیری و درک چنین اصطلاحی به روشی ملموس دشوار است. در این مطالعه تضاد نمایندگی با یک شاخص ترکیبی با استفاده از تعدادی متغیر که وجود آن‌ها احتمال تضاد نمایندگی بالاتری را منعکس می‌کند، اندازه‌گیری شده است. انجام این کار اندازه‌گیری بهتری از اصطلاح "تضاد نمایندگی" به دست می‌دهد. این متغیرها

شامل اندازه شرکت، جریان نقدی آزاد، پیچیدگی محیط کسب‌وکار،فرصت رشد، ریسک عملیاتی و اهرم مالی هستند. بعد از محاسبه این متغیرها برای هر سال شرکت، با استفاده از تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) یک شاخص ترکیبی از این شش متغیر به دست می‌آید. تحلیل مولفه‌های اصلی یک روش برای کاهش ابعاد داده‌ها و تشریح واریانس آن‌ها است. در این روش ابتدا یک ماتریس داده‌ها ایجاد می‌شود که شامل مشاهداتی هستند که به طور همزمان روی متغیرها ثبت شده‌اند. سپس میانگین هر ستون مارتیس داده محاسبه شده و از هر عضو ماتریس داده کم می‌شود. این کار باعث می‌شود مرکز داده بر مبنای میانگین صفر قرار گیرد. در مرحله بعد مارتیس کوواریانس بر اساس داده‌های مرکزگرایی شده محاسبه می‌شود. این ماتریس نشان می‌دهد که چقدر داده‌ها در هر راستای دیگر تغییر می‌کنند. سپس با استفاده از مارتیس کوواریانس، بردارهای ویژه و مقادیر ویژه محاسبه می‌شوند. بردارهای ویژه نشان می‌دهند که چگونه داده‌ها در جهت‌های مختلف تغییر می‌کنند و مقادیر ویژه نشان‌دهنده ویژگی تغییر آن‌ها در هر جهت هستند. بر اساس مقادیر ویژه می‌توان تعداد مولفه‌های اصلی را انتخاب کرد. این تعداد باید به‌گونه‌ای انتخاب شود که بتواند واریانس قابل قبولی از داده‌ها را توضیح دهد. برای اینکار نمودار اسکری مولفه‌ها ترسیم شده و مولفه‌ای که بیشترین مقدار از کل واریانس مشترک متغیرهای ورودی را توضیح دهد به عنوان بهترین مولفه یا PCA انتخاب می‌شود. در نهایت ضریب مولفه اصلی هر متغیر ورودی که توسط نرم‌افزار ارائه می‌شود به دست آمده و با ضرب آن در داده‌های هر متغیر و سپس جمع بستن آن‌ها، داده‌ها تبدیل به یک ترکیب خطی برای این متغیر بر اساس متغیرهای ورودی می‌شود. این تبدیل باعث کاهش ابعاد داده‌ها و توضیح واریانس آن‌ها می‌شود. مقادیر بزرگ‌تر نشان‌دهنده تضاد نمایندگی بالاتر در شرکت است. این نحوه اندازه‌گیری کمک می‌کند تا میزان تضاد نمایندگی به صورت عددی تعیین شود، به این ترتیب می‌توان بین شرکت‌هایی با سطوح مختلف تضاد نمایندگی (یعنی زیاد و پایین) تمایز قائل شد (کسبار و همکاران، ۲۰۲۲). نحوه اندازه‌گیری این شش معیار به شرح زیر است:

جدول ۱- مولفه‌های اندازه‌گیری راهبری شرکتی

نام مولفه	نحوه اندازه‌گیری
اندازه هیئت‌مدیره	اگر تعداد اعضای هیئت مدیره بیشتر از ۵ نفر باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد.
استقلال هیئت‌مدیره	اگر حداقل یک عضو غیرموظف در اعضای هیئت‌مدیره وجود داشته باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد.
جلسات هیئت‌مدیره	اگر جلسات هیئت‌مدیره حداقل در هر ماه یک جلسه باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد.
تخصص هیئت‌مدیره	اگر در ترکیب اعضای هیئت‌مدیره حداقل یک عضو با تحصیلات مالی و حسابداری وجود داشته باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد.
کمیته حسابرسی	اگر شرکت دارای کمیته حسابرسی باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد.

حسابرسی داخلی	اگر شرکت دارای حسابرسی داخلی باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد.
کیفیت حسابرسی	اگر شرکت توسط سازمان حسابرسی، حسابرسی شده باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد.
تمرکز مالکیت	اگر ۱۰ درصد سهام شرکت متعلق به بزرگترین سهامدار باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

اندازه شرکت: لگاریتم طبیعی کل دارایی شرکت (کسبار و همکاران، ۲۰۲۲). دمستز و لن[1] (۱۹۸۵) استدلال می‌کنند که شرکت‌های بزرگ معمولا در عملیات‌های بیشتری نسبت به شرکت‌های کوچک مشارکت می‌کنند که به مدیران شرکت‌های بزرگ این فرصت را می‌دهد که منابع را به هزینه سهامداران هدر دهند (مزایای غیرمالی مصرف بیش از حد، مانند دفاتر لوکس). علاوه بر این، واتس و زیمرمن۲ (۱۹۹۰) این واقعیت را روشن می‌کنند که شرکت‌های بزرگ بیشتر تحت نظارت عموم مردم و دولت قرار می‌گیرند، که آن‌ها را برای مدیریت سود به منظور جلب توجه و بررسی مطلوب، ترغیب می‌کند. بنابراین، شرکت‌های بزرگ‌تر احتمالا تضاد نمایندگی بیشتری دارند.

جریان نقد آزاد: تفاوت بین جریان نقد عملیاتی و مخارج سرمایه‌ای (دارایی ثابت در پایان دوره منهای دارایی ثابت در ابتدای دوره) تقسیم بر کل دارایی‌های ابتدای سال (کسبار وهمکاران،۲۰۲۲). جنسن۳ (۱۹۸۶) و گورانوا وهمکاران[4](۲۰۱۷) استدلال می‌کنند که سطح تعارض بین سهامداران و مدیران زمانی افزایش می‌یابد که جریان نقد آزاد قابل توجهی به دلیل تضاد ناشی از استفاده از این جریان، وجود داشته باشد. مدیران تمایل دارند از وجوه نقد باقیمانده پس از تامین مالی پروژه‌ها و بازپرداخت بدهی، در فعالیت‌های تخریب‌کننده ارزش (مانند فعالیت‌های ادغام و تملک(M&A))و/یا افزایش مصرف بیش از حد کالاها که پیامدهای زیان‌باری بر ارزش شرکت دارد، سوء استفاده کنند. بنابراین، شرکت‌های با جریان نقد آزاد بیشتر، احتمالا تضاد نمایندگی بیشتری دارند.

فرصت‌های رشد: نسبت مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی به ارزش دفتری دارایی (کسبار وهمکاران،۲۰۲۲). جنسن (۱۹۸۶)ودی[5](۲۰۰۸) بیان می‌کنند شرکت‌هایی که فرصت‌های رشد بالایی دارند، به دلیل افزایش قدرت مدیرانشان، به احتمال زیاد مشکلات عدم تقارن اطلاعاتی دارند. جنسن (۱۹۸۶) این این موضوع را به این صورت توجیه می‌کند که مدیران تشویق می‌شوند تا از اندازه بهینه فراتر بروند تا افزایش منابع

[1] . Demsetz and Lehn
[2]. Watts and Zimmerman
[3] .Jensen.
[4] .Goranova &et al .
[5] .Dey

تحت کنترل خود را برای برآوردن یا شکست دادن نرخ های رشد بالا توجیه کنند. مورفی[1] (۱۹۸۵) استدلال می‌کند که مدیران تشویق می‌شوند تا از اندازه بهینه فراتر بروند، زیرا این امر باعث افزایش پاداش آن‌ها می‌شود، با توجه به اینکه افزایش پاداش با رشد فروش همراه است. شرکت‌هایی که نرخ رشد پایینی دارند، به دلیل جریان نقد آزاد قابل‌توجهی که دارند، احتمالاً سطوح بالایی از مشکلات نمایندگی را خواهند داشت.

پیچیدگی محیط کسب‌وکار: پیچیدگی محیط کسب‌وکار از طریق عضویت یا عدم عضویت در گروه‌های تجاری مشخص می‌شود. شرکتی عضو گروه تجاری محسوب می‌شود که خود یا شرکت مادر باشد یا شرکت فرعی و تابعه شرکت مادر باشد. در صورتی که شرکتی این شرایط را داشته باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد (آقایی و همکاران،۱۳۹۶).رانتاکاری[2](۲۰۱۳) گزارش می‌دهد که نوسانات محیط عملیاتی بر ساختار سازمانی بهینه تأثیر می‌گذارد، زیرا افزایش میزان نوسانات در محیط عملیاتی، سطح تعارضات نمایندگی را افزایش می‌دهد. این استدلال مطابق با یافته‌های اساسی دمستز و لن (۱۹۸۵) است که گزارش کردند مدیران شرکت‌هایی با محیط‌های کاری ناپایدارتر احتمال بیشتری دارد که درگیر مشکلات مخاطره اخلاقی شوند،زیرا نظارت بر رفتار مدیریت برای سهامداران دشوار می‌شود.علاوه بر این، استین[3](۱۹۹۷) استدلال کرد شرکت‌هایی که در محیط‌های بسیار پیچیده فعالیت می‌کنند، ممکن است از تخصیص نادرست منابع رنج ببرند، زیرا مدیران این شرکت‌ها تمرکز خود را از دست می‌دهند و در نتیجه احتمال بیشتری وجود دارد که در مقایسه با سایر مدیرانی که در محیط‌های کمتر پیچیده فعالیت می‌کنند، تصمیم‌های بهینه‌ای که سودآوری شرکت‌هایشان را افزایش می‌دهد، نگیرند. بنابراین، شرکت‌های فعال در محیط‌های پیچیده‌تر، احتمالا تضاد نمایندگی بیشتری دارند.

ریسک عملیاتی: انحراف استاندارد یک دوره سه ساله نسبت فروش به دارایی (کسباروهمکاران، ۲۰۲۲). دی(۲۰۰۸) بیان می‌کند که شرکت‌های پرریسک معمولا از هزینه بالای بدهی رنج می‌برند. بر این اساس، این شرکت‌های ریسک‌پذیر برای کاهش ریسک درک شده و در نتیجه کاهش هزینه بدهی، ترغیب می‌شوند تا فعالیت‌هایی را انجام دهند. بنابراین، انتظار می‌رود شدت تضادهای نمایندگی در شرکت‌هایی با ریسک عملیاتی بالا، بیشتر باشد.

اهرم مالی: نسبت کل بدهی به کل دارایی (کسباروهمکاران، ۲۰۲۲). شرکت‌هایی که دارای اهرم بالا هستند، احتمالاً مدیریت سود را اعمال می‌کنند تا نسبت اهرم را تا حد ممکن کوچک نگه دارند. در غیر این صورت، مدیران ممکن است به دلیل قراردادهای بدهی که به وام‌دهنده حق مداخله در تصمیمات آن‌ها را می‌دهد، جریمه شوند (واتس وزیمرمن، ۱۹۹۰). چنین مداخلاتی بر عملکرد مالی شرکت‌ها تأثیر منفی می‌گذارد. نمونه‌هایی از قراردادهای

[1] . Murphy
[2] . Rantakari
[3] . Stein

بدهی شامل محدودیت در فعالیت ادغام، سرمایه‌گذاری در شرکت‌های دیگر، افزایش بدهی و فروش برخی دارایی‌ها است (بوون وهمکاران[1]، ۲۰۰۸).

۷- یافته های پژوهش

۷-۱آمار توصیفی

آمارتوصیفی که شمایی کلی از وضعیت توزیع مشاهده‌ها را برای هر متغیر نشان می‌دهد، می‌تواند در تعمیم‌پذیری نتایج به سایر جوامع آماری مفید باشد. . لازم به توضیح است که با توجه به تعداد ۱۴۸ شرکت منتخب و دوره ۹ ساله مورد بررسی (از سال ۱۳۹۲تاسال ۱۴۰۰)، تعداد مشاهدات برابر با ۱۳۳۲ مشاهده (سال-شرکت)است. همچنین با توجه به وجود مشاهدات پرت[2] در برخی از متغیرها، به منظور پیشگیری از سوگیری در نتایج به دلیل این مشاهدات پرت و دورافتاده، متغیرها در صدک‌های ۵و ۹۵وینزورایز[3] شدند.

جدول ۲-آمار توصیفی

نام متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
نسبت کیوتوبین	۱۳۳۲	۲.۸۰۳	۲.۱۶۰	۷.۱۴۲	۱.۱۰۱	۱.۶۹۷	۱.۱۹۵	۳.۵۱۲
نرخ بازدهی دارایی	۱۳۳۲	۰.۱۵۳	۰.۱۲۷	۰.۴۵۵	-۰.۰۶۳	۰.۱۴۵	۰.۵۴۱	۲.۳۴۱
کیفیت راهبری شرکتی	۱۳۳۲	۵.۶۴۳	۶	۸	۲	۰.۹۳۴	-۰.۷۵۷	۳.۷۹۴
تضاد نمایندگی	۱۳۳۲	۰.۷۲۷	۰.۶۹۰	۱.۰۶۶	۰.۵۳۳	۰.۱۵۳	۰.۷۱۸	۲.۵۳۷

منبع:یافته های پژوهشگر

جدول ۳-امار توصیفی مولفه های تضاد نمایندگی

نام متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
اندازه شرکت	۱۳۳۲	۱۴.۸۹۰	۱۴.۶۱۳	۲۱.۳۲۷	۱۰.۴۹۲	۱.۷۳۸	۰.۷۱۱	۳.۵۷۸
جریان نقد آزاد	۱۳۳۲	۰.۱۳۲	۰.۱۱۳	۰.۳۹۶	-۰.۰۶۳	۰.۱۲۳	۰.۵۰۳	۲.۵۳۵
پیچیدگی محیط کسب‌وکار	۱۳۳۲	۰.۴۳۲	۰	۱	۰	۰.۴۹۵	۰.۲۷۲	۱.۰۷۴

[1] .Bowen & et al.
[2] . Outlier Data
[3] . Winsorized

ریسک عملیاتی	۱۳۳۲	۰.۱۸۴	۰.۱۳۴	۰.۵۹۱	۰.۰۲۹	۰.۱۴۹	۱.۴۰۰	۴.۱۸۴
فرصت رشد	۱۳۳۲	۰.۳۴۷	۰/۱۴۵	۰/۳۹۸	۰/۰۷۹	۰/۱۸۲	۰/۵۹۴	۳/۵۹۲
اهرم مالی	۱۳۳۲	۰.۵۵۵	۰.۵۴۸	۰.۸۹۸	۰.۲۰۸	۰.۱۹۲	-۰.۰۲۴	۲.۱۱۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج آمار توصیفی را می‌توان بدین ترتیب تفسیر کرد:

نسبت کیوتوبین این نسبت یکی از معیارهای عملکرد مالی است که عملکرد بازار شرکت‌ها را نشان می‌دهد و هرچه مقدار آن بیشتر باشد به معنای این است که شرکت، در بازار سرمایه و از منظر سرمایه‌گذاران ارزش بالایی دارد و فرصت‌های سرمایه‌گذاری یا همان فرصت رشد شرکت مطلوب است. به طور کلی مطلوبیت این نسبت در این است که مقدار آن بالای یک باشد، در غیر این صورت سرمایه‌گذاری روی شرکت متوقف می‌شود. با میانگین ۲.۸۰۳ نشان می‌دهد به طور متوسط عملکرد بازار شرکت‌ها مطلوب است. بیشترین ۷/۱۴۲ کمترین ۱.۱۰۱ است که هر دو مقدار بالای ۱ و مطلوب هستند.نرخ بازدهی دارایی نرخ بازدهی دارایی برابر با نسبت سود خالص به کل دارایی است و میزان سودآوری شرکت به ازای دارایی‌های آن را نشان می‌دهد بامیانگین ۰.۱۵۳ وبیشترین سودآوری برابر با ۴۵.۵ درصد و کمترین سودآوری رقمی منفی است که زیان ده بودن شرکت را نشان می‌دهد. کیفیت راهبری شرکتی برای اندازه‌گیری کیفیت حاکمیت شرکتی از یک معیار ترکیبی که ۸ مولفه یا مکانیسم حاکمیت شرکتی مناسب با ایران را در نظر گرفته، استفاده شده است. بر اساس این معیار، چنانچه امتیاز هر شرکت بیش از ۵ باشد، حاکمیت شرکتی در آن قوی و کیفیت حاکمیت شرکتی بالا است.با میانگین ۵.۶۴۳ است نشان می‌دهد که به طور متوسط کیفیت راهبری شرکتی در ایران مطلوب و قوی است، با این حال میانه برابر با ۶ است که یعنی نصف مشاهدات مقداری کمتر از آن را کسب کرده‌اند، و همچنین کمینه برابر با ۲ است که نشان می‌دهد، در برخی از مشاهدات راهبری شرکتی با کیفیت پایین نیز وجود دارد.اندازه شرکت بامیانگین ۱۴.۸۹۰وهمچنین بیشینه و کمینه برابر با ۲۱.۳۲۷ و ۱۰.۴۹۲ هستند که به ترتیب متعلق به بزرگ‌ترین و کوچک‌ترین شرکت به لحاظ میزان کل دارایی می‌باشند.میانگین جریان نقد برابر با ۰.۱۳۲ و بیشترین جریان نقد آزاد برابر با ۳۹.۶ درصد و کمترین جریان نقد آزاد برابر با ۰.۰۶۳- است که بیشتر بودن مخارج سرمایه‌ای از جریان نقد عملیاتی را نشان می‌دهد. پیچیدگی محیط کسب‌وکار پیچیدگی محیط کسب‌وکار از طریق عضویت یا عدم عضویت در گروه‌های تجاری مشخص می‌شود. شرکتی عضو گروه تجاری محسوب می‌شود که خود یا شرکت مادر باشد یا شرکت فرعی و تابعه شرکت مادر باشد. در صورتی که شرکتی این شرایط را داشته باشد، ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر گرفته است. میانگین این متغیر ۴۳.۲ درصد از مشاهدات عضو گروه‌های تجاری و دارای محیط کسب‌وکار پیچیده هستند.ریسک عملیاتی از انحراف استاندارد یک دوره سه ساله نسبت فروش به دارایی به دست آمده است و میزان نوسانات فروش شرکت را که ریسک فعالیت‌های عملیاتی را نشان می‌دهد، اندازه‌گیری می‌کند. میانگین این متغیر ۰.۱۸۴ درصد است بیشترین ریسک عملیاتی، ۵۹.۱ درصد و کمترین ریسک عملیاتی، ۲.۹ درصد است. اهرم مالی برابر با نسبت کل بدهی به کل دارایی است و میزان استقراض

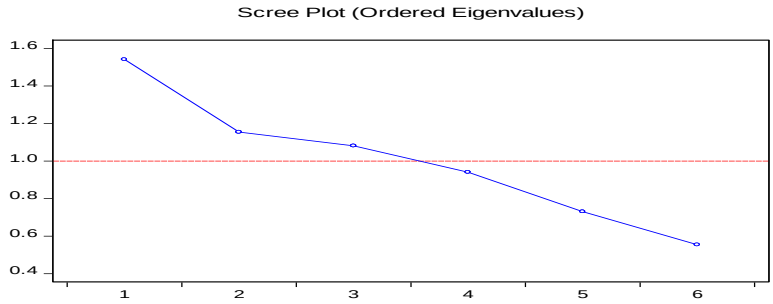
شرکت برای تامین منابع شرکت را نشان می‌دهد. میانگین اهرم مالی برابر با ۰.۵۵۵ بیشترین وکمترین ۰.۸۹۸و ۰.۲۰۸ است تضاد نمایندگی با یک شاخص ترکیبی با استفاده از تعدادی متغیر که وجود آن‌ها احتمال تضاد نمایندگی بالاتری را منعکس می‌کند، اندازه‌گیری شده است. در این بخش روند اجرای تحلیل مولفه‌های اصلی برای به دست آوردن یک شاخص ترکیبی از ویژگی‌های تضاد نمایندگی اجرا شده است. جدول (۴) مقادیر ویژه و درصد واریانس توضیح داده شده توسط مولفه‌ها را نشان می‌دهد.

