

فصلنامه مطالعات مالی و بانکداری اسلامی



موسسه عالی آموزش بانکداری ایران

دوره ع، شماره ۱۵

پیاپی زستان، ۱۳۹۹

صفحه ۲۶ - ۲۷

بررسی رابطه بین فراغتمادی مدیریت، تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری:
شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران

^{۱*} ولی نادی قمی
^۲ سهیل جهانفر

چکیده

فراغتمادی یکی از سوگیری‌های شناختی رایج بین مدیران و سرمایه‌گذاران است. مدیرانی که فراغتمادی دارند، معمولاً ریسک سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر توهمندی کنترل، کمتر از واقع برآورد می‌کنند و به امید گسترش مستمر امپراتوری تحت مدیریت، سرمایه‌گذاری اضافی انجام می‌دهند. در پژوهش حاضر، ارتباط سوگیری رایج فراغتمادی مدیریت، تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری آزمون می‌شود. این پژوهش، از نوع پژوهش‌های پس‌رویدادی است و بر اساس تجزیه و تحلیل داده‌های مشاهده شده اجرا شده است. نمونه آماری پژوهش، ۱۴۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، در بازه زمانی ده ساله (۱۳۹۶ تا ۱۳۸۷) است. به منظور تعیین روابط از مدل‌های رگرسیونی، رگرسیون پانل دیتا استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بین فراغتمادی مدیریت و تأمین مالی داخلی رابطه مثبت و معناداری وجود ندارد و بین تأمین مالی داخلی و میزان سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد، در نتیجه فراغتمادی مدیریت بر رابطه بین تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری اثر معناداری ندارد.

واژه‌های کلیدی: فراغتمادی، تأمین مالی داخلی، کارایی سرمایه‌گذاری

طبقه‌بندی JEL: G11، G17، G40 و G41

۱. استادیار، گروه مدیریت مالی و مهندسی مالی، مؤسسه آموزش عالی ارشاد، دماوند، تهران، ایران. (نویسنده مسئول): v.n.qomi@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری، گروه مهندسی مالی، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران؛ soheil.j73@gmail.com

مقدمه

سرمایه‌گذاری، در توسعه شرکت‌ها و ایجاد ارزش برای سرمایه‌گذاران نقش حیاتی دارد. سیاست‌های سرمایه‌گذاری شرکت با گستره وسیعی از عوامل گوناگون، شامل شرایط کلی اقتصاد، سیاست‌های پولی کلان، بازار سرمایه و عملیات شرکت ارتباط دارد (Ricardson^۱، ۲۰۰۶). همچنین در دیدگاه اقتصادی با فرض منطقی بودن رفتار افراد، فرض بر این است که همه در وهله نخست به دنبال بیشتر کردن منافع خوبیش هستند. مدیران نیز از این قاعده مستثنی نیستند. مدیران به ارائه تصویر مطلوبی از وضعیت مالی واحد تجاری به سهامداران و سایر افراد ذی‌نفع، در راستای حداکثر کردن منافع شخصی، رفاه اجتماعی و ثبیت موقعیت شغلی خود، علاوه‌مند هستند. بررسی اعتماد بیش از حد مدیران در چارچوب مالی، رفتاری توسعه‌یافته است. مبنای مالی رفتاری، ادبیات روان‌شناسی شناختی است که اعتقاد دارد به طور کلی افراد بیش از حد خوش‌بین هستند (هوانگ و کیسجن^۲، ۲۰۱۳). از نظر هاید (۲۰۰۲)، متون مربوط به روان‌شناسی دو تعریف از اعتماد بیش از حد ارائه داده‌اند. نخست اینکه مدیران از توانایی‌های خود، برآورد بیش از واقع دارند و دوم، آنها یک رویداد را معین‌تر از آنچه واقعاً هست، می‌بینند. اطمینان بیش از حد آنچنان پدیده روان‌شناختی قوی‌ای است که تجربه نیز نمی‌تواند آن را حذف کند (خوش‌طینت و نادی قمی، ۱۳۸۸).