جدول۴- ترکیب واریانس توضیح داده شده توسط مولفه‌های تضاد نمایندگی

مولفه	مقادیر ویژه	درصد از کل واریانس توضیح داده شده	مقادیر ویژه تجمعی	درصد از کل واریانس توضیح داده شده (انباشته)
۱	۱.۵۴۰	۲۵.۶۸٪	۱.۵۴۰	۲۵.۶۸٪
۲	۱.۱۵۴	۱۹.۲۴٪	۲.۶۹۵	۴۴.۹۲٪
۳	۱.۰۸۰	۱۸.۰۱٪	۳.۷۷۵	۶۲.۹۳٪
۴	۰.۹۴۰	۱۵.۶۷٪	۴.۷۱۵	۷۸.۶۰٪
۵	۰.۷۲۹	۱۲.۱۶٪	۵.۴۴۵	۹۰.۷۶٪
۶	۰.۵۵۴	۹.۲۴٪	۶	۱۰۰٪

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مقدار ویژه عامل اصلی ۱.۵۴۰ است که نشان می‌دهد این عامل می‌تواند ۲۵.۶۸ درصد از واریانس مشترک این شش ورودی را توضیح دهد. از سوی دیگر، مقدار ویژه عامل جزئی ۱.۱۵۴ است و این بدان معناست که این عامل جزئی می‌تواند ۱۹.۲۴ درصد از واریانس مشترک این شش ورودی را توضیح دهد. در نمودار (۱) که نمودار اسکری مولفه‌ها ترسیم شده است، می‌توان بهترین مولفه را انتخاب کرد. مطابق با نمودار (۱) ملاحظه می‌شود که مولفه اول بیشترین مقدار از کل واریانس را تبیین می‌کند. با توجه به این نمودار می‌توان دریافت که مولفه اول یا PCA اول برای تحلیل کافی است. بنابراین عامل جزئی از تحلیل حذف می‌شود و عامل اصلی انتخاب می‌شود.



نمودار ۱-اسکری مولفه‌های اصلی ویژگی‌های تضاد نمایندگی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول۴ میزان تاثیر هر متغیر در تخمین مولفه ارائه شده است.

جدول ۴- ضریب امتیاز عناصر تضاد نمایندگی

متغیر	ضریب مولفه اول
اندازه شرکت	۰.۰۲۸
جریان نقد آزاد	۰.۰۲۷
پیچیدگی محیط کسب‌وکار	۰.۰۸۳
فرصت‌های رشد	۰.۰۷۹
ریسک عملیاتی	-۰.۰۳۹
اهرم مالی	-۰.۰۴۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به جدول (۴) معادله زیر برای محاسبه تضاد نمایندگی نوشته می‌شود.

$$\text{تضاد نمایندگی} = ۰.۰۲۸ \times (\text{اندازه شرکت}) + ۰.۰۲۷ \times (\text{جریان نقد آزاد}) + ۰.۰۸۳ \times (\text{پیچیدگی محیط کسب‌وکار}) + ۰.۰۷۹ \times (\text{فرصت‌های رشد}) - ۰.۰۳۹ \times (\text{ریسک عملیاتی}) - ۰.۰۴۹ \times (\text{اهرم مالی})$$

بنابراین با استفاده از این معادله یک شاخص ترکیبی برای تضاد نمایندگی محاسبه شد که میانگین آن برابر با ۰.۷۲۷ با انحراف معیار ۰.۱۵۳ است. همچنین بیشینه برابر با ۱.۰۶۶ است که بیشترین تضاد نمایندگی و کمینه

برابر با ۰.۵۳۳ است که کمترین تضاد نمایندگی را نشان می‌دهد.علاوه بر این، بر اساس مقادیر چولگی و کشیدگی مشخص شد که هیچ‌یک از متغیرها از جمله متغیر وابسته توزیع نرمال ندارند، با این حال اگر تعداد مشاهدات بیشتر از ۳۰ مشاهده باشد، در صورتی که توزیع آن‌ها نرمال هم نباشد، می‌توان با توجه به قضیه حد مرکزی آن‌ها را نرمال فرض کرد و لذا با توجه به اینکه تعداد مشاهدات در این پژوهش برابر با ۱۳۳۲ است، می‌توان توزیع آن‌ها را نرمال فرض کرد.

۷-۲آزمون مانایی

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون لین؛لوین-چو[1] (LLC)استفاده شده نتایج آزمون مانایی نشان می‌دهد که همه متغیرها، در مقیاس سطح متغیر، مانا می‌باشند، زیرا سطح معناداری آماره همه متغیرها کوچک‌تر از ۰.۰۵ است. به این ترتیب می‌توان اطمینان حاصل کرد که رگرسیون کاذب و سوگیری در نتایج ایجاد نمی‌شود و نتایج قابل اتکا خواهند بود.

جدول ۵-آزمون مانایی در مقیاس سطح متغیر

نام متغیر	مقدار آماره	سطح معناداری	نتیجه آزمون
نسبت کیوتوبین	-۲۸.۲۳۲	۰.۰۰۰	مانا
نرخ بازدهی دارایی	-۸۴.۳۱۰	۰.۰۰۰	مانا
کیفیت راهبری شرکتی	-۳۵.۷۲۵	۰.۰۰۰	مانا
تضاد نمایندگی	-۲۸.۵۶۴	۰.۰۰۰	مانا
اندازه شرکت	-۳.۳۴۸	۰.۰۰۰	مانا
اهرم مالی	-۳۰.۹۰۳	۰.۰۰۰	مانا
جریان نقد آزاد	-۲۶.۱۷۴	۰.۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷-۳آزمون همبستگی

[1] .LLC

برای آزمون همبستگی از آزمون همبستگی پیرسون به بررسی همبستگی دو به دو بین متغیرهای مستقل با یکدیگر و متغیرهای مستقل با متغیر وابسته پرداخته شده است. اگر ضریب همبستگی بین دو متغیر بیشتر از آستانه ۰.۸۱۱ پیشنهاد شده توسط کندی[1](۱۹۸۵) باشد، به معنای همبستگی شدید بین دو متغیر است که به کارگیری هم‌زمان آن‌ها در مدل رگرسیونی، ممکن است رگرسیون کاذب ایجاد کند.

جدول۸-آزمون همبستگی

متغیر	نسبت کیوتوبین	نرخ بازدهی دارایی	کیفیت راهبری شرکتی	تضاد نمایندگی	اندازه شرکت	اهرم مالی	جریان نقد آزاد
نسبت کیوتوبین	۱ ---	۰.۳۸۱ ۰.۰۰۰	۰.۰۸۴۲ ۰.۰۰۱	-۰.۸۳۰ ۰.۰۰۰	۰.۰۹۷ ۰.۰۰۰	-۰.۳۲۲ ۰.۰۰۰	۰.۰۳۸ ۰.۱۳۹
نرخ بازدهی دارایی		۱ ---	۰.۴۴۲ ۰.۰۰۰	-۰.۳۹۳ ۰.۰۰۰	۰.۲۷۰ ۰.۰۰۰	-۰.۶۳۱ ۰.۰۰۰	۰.۰۱۸ ۰.۴۶۸
کیفیت راهبری شرکتی			۱ ---	-۰.۱۲۲ ۰.۰۰۰	۰.۲۵۷ ۰.۰۰۰	-۰.۰۰۲ ۰.۹۲۸	-۰.۰۳۱ ۰.۲۲۵
تضاد نمایندگی				۱ ---	۰.۴۶۹ ۰.۰۰۰	-۰.۲۸۹ ۰.۰۰۰	۰.۱۲۲ ۰.۰۰۰
اندازه شرکت					۱ ---	-۰.۰۷۸ ۰.۰۰۲	۰.۱۳۷ ۰.۰۰۰
اهرم مالی						۱ ---	-۰.۲۲۹ ۰.۰۰۰
جریان نقد آزاد							۱ ---

منبع: یافته های پژوهشگر

[1] . Kennedy

اجرای مدل GMM

در این پژوهش، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] برای برآوردهای مدل‌های رگرسیونی و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. به این دلیل از مدل GMM استفاده شده است که استدلال می‌شود هر گونه تغییر در عملکرد مالی دوره قبل در نتیجه راهبری شرکتی و تضاد نمایندگی، احتمالاً در عملکرد مالی دوره جاری نیز رخ خواهد داد؛ بنابراین، از وقفه متغیر وابسته در مدل به عنوان متغیر توضیحی استفاده شده است. از روش پنل پویا (GMM) برای حل مشکلات مربوط به خودهمبستگی و ناهمگنی استفاده می‌شود. برآوردگر GMM این امکان را برای پژوهشگران ایجاد می‌کند که بتوانند مشکلات مربوط به همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس و درون‌زایی را برای بعضی از متغیرها رفع کنند. در این روش به منظور تخمین مدل، لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده در مدل مشخص شود. سازگاری تخمین‌زننده‌های GMM بستگی به معتبر بودن متغیرهای ابزاری به کار رفته و فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا بستگی دارد. این اعتبار می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند آزمون شود. متغیرهای ابزاری این مدل مقادیر با وقفه متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی‌اند. در ادامه هر یک از مدل‌های رگرسیونی جهت آزمون فرضیه‌ها با تکنیک ذکر شده برآورد شده‌اند.

برآورد مدل (۱) و آزمون فرضیه اول

فرضیه اول پژوهش به این صورت تبیین شده است:

کیفیت راهبری شرکتی تاثیر مثبت بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

برای آزمون این فرضیه مدل رگرسیونی (۱) به شرح زیر، بکار گرفته شده است:

$$FinPer_{it} = \beta_{\cdot} + \beta_{۱} FinPer_{it-۱} + \beta_{۲} Governance_{it} + + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

از آنجایی که برای سنجش متغیر وابسته یعنی عملکرد مالی، دو معیارشامل نسبت کیوتوبین و نرخ بازدهی دارایی در نظر گرفته شده است، این مدل ابتدا با معیار نسبت کیوتوبین با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد شده است که نتیجه آن در جدول (۷)گزارش شده است. همچنین آزمون‌های مربوط به اعتبارسنجی این روش نیز در جدول گزارش شده است.

جدول ۷- نتیجه برآورد مدل (۱) (متغیر وابسته: نسبت (کیوتوبین)

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری

[1] .GMM

وقفه نسبت کیوتوبین	۰.۳۰۳	۰.۰۳۲	۹.۲۳۳	۰.۰۰۰
کیفیت راهبری شرکتی	۰.۹۸۷	۰.۳۸۲	۲.۵۸۴	۰.۰۰۹
اندازه شرکت	۰.۷۳۵	۰.۱۷۲	۴.۲۶۷	۰.۰۰۰
اهرم مالی	-۰.۸۲۱	۰.۳۶۲	-۲.۲۶۶	۰.۰۲۵
جریان نقد آزاد	-۰.۶۱۸	۱.۱۹۷	-۰.۵۱۶	۰.۶۰۵
آزمون‌های اعتبارسنجی				
آماره J	۳۹.۳۷۶	احتمال آماره J		۰.۱۴۳
آماره AR(1)	-۵.۰۹۴	احتمال آماره AR(1)		۰.۶۶۶
آماره AR(2)	۰.۰۰۰	احتمال آماره AR(2)		۰.۵۰۵
احتمال آماره سارگان		۰.۲۴۱		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بررسی اعتبارسنجی مدل برآورد شده (۱) با متغیر وابسته نسبت کیوتوبین

قبل از تفسیر نتایج، آزمون‌های اعتبارسنجی بررسی می‌شود. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته از متغیرهای ابزاری بهره گرفته می‌شود؛ لذا باید در ابتدا مشخص شود که آیا ابزارهای به کارگرفته شده، مناسب هستند یا خیر. به این منظور از اماره Jو احتمال آن استفاده می‌شود. فرض صفر آماری در اینجا مبنی بر معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده است. بنابراین اگر احتمال آماره J بزرگ‌تر از ۰.۰۵ باشد، اعتبار ابزارهای مورد استفاده تأیید می‌شود که در جدول (۷) ملاحظه می‌شود احتمال آماره J برابر با ۰.۱۴۳ است و به معنای اعتبار ابزارهای مورد استفاده است. علاوه بر آماره J از آماره سارگان نیز به این منظور استفاده می‌شود که فرض صفر آماری در اینجا نیز مبنی بر معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده است، بنابراین با توجه به اینکه احتمال آماره سارگان برابر با ۰.۲۴۱ و از ۰.۰۵ بزرگ‌تر است، دلیل محکم دیگری برای اعتبار ابزارهای مورد استفاده پیدا می‌شود. بعلاوه تخمین‌زننده GMM در صورتی سازگار است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. برای بررسی همبستگی سریالی از آزمون آرلانو و باند (۱۹۹۱) استفاده می‌شود. فرضیه صفر آماری این آزمون مبنی بر عدم وجود همبستگی سریالی می‌باشد. با توجه به اینکه احتمال آماره AR(2)که برابر با ۰.۵۰۵ است، از ۰.۰۵ بزرگ‌تر است، بنابراین فرض عدم همبستگی سریالی مرتبه دوم بین پسماندها پذیرفته می‌شود. با توجه به این آزمون‌های اعتبارسنجی مشاهده می‌شود که برآوردگر GMM سازگار بوده و در نتیجه مدل داده‌های پانل پویا برای این رگرسیون معتبر می‌باشد و اکنون با اطمینان می‌توان به تفسیر نتایج پرداخت.

تفسیر آماری نتایج مدل برآورد شده (۱) با متغیر وابسته نسبت کیوتوبین:

برای نتیجه‌گیری در مورد تاثیر هر متغیر توضیحی بر متغیر وابسته از آماره t و سطح معناداری آن استفاده می‌شود؛ به طوری که اگر سطح معناداری آماره t متغیر کوچک‌تر از ۰.۰۵ باشد، به معنای این است که تاثیر آن متغیر در سطح خطای ۵ درصد و با اطمینان ۹۵ درصد معنادار و قابل توجه است و اگر سطح معناداری آماره t متغیر کوچک‌تر از ۰.۰۱ باشد، به معنای این است که تاثیر آن متغیر در سطح خطای ۱ درصد و با اطمینان ۹۹ درصد معنادار و قابل توجه است. بعلاوه برای اینکه شدت تاثیر متغیر معنادار مشخص شود، از ضریب آن استفاده می‌شود، به طوری که اگر ضریب متغیر معنادار، مثبت باشد به معنای این است که آن متغیر محرک افزایش‌دهنده و اگر ضریب متغیر معنادار، منفی باشد به معنای تاثیرگذاری معکوس آن متغیر است. با این توضیح اکنون به تفسیر نتایج پرداخته می‌شود.

وقفه نسبت کیوتوبین در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نسبت کیوتوبین دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۳۰۳ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در نسبت کیوتوبین در دوره جاری، با افزایش نسبت کیوتوبین در دوره آتی به میزان ۰.۳۰۳ واحد همراه است که به معنای ماندگاری ارزش بازار شرکت است.

کیفیت راهبری شرکتی در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نسبت کیوتوبین دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۹۸۷ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در کیفیت راهبری شرکتی، منجر به افزایش نسبت کیوتوبین به میزان ۰.۹۸۷ واحد می‌شود. این نتیجه از فرضیه اول پشتیبانی می‌کند و به این ترتیب فرضیه اول با معیار کیوتوبین با اطمینان ۹۹ درصد مورد تایید قرار می‌گیرد.

اندازه شرکت در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نسبت کیوتوبین دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۷۳۵ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در اندازه شرکت، منجر به افزایش نسبت کیوتوبین به میزان ۰.۷۳۵ واحد می‌شود.

اهرم مالی در سطح خطای ۵ درصد، تاثیر معناداری بر نسبت کیوتوبین دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۵ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۸۲۱- است که به صورت منفی است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در اهرم مالی، منجر به کاهش نسبت کیوتوبین به میزان ۰.۸۲۱ واحد می‌شود. در نهایت جریان نقد آزاد تاثیر معناداری بر نسبت کیوتوبین نشان نداد.همچنین، مدل (۱) برای معیار نرخ بازدهی دارایی به عنوان متغیر وابسته نیز برآورد شده است که نتیجه آن در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۸- نتیجه برآورد مدل (۱)(متغیر وابسته: نرخ بازدهی دارایی)

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری
وقفه نرخ بازدهی دارایی	۰.۲۰۶	۰.۰۴۳	۴.۸۱۱	۰.۰۰۰
کیفیت راهبری شرکتی	۰.۰۴۴	۰.۰۲۱	۲.۰۶۲	۰.۰۳۹

اندازه شرکت	۰.۰۱۵	۰.۰۰۶	۲.۳۶۵	۰.۰۱۸
اهرم مالی	-۰.۹۵۶	۰.۰۹۲	-۱۰.۳۶۹	۰.۰۰۰
جریان نقد آزاد	-۰.۰۳۳	۰.۱۱۱	-۰.۲۹۷	۰.۷۶۶
آزمون‌های اعتبارسنجی				
آماره J	۲۷.۷۹۰	احتمال آماره J		۰.۱۲۷
آماره AR(1)	-۵.۷۳۴	احتمال آماره AR(1)		۰.۰۰۰
آماره AR(2)	۰.۰۹۱	احتمال آماره AR(2)		۰.۹۲۶
احتمال آماره سارگان		۰.۲۳۵		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بررسی اعتبارسنجی مدل برآورد شده (۱) با متغیر وابسته نرخ بازدهی دارایی:

ملاحظه می‌شود احتمال آماره J برابر با ۰.۱۲۷ است و به معنای اعتبار ابزارهای مورد استفاده است. همچنین، با توجه به اینکه احتمال آماره سارگان برابر با ۰.۲۳۵ و از ۰.۰۵ بزرگ‌تر است، دلیل محکم دیگری برای اعتبار ابزارهای مورد استفاده پیدا می‌شود. بعلاوه، با توجه به اینکه احتمال آماره (AR2)که برابر با ۰.۹۲۶ است، از ۰.۰۵ بزرگ‌تر است، بنابراین فرض عدم همبستگی سریالی مرتبه دوم بین پسماندها پذیرفته می‌شود. با توجه به این آزمون‌های اعتبارسنجی مشاهده می‌شود که برآوردگر GMM سازگار بوده و در نتیجه مدل داده‌های پانل پویا برای این رگرسیون معتبر می‌باشد و اکنون با اطمینان می‌توان به تفسیر نتایج پرداخت.

تفسیر آماری نتایج مدل برآورد شده (۱) با متغیر وابسته نرخ بازدهی دارایی

وقفه نرخ بازدهی دارایی در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نرخ بازدهی دارایی دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۲۰۶ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در نرخ بازدهی دارایی در دوره جاری، با افزایش نرخ بازدهی دارایی در دوره آتی به میزان ۰.۲۰۶ واحد همراه است که به معنای ماندگاری سودآوری شرکت است.

کیفیت راهبری شرکتی در سطح خطای ۵ درصد، تاثیر معناداری بر نرخ بازدهی دارایی دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۵ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۰۴۴ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در کیفیت راهبری شرکتی، منجر به افزایش نرخ بازدهی دارایی به میزان

۰.۰۴۴ واحد می‌شود. این نتیجه از فرضیه اول پشتیبانی می‌کند و به این ترتیب فرضیه اول با معیار نرخ بازدهی دارایی، با اطمینان ۹۵ درصد مورد تایید قرار می‌گیرد.

اندازه شرکت در سطح خطای ۵ درصد، تاثیر معناداری بر نرخ بازدهی دارایی دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۵ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۰۱۵ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در اندازه شرکت، منجر به افزایش نرخ بازدهی دارایی به میزان ۰.۰۵ واحد می‌شود.

اهرم مالی در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نرخ بازدهی دارایی دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۹۵۶- است که به صورت منفی است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در اهرم مالی، منجر به کاهش نرخ بازدهی دارایی به میزان ۰.۹۵۶ واحد می‌شود. در نهایت جریان نقد آزاد تاثیر معناداری بر نرخ بازدهی دارایی نشان نداد.

برآورد مدل (۲) و آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم پژوهش به این صورت تبیین شده است:

در شرکت‌های با سطح بالای تضاد نمایندگی، کیفیت راهبری شرکتی تاثیر قوی‌تری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.برای آزمون این فرضیه مدل رگرسیونی (۲) به شرح زیر، بکار گرفته شده است:

$$FinPer_{it} = \beta_{.} + \beta_{1} FinPer_{it-1} + \beta_{2} Governance_{it} + \beta_{3} Agency_{it} + \beta_{4} Governance_{it} * Agency_{it} + + \varepsilon_{it} \qquad (2)$$

از آنجایی که برای سنجش متغیر وابسته یعنی عملکرد مالی، دو معیار شامل نسبت کیوتوبین و نرخ بازدهی دارایی در نظر گرفته شده است، این مدل ابتدا با معیار نسبت کیوتوبین با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد شده است که نتیجه آن در جدول (۹) گزارش شده است. همچنین آزمون‌های مربوط به اعتبارسنجی این روش نیز در جدول گزارش شده است.

بررسی اعتبارسنجی مدل برآورد شده (۲) با متغیر وابسته نسبت کیوتوبین

ملاحظه می‌شود احتمال آماره J برابر با ۰.۱۵۵ است و به معنای اعتبار ابزارهای مورد استفاده است. همچنین، با توجه به اینکه احتمال آماره سارگان برابر با ۰.۳۶۰ و از ۰.۰۵ بزرگ‌تر است، دلیل محکم دیگری برای اعتبار

ابزارهای مورد استفاده پیدا می‌شود. بعلاوه، با توجه به اینکه احتمال آماره (AR2)که برابر با ۰.۲۶۵ است، از ۰.۰۵ بزرگ‌تر است، بنابراین فرض عدم همبستگی سریالی مرتبه دوم بین پسماندها پذیرفته می‌شود. با توجه به این آزمون‌های اعتبارسنجی مشاهده می‌شود که برآوردگر GMM سازگار بوده و در نتیجه مدل داده‌های پانل پویا برای این رگرسیون معتبر می‌باشد و اکنون با اطمینان می‌توان به تفسیر نتایج پرداخت.

تفسیر آماری نتایج مدل برآورد شده (۲) با متغیر وابسته نسبت کیوتوبین:

وقفه نسبت کیوتوبین در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نسبت کیوتوبین دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۰۰۹ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در نسبت کیوتوبین در دوره جاری، با افزایش نسبت کیوتوبین در دوره آتی به میزان ۰.۰۰۹ واحد همراه است که به معنای ماندگاری ارزش بازار شرکت است.

کیفیت راهبری شرکتی در سطح خطای ۵ درصد، تاثیر معناداری بر نسبت کیوتوبین دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۵ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۳۲۰ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در کیفیت راهبری شرکتی، منجر به افزایش نسبت کیوتوبین به میزان ۰.۳۲۰ واحد می‌شود.

تضاد نمایندگی در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نسبت کیوتوبین دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۳۸۲- است که به صورت منفی است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در تضاد نمایندگی، منجر به کاهش نسبت کیوتوبین به میزان ۰.۳۸۲ واحد می‌شود.

تعامل راهبری شرکتی و تضاد نمایندگی در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نسبت کیوتوبین دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۴۰۸ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد در شرایطی که شرکت‌ها با تضاد نمایندگی مواجه هستند، یک واحد افزایش در راهبری شرکتی منجر به افزایش نسبت کیوتوبین به میزان ۰.۴۰۸ واحد می‌شود. این نتیجه از فرضیه دوم پشتیبانی می‌کند و به این ترتیب فرضیه دوم با معیار نسبت کیوتوبین، با اطمینان ۹۹ درصد مورد تایید قرار می‌گیرد.

همچنین، نتایج نشان می‌دهد زمانی که تعامل بین دو متغیر تضاد نمایندگی و کیفیت راهبری شرکتی کنترل می‌شود، تأثیر فردی کیفیت راهبری شرکتی بر نسبت کیوتوبین کاهش می‌یابد.

سایر نتایج به دست آمده همچون یافته‌های قبلی این مطالعه است و حاکی از استحکام نتایج است.همچنین، مدل (۲) برای معیار نرخ بازدهی دارایی به عنوان متغیر وابسته نیز برآورد شده است که نتیجه آن در جدول (۱۰) گزارش شده است.

جدول ۱۰-نتیجه برآورد مدل (۲)(متغیر وابسته: نرخ بازدهی دارایی)

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	سطح معناداری

وقفه نرخ بازدهی دارایی	۰.۱۰۳	۰.۰۳۷	۲.۷۷۱	۰.۰۰۵
کیفیت راهبری شرکتی	۰.۲۴۳	۰.۱۱۴	۲.۱۲۵	۰.۰۳۳
تضاد نمایندگی	-۰.۴۲۲	۰.۱۱۶	-۳.۶۱۶	۰.۰۰۰
راهبری شرکتی*تضاد نمایندگی	۰.۲۵۵	۰.۰۴۶	۰.۰۴۶	۰.۰۰۰
اندازه شرکت	۰.۰۶۳	۰.۰۲۹	۲.۱۳۸	۰.۰۳۲
اهرم مالی	-۰.۶۳۳	۰.۰۸۱	-۷.۷۷۰	۰.۰۰۰
جریان نقد آزاد	-۰.۱۸۲	۰.۸۴۶	-۰.۲۱۶	۰.۷۹۵
آزمون‌های اعتبارسنجی				
آماره J	۳۱.۴۶	احتمال آماره J		۰.۲۱۵
آماره AR(1)	-۳.۰۵۳	احتمال آماره AR(1)		۰.۰۰۲
آماره AR(2)	-۱.۴۰۶	احتمال آماره AR(2)		۰.۱۵۹
احتمال آماره سارگان		۰.۲۳۴		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بررسی اعتبارسنجی مدل برآورد شده (۲) با متغیر وابسته نرخ بازدهی دارایی:

ملاحظه می‌شود احتمال آماره J برابر با ۰.۲۱۵ است و به معنای اعتبار ابزارهای مورد استفاده است. همچنین، با توجه به اینکه احتمال آماره سارگان برابر با ۰.۲۳۴ و از ۰.۰۵ بزرگ‌تر است، دلیل محکم دیگری برای اعتبار ابزارهای مورد استفاده پیدا می‌شود. بعلاوه، با توجه به اینکه احتمال آماره (AR2)که برابر با ۰.۱۵۹ است، از ۰.۰۵ بزرگ‌تر است، بنابراین فرض عدم همبستگی سریالی مرتبه دوم بین پسماندها پذیرفته می‌شود. با توجه به این آزمون‌های اعتبارسنجی مشاهده می‌شود که برآوردگر GMM سازگار بوده و در نتیجه مدل داده‌های پانل پویا برای این رگرسیون معتبر می‌باشد و اکنون با اطمینان می‌توان به تفسیر نتایج پرداخت.

تفسیر آماری نتایج مدل برآورد شده (۲) با متغیر وابسته نرخ بازدهی دارایی

وقفه نرخ بازدهی دارایی در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نرخ بازدهی دارایی دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۱۰۳ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در نرخ بازدهی دارایی در دوره جاری، با افزایش نرخ بازدهی دارایی در دوره آتی به میزان ۰.۱۰۳ واحد همراه است که به معنای ماندگاری سودآوری شرکت است.

کیفیت راهبری شرکتی در سطح خطای ۵ درصد، تاثیر معناداری بر نرخ بازدهی دارایی دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۵ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۲۴۳ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در کیفیت راهبری شرکتی، منجر به افزایش نرخ بازدهی دارایی به میزان ۰.۲۴۳ واحد می‌شود.

تضاد نمایندگی در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نرخ بازدهی دارایی دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۴۲۲- است که به صورت منفی است و نشان می‌دهد یک واحد افزایش در تضاد نمایندگی، منجر به کاهش نرخ بازدهی دارایی به میزان ۰.۴۲۲ واحد می‌شود.

تعامل راهبری شرکتی و تضاد نمایندگی در سطح خطای ۱ درصد، تاثیر معناداری بر نرخ بازدهی دارایی دارد، زیرا سطح معناداری آماره t آن کوچک‌تر از ۰.۰۱ است. ضریب به دست آمده نیز برابر با ۰.۲۵۵ است که به صورت مثبت است و نشان می‌دهد در شرایطی که شرکت‌ها با تضاد نمایندگی مواجه هستند، یک واحد افزایش در راهبری شرکتی منجر به افزایش نرخ بازدهی دارایی به میزان ۰.۲۵۵ واحد می‌شود. این نتیجه از فرضیه دوم پشتیبانی می‌کند و به این ترتیب فرضیه دوم با معیار نرخ بازدهی دارایی، با اطمینان ۹۹ درصد مورد تایید قرار می‌گیرد.

۸ بررسی نتایج آزمون فرضیه ها

نتایج آزمون فرضیه‌ها در جدول (۱۱) به طور خلاصه مشاهده می‌شود. نتیجه آزمون فرضیه‌ها از فرضیه اول پژوهش پشتیبانی می‌کند و نشان می‌دهد کیفیت راهبری شرکتی تاثیر مثبت و معناداری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد و با افزایش کیفیت راهبری شرکتی، عملکرد مالی شرکت‌ها نیز افزایش می‌یابد، با این حال، بر اساس ضرایب به دست آمده می‌توان نتیجه گرفت که تاثیر راهبری شرکتی بر نسبت کیوتوبین قوی‌تر از نرخ بازدهی دارایی است. این موضوع نشان‌دهنده ارزشی است که سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه برای راهبری شرکتی با کیفیت قائل هستند، یعنی زمانی که کیفیت راهبری شرکتی بهبود می‌یابد، ارزش شرکت‌ها از منظر سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه افزایش می‌یابد.

جدول ۱۱-نتیجه آزمون فرضیه‌ها

فرضیه	مسیر فرضیه			ضریب	آماره t	سطح معناداری	نتیجه
	متغیر مستقل	متغیر تعدیلگر	متغیر وابسته				
۱	کیفیت راهبری شرکتی	---	عملکرد مالی	نسبت کیوتوبین	۰.۹۸۷	۲.۵۸۴	۰.۰۰۹	تایید فرضیه
				نرخ بازدهی دارایی	۰.۰۴۴	۲.۰۶۲	۰.۰۳۹	
۲	کیفیت راهبری شرکتی	تضاد نمایندگی	عملکرد مالی	نسبت کیوتوبین	۰.۴۰۸	۳.۴۲۰	۰.۰۰۲	تایید فرضیه
				نرخ بازدهی دارایی	۰.۲۵۵	۵.۴۹۷	۰.۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همچنین، نتایج به دست آمده از فرضیه دوم پژوهش نیز حمایت می‌کند و نشان می‌دهد زمانی که تضاد نمایندگی در شرکت‌ها بالاتر است، راهبری شرکتی با کیفیت بالا، تاثیر قوی‌تری بر عملکرد مالی خواهد داشت. در واقع این

نتیجه نشان می‌دهد که تضاد نمایندگی، ارتباط بین کیفیت راهبری شرکتی و عملکرد مالی شرکت را تقویت می‌کند.

۹- بحث ونتیجه گیری

این مطالعه چارچوبی را برای تأثیر سطح انطباق حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی مشروط به سطح تعارضات نمایندگی پیشنهاد می‌کند که اهمیت آن عمدتاً توسط ادبیات تجربی نادیده گرفته شده است. با ارائه "لنز" مناسب برای جداسازی مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی و برآورد تجربی تضادهای نمایندگی مشاهده نشده، محققان، متخصصان و سرمایه‌گذاران می‌توانند بینش بیشتری در مورد عناصر تشکیل‌دهنده عملکرد مالی به دست آورند و آن را به طور عینی‌تر ارزیابی کنند. مدیران می‌توانند منابع شرکت‌ها را با کارایی بیشتری تخصیص دهند و در نتیجه عملکرد مالی را بهبود بخشند.

فرضیه اول: کیفیت راهبری شرکتی تاثیر مثبت بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

این فرضیه با توجه به آزمون‌های آماری مورد تایید قرار گرفت و مشخص شد که کیفیت راهبری شرکتی تاثیر مثبت و معناداری بر هر دو معیار عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

راهبری شرکتی با کیفیت بالا یعنی اینکه مکانیسم‌های راهبری شرکتی مطابق با استانداردهای بین‌المللی در شرکت‌ها به کار گرفته شده باشد. این مکانیسم‌ها می‌توانند از طریق اجرای تدابیر و سیاست‌های مناسب، نظارت بر رفتار مدیران را تقویت کنند و به این ترتیب به بهبود عملکردهای مالی شرکت‌ها کمک کنند. شرکت‌هایی که راهبری شرکتی قوی دارند، اغلب از شفافیت بالا برخوردار هستند. اطلاعات مالی و غیرمالی شرکت را برای سهامداران و سایر عاملان مرتبط در دسترس قرار می‌دهند. این شفافیت و اعتبار به سهامداران و سرمایه‌گذاران بالقوه در بازار سرمایه اطمینان می‌دهد که شرکت در راستای منافع آن‌ها فعالیت می‌کند و منابع شرکت برای منافع شخصی مدیران منحرف نمی‌شود و در نتیجه تمایل برای سرمایه‌گذاری در این شرکت‌ها افزایش می‌یابد و به این ترتیب با افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها، ارزش بازار شرکت افزایش یافته و نسبت کیوتوبین بیشتر می‌شود. حکمرانی بهتر کارایی نظارت بر پروژه‌های مدیریتی را افزایش می‌دهد. این موضوع به نوبه خود، مدیران را تشویق می‌کند تا فعالیت‌های به حداکثر رساندن ارزش را دنبال کنند و از سلب مالکیت منابع شرکت‌ها اجتناب کنند. بعلاوه، شرکت‌هایی با مکانیسم‌های راهبری شرکتی قوی، هیئت‌مدیره‌ای متخصص دارندکه برای ارزیابی و پایش عملکرد مدیریت و تدبیر استراتژیک شرکت، مسئولیت دارند. این امر می‌تواند به سازمان کمک کند تا تصمیم‌های بهتری در خصوص سرمایه‌گذاری، ریسک‌پذیری، بهینه‌سازی منابع و مدیریت مالی بگیرد و به این ترتیب، سودآوری شرکت به ازای منابع آن افزایش یافته و نرخ بازدهی دارایی بیشتر می‌شود. بنابراین، به طور کلی

مکانیسم‌های راهبری شرکتی با کیفیت از طرق مختلفی می‌توانند تضمین‌کننده یک عملکرد مالی مطلوب در زمینه‌های گوناگون باشند که یافته‌های این مطالعه نیز تاییدکننده این موضوع است.