به عقیده رول^۳ (۱۹۸۶)، فراغتمادی از انواع رایج رفتار غیرمنطقی است و مدیران شرکت تمایل دارند این رفتار را زمانی که تصمیم‌های تجاری می‌گیرند، از خود نشان دهند. پژوهش‌های گذشته نشان داده است که مدیران فراغتماد تصمیم‌های سرمایه‌گذاری را به‌گونه‌ای اتخاذ می‌کنند که به مشکلات سرمایه‌گذاری بیش از حد و کمتر از حد منتج می‌شود (هیتون^۴، ۲۰۰۲؛ بیتس^۵، ۲۰۰۵ و ژین، لین و وانگ^۶، ۲۰۰۷). بر اساس شواهد بسیار، مدیران به دانش و توانایی‌های خود بیشتر از آنچه هست، اعتماد دارند. همچنین، زمانی که قابلیت پیش‌بینی پدیده‌ای کم یا مبهم است، متخصصان بیشتر از افراد عادی در معرض اعتماد بیش از حد قرار می‌گیرند (داعی و فلاح‌پور، ۱۳۸۳). این رویکرد سبب شده که بسیاری از اقتصاددانان اطمینان بیش از حد را به عنوان ارزیابی بیش از واقع

1. Richardson
2. Huang & Kisgen
3. Roll
4. Heaton
5. Bates
6. Xin, Lin & Wang

میانگین و ارزیابی کمتر از واقع واریانس توزیع اطلاعات تعریف کنند. جرویس و اودن^۱ (۲۰۰۱) اطمینان بیش از حد را به عنوان به روزآوری اریبی عقاید در برابر برآورد اریبی پراکنده‌ی تعریف می‌کنند (خوش طینت و نادی قمی، ۱۳۸۸). افراد هم در خصوص توانایی‌های خود در پیش‌بینی و هم در خصوص دقت اطلاعاتی که در اختیار آنان قرار می‌گیرد، برآورده بیش از اندازه دارند. همچنین در تخمین احتمالات، عملکردی ضعیف داشته و رویدادهایی را حتمی می‌دانند که اغلب احتمال وقوع آنها بسیار کمتر از ۱۰۰ درصد است (بدری، ۱۳۸۸). در این پژوهش تلاش شده است تا رابطه بین متغیرهای فراغتمادی مدیریت تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری بررسی شود.

چارچوب نظری و طرح مسئله

طبق نظریه سلسله‌مراتبی (مایرز، ۱۹۸۴)، شرکت‌ها منابع تأمین مالی خود را بر اساس هزینه‌های خود اولویت‌بندی می‌کنند. بنابراین، آنها ابتدا تأمین مالی داخلی را ترجیح می‌دهند، سپس به بدھی توجه می‌کنند و در نهایت، به عنوان گزینه آخر افزایش سرمایه را در نظر می‌گیرند. مدیران فراغتماد (مدیرانی که بیش از حد به خود اعتماد دارند)، به دلیل این ویژگی اعتقاد دارند که شرکت آنها کمتر از واقع ارزشیابی شده است، بنابراین تأمین مالی خارجی، به خصوص تأمین مالی از طریق حقوق صاحبان سهام را به عنوان منبعی گران در نظر می‌گیرند. در نتیجه، مدیران فراغتماد در یک سلسله‌مراتب، سرمایه‌گذاری داخلی را بر بدھی و بدھی را بر حقوق صاحبان سهام ترجیح می‌دهند (مالمندیر و تیت^۲، ۲۰۱۱). از دیدگاه مالی رفتاری، به دلیل آنکه مدیران شرکت بر منابع مالی داخلی کنترل بیشتری دارند، به سرمایه‌گذاری با استفاده از منابع داخلی در مقایسه با سایر منابع مالی نیز تمایل بیشتری دارند.

مدیران فراغتماد تمایل دارند که کارایی پروژه سرمایه‌گذاری را با تأمین مالی داخلی نشان دهند. اگر مدیران اجرایی فراغتماد برای سرمایه‌گذاری، منابع داخلی کافی داشته باشند و توسط سرمایه بازار یا با سازوکارهای حاکمیت شرکتی محدود نشده باشند، به طور سیستماتیک بازده پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود را بیش از حد ارزیابی می‌کنند. اگر آنها منابع مالی داخلی کافی نداشته باشند، باز هم به انتشار اوراق بهادر (حقوق صاحبان سهام) جدید بی‌میلی نشان می‌دهند، زیرا به این درک رسیده‌اند که سهام شرکت آنها توسط بازار کمتر از ارزش واقعی آنها ارزشیابی شده است. در نتیجه،

1. Gervais & Odean

2. Malmendier & Tate

آنها سرمایه‌گذاری خود را محدود می‌کنند. بیش اعتمادی مدیریت می‌تواند دلیلی برای انحراف سرمایه‌گذاری (بیش از حد سرمایه‌گذاری کردن و کمتر از حد سرمایه‌گذاری کردن) شرکت در نظر گرفته شود، بهخصوص در بازاری مانند ایران که حاکمیت داخلی مؤثر و سازوکار نظارت خارجی به‌شکل مطلوبی مهیا نشده است.

بیشتر نظریه‌های اقتصادی بر این اساس بنا شده است که افراد در مواجهه با رویدادهای اقتصادی به طور منطقی عمل می‌کنند و کلیه اطلاعات موجود را در فرایند سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند. این فرضیه مبنای اصلی فرضیه بازار کارا است، اما پژوهشگران این فرضیه بینیادی را زیر سؤال بردند و مدارکی کشف کردند که نشان‌دهنده نبود رفتار منطقی در مبحث سرمایه‌گذاری است. آنها به‌دبیال درک و توضیح اثرهای احساسات انسانی در فرایند تصمیم‌گیری هستند. بسیاری از سرمایه‌گذاران بر این باور هستند که به‌طور موقفيت‌آمیزی همیشه می‌توانند از بازار جلوتر باشند، اما در واقع شواهد بسیاری وجود دارد که این موضوع را رد می‌کند، این اطمینان بیش از حد باعث انجام معاملات زیاد و از بین رفتن سود سرمایه‌گذاران می‌شود (چاووشی، رستگار و میرزایی، ۱۳۹۴: ۳۳).

فراعتمادی در زندگی روزمره، بارها اتفاق می‌افتد و به‌تبع آن، در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری نیز ردپای آن مشاهده می‌شود. افراد در خصوص صحت قضاوت خود بیش اطمینانی داشته و به‌سختی ممکن است امکان اشتباه در قضاوت خود را در نظر بگیرند. تحلیلگران مالی پس از ارائه گزارش خود به همین علت به‌سختی از نظر اول خود باز می‌گردند، حتی زمانی که اطلاعات جدیدی به دست آورده‌اند و اطلاعات جدید قضاوت قبلی آنها را تحت الشعاع قرار می‌دهد (چاووشی و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۳). در هر صورت، این پژوهش‌ها بر اثر فراعتمادی مدیریتی بر ساختار سرمایه شرکت، تأمین مالی خارج از شرکت (شامل تأمین مالی جدید از حقوق صاحبان سهام و تأمین مالی از طریق بدھی)، سرسید بدھی و سایر مسائل تأمین مالی شرکت تمرکز کرده است (یو، ژیا و زو^۱، ۲۰۰۷؛ باروش و سیلورا^۲، ۲۰۰۸؛ شفرین^۳، ۲۰۰۹ و لی، ژائو و سانگ^۴، ۲۰۰۹)، ارتباط فراعتمادی مدیریت با تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری به‌طور همزمان با یکدیگر، تاکنون در این سطح در ایران بررسی نشده است.