فرضیه دوم: در شرکت‌های با سطح بالای تضاد نمایندگی، کیفیت راهبری شرکتی تاثیر قوی‌تری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

این فرضیه با توجه به آزمون‌های آماری مورد تایید قرار گرفت و مشخص شد که تضاد نمایندگی رابطه بین کیفیت راهبری شرکتی و عملکرد مالی را تقویت می‌کند و در شرکت‌های با سطح بالای تضاد نمایندگی، کیفیت راهبری شرکتی تاثیر قوی‌تری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

تئوری نمایندگی فرض می‌کند که مدیران احتمالاً در تلاش برای به حداکثر رساندن مطلوبیت خود به هزینه دیگری هستند که تضاد نمایندگی را ایجاد می‌کند. این تضاد منافع، زمانی تشدید می‌شود که به دلیل سیستم‌های حاکمیتی ضعیف و کاستی‌های قراردادها، جدایی آشکار بین مالکیت و کنترل وجود داشته باشد که منجر به رفتار فرصت‌طلبانه مدیریتی می‌شود. چنین مشکلات نمایندگی تأثیر منفی بر ارزش‌گذاری شرکت دارد. به طور کلی غیرممکن است که با هزینه صفر اطمینان حاصل شود که مدیران تصمیمات بهینه را از دیدگاه مالکان اتخاذ خواهند کرد. در نتیجه، بدون همسویی پرهزینه منافع بین مدیران و مالکان از طریق راهبری شرکتی، ارزش شرکت احتمالاً در نتیجه تضادهای نمایندگی کاهش می‌یابد که نتایج این مطالعه هم‌راستا با این تئوری نشان داد که با افزایش تضاد نمایندگی، عملکردهای مالی شرکت نیز کاهش می‌یابد. در نتیجه، شرکت‌ها برخی از منابع (هزینه‌های نمایندگی) مانند داشتن مدیران غیرموظف را در اتاق هیئت‌مدیره برای نظارت بر رفتار مدیران و حسابرسی صورت‌های مالی شرکت‌ها صرف می‌کنند تا شکاف عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران را به نحوی کاهش دهند که رفتار فرصت‌طلبانه را برای مدیران دشوار کند. اگر شرکت‌ها مکانیسم‌های حاکمیتی قوی را اجرا کنند، می‌توان انتظار بهبود عملکرد مالی شرکت را در شرایط تضاد نمایندگی بالا داشت یا حداقل انتظار داشت که شرکت‌ها از شکست در نتیجه فرصت‌طلبی مدیریتی جلوگیری کنند. هزینه راهبری شرکتی به کیفیت آن بستگی دارد و سیستم‌های راهبری شرکتی با کیفیت بالا (مانند سیستم کنترل داخلی پیشرفته، استخدام مدیران غیراجرایی با تجربه و با حقوق بالا و تعامل با شرکت‌های حسابرسی بزرگ) در مقایسه با همتایان با کیفیت پایین راهبری شرکتی، گران‌تر هستند. بر این اساس، شرکت‌هایی که در محیط‌های با تعارض نمایندگی‌های بالا فعالیت می‌کنند، باید در سیستم‌های راهبری شرکتی «گران‌قیمت» با هدف حفظ ارتباط با اهداف مالی خود سرمایه‌گذاری کنند. برعکس، شرکت‌هایی که سطوح پایینی از تعارض نمایندگی را نشان می‌دهند، هزینه کمتری برای سیستم‌های راهبری شرکتی می‌پردازند. بنابراین استدلال این است که اگر شرکتی که سطوح پایین تضاد نمایندگی را نشان می‌دهد در مکانیسم‌های حاکمیتی پیشرفته یا «گران‌قیمت» سرمایه‌گذاری کند، ممکن است بر عملکرد مالی آن تأثیر منفی بگذارد، زیرا هزینه‌های داشتن مکانیسم‌های راهبری شرکتی پیشرفته بیشتر از منافع آن است. از سویی اگر شرکتی که در یک محیط با تضاد نمایندگی بالا فعالیت می‌کند، مکانیسم‌های راهبری شرکتی قوی‌تر

و با کیفیت بالاتری داشته باشد و بر روی این مکانیسم‌های پیشرفته سرمایه‌گذاری کرده باشد، تاثیرش بر روی عملکردهای مالی قوی‌تر است، زیرا این مکانیسم‌ها می‌توانند اثرات نامطلوب تضاد نمایندگی را بر عملکرد مالی را تا حد زیادی کاهش دهند و منجر به تقویت بیشتر عملکرد مالی شرکت‌ها شوند. یافته‌های این مطالعه ضمن تایید تاثیر منفی تضاد نمایندگی بر عملکرد مالی نشان داد که در شرایطی که تضاد نمایندگی بالاتر است، به‌کارگیری مکانیسم‌های حاکمتیت شرکتی با کیفیت تاثیر ثوی‌تری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد.

نتیجه های این مطالعه را می‌توان به صورتی که در جدول (۱۲) مشاهده می‌شود، با یافته‌های پیشین مقایسه کرد و تطبیق داد:

همان‌طور که مشاهده می‌شود بیشتر مطالعات پیشین فقط بر روی تاثیر راهبری شرکتی بر عملکرد مالی شرکت‌ها تمرکز داشته‌اند و یا در موارد محدودی تاثیر هزینه‌های نمایندگی بر عملکرد مالی را به تنهایی بررسی کرده‌اند و نقش تضاد نمایندگی به عنوان یک مکانیسم تعدیلگر رابطه بین راهبری شرکتی و عملکرد مالی در مطالعات پیشین (به جز مطالعه کسبار و همکاران، ۲۰۲۲ که به عنوان مقاله در نظر گرفته شده است)، نادیده گرفته شده است. بنابراین، مطالعه حاضر از این حیث سهم مهمی در توسعه ادبیات حوزه راهبری شرکتی در داخل ایران دارد.

جدول ۱۲- مقایسه تطبیقی نتایج

نام محقق/سال	نتیجه پژوهش	نتیجه مقایسه
امیری و یادگاری (۱۴۰۱)	راهبری شرکتی بر عملکرد مالی تاثیر مثبت و معنی‌داری دارد.	هم‌راستا با فرضیه اول
کاکایی و همکاران (۱۴۰۱)	راهبری شرکتی بر عملکرد مالی شرکت‌های دانش بنیان تاثیر مثبت و معناداری دارد.	هم‌راستا با فرضیه اول
رسفیجانی و دهقان (۱۴۰۰)	راهبری شرکتی بر عملکرد مالی و پایداری شرکت تاثیرگذار است.	هم‌راستا با فرضیه اول
حیدری و همکاران (۱۳۹۴)	هزینه‌های نمایندگی اثر منفی و معناداری بر نرخ بازدهی دارایی‌ها، و نسبت کیوتوبین دارد.	هم‌راستا با نتایج پژوهش
کسبار و همکاران (۲۰۲۲)	شرکت‌هایی که سطوح بالاتری از تضادهای نمایندگی دارند، زمانی عملکرد مالی بهتری دارند که راهبری شرکتی قوی‌تری داشته باشند.	هم‌راستا با فرضیه دوم
کایر و آیسلوس (۲۰۲۱)	مکانیسم‌های راهبری شرکتی تاثیر مثبت و معناداری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارند.	هم راستا با فرضیه اول
آرارات و همکاران (۲۰۱۷)	شاخص راهبری شرکتی، ارزش بازار بالاتر و سودآوری بالاتر در سطح شرکت را پیش‌بینی می‌کند.	هم‌راستا با فرضیه اول

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۱۰- پیشنهادهای مبتنی بر نتایج

پیشنهادهایی در راستای فرضیه اول

با توجه به اینکه نتیجه آزمون فرضیه اول نشان داد که کیفیت حاکمیت شرکتی منجر به بهبود عملکرد مالی شرکت‌ها می‌شود، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود با بررسی و تطبیق مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی با استانداردهای جهانی، در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که الزامات مربوطه را رعایت کرده‌اند و از سیستم‌های حاکمیت شرکتی مطلوبی برخوردار هستند .
- به مدیران شرکت‌ها توصیه می‌شود به منظور دستیابی به اهداف عملکرد خود از سیستم‌های حاکمیتی مطلوب و مطابق با آیین‌نامه‌های تثبیت شده استفاده کنند.
- به سهامداران کنترل‌کننده توصیه می‌شود، شرکت‌ها را برای استفاده از مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی استاندارد، ترغیب کنند .

پیشنهادهایی در راستای فرضیه دوم

با توجه به اینکه نتیجه آزمون فرضیه دوم نشان داد که در شرایط تضاد نمایندگی، کیفیت حاکمیت شرکتی تاثیر قوی‌تری بر عملکرد مالی شرکت‌ها دارد، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

- به سهامداران و نظام راهبری شرکت‌هایی که مصداق‌های تضاد نمایندگی بالاتری دارند (از جمله اینکه اندازه بزرگ‌تر یا جریان نقد آزاد بیشتری دارند) توصیه می‌شود تا اجرای مکانیسم‌های حاکمیتی قوی‌تر و مطابق با استانداردهای تعیین‌شده را برای شرکت‌ها الزامی کنند .
- به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود هنگام سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که احتمالا تضاد نمایندگی بالاتری دارند (این امر با بررسی مصداق‌های تضاد نمایندگی از جمله اندازه شرکت یا جریان نقد آزاد یا پیچیدگی محیط کسب‌وکار قابل بررسی است)، با احتیاط سرمایه‌گذاری کنند و از وجود مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی قوی در این شرکت‌ها مطمئن شوند.
- به مسئولان و درست‌اندرکاران سازمان بورس اوراق بهادار تهران توصیه می‌شود شرکت‌ها را ملزم به استفاده از سیستم‌های حاکمیت شرکتی استاندارد و قوی نمایند تا در صورت وجود تضاد نمایندگی، اثرات نامطلوب آن بر عملکرد شرکت کاهش یابد.

منابع و مآخذ

امیری و یادگاری,(۲۰۲۲). بررسی تاثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی با نقش واسطه ای کارایی فنی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشهای جدید در مدیریت و حسابداری*, ۸۴(۵۸), pp.44-68.

پژوهی, ناظمی, امین, نمازی و نویدرضا,(۲۰۲۲). تأثیر ریسک بر قیمت سهام بانک‌ها و شرکت‌های بیمه با توجه به نقش سازوکارهای راهبری شرکتی. *قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری و حسابرسی*, ۱(۲), pp.27-57.

رحمانیان کوشککی, عبدالرسول, کر رابعه, (۲۰۲۳). رابطه بین عملکرد پایداری شرکت و سیاست تقسیم سود با توجه به نقش حاکمیت شرکتی و مالکیت نهادی. *پژوهشهای کاربردی در گزارشگری مالی*, ۱۲(۱), pp.41-68

رحمانیان کوشککی, عبدالرسول و مطاعی, (۲۰۲۳). نقش تأمین مالی مبتنی بر بدهی در رابطه بین حاکمیت شرکتی و سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه. *قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری*, ۲(۸), pp.91-109

رسفیجانی و دهقان, (۲۰۲۱). تاثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی با توجه به نقش میانجی پایداری شرکت (مورد مطالعه: بانک های خصوصی کشور). *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*, ۱۲(۴۷), pp.188-209.

صالحی، اله کرم. (۱۴۰۰). تاثیر قدرت راهبری شرکتی بر نقدشوندگی بازار سهام: با تاکید بر معیارهای آمیهود، حجم معامله و شکاف قیمتی. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۰(۳۷): ۳۷-۵۵.

کاکایی، حمید؛ ملک زاده، الهام؛ اخوی، محمدسادات؛ دامن کشیده، مرجان؛ حقیقت، طوبی. (۱۴۰۱). بررسی نقش راهبری شرکتی بر عملکرد مالی شرکت‌های دانش بنیان. *دومین کنفرانس بین‌المللی آزمایشگاه مدیریت و رویکردهای نوآورانه در مدیریت و اقتصاد*.

عزیز گرد, محمدرضا چکاو محمد، جهانشائیان, (۲۰۲۲). بررسی رابطه حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی؛ با تأکید بر روابط غیرخطی و نقش ساختار هیئت مدیره و ساختار مالکیت. نشریه علمی رویکردهای پژوهشی نوین مدیریت و حسابداری, ۲(۷), pp.250-261.

نخجوانی, صدف .دلنواز اصغری,(۲۰۲۳). تاثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد شرکت در شرایط مخاطرات اخلاقی *Accounting and Corporate Governance Research*. 2(3), pp.91-110.

Adams, M. and Jiang, W., 2016. Do outside directors influence the financial performance of risk-trading firms? Evidence from the United Kingdom (UK) insurance industry. Journal of Banking & Finance, 64, pp.36-51.

Al-Gamrh, B., Al-Dhamari, R., Jalan, A. and Afshar Jahanshahi, A., 2020. The impact of board independence and foreign ownership on financial and social performance of firms: evidence from the UAE. *Journal of Applied Accounting Research*, 21(2), pp.201-229.

Assenso-Okofo, O., Jahangir Ali, M. and Ahmed, K., 2021. The impact of corporate governance on the relationship between earnings management and CEO compensation. *Journal of Applied Accounting Research*, 22(3), pp.436-464.

Akbar, Saeed, Jannine Poletti-Hughes, Ramadan El-Faitouri, and Syed Zulfiqar Ali Shah. "More on the relationship between corporate governance and firm performance in the UK: Evidence from the

application of generalized method of moments estimation." *Research in International Business and Finance* 38 (2016): 417-429.

Bebchuk, L., Cohen, A. and Ferrell, A., 2009. What matters in corporate governance?. *The Review of financial studies*, 22(2), pp.783-827.

Baraibar-Diez, E., Odriozola, M.D. and Sanchez, J.L.F., 2018. A perspective from corporate governance: how CSR is approached by European Corporate Governance codes. In The Critical State of Corporate Social Responsibility in Europe (Vol. 12, pp. 39-55). Emerald Publishing Limited.Bhagat, S. and Bolton, B., 2008. Corporate governance and firm performance. *Journal of corporate finance*, 14(3), pp.257-273.

Francis, B., Hasan, I. and Wu, Q., 2015. Professors in the boardroom and their impact on corporate governance and firm performance. *Financial management*, 44(3), pp.547-581.

Faisal, F., Majid, M.S.A. and Sakir, A., 2020. Agency conflicts, firm value, and monitoring mechanisms: An empirical evidence from Indonesia. *Cogent Economics & Finance*, 8(1), p.1822018.

Guluma, T.F., 2021. The impact of corporate governance measures on firm performance: the influences of managerial overconfidence. *Future Business Journal*, 7(1), pp.1-18.

Kusumadewi, N.L.G.L. and Wardhani, R., 2020. The effect of three types of agency problems on the firm performance: Evidence from Indonesia. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 13(3), pp.279-286.

Kasbar, Mohammed Sulaiman Hassan, Nicholas Tsitsianis, Androniki Triantafylli, and Colin Haslam. "An empirical evaluation of the impact of agency conflicts on the association between corporate governance and firm financial performance." *Journal of Applied Accounting Research* 24, no. 2 (2023): 235-259.

Kyere, M. and Ausloos, M., 2021. Corporate governance and firms financial performance in the United Kingdom. *International Journal of Finance & Economics*, 26(2), pp.1871-1885.

Munir, A., Khan, F.U., Usman, M. and Khuram, S., 2019. Relationship between corporate governance, corporate sustainability and financial performance. *Pakistan Journal of Commerce & Social Sciences*, 13(4).

Radu, C., Smaili, N. and Constantinescu, A., 2022. The impact of the board of directors on corporate social performance: a multivariate approach. Journal of Applied Accounting Research, 23(5), pp.1135-1156.

Watts, R.L. and Zimmerman, J.L., 1990. Positive accounting theory: a ten year perspective. Accounting review, pp.131-156.

Wintoki, M.B., Linck, J.S. and Netter, J.M., 2012. Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance. *Journal of financial economics*, 105(3), pp.581-606.

Wijaya, L.I., Welson, W. and Murhadi, W.R., 2020. Ownership structure, good corporate governance, and firm performance in the Indonesian capital market.

Zaman, R., Jain, T., Samara, G. and Jamali, D., 2022. Corporate governance meets corporate social responsibility: Mapping the interface. *Business & Society*, 61(3), pp.690-752.

Judgment and Decision Making in Accounting
Vol. (3) Issue (10) Summer 2024
Abstract

https://sanad.iau.ir/journal/jdaa/Article/1079884

Evaluating the effect of agency conflicts on the relationship between the quality of corporate governance and the firm financial performance

Neda kazempoor Hamrahlo[1]
Fatemeh Samadi[2]
Masoumeh Jafari[3]

Received: 25 / / April / 2024 Accepted: 05 / June / 2024

Abstract

Because the separation between ownership and control creates an agency conflict between owners and managers of the firm, strong corporate governance systems are expected to align the interests of the parties involved, whereby firms are more likely to improve their financial performance. However, this discussion has been neglected in previous studies. In this regard, in this study, has been evaluated the effect of agency conflicts on the relationship between the quality of corporate governance and the financial performance of the firms. For this purpose, a composite index for the quality of corporate governance was formed based on zero and one codes for eight corporate governance mechanisms. A composite index for agency conflict was created based on principal component analysis (PCA) with six criteria determining agency conflict, and two measures, Tobins'Q ratio and asset return rate, were used to evaluate the financial performance of firms. The statistical sample includes 148 firms admitted to the Tehran Stock Exchange during the years 2013 to 2021, and the required information was collected from the audited financial statements and annual financial reports that are available on the Codal website. In this study, two hypotheses have been explained, which have been tested using the econometric technique of generalized moments (GMM) in Eviwes software. The findings of the study showed that the quality of corporate governance has a positive and significant effect on both financial performance measures. It was also found that in firms with a high level of agency conflict, the quality of corporate governance has a stronger effect on both measures of financial performance of firms.

Keywords: quality of corporate governance, agency conflict, Financial performance.

1. Department of Management, Tehran East Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Kazempoor.neda@gmail.com
2. Department of Management, Tehran East Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (*Corresponding author) m.samadi53@gmail.com
3. Department of Management, Tehran East Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Dr.jafarim609@gmail.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

قضاوت و تصمیم‌گیری در حسابداری
دورهٔ ۳ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۱۰)/ تابستان ۱۴۰۳
صفحه ۱۴۵ تا ۱۶۵

https://sanad.iau.ir/journal/jdaa/Article/1079892

تاثیر خودکارآمدی حسابرسان و اندازه موسسات حسابرسی بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان

مینا رضائی[۱]
آرزو آقایی چادگانی[۲]✉
احسان کمالی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۸

چکیده

قضاوت حرفه ای و تصمیم گیری مهارت کلیدی در فرآیندهای حسابرسی بوده و توانایی حسابرس برای تصمیم گیری و قضاوت با کیفیت بالا، تحت ویژگی های شخصیتی آن ها قرار می گیرد. خودکارآمدی حسابرس نوعی شناخت درونی از توانمندی و ویژگی های فردی است که باعث درک بهتر از شغل و ارتقای اظهار نظرهای تخصصی حسابرس می باشد. براین اساس، پژوهش حاضر تاثیر خودکارآمدی را به عنوان عوامل تاثیر گذار بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان پیشنهاد و آزمون نمود. این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت توصیفی-پیمایشی، است. جمع آوری اطلاعات در این پژوهش از طریق پرسشنامه محقق ساخته بین اعضای جامعه حسابداران رسمی ایران و با استفاده از نمونه گیری تصادفی انجام شد و ۱۳۲ پرسشنامه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. روایی محتوایی با استفاده از نظرات متخصصان و اساتید خبره و روایی تشخیصی با استفاده از شاخص فورنل و لارکر مورد تایید واقع شد. پس از اجرای اولیه آزمون پایایی با آلفای کرونباخ بررسی و تایید روابط بین متغیرها و عوامل از طریق تحلیل عاملی تاییدی و تحلیل مسیر صورت پذیرفته است. برای آزمون فرضیه ها از نرم افزار آماری Smart PLS استفاده گردید. یافته ها نشان داد خودکارآمدی حسابرس بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرس تاثیر مثبت و معناداری دارد. حسابرسانی که از خودکارآمدی بیشتری برخوردار هستند، تلاش بیشتری جهت قضاوت و تصمیم گیری حرفه ای می کنند. همچنین نتایج نشان داد اندازه موسسه حسابرسی تاثیر معناداری بر رابطه خودکارآمدی و قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان ندارد.

واژه‌های کلیدی: قضاوت حسابرسان، تصمیم‌گیری حسابرسان، خودکارآمدی، اندازه موسسه حسابرسی، کیفیت حسابرسی.

۱ گروه حسابداری، واحد نجف آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، نجف آباد، ایران.a.rezaie88@yahoo.com
۲ گروه حسابداری، واحد نجف آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، نجف آباد، ایران.(نویسنده و مسئول). arezooaghaie2001@yahoo.com,
۳ گروه حسابداری، واحد نجف آباد، دانشگاه آزاد اسلامی، نجف آباد، ایران.Ehsankamali_acc@yahoo.com

نوع مقاله: پژوهشی
http://jdaa.iauctb.ac.ir
Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

قضاوت و تصمیم گیری در حسابرسی صورت های مالی به دلیل آن که مستقیما بر کیفیت حسابرسی تاثیر می گذارد، از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است (ودمبر[1] ۲۰۱۰). یکی از مهم ترین بخش های حرفه حسابرسی، قضاوت هایی است که حسابرسان به عنوان بخشی از کار روزمره خود با آن سروکار دارند. با وجود ابزارها و روش های مختلف مورد استفاده، حسابرسی بیش از هر چیز، فرآیندی قضاوتی است و حسابرسان در زمینه های گوناگون ملزم به تصمیم گیری و قضاوت اند. قضاوت فرآیند رسیدن به یک تصمیم یا دستیابی به یک راه حل از بین راه حل های جایگزین است. قضاوت حسابرس در واقع قضاوت در مورد معقول بودن و مطلوبیت گزارشهای مالی است که منجر به اظهارنظر یا همان تصمیم نهایی حسابرس می شود. قضاوت و تصمیم گیری حسابرس تحت تاثیر عوامل فردی، عوامل کار و عوامل محیطی قرار می گیرد (بانر[2]، ۱۹۹۹)حسابرسان درباره استفاده درست حسابرسی باید پیوسته از قضاوت حرفه ای خود استفاده کنند، در نتیجه شناسایی عوامل موثر بر قضاوت حسابرسی ضروری به نظر می رسد. یکی از عوامل تاثیرگذار بر قضاوت ، ویژگی های فردی و روانشناسی افراد است در برخی پژوهش ها به بررسی رابطه بین اجرای عملیات حسابرسی و برخی از جنبه های شخصیتی و ویژگی های شناختی افراد پرداخته اند (خواجوی و نوشادی، ۱۳۸۸) مطالعاتی که در حوزه قضاوت و تصمیم گیری حسابرس انجام شده است، بر اساس سه عامل طبقه بندی شده اند : متغیرهای شخصیتی، شغلی و محیطی. این سه متغیر مؤلفه های جدایی ناپذیر فرآیند قضاوت و تصمیم گیری حسابرس هستند (بانر۲۰۰۸). دسته ای از محققان تاثیر عوامل فردی مانند ویژگی های شخصیتی، سن، تجربه، جنسیت، دین و ارزش های اخلاقی را بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان مورد بررسی قرار داده اند (هارون و همکاران[3]، ۲۰۱۴؛ عبدل حلیم و همکاران[4]، ۲۰۱۸؛ ایشاک[5]،۲۰۲۱؛ فاگبمی[6]،۲۰۲۰؛ گلشاییان، غفاری و سیدی، ۱۳۹۹؛ اشتون و کرامر[7] ۱۹۹۹؛ سعداله و بیلی ۲۰۱۴؛ نظامی و همکاران ۱۳۹۹؛ رجب دری و همکاران، ۱۴۰۱). خودکارآمدی به عنوان اعتقاد فرد به توانایی او در سازماندهی و اجرا کردن اقدامات مورد نیاز برای دستیابی به سطح معینی از موفقیت تعریف شده است.خودکارآمدی موجب می گردد تا حسابرس به دلیل ارزیابی مستمر عملکرد حرفه ای خود، از کیفیت عملکرد رفتاری و اخلاقی بیشتری نسبت به سایر حسابرسان برخوردار شود. به طوری که ادراک مناسب و مطلوب تر حسابرس از عملکرد رفتاری و اخلاقی خود، موجب می شود تا حسابرس در جهت ارتقای کیفیت حسابرسی گام بردارد (اوردان و پاجارس، ۲۰۰۶). حسابرسان در هر کار حسابرسی برای قضاوت و تصمیم گیری از ویژگی های فردی و ساختاری استفاده می

[1] Wedemeyer
[2] Bonner
[3] Haron et al.
[4] Abdul Halim et al.
[5] Ishak
[6] Fagbemi
[7] Ashton & cramer

کنند و با توجه به این موضوع که حسابرسی شامل قضاوت حرفه ای است، بررسی تأثیر این قبیل ویژگی های حسابرسان بر قضاوت آنها، هم از لحاظ عملی و هم از نظر علمی شایان توجه است. بدین منظور، بررسی خودکارآمدی حسابرس از این جهت حائز اهمیت است که خودکارآمدی یک بعد از ویژگی های فردی است که در این پژوهش نقش آن بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرس بررسی شد. دی آنجلو (۱۹۸۱) استدلال می کند که اندازه موسسه حسابرسی، نماینده ای از کیفیت حسابرسی می باشد، چرا که موسسات حسابرسی بزرگ به منظور حفظ اعتبار و شهرت خود در محیط حرفه ای ناگزیر به ارتقاء کیفیت گزارش بوده و پرسنل این موسسات از سطح دانش و تجربه بالایی برخوردار خواهند بود (حساس یگانه و عموزاد مهدیرجی، ۱۳۹۹). حسابرسانی که در موسسات حسابرسی بزرگ اشتغال دارند ممکن است در مقایسه با سایر حسابرسان هنگام مواجهه با مسائل و مشکلات صاحبکار از انگیزه های متفاوتی برخوردار باشند زیرا در معرض دادخواهی بودن و همچنین حفاظت از شهرت باعث می شود در موسسات حسابرسی بزرگ به منظور حفظ کیفیت بالای کار حسابرسی، قضاوت ها و تصمیم گیری ها با دقت عمل بیشتری انجام شود. بنابراین، اندازه موسسه حسابرسی را می توان به عنوان یک عامل تعدیل گر بر رابطه خودکارآمدی و قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان در نظر گرفت . با توجه به مسئله مطرح شده پرسش اصلی پژوهش آن است که خودکارامدی حسابرسان تا چه اندازه بر قضاوت و تصمیم گیری آن ها تاثیر می گذارد ؟ با توجه به حساسیت و اهمیت قضاوت و تصمیم گیری حسابرسی بررسی عوامل موثر بر آن از جمله خودکارامدی حسابرسان احساس می شود. در حوزه خودکارآمدی و تاثیر آن بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان، پژوهش کافی انجام نشده و انتظار می رود این پژوهش و نتایج آن بتواند موجب بسط و توسعه مبانی نظری در قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان و افزایش سطح آگاهی و پیشرفت آن ها می گردد.

اهمیت و ضرورت انجام این پژوهش بدین گونه بیان می شود که ابتدا انجام پژوهش در زمینه قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان می تواند باعث گسترش پژوهش های رفتاری و تاثیر عوامل شخصیتی بر مهمترین جنبه حرفه حسابرسی یعنی قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان شود. به ویژه در شرایط اقتصادی، سیاسی و فرهنگی فعلی کشور که اطلاع از عوامل تاثیرگذار بر رفتارهای درست و مناسب حسابرسان به عنوان معتمدین جامعه می تواند اطمینان بخش و بسیار بااهمیت باشد. همچنین، بررسی تاثیر عامل اندازه موسسات حسابرسی که از دیرباز مورد تاکید در زمینه کیفیت کار حسابرسی بوده به عنوان عامل تعدیل گر می تواند تمایز بین موسسات باکیفیت بالاتر و پایین تر را روشن سازد. علاوه بر این در بیشتر پژوهش ها قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان به عنوان یک متغیر در نظر گرفته شده در صورتی که طبق تئوری رفتار برنامه ریزی شده فرد ابتدا در مورد موقعیت و مسئله قضاوت کرده و سپس تصمیم گیری می کند که در این پژوهش به شکل یک فرآیند و دو مرحله مجزا در نظر گرفته شده است.

۲-مبانی نظری پژوهش

در حرفه حسابداری و حسابرسی قضاوت عبارتست از شکل دهی یک عقیده، اظهارنظر یا برآورد در مورد یک موضوع، یک رویداد یا یک پدیده و گزارشگری مالی واحد تجاری محصول نهایی تعداد زیادی قضاوت است(کتاب قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری، سارا بانر[1]). قضاوت حرفه ای مهارتی کلیدی در حرفه حسابداری و حسابرسی است و در شرایط کنونی ایران که حرکت به سمت بکارگیری استانداردهای بین المللی گزارشگری مالی و استانداردهای حسابداری مبتنی بر اصول است، تصمیم گیری افراد فعال در حرفه از جمله مدیران، حسابرسان، تحلیلگران مالی، حسابداران و استانداردگذاران، بر اساس قضاوتهایشان خواهد بود. بی شک انجام قضاوت امری دشوار است و توانایی در انجام قضاوتهای خوب سنگ بنای حرفه حسابداری است و استانداردهای حرفه ای بدون اعمال قضاوت حرفه ای هرگز نقشی اثربخش نخواهند داشت. به گفته ترتمن در سال ۱۹۹۲، قضاوت حرفه ای به عنوان بنیان و اساس حسابداری و حسابرسی تلقی میگردد. از طرفی با توجه به حرکت جهانی به سمت بکارگیری استانداردهای بین المللی گزارشگری مالی و اینکه رویکرد اتخاذ شده در استانداردهای مذکور اصول گرا میباشد، قضاوت حرفه ای امری ضروری در بکارگیری این استانداردها تلقی میگردد. میزان کیفیت قضاوتهای حسابرسی بر شهرت و عملکرد حرفه اثر با اهمیتی خواهد داشت و دامنه گسترده ای از افراد و ذینفعان تحت تاثیر تصمیم گیری هایی که بر مبنای قضاوت صورت میگیرند قرار خواهند گرفت(حسینی و رسولی، ۱۳۹۸).

برخی از پژوهشگران تاثیر عوامل مختلفی مانند عوامل فردی و شخصیتی را بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان بررسی کرده اند. برای مثال خوش طینت و بستانیان (1386) در مطالعهٔ خود به دنبال شناسایی عوامل مؤثر بر قضاوت حرفه ای بودند .یافته های آنان نشان داد دانش، تجربه، درستکاری، استقلال، پای بندی به مبانی اخلاقی، تردید حرفه ای و استقلال میدانی، مهم ترین ویژگی های شخصی مؤثر بر قضاوت حرفه ای در حسابرسی هستند و نظارت حرف های بر کار حسابرسان، وجود وضعیتی که حسابرسان خود را ملزم به پاسخگویی نسبت به قضاوتهای حرفهای انجام شده بدانند، وجود برنامه ها و چک لیستهای حسابرسی و تفسیرناپذیر بودن استانداردهای حسابداری و حسابرسی نیز، مهم ترین عوامل محیطی مؤثر بر قضاوت حرفهای در حسابرسی به شمار می روند. رمضانی و همکاران (۱۴۰۱) نشان دادند که تعامل فرهنگ اسلامی و تجربه حسابرس رابطه بین انصاف متقابل بر کیفیت حسابرسی را تعدیل میکند. همچنین رواج تعهد به اجرای انصاف متقابل، پایبندی به اجرا را تقویت میکند و پایبندی به اجرا، در پررنگ سازی اجرای آیین رفتار حرفه ای نقش داشته و در نهایت کیفیت حسابرسی را بهبود می بخشد.

شانتیو[2] (۱۹۸۷) چارچوب نظری تصمیم گیری خبره را از دیدگاه روانشناختی آزمود و پیشنهاد داد که برخی از ویژگیهای مرتبط با مهارت، مانند خوداتکایی و سازگاری، ویژگیهای شخصیتی ذاتی اند و آموزش آنها

[1] Bonner.S
[2] Shanteau

را ایجـاد نمـیکنـد. در ایـن چـارچوب پیشنهاد شده است که تصمیم گیرندگان خبره، به طور بالقوه چهارده ویژگی دارند. ایـن ویژگـیهـا مختص حسابرسی نیست، بلکه به تصمیم گیری در حالت کلی مـرتبط اسـت. ظرفیـت بـالقوهای برای تجهیز افراد با این ویژگیها وجود دارد که تا حدی به تبیین مهـارت در حسابرسـی کمـک میکند. بنابراین مشهود است که ویژگی های شخصیتی افراد بر قضاوت و تصمیم گیری موثر است. بندورا[1] (۱۹۸۶) خودکارآمدی را قضاوت افراد درباره توانایی خود در زمینه سازماندهی و فعالیت های لازم به منظور دستیابی به اهداف و عملکردهای تعیین شده تعریف کرده است. خودکارآمدی از نظریه شناخت – اجتماعی مشتق شده است و به باورها و قضاوت های فرد در زمینه توانایی های خود در پرداختن به وظایف و مسئولیت ها اشاره می کند. افرادی که خودکارآمدی بالاتری دارند بر تلاش خود به منظور دستیابی به اهداف تعیین شده مصرترند؛ حتی زمانی که با وضعیت دشوار و چالش بر انگیز (تضاد) مواجه باشند. به همین ترتیب افرادی که خودکارآمدی کمتری دارند در مواجهه با مشکلات ممکن است از تلاش خود برای نیل به اهداف تعیین شده دست بکشند (سلیمی و همکاران، ۱۳۹۴).

ملانظری و اسماعیلی کیا (۱۳۹۳) پژوهشی با عنوان شناسایی ویژگی های روان شناختی اثرگذار بر مهارت حسابرسان در انجام قضاوت های حسابرسی انجام دادند .نتایج آنان نشان داد که 14 ویژگی شخصیتی در چهار مرحله حسابرسی اهمیت دارد اما درجه اهمیت هر یک در مراحل گوناگون متفاوت است؛ مهم ترین ویژگی ها در مرحله اول،مسئولیت پذیری و به گزینی و در مرحله دوم، تمایز میان اطلاعات مرتبط و نامرتبط و سازگاری بود . ویژگی ادراکی توجه در مرحله سوم حسابرسی، حائز بیشترین اهمیت شد و در مرحله آخر حسابرسی، ویژگی خودکاری بیشترین درجه اهمیت را به خود اختصاص داد.