1. Yu, Xia & Zou

2. Barros & Silveira

3. Shefrin

4. Li, Xao & Song

مروجی بر پیشینه پژوهش‌های داخلی

خوش طینت و نادی قمی (۱۳۸۸)، در پژوهشی با عنوان «چارچوب رابطه رفتار اطمینان بیش از حد سرمایه‌گذاران با بازده سهام» تعداد ۱۱۹ شرکت طی دوره زمانی ۹ سال از ابتدای ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۶ را برای دستیابی به هدف مد نظر بررسی کردند. نتایج نشان داد که در خصوص وجود ویژگی رفتاری اطمینان بیش از حد در بین مشارکت‌کنندگان بازار اوراق بهادار ایران شواهد ضعیفی وجود دارد. عربصالحی، امیری و کاظمی نوری (۱۳۹۳)، در پژوهشی تأثیر اعتمادبهنه نفس بیش از حد مدیران ارشد بر حساسیت سرمایه‌گذاری جریان‌های نقدي را بررسی کردند. بدین منظور، نمونه‌ای شامل ۱۰۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ را آزمون کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که اعتمادبهنه نفس بیش از حد مدیران ارشد باعث افزایش حساسیت سرمایه‌گذاری جریان‌های نقدي شده است. چاوشی و همکاران (۱۳۹۴)، در مقاله خود رابطه بین اطمینان بیش از حد مدیران و انتخاب سیاست‌های تأمین مالی را بررسی کردند. آنها برای بررسی تأثیر اطمینان بیش از حد بر سیاست‌های تأمین مالی، از مدل رگرسیون با داده‌های ترکیبی برای ۱۵۷ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ استفاده کردند. نتایج پژوهش آنها حاکی از نبود رابطه بین اطمینان بیش از حد و تصمیم‌های مالی است. افزون بر این، رابطه فرصت‌های رشد، سودآوری، اندازه شرکت و ریسک درمانگی با تصمیم‌های مالی، معنادار است. حسنی، طالبی و زبردست (۱۳۹۷)، تأثیر نوسان‌های نرخ تورم بر ارتباط بین فراغتمادی و بیش سرمایه‌گذاری را بررسی کردند. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود و با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک، ۹۱ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده و در دوره زمانی بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ پژوهش و بررسی شدند. نتایج پژوهش نشان داد که بین فراغتمادی مدیران و بیش سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد، اما نوسان‌های نرخ تورم بر ارتباط بین فراغتمادی مدیران و بیش سرمایه‌گذاری تأثیر معکوس و معناداری دارد. عبدالی و خراسانی (۱۳۹۸)، تأثیر فراغتمادی بر مخاطره‌پذیری شرکت‌ها را بررسی کردند. جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند که حد فاصل سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ آزمون شدند و ۱۲۷ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. نتایج حاکی از آن است که رفتار فراغتمادی مدیر موجب افزایش مخاطره عملیاتی و مخاطره گزارشگری در شرکت می‌شود، اما بین فراغتمادی مدیریت و مخاطره (ریسک) سیستماتیک رابطه‌ای مشاهده نشود. فریدنیا و اسکندرپور

(۱۳۹۸)، تأثیر عامل رفتاری اعتماد بیش از حد مدیران سازمان‌ها بر ارزش‌آفرینی و ریسک بازده سهام را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. آنها نمونه‌ای مت Shank از ۱۲۸ شرکت را بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ آزمون کردند. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که بین بازده سهام شرکت‌های دارای مدیران بیش اطمینان و شرکت‌هایی که این نوع مدیران را ندارند، تفاوت معناداری وجود نداشته است. همچنین، بین بازده سهام شرکت‌های نوآورانه دارای اطمینان بیش از حد مدیریت وجود شرکت‌ها تفاوت معناداری وجود نداشته است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که وجود اطمینان بیش از حد مدیریت بر ریسک بازده سهام کاهش معنادار داشته است و با وجود اطمینان بیش از حد مدیریت، ریسک بازده سهام کاهش معنادار داشته است. در ادامه، بادآورنهندی، پورعلیرضا، زینالی و حسن زاده (۱۳۹۸)، ارتباط محدودیت مالی با کارایی سرمایه‌گذاری و استراتژی سرمایه در گردن را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. در این پژوهش، اطلاعات مالی ۱