نتایج پژوهش سکرکا و باگازی[2] (۲۰۱۵)، نشان می دهد که باور و اعتقاد حسابرس به مهارت ها و توانمندی های فردی، موجب می شود تا حسابرس به وضعیت موجود کنترل بیشتری داشته باشد و قضاوت حرفه ای و اخلاقی مناسب تری ارائه نماید؛ لذا، خودکارآمدی حسابرس که از ارزیابی توانایی ها و مهارت های فردی حسابرس نشات می گیرد، عملکرد حرفه ای و قضاوت اخلاقی حسابرس را تحت تاثیر قرار می دهد و کیفیت قضاوت حرفه ای و تقارن اطلاعاتی را افزایش می دهد. بنابراین، انتظار می رود حسابرسان خودکارآمد، که همواره در شرایط سخت بدنبال نیل به اهداف حرفه حسابرسی هستند، نسبت به سایر حسابرسان تعهد بیشتری به حرفه حسابرسی داشته باشند خودکارآمدی بر روی تعهد و تلاش جهت دستیابی به هدف مطلوب تاثیرگذار می باشد؛ پس خودکارآمدی ضعیف نشان دهنده نابسامانی توانمندی های شناختی و موجب تاثیر نامطلوب بر عملکرد و قضاوت حرفه ای حسابرس می شود (اوگانیمی و مابکوجه[3]، ۲۰۰۷). افراد با خودکارآمدی بالا تمایل دارند قبل از انتخاب گزینه های خود و شروع تلاش های خود، توانایی های درک شده خود را وزن کنند، ارزیابی و ادغام کنند. بنابراین،

[1] Bandora
[2] Sekerka& Bagozzi
[3] Ogunyemi & Mabekoje

خودکارآمدی بالا باعث بهبود مستمر در عملکرد شغلی می شود. در مقابل، افرادی که خود را به عنوان خودکارآمدی پایین درک می کنند احتمالا تلاش کامل خود را متوقف می کنند و قادر به انجام کار نیستند (استایکویچ و لوتانس[1]، ۱۹۹۸). حسابرسانی که دارای خودکارآمدی بالایی هستند، انتظار می رود نسبت به حسابرسان با خودکارآمدی پایین قضاوت حرفه ای تری داشته باشند (نظامی و همکاران ، ۱۳۹۹). گلشائیان و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی تاثیر فشارهای اجتماعی، تعهد و ویژگی های شخصیتی بر قضاوت حسابرسان پرداختند. روش این پژوهش توصیفی-پیمایشی و تعداد نمونه ۲۸۹ پرسشنامه تکمیل شده بود که از طریق مدل سازی معادلات ساختاری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج این پژوهش نشان داد بین فشار اطلاعات، فشار تطابق، تعهد حرفه ای، تعهد عاطفی، تعهد هنجاری و تعهد مستمر با قضاوت حسابرسان رابطه معناداری وجود دارد. صفری و همکاران(۱۳۹۹) به بررسی تأثیر خودکارآمدی حسابرس بر کیفیت حسابرسی را با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده از حسابرسان فعال در ایران پرداختند. نتایج نشان داد که خودکارآمدی حسابرس تأثیر مثبت و معناداری بر کیفیت حسابرسی دارد و حسابرسان با خودکارآمدی بالاتر، کیفیت حسابرسی بیشتری ارائه می‌دهند.

اندازه موسسه حسابرسی را می توان با معیارهای مختلف اندازه گیری نمود که در این پژوهش با میزان حق الزحمه و درآمد موسسه های حسابرسی اندازه گیری شد. از جمله عواملی که می تواند انگیزه برای حسابرسان ایجاد کند که پیامدهای مثبت تصمیم و قضاوتشان را مدنظر داشته باشند، شهرت و اندازه موسسات حسابرسی که از جمله عوامل سازمانی به شمار می آید، است (حساس یگانه و عموزاد مهدیرجی، ۱۳۹۹). حق الزحمه حسابرسی بازتابی از کیفیت حسابرسی برای استفاده کنندگان خارجی صورتهای مالی است. مبلغ حق الزحمه می تواند دلیلی بر میزان تلاش های حسابرسی یا تخمین وی از ریسک کل حسابرسی واحد صاحب کار باشد. از سوی دیگر، حق الزحمه حسابرسی یا به تعبیری دیگر غیر عادی، می تواند وابستگی اقتصادی را میان حسابرس و صاحبکار ایجاد نماید. این موضوع ممکن است تردیدی اساسی درباره استقلال حسابرس فراهم آورد، زیرا ممکن است حسابرس برای حفظ مشتری و کسب حق الزحمه بیشتر، گزارش مطلوب تری ارائه دهد. لذا، تاثیر این وابستگی اقتصادی بر کیفیت گزارش حسابرسی، موضوع مهمی در پژوهش های حسابرسی در ایران است.

۳- پیشینه پژوهش

مردکاواتی (۲۰۲۲) به بررسی اثر تعدیلی درک حسابرسان از آیین رفتار حرفه ای بر رابطه بین تجربه حسابرسان و ریسک حسابرسی با قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان پرداخت. نمونه ها شامل ۱۴۰ حسابرس مستقل شاغل در موسسات حسابرسی بین سالهای ۲۰۱۶ تا ۲۰۲۰ بود. نتایج این پژوهش نشان داد تجربه حسابرسان تاثیر معناداری بر قضاوت آنها ندارد و درک حسابرسان از آیین رفتار حرفه ای رابطه بین تجربه و قضاوت را تعدیل نمی کند. اما خطر حسابرسی بر قضاوت حسابرسان تاثیر معناداری دارد. مرور ادبیات نشان داد پژوهشی که به طور

[1] Stajkovic & Luthans

مجزا قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان را مورد بررسی و اثر فرهنگ سازمانی و اندازه موسسه حسابرسی (کیفیت حسابرسی) را به عنوان دو عامل محیطی و سازمانی بر قضاوت حرفه ای حسابرسان بررسی کند، تاکنون انجام نشده است و این مطالعه سعی دارد این خلاء پژوهشی را با بررسی این عوامل پر کند.

دجاداناگ و همکاران (۲۰۱۸)، به بررسی رابطه خودکارآمدی حسابرس با کیفیت حسابرسی با توجه به نقش تعدیل کننده فرهنگ فردگرایی در مالزی پرداختند. نتایج پرسشنامه ای از ۱۹۶ حسابرس نشان داد که خودکارآمدی حسابرس باعث تقویت کیفیت حسابرسی می شود. همچنین، وجود معیارهای فرهنگ فردگرایی در حسابرسان موجب می شود ارتباط مثبت این رابطه در جهت منفی تعدیل شود و تاثیر خودکارآمدی در جهت منفعت طلبانه کیفیت حسابرسی را کاهش دهد.

اسوانبرگ و همکارانش (۲۰۱۸)، در بررسی تاثیر خودکارآمدی حسابرس بر بی طرفی هشتصد حسابرس سوئد نشان دادند که سطح بالای خودکارآمدی حسابرس در مذاکره باعث افزایش سطح بی طرفی در حسابرسی می شود و هر قدر هویت حرفه ای حسابرسان بیشتر تقویت می شود خودکارآمدی فردی حسابرس سطح بی طرفی او را در حسابرسی افزایش می دهد. چون فرد، برای تعامل با صاحبکاران خود را وابسته به موسسات حسابرسی نمی داند و مستقل بر مبنای ویژگی های رفتاری خود عمل می کند.

مهد سانوسی و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی اثر تفاوتهای روانشناختی فردی در عملکرد حسابرسی پرداختند. نتایج پژوهش نشان میدهد که جهت گیری هدف یادگیری با قضاوت حسابرس رابطه مثبت معناداری دارد. تجزیه و تحلیل بیشتر نشان داد که خودکارآمدی میان روابط بین جهت گیری هدف یادگیری و قضاوت حسابرسی میانجی گری می کند. سطح بالایی از اهداف یادگیری در میان حسابرسان، خودکارآمدی را افزایش می دهد که در نهایت موجب بهبود عملکرد قضاوت حسابرسان می شود.

سوییني و پیرس (۲۰۱۰) دریافتند که حسابرسان موسسات متوسط، قضاوت اخلاقی ضعیف تری نسبت به حسابرسانی که در چهار موسسه بزرگ کار می کنند، دارند. در واقع، حسابرسان موسسات کوچک در مواجهه با مشکلات و مسائل صاحبکار از سازوکارهای حمایتی سازمانی کمتری نسبت به موسسات بزرگ برخوردار هستند که این موضوع سطح قضاوت و تصمیم گیری آنها را تحت تاثیر قرار می دهد. همچنین، موسسات حسابرسی بزرگ دارای شهرت و اعتبار بیشتری هستند و در نتیجه حساسیت و ریسک بیشتری متوجه قضاوت ها و تصمیم گیری های آنهاست و در واقع نسبت به موسسات کوچک تر زمان و دقت عمل بیشتری را به منظور بهبود قضاوت و تصمیم گیری اختصاص می دهند.

محمد بیگی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی فرهنگ و تصمیم‌گیری اخلاقی حسابداران رسمی: نقش میانجی تمایل به ریسک‌پذیری فردی پرداختند. تعداد نمونه ۲۱۲ نفر از حسابدارن رسمی شاغل در موسسات حسابرسی بوده اند. نتایج بیانگر رابطه منفی و معنادار بین فرهنگ و آگاهی اخلاقی حسابداران رسمی ایران می باشد، همچنین یافته ها حاکی از رابطه مثبت و معنادار بین فرهنگ و تمایل به ریسک‌پذیری فردی، رابطه مثبت و معنادار بین

تمایل به ریسک پذیری فردی و آگاهی اخلاقی، نقش میانجی تمایل به ریسک‌پذیری فردی به طورمثبت و معنادار بر رابطه بین فرهنگ و آگاهی اخلاقی، رابطه مثبت و معنادار بین آگاهی اخلاقی و قضاوت اخلاقی، قضاوت اخلاقی و قصد اخلاقی می‌باشد.

رجب دری و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی رابطه نظریه های اخلاقی و رفتارهای اخلاقی در قضاوت حسابرس پرداختند. یافته‌های کلی پژوهش نشان می دهد که رابطه معناداری بین نظریه‌های وظیفه گرایی و سودگرایی با رفتار اخلاقی در حسابرسان مشاهده نشد. بررسی متغیرهای کنترلی نیز نشان داد که بین سن و جنسیت و رفتار اخلاقی حسابرسان رابطه معناداری وجود ندارد. با توجه به اهمیت اخلاق حرفه‌ای در حسابرسی و اهمیت فلسفه اخلاق و نظریه‌های اخلاقی در راستای گسترش اخلاق حرفه‌ای، ضروری است این موضوع موردتوجه بیشتری قرار گیرد تا بتوان در آینده سطح اخلاق حرفه را افزایش داد.

ملکی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی تأثیر کیفیت کارمندان حسابداری بر حق الزحمه و محتوای گزارش حسابرسی پرداختند. یافته های پژوهش نشان میدهد که کیفیت کارمندان حسابداری بر حق الزحمه حسابرسی و تعداد بندهای بعد از اظهارنظر تأثیر منفی معنادار و بر نوع اظهارنظر تأثیر مثبت معنادار دارد. و نهایتاً کیفیت کارمندان حسابداری بر تعداد بندهای شرط تأثیر معناداری ندارد.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی الگویی برای پیش بینی قضاوت حرفه ای حسابرسان پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می دهد که بعد حرفه ای و شغلی، بیشترین تأثیر را بر پیش بینی قضاوت حرفه ای حسابرسان دارد. بعد فردی در جایگاه دوم قرار دارد و بعد محیطی نسبت به دو بعد دیگر کمترین تأثیر بر پیش بینی قضاوت حرفه ای حسابرسان دارد.

گراغانی و ناصری (۱۳۹۶) به بررسی تفاوت های فردی و قضاوت حرفه ای حسابرس پرداختند. در این تحقیق اثر چهار ویژگی فردی شامل دو ویژگی جمعیت شناختی)جنسیت و تجربه) و دو ویژگی روان شناختی)خوش بینی و اعتماد به نفس(بر قضاوت حرفه ای مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان می دهد کلیه متغیرهای مورد مطالعه در این مقاله (خوش بینی و اعتماد به نفس، تجربه و جنسیت(منجر به وجود تفاوت در قضاوت حرفه ای حسابرسان می شود

رویایی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی با نام ارتباط بین تردید حرفه ای و قضاوت حرفه ای حسابرسان مستقل انجام دادند . هدف این پژوهش بررسی رابطه بین شاخص های تردید حرفه ای و قضاوت حرفه ای حسابرسان مستقل در موسسات حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی ایران می باشد. در این تحقیق با استفاده از پیمایش نظرات ۱۵۰ حسابرس مستقل به عنوان نمونه آماری و با استفاده از پرسشنامه تعدیل شده هرت و همکاران به این نتیجه رسیدیم که در موسسات حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی ایران، بین تردید حرفه ای و قضاوت حرفه ای رابطه معنادار و مثبتی وجود دارد.

۴- فرضیه های پژوهش

با توجه به مطالب عنوان شده، برای بررسی موضوع پژوهش فرضیه ها به شکل زیر ارائه می شود:

فرضیه اول: خودکارآمدی حسابرس بر قضاوت و تصمیم‌گیری حسابرس تاثیر دارد.

فرضیه دوم: اندازه موسسه حسابرسی رابطه بین خودکارآمدی و قضاوت و تصمیم گیری حسابرس را تقویت می‌کند.

۵- روش شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و به لحاظ روش گردآوری داده‌ها، توصیفی- تحلیلی، از نوع همبستگی است که به شکل میدانی اجرا گردید. برای جمع آوری مبانی نظری از روش کتابخانه ای و مطالعه مبانی نظری پژوهش های مشابه استفاده شد. جامعه آماری پژوهش شامل اعضای جامعه حسابداران رسمی ایران و دلیل انتخاب این جامعه آماری مرتبط بودن آنان با موضوع پژوهش و همچنین ارزیابی دیدگاه حسابرسان در رابطه با تاثیر خودکارآمدی بر قضاوت و تصمیم گیری آن ها بوده است. داده های مورنیاز براساس بررسی پیمایشی و با استفاده از پرسشنامه جمع آوری شدند، زیرا روشی موثر برای جمع آوری داده ها از میان نمونه بزرگ محسوب می شود. تعداد ۳۰۰ پرسشنامه به صورت الکترونیکی و حضوری در سال های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ در اختیار پاسخ دهندگان قرار گرفت که در نهایت تعداد ۱۳۲ پرسشنامه قابل استفاده و داده های آن مورد تحلیل قرار گرفت.

برای اندازه گیری خودکارآمدی حسابرس از پرسشنامه ۱۶ گویه ای شرر و همکاران (۱۹۸۲)، و جهت سنجش قضاوت و تصمیم گیری حسابرس از پرسش نامه ای با ۴ وضعیت استفاده شد. همچنین اندازه موسسه حسابرسی براساس میزان درآمد آن، اندازه گیری شد. پاسخ دهندگان بر اساس طیف لیکرت به سوالات پاسخ دادند. روایی صوری پرسشنامه ها توسط چند تن از جامعه آماری، روایی محتوایی با استفاده از نظرات متخصصان و اساتید خبره بررسی و مفهوم سوالات در جهت همراستایی با مساله پژوهش اصلاح و تایید شد. روایی همگرا با تأیید شاخص های بار عاملی(مقدار مطلوب بیشتر از ۰/۵) و مقدار AVE[۱] (مقدار مطلوب بیشتر از ۰/۵) و روایی تشخیصی با استفاده از شاخص فورنل و لارکر مورد تایید واقع شد. پایایی نیز با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی(مقدار مطلوب بیشتر از ۰/۷) مورد تأیید قرار گرفت. جهت تجزیه و تحلیل داده ها از مدل معادلات ساختاری در نرم افزار PLS Smart استفاده گردیده است. در ادامه به بررسی برازش مدل پیشنهادی پرداخته شد. برازش در سه حالت بررسی شده است؛ در حالت اول برازش مدل اندازه‌گیری پژوهش، در حالت دوم مدل درونی پژوهش(مدل ساختاری) شامل ضرایب مسیر، ضریب تعیین R2، اندازه اثر F2 مورد ملاحظه قرار گرفت و در حالت سوم نیز برازش کلی مدل مورد بررسی قرار گرفته است. همانطور که ملاحظه در جدول (۱) ملاحظه می‌شود کلیه

[۱] میانگین واریانس استخراجی

مقادیر پایایی ترکیبی و ضریب آلفای کرونباخ و میانگین واریانس‌های استخراجی بالای ۰/۷ می‌باشند در نتیجه پایایی و روایی ابزار تأیید گردید. لازم به ذکر است نتایج تحلیل عاملی تاییدی الگوهای اندازه گیری پژوهش برای متغیر تصمیم گیری و قضاوت حسابرس است ، چون این متغیر دارای ۲ بعد و هر بعد دارای ۲ گویه می‌باشد؛ لذا بایستی هم تحلیل عاملی مرتبه اول و هم تحلیل عاملی مرتبه دوم مورد بررسی قرار گیرد. در جدول زیر هم نتایج تحلیل عاملی مرتبه اول و همه مرتبه دوم اشاره شده است.

در تحلیل عاملی تاییدی مرتبه اول رابطه عامل یا عامل‌ها (متغیرهای نهان) با گویه‌ها (متغیرهای مشاهده‌پذیر) مورد سنجش قرار می‌گیرد. در این روش هیچ‌گونه رابطه‌ای بین متغیرهای پنهان مورد بررسی قرار نمی‌گیرد. این نوع مدل اندازه‌گیری صرفاً برای اطمینان از آن است که متغیرهای پنهان درست اندازه‌گیری شده‌اند. در تحلیل عاملی تاییدی مرتبه اول می‌توان رابطه یک عامل با چند گویه یا چندعامل با چند گویه را مورد بررسی قرار داد. اما تحلیل عاملی تاییدی مرتبه دوم زمانی که یک سازه بزرگ خود از چند متغیر پنهان تشکیل شده باشد، استفاده می‌شود. همانطور که نتایج نشان داده است بارهای عاملی همه گویه ها بیشتر از ۰/۵ می‌باشد. همچنین میانگین واریانس استخراجی نیز بیشتر از ۰/۵ به دست آمده است که یافته‌ها نشان از تأیید روایی سؤالات می باشد می توان نتیجه گرفت که گویه ها بخوبی داده‌ها را می‌سنجد.

جدول۱- نتایج بارهای عاملی، پایایی ترکیبی ، آلفای کرونباخ و AVE

متغیرها	تحلیل عاملی مرتبه اول				ضریب آلفای کرونباخ	پایایی ترکیبی	میانگین واریانس استخراجی(AVE)
	علائم اختصاری	بارعاملی و ضرایب استاندارد	C.R. (نسبت بحرانی)	p-value (سطح معنی داری)			
خودکارآمدی	Se1	۰/۵۹۱	۳/۳۰۵	۰/۰۲۲	۰/۸۹۵	۰/۹۰۳	۰/۵۲۹
	Se2	۰/۶۶۷	۲/۷۳۷	۰/۰۱۳			
	Se3	۰/۶۶۰	۳/۳۲۵	۰/۰۲۰			
	Se4	۰/۷۹۴	۴/۵۲۷	۰/۰۰۲			
	Se5	۰/۶۶۳	۲/۲۵۱	۰/۰۲۵			
	Se6	۰/۶۶۲	۲/۶۸۵	۰/۰۲۳			
	Se7	۰/۶۰۴	۲/۵۲۵	۰/۰۲۸			
	Se8	۰/۷۴۵	۳/۷۰۳	۰/۰۰۷			
	Se9	۰/۶۷۹	۲/۵۲۲	۰/۰۲۹			
	Se10	۰/۷۲۵	۳/۴۶۵	۰/۰۱۱			
	Se11	۰/۷۱۶	۳/۲۴۶	۰/۰۱۶			

متغیرها	تحلیل عاملی مرتبه اول				ضریب آلفای کرونباخ	پایایی ترکیبی	میانگین واریانس استخراجی(AVE)
	علائم اختصاری	بارعاملی و ضرایب استاندارد	C.R. (نسبت بحرانی)	p-value (سطح معنی داری)			
	Se12	۰/۵۸۹	۳/۵۱۹	۰/۰۱۲			
	Se13	۰/۷۴۳	۳/۷۹۶	۰/۰۲۱			
	Se14	۰/۷۸۹	۳/۲۶۵	۰/۰۲۴			
	Se15	۰/۵۲۵	۲/۶۰۸	۰/۰۲۷			
	Se16	۰/۶۸۷	۳/۱۰۰	۰/۰۳۶			
تصمیم گیری	تصمیم گیری۱	۰/۶۰۹	۲/۱۰۵	۰/۰۴۰	۰/۷۱۲	۰/۷۷۰	۰/۶۳۷
	تصمیم گیری ۲	۰/۹۵۰	۲/۲۵۸	۰/۰۲۴			
قضاوت	قضاوت ۱	۰/۷۸۶	۲/۲۹۷	۰/۰۲۲	۰/۷۸۸	۰/۸۲۶	۰/۸۲۶
	قضاوت ۲	۰/۸۹۰	۳/۶۹۳	۰/۰۰۱			
تحلیل عاملی مرتبه دوم							
قضاوت و تصمیم گیری	قضاوت	۰/۸۵۱	۸/۴۴۰	۰/۰۰۱	۰/۸۳۲	۰/۸۶۶	۰/۵۸۳
	تصمیم گیری	۰/۶۶۴	۵/۹۰۴	۰/۰۰۱			

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در تحلیل عاملی تاییدی مرتبه دوم علاوه بر بررسی رابطه متغیرهای مشاهده‌پذیر با متغیرهای پنهان، رابطه متغیرهای پنهان با سازه اصلی خود نیز بررسی می‌شود. همانطور که در تحلیل عاملی مرتبه دوم نشان داده شد مقدار ضرایب استاندارد هر دو بعد تصمیم گیری و قضاوت حسابرس بالاتر از ۰/۵۰ و با توجه به سطح معنی داری ($p\leq ۰/۰۵$) می‌توان نتیجه گرفت که ابعاد بخوبی متغیر تصمیم گیری و قضاوت حسابرس را می‌سنجد .

از سویی دیگر بر اساس نتایج جدول (۲) روایی واگرای مدل تحقیق مورد تایید واقع می‌شود.

برای برازش مدل ساختاری ضریب تعیینR2 نیز نشان می‌دهد که چند درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود و همچنین محققان تاکید کرده اند شاخص توان پیش بینی کنندگی Q2 مقداری بالاتر از صفر داشته باشد قابل قبول می‌باشد و هرچه به یک نیز نزدیکتر گردد نشان از توان پیش بینی کنندگی بالای آن می‌باشد. بر این اساس نتایج به دست آمده مورد تایید می باشد در صورتی که اندازه اثر یا F2 به معنای توان تبیین کنندگی مدل می‌باشد و رابطه‌ی بین سازه‌های مدل را تعیین می‌کند. عامل تورم واریانس

(VIF)[1] شدت همخطی چندگانه را ارزیابی می‌کند. به عنوان یک قاعده تجربی مقدار VIF بزرگتر از ۵ باشد همخطی چندگانه بالا می‌باشد همانطور که جدول (۳) نشان داده است کلیه مقادیر به دست آمده بالای متوسط مقادیر تعیین شده می‌باشند.

جدول ۲:- نتایج روایی واگرا(روایی تشخیصی)

متغیر	اندازه موسسه حسابرسی	قضاوت	تصمیم گیری	خودکارآمدی
اندازه موسسه حسابرسی	۱/۰۰۰			
قضاوت	۰/۰۵۳	۰/۸۴۰		
تصمیم گیری	۰/۰۰۷	۰/۱۷۲	۰/۷۹۸	
خودکارآمدی	۰/۲۱۹	۰/۳۱۷	۰/۱۳۷	۰/۶۹۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳- نتایج مقادیر توان پیش بینی کنندگی Q2 و ضریب تعیین R2

قضاوت و تصمیم گیری		
F2ضرایب اندازه اثر	خودکارآمدی	۰/۱۰۷
عامل تورم واریانس (VIF)	خودکارآمدی	۱/۱۵۹
R2 ضریب تعیین		۰/۱۰۱
Q2 توان پیش بینی کنندگی		۰/۱۸۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

یکی از شاخص های اصلی برازش مدل کلی معیارGOF۲ می باشد. مقدار GOF محاسبه شده به شرح زیر می‌باشد:

$$\mathrm{GOF} = \sqrt{\overline{\mathrm{COMMUNALITY}} * \overline{\mathrm{R^2}}} = \sqrt{0.624 * 0.101} = 0.251$$

با توجه به سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵و ۰/۳۶ به عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای GOF، حاصل شدن ۰/۲۵۱ نشان از برازش مطلوب مدل دارد. به علاوه یافته های مربوط به شاخص های دیگر برازش مدل کلی در جدول (۴) ارائه شده است. مشخص است که همه شاخص های مورد بررسی دارای نمره مطلوبی می‌باشند یعنی اینکه مدل تحقیق از برازش مطلوبی برقرار است.

[1] - variance inflation factor
2 GOf: Goodness of Fit

جدول ۴- شاخص های برازش مدل تحقیق

شاخص	آماره	مقدار استاندارد	منبع
SRMR	۰/۰۷۳	کمتر از ۰/۰۸	(هو و بنتلر، ۱۹۹۹)
rms Theta	۰/۱۰۱	کمتر از ۰/۱۲	(رینگل و همکاران، ۲۰۲۰)
GOF	۰/۲۵۱	بیش از ۰/۲۵	وتزلس و همکاران(۲۰۰۹)
NFI	۰/۹۱۰	بیشتر از ۰/۹	(بانت و بنتلر، ۱۹۸۰)
d_ULS	۰/۶۲۱	کمتر از ۰/۹۵	(هنسلر و همکاران، ۲۰۱۶)
d_G	۰/۶۹۰	کمتر از ۰/۹۵	(هنسلر و همکاران، ۲۰۱۶)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶- یافته های پژوهش

آمار توصیفی

اطلاعات عمومی و تخصصی پرسش نامه با استفاده از روش های آمار توصیفی شامل توزیع فراوانی نسبی، توزیع فراوانی مطلق و میانگین حسابی مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به یافته های توصیفی جدول (۵) نمونه های آماری بر اساس جنسیت ۱۹ نفر زن و ۱۱۳ نفر مرد بودند بیشتر پاسخ دهندگان با توجه به ماهیت شغلی مرد هستند. بر اساس سن ۴ نفر کمتر از ۳۰ سال ، ۷۷ نفر ۳۰ تا ۴۰ سال، ۲۴ نفر ۴۱ تا ۵۰ سال و ۲۷ نفر بالای ۵۰ سال سن داشتند؛ یعنی ۵۸٪ افراد بین ۳۰ تا ۴۰ سال سن داشتند. بیشترین تحصیلات مربوط به مقطع کارشناسی ارشد بوده، ۲۰ نفر از حسابرسان دارای تحصیلات کارشناسی، ۹۶ نفر کارشناسی ارشد و ۱۶ نفر نیز دارای تحصیلات دکتری بودند. ۱۱۷ نفر در رشته حسابداری ، ۴ نفر حسابرسی و ۱۱ نفر نیز در رشته های مدیریت، اقتصاد، مالی و غیره تحصیل کرده بودند. با توجه به سابقه کاری ۷ نفر کمتر از ۵ سال، ۲۱ نفر ۵ تا ۱۰ سال، ۴۸ نفر ۱۰ تا ۱۵ سال و ۵۶ نفر بالای ۱۵ سال سابقه کاری داشتند. برای اندازه گیری اندازه موسسه حسابرسی از شاخص درآمد موسسه استفاده شد که نتایج نشان می دهد ۱۴ نفر از افراد در موسسات با درآمد کمتر از ۱۰ میلیارد ریال در ماه، ۳۴ نفر در موسسات با ۱۰ تا ۲۰ میلیارد ریال، ۳۵ نفر در موسسات با درآمد ۲۰ تا ۴۰ میلیارد ریال و ۴۹ نفر در موسسات با درآمد بیش از ۴۰ میلیارد در سال مشغول فعالیت بودند.

جدول۵- نتایج آمار توصیفی متغیرهای شناختی

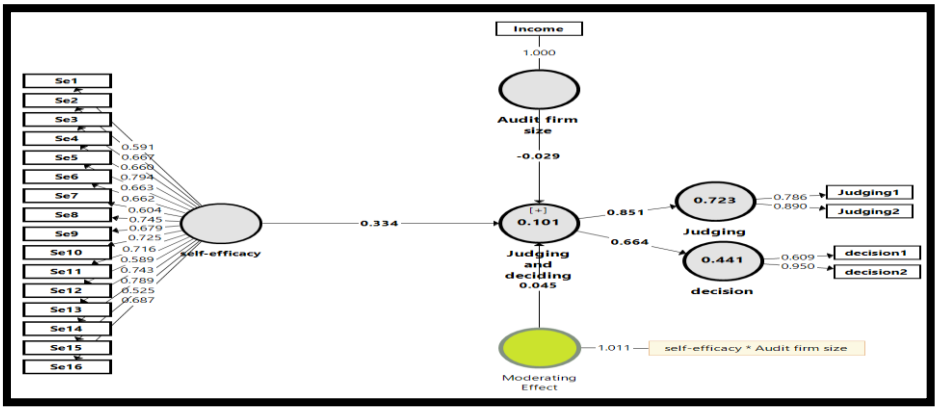
متغیر	طبقه	فراوانی	درصد	درصد تجمعی
سن	کمتر از ۳۰ سال	۴	۳/۰	۳/۰
	۳۰ تا ۴۰ سال	۷۷	۵۸/۳	۶۱/۴
	۴۱ تا ۵۰ سال	۲۴	۱۸/۲	۷۹/۵
	بیش از ۵۰ سال	۲۷	۲۰/۵	۱۰۰/۰
سابقه کاری	کمتر از ۵ سال	۷	۵/۳	۵/۳
	۵ تا ۱۰ سال	۲۱	۱۵/۹	۲۱/۲
	۱۱ تا ۱۵ سال	۴۸	۳۶/۴	۵۷/۶
	بیش از ۱۵ سال	۵۶	۴۲/۴	۱۰۰/۰
جنسیت	زن	۱۹	۱۴/۴	۱۴/۴
	مرد	۱۱۳	۸۵/۶	۱۰۰/۰
تحصیلات	کارشناسی	۲۰	۱۵/۲	۱۵/۲
	کارشناسی ارشد	۹۶	۷۲/۷	۸۷/۹
	دکتری	۱۶	۱۲/۱	۱۰۰/۰
رشته تحصیلی	حسابداری	۱۱۷	۸۸/۶	۸۸/۶
	حسابرسی	۴	۳/۰	۹۱/۷
	مدیریت، اقتصاد، مالی	۷	۵/۳	۹۷/۰
	سایر رشته ها	۴	۳/۰	۱۰۰/۰
درآمد سالانه مؤسسه حسابرسی	کمتر از ۱۰ میلیارد ریال	۱۴	۱۰/۶	۱۰/۶
	۱۰ تا ۲۰ میلیارد ریال	۳۴	۲۵/۸	۳۶/۴
	۲۰ تا ۴۰ میلیارد ریال	۳۵	۲۶/۵	۶۲/۹
	بیش از ۴۰ میلیارد ریال	۴۹	۳۷/۱	۱۰۰/۰
مجموع		۱۳۲	۱۰۰/۰	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

آمار استنباطی

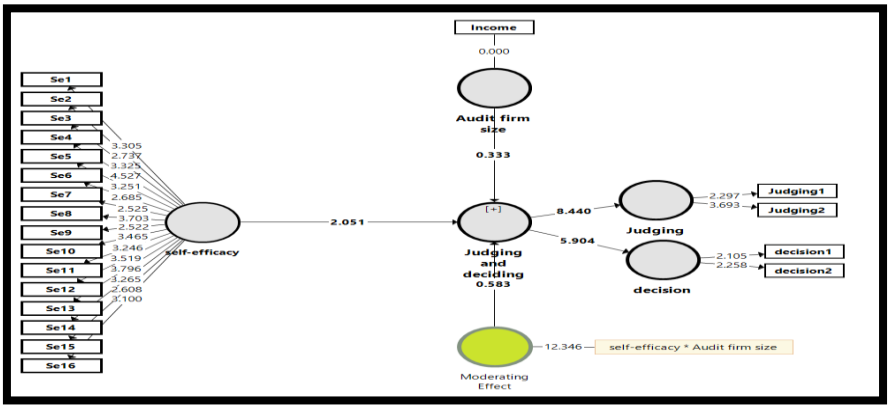
حال نتایج مدل اجرا شده در راستای تحلیل فرضیه ها ارائه گردیده است و در آن ضرایب رگرسیونی یا ضریب مسیر، مقدار تی و سطح معنی داری مشخص شده‌اند. با مقایسه مقدار t محاسبه شده برای ضریب هر مسیر می توان به تایید یا عدم تایید فرضیه پژوهش پرداخت. اگر مقدار مطلق آماره t بزرگتر از ۱/۹۶ گردد، در سطح اطمینان ۹۵٪ و در صورتی که مقدار آماره t بیشتر از ۲/۵۸ گردد، ضریب مسیر در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است.

اعداد موجود بر روی مسیرها در شکل (۱) نشانگر ضریب مسیر و در شکل (۲) نشانگر مقدار t-value برای هر مسیر می باشد. برای بررسی معنادار بودن ضرایب مسیر لازم است تا مقدار t هر مسیر بالاتر از ۱/۹۶ شود. آزمون هر فرضیه از طریق بررسی علامت، اندازه و معناداری آماری ضریب مسیر (بتا) بین هر متغیر مکنون با متغیر وابسته مورد بررسی قرار می گیرد. هر اندازه این ضریب مسیر بالاتر باشد تاثیر پیش بینی کننده متغیر مکنون نسبت به متغیر وابسته بیشتر خواهد بود.



شکل(۱): حالت استاندارد نقش تعدیل گر اندازه موسسه حسابرسی در رابطه خودکارآمدی با قضاوت و تصمیم گیری حسابرس

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل(۲): حالت معنی‌داری نقش تعدیل گر اندازه موسسه حسابرسی در رابطه خودکارآمدی قضاوت و تصمیم‌گیری حسابرس

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در راستای تحلیل فرضیه اول و همانطور که نتایج شکل های (۱) و (۲) و جدول (۶) نشان داده است تاثیر خودکارآمدی بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرس (β= ۰/۳۳۴؛ P=۰/۰۴۱) مثبت و معنی دار است یعنی با اطمینان ۹۵ درصد باید گفت که فرضیه اول پژوهش تایید می گردد و به طور واضحتر در زای یک واحد افزایش در خودکارامدی حسابرس به میزان ۰/۳۳۴ قضاوت و تصمیمگیری او بیشتر و مطلوب تر خواهد بود

جدول۶- نتایج آزمون فرضیه اول

روابط متغیرها	ضریب مسیر	ضرایب تی	سطح معنی‌داری	نتیجه
قضاوت و تصمیم گیری - خودکارآمدی	۰/۳۳۴	۲/۰۵۱	۰/۰۴۱	تایید

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در راستای تحلیل فرضیه دوم و بر اساس شکل های (۱) و (۲) و جدول (۷) تاثیر اندازه موسسه حسابرسی بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرس (β= -۰/۰۲۹؛ P=۰/۷۳۹) غیر معنی دار است. همچنین تاثیر متغیر تعدیل گر یا به عبارت بهتر متغیر ضربی اندازه موسسه حسابرسی در خودکارآمدی حسابرسی بر قضاوت و تصمیم گیری او (β= ۰/۰۴۵؛ P=۰/۵۶۰) تایید نگردید، یعنی اندازه موسسه حسابرسی نتوانسته است شدت و جهت تاثیرگذاری خودکارآمدی بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرس را تغییر دهد. پس فرض دوم پژوهش رد شده است.

جدول۷- نتایج آزمون فرضیه دوم

روابط متغیرها	ضریب مسیر	ضرایب تی	سطح معنی‌داری	نتیجه
قضاوت و تصمیم گیری - اندازه موسسه حسابرسی	-۰/۰۲۹	۰/۳۳۳	۰/۷۳۹	عدم تایید
قضاوت و تصمیم گیری - اثر تعدیل گر	۰/۰۴۵	۰/۵۸۳	۰/۵۶۰	عدم تایید

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با در نظر گرفتن نتایج بررسی روابط بین متغیرهای مستقل و وابسته با استفاده از ضریب مربوط می توان به بررسی معنی داری اثرات متغیرهای پژوهش پرداخت. طبق جدول نتایج ضریب مسیر در رابطه خودکارآمدی و قضاوت و تصمیم گیری حسابرس ۰.۳۳۴ می باشد که میزان وابستگی را نشان می دهد که یه رابطه مستقیم و مثبت نیز می باشد. در رابطه با نقش تعدیل گر اندازه موسسه حسابرسی با توجه به سطح معنی داری t-value این فرضیه پذیرفته نمی شود و ضریب مسیر ۰.۰۴۵ و مثبت می باشد. نتایج کلی فرضیه ها با توجه به رد یا تایید آنها در جدول(۸) ارائه شده است.

جدول۸ -نتایج نهایی فرضیه ها

فرضیه	نتیجه
خودکارآمدی حسابرس بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرس تاثیر دارد.	تایید مثبت
اندازه موسسه حسابرسی بر میزان تاثیرگذاری خودکارآمدی بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرس، تعدیل گر است.	عدم تایید

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بحث و نتیجه گیری

هدف از این پژوهش بررسی تاثیر خودکارآمدی حسابرسان واندازه موسسات حسابرسی بر قضاوت وتصمیم گیری حسابرسان است و نتایج نشان داد که رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. به عبارتی، خودکارآمدی حسابرس باعث می شود قضاوت درباره چگونگی انجام دادن امور مربوطه به موقعیت های حرفه ای، مبتنی بر انگیزه های فردی، غنی تر شود و حسابرس دارای خودکارآمدی توانمندی های شخصی خود را برای منسجم کردن انگیزه و منابع شناختی به کار می گیرد تا بر این مبنا بررسی های دقیق تر و تخصصی تری در زمینه عملکرد مالی صاحبکاران انجام دهد. در حقیقت، نمی توان انتظار داشت حسابرس، فاقد احساس مثبت درباره خود، توانمندی کنترل منعطف تر استرس در شرایط بحران را داشته باشد و بر اساس آن کیفیت حسابرسی را بالا ببرد. زیرا بررسی های حسابرسان صرفا مبتنی بر تجربه یا تخصص در یک صنعت نمی تواند تضمین کننده ارتقای اثربخشی کیفیت کار حسابرسی آن ها باشد. نتیجه این فرضیه مطابق با نتایج دجادانگ و همکاران (۲۰۱۸)، اسوانبرگ و همکاران (۲۰۱۸)، سکرکا و باگازی (۲۰۱۵) می باشد. هم چنین، این نتیجه همراستا با نتیجه پژوهش ملانظری و اسماعیلی کیا (۱۳۹۳)، در رابطه با تایید تاثیر ویژگی خودکارآمدی بر قضاوت حسابرس می باشد. بطور کلی می توان گفت حسابرسانی که از خودکارآمدی بیشتری برخوردار هستند، تلاش بیشتری جهت دستیابی به اهداف تعیین شده، صرف می کنند و حسابرسانی که خودکارآمدی ضعیفی دارند، ممکن است از کوشش زیاد جهت رسیدن به اهداف مورد نظر خودداری کنند (استاکوویچ و لوتانس، ۱۹۹۸). از طرفی اندازه موسسه حسابرسی نقش تعدیل گری بر رابطه خودکارآمدی بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرس ندارد که با نتیجه پژوهش سوئینی و پیرس (۲۰۱۰)، مغایر می باشد. به عبارتی، اندازه موسسه حسابرسی (کوچک، متوسط و بزرگ)، تاثیری بر خودکارامدی و قضاوت حسابرسان ندارند. علت عدم تایید فرضیه می تواند شرایط حاکم بر جامعه حسابداران رسمی ایران یا شاخص های متفاوت اندازه گیری، اندازه موسسه حسابرسی باشد.

بر اساس نتایج پیشنهاد می شود خودکارآمدی حسابرس به منزله یک برنامه توسعه محور در حرفه حسابرسی از سوی سازمان ها و نهادهای مربوطه مورد توجه قرار گیرد و برنامه های آموزشی و ارزیابی های دوره ای به منزله استراتژی های شغلی حسابرسان مدون شود تا از این طریق، در کنار ارتقای سطح اخلاق گرایی حرفه ای، گزارش

های حسابرسی کیفیت بهتری داشته باشند. خودکارآمدی را می توان منشا و منبع معیارهایی همچون تردید حرفه ای و بی طرفی حسابرس هم سو با استانداردهای حسابرسی قلمداد کرد. زیرا بر اساس نظریه شناخت اجتماعی باعث می شود فرد انگیزه و کارراهه شغلی مطلوب تری داشته باشد و بر این مبنا ضمن حفظ استقلال حسابرسی، قضاوت های تخصصی مبتنی بر تجربه بیشتر در بررسی های حسابرسی ارائه دهد. به موسسات حسابرسی پیشنهاد می شود برای حمایت از سرمایه سهامداران و منافع سایر ذینفعان، آموزش های اخلاقی به حسابرسان را به نحو مطلوب تری ارائه دهند تا ضمن بهبود در کیفیت ارائه خدمات حرفه ای و اعتبار موسسه، زمینه تقویت بیشتر اخلاق حرفه ای در حسابرسان فراهم گردد. به متولیان آموزش در حرفه حسابرسی پیشنهاد می شود با برگزاری کارگاه های آموزشی مناسب خودکارآمدی حسابرس به عنوان عامل تاثیرگذار بر قضاوت و تصمیم گیری حسابرسان مورد توجه قرار گیرد و شرکت در دوره های آموزشی اخلاقی به عنوان یکی از الزامات ارتقای شغلی قرار گیرد.

از محدودیت های این پژوهش می توان به استفاده از ابزار پرسشنامه برای گردآوری اطلاعات و برداشت نادرست از سوالات پژوهش توسط پاسخ دهندگان اشاره کرد. عدم همکاری بسیاری از حسابداران رسمی بدلیل مشغله کاری و حذف برخی پرسش نامه ها بدلیل ناقص بودن پاسخ ها از جمله محدودیت دیگر پژوهش می باشد. هم چنین، در این پژوهش ویژگی خودکارآمدی حسابرس بر قضاوت و تصمیم گیری مورد بررسی قرار گرفته در حالی که قضاوت متاثر از بسیاری از ویژگی های اخلاقی و فردی می باشد.

فهرست منابع

انصاری، عبدالمهدی؛ کرمانی کمالی، نرجس .(1391) بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم حسابرسان جهت استفاده از "ابزار کمکی تصمیم گیری" در ارزیابی ریسک تقلب مدیریت .تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۱۶(۴):۶۲-۷۹.

حساس یگانه، یحیی و عموزاد مهدیرجی، شهرام.(۱۳۹۹). عوامل موثر بر قضاوت حرفه ای (اخلاقی) حسابرسان و فشارهای وارده بر آنها. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۷(۶۷): ۱-۲۶.

حسینی، سید علی و رسولی، ندا.(۱۳۹۸). قضاوت حرفه ای در حسابرسی و اندازه گیری آن: مفاهیم نظریه ها و چشم انداز تئوریک. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۸(۳۱): ۱۵۵-۱۶۸.

خوش طینت، محسن و بستانیان، جواد.(۱۳۸۶). قضاوت حرفه ای در حسابرسی. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۵(۱۸): ۲۵-۵۷.

خواجوی، شکراله؛ نوشادی، میثم(۱۳۹۱). نقش الگوهای رفتاری و مدلهای تصمیم گیری در قضاوت حسابرسان. پژوهش حسابداری، ۲(۲):124-135.

رجب دری، حسین؛ وکیلی فرد، حمیدرضا؛ سالاری، حجت الله؛ امیری، علی.(۱۴۰۱). رابطه نظریه های اخلاقی و رفتار اخلاقی در قضاوت حسابرسان. قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری و حسابرسی، ۱(۱): ۱۱۳-۱۴۱.

رمضانی ، حسین رضا ، آذین فر، کاوه ، غلام نیا روشن ، حمیدرضا، و فلاح ، رضا. (۱۴۰۱). نقش فرهنگ اسالمی و تجربه حسابرس در رابطه بین انصاف متقابل و کیفیت حسابرسی در شرایط محیطی ایران. قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری و حسابرسی، ۱(۲): ۱۴۳-۱۶۳.

رویایی، رمضانعلی، یعقوب نژاد، احمد، و آذین فر، کاوه. (۱۳۹۳). ارتباط بین تردید حرفه ای و قضاوت حرفه ای حسابرسان مستقل. پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)، ۶(۲۲): ۶۷-۹۵.

سعیدی گراغانی، مسلم، و ناصری، احمد. (۱۳۹۶). تفاوت های فردی و قضاوت حرفه ای حسابرس. پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)، ۹(۳۶) : ۱۱۱-۱۲۹.

سلمانی، چنگیز، جبارزاده کنگرلویی، سعید، بحری ثالث، جمال، و پاک مرام، عسگر. (۱۳۹۹). الگویی برای پیش بینی قضاوت حرفه ای حسابرسان. پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)، ۱۲(۴۸): ۱۷۹-۲۰۱.

سلیمی، جمال، یوسفی، ناصر، و سعیدزاده، حمزه. (۱۳۹۴). بررسی رابطه ی بین جو عاطفی خانواده و علایق حرفه گرایی دانش آموزان؛ نقش واسطه ای خودکارآمدی. روانشناسی مدرسه، ۴(۳ (پیاپی ۱۵)):۴۷-۶۶.

گلشائیان، سیدمحمد؛ سادات غفاری، منصوره؛ سیدی، سید محدثه.(۱۳۹۹). بررسی تاثیر فشارهای اجتماعی، تعهد و ویژگی های شخصیتی بر قضاوت حسابرسان. چشم انداز حسابداری و مدیریت، ۳(۲۳): ۹۹-۱۱۷.

محمدبیگی, عرفان, عارف منش, زهره ,دهقانی اشکذری, محمدمهدی. (۱۴۰۲). فرهنگ و تصمیم‌گیری اخلاقی حسابداران رسمی: نقش میانجی تمایل به ریسک‌پذیری فردی .پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی . doi: 10.30495/faar.2023.1980289.3629

ملانظری، مهناز و اسماعیلی کیا.(۱۳۹۳). شناسایی ویژگیهای روان شناختی اثرگذار بر مهارت حسابرسان در انجام قضاوت های حسابرسی. بررسی های حسابداری و حسابرسی، 21(۴): ۵۰۵-۵۲۶.

ملکی ،فریبا، و علوی، معصومه. (۱۴۰۱). تأثیر کیفیت کارمندان حسابداری بر حق الزحمه و محتوای گزارش حسابرسی. قضاوت و تصمیم گیری در حسابداری و حسابرسی، ۱(۴): ۲۷-۵۰.

نظامی، احمد، پورحیدری، امید، و پاکدامن، مجید. (۱۳۹۹). بررسی اثر ویژگی های شخصیتی (وجدان و توافق پذیری), احساسات-تفکر و ریسک پذیری بر قضاوت حسابرس با توجه به نقش میانجی خودکارآمدی. دانش حسابداری مالی، ۷(۱ (پیاپی ۲۴))، ۱-۲۴.

ولیان، حسن؛ عبدلی، محمدرضا؛ کوشکی جهرمی، علیرضا .(1398) مفهوم سازی تصمیم گیری خردمندانه حسابرسان براساس تحلیل داده بنیاد .بررسیهای حسابداری و حسابرسی ،۲۶(۲) :۳۰۱-۳۲۶.

Bonner, S. E. 2008. Judgment and Decision Making in Accounting. Upper Saddle River,NJ: Prentice Hall ∗ Bonner.S 2008. Judgment and decision making in accounting Bandura, A. (1997). Self-Efficacy: The Exercise of Control. New York: Freeman.

Charlotte Pietersen .(2014). Interpersonal Conflict Management Styles and Emotion Self-Management Competencies of Public Accountants Mediterranean Journal of Social Sciences MCSER Publishing, Rome-Italy, Vol 5 No 7 May 2014.

DeAngelo, L. E. (1981). Auditor size and audit quality. *Journal of accounting and economics*, *3*(3): 183-199.

Djaddang, S., Lyshandra, sh., Wulamdjani, H., & Sulistiawarni, E. (2018). The Relationship between Self-Efficacy towards Audit Quality with Individualism Culture As Mediates: Evidence from Indonesia, The International Journal of Social Sciences and Humanities Invention, 5(04), pp. 4577-4583.

Mohd Sanusi, Z., Iskandar, T. M., Monroe, G. S., and Mohd Saleh, N. (2018). Effects of goal orientation, self-efficacy and task complexity on the audit judgement performance of Malaysian auditors. Accounting, Auditing and Accountability Journal, 31(1):75-95.

Merdekawati, E. (2022). The Effect of Audit Experience and Audit Risk on Audit Judgment with Auditor's Perceptions of the Code of Ethics of Public Accountants as Moderating Variables. In E3S Web of Conferences (Vol. 348, p. 00004). EDP Sciences.

Ogunyemi, A. O., & Mabekoje, S. O. (2007). Self-efficacy, risk-taking behavior, and mental health as predictors of personal growth initiative among university undergraduates. Journal of Research in Educational Psychology, 12, 349-362.

Pajares, F., & Urdan, T. (2006). Self-efficacy beliefs in adolescents. Greenwich, CT: Information Age Publishing.

Relationship between Self-Efficacy towards Audit Quality with Individualism Culture As Mediates: Evidence from Indonesia, The International Journal of Social Sciences and Humanities Invention, 5(04), pp. 4577-4583.

Stajkovic, A. D., and Luthans, F. (1998). Self-efficacy and work-related performance: A meta-analysis. Psychological Bulletin, 124: 240–261.

Sweeney, B., Arnold, D., & Pierce, B. (2010). The impact of perceived ethical culture of the firm and demographic variables on auditors' ethical evaluation and intention to act decisions. *Journal of Business Ethics*, 93(4): 531–551.

Svanberg, J., Ohhman, P., Neidermeyer, P. E. (2018). Auditor objectivity as a function of auditor negotiation self-efficacy beliefs, Advances in Accounting.

Shanteau, J. (1978). When does a response error become a judgment bias? Journal of Experimental Psychology: Human Learning and Memory, 4(6): 579-581.

Sekerka, L., & Bagozzi, R. (2015). Moral courage in the workplace: moving to and from the desire and decision to act. Business Ethics: A European Review, 16(2), 132-149.

Wedemeyer, PD. (2010). A discussion of Auditor Judgment as the Critical Component in Audit Quality A Practitioners Perspective. International Journal of Disclosureand Governance. Vol.7, No.2: 320-333.

Judgment and Decision Making in Accounting
Vol. (3) Issue (10) Summer 2024
Abstract

https://sanad.iau.ir/journal/jdaa/Article/1079892

The effect of self-efficacy of auditors and the size of audit firms on auditors' judgment and decision making

Mina Rezaei[1]
Arezoo Aghaie Chadgani[2]
Ehsan Kamali[3]

Received: 26 / April / 2024 Accepted: 07 / June / 2024

Abstract

Professional judgment and decision-making are key skills in auditing processes, and the auditor's ability to make high-quality decisions and judgments is under their personality traits. Auditor's self-efficacy is a kind of internal recognition of individual capabilities and characteristics that causes a better understanding of the job and improves the auditor's expert opinions. Therefore, the present study proposed and tested the effect of self-efficacy as factor affecting auditors' judgment and decision-making. This research is an applied research in terms of purpose and descriptive-survey in nature. Data collection in this research was done through a questionnaire made by the researcher among the members of the public accountants community of Iran using random sampling and 132 questionnaires were analyzed. Content validity was confirmed using the opinions of experts and university professors, and diagnostic validity was confirmed using the Fornell and Larcker index. After the initial implementation of the reliability test with Cronbach's alpha, the relationships between variables and factors have been investigated and confirmed through confirmatory factor analysis and path analysis. Smart PLS statistical software was used to test the hypotheses. The findings showed that the auditor's self-efficacy has a positive and significant effect on the auditor's judgment and decision-making. Auditors who have more self-efficacy make more effort to judge and make professional decisions. The size of the audit firm does not have a significant moderating role on the relationship between self-efficacy and auditor's judgment and decision-making.

Keywords: Auditors' Judgment, Auditors' Decision Making, self-efficacy, Audit Firm Size, Audit Quality

[1] Department of Accounting, Najafabad Branch, Islamic Azad University, Najaf Abad, Iran. a.rezaie88@yahoo.com
[2] Department of Accounting, Najafabad Branch, Islamic Azad University, Najaf Abad, Iran. (author and responsible). arezooaghaie2001@yahoo.com, r
[3] Department of Accounting, Najafabad Branch, Islamic Azad University, Najaf Abad, Iran. Ehsankamali_acc@yahoo.com

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

Content

- **Modeling The Dependency of Stock Price Carsh with Approach on The Conditional Copula -Garch Function and Its Relationship with The Rational Stock Pricing Structure** **32**
  Vali Khodadadi , Soheila Lashgarara , Ismail Mazaheri & Mohammad Ayati Mehr
- **The Study of the effect of Internal Audit Function Quality on Management Earnings Forecasts Accuracy** **48**
  Yassaman Khalili , Davood Hassanpour & Abolfazl Momeni Yanesari
- **The impact of sustainable performance on working capital management** **68**
  Mohammad Hossein Fateh & Khadija Heidarinia
- **Explaining the mediating role of the factors affecting the delay in the auditor's report on the relationship between income-cost matching and additional stock price fluctuations** **109**
  Hamid Khedmatgozar, Mojtaba Maleki Chubari & Sina kheradyar
- **Explaining the mediating role of the factors affecting the delay in the auditor's report on the relationship between income-cost matching and additional stock price fluctuations** **110**
  Hamid Khedmatgozar , Mojtaba Maleki Chubari , Sina kheradyar
- **Evaluating the effect of agency conflicts on the relationship between the quality of corporate governance and the firm financial performance** **143**
  Neda kazempoor Hamrahlo , Fatemeh Samadi & Masoumeh Jafari
- **The effect of self-efficacy of auditors and the size of audit firms on auditors' judgment and decision making** **165**
  Mina Rezaei , Arezoo Aghaie Chadgani & Ehsan Kamali

In the Name of God

Judgment and Decision Making in Accounting

Summer 2024
Volume 3. No. 10

License Holder: Islamic Azad University-Central Tehran Branch

Executive Director: Dr. Farzaneh Heidarpoor

Editor-in-Chief: Dr. Zahra Pourzamani

Managing Director: Dr. Amir Reza Keyghobadi

Editors: Dr. Zohreh Hajiha & Dr. Amir Reza Keyghobadi

Editorial Board:

Dr. S. Mehrani
Professor of Accounting, Tehran University.
Dr. Z. Pourzamani
Professor of Accounting, Islamic Azad University-Central Tehran Branch
Dr. Y. Kamyabi
Professor of Accounting, Mazandaran University.
Dr. F. Heidarpoor
Professor of Financial Management, Islamic Azad University-Central Tehran Branch.
Dr. A. Jahanshad
Associate Professor of Accounting, Islamic Azad University-Central Tehran Branch.
Dr. Gh. Mahdavi
Professor of Accounting, Shiraz University.
Dr. M. Salehi
Professor of Accounting, Ferdosi University of Mashhad.

- **Postal Coad:** 1955847881
- **Tel& Fax:**(+9821)73681452
- **Web:** jdaa.iauctb.ac.ir
- **E-mail:** jdaa@iauctb.ac.ir & jdaa.iau@gmail.com
- Opinions Expressed in this quarterly do not necessarily reflect the views of The Journal and University

Address:
Tehran- End of Artesh Blvd- Shahid Sohani Street- above Sohanak Square- Velayat University Complex- Azad University- Central Tehran Branch Tehran, Iran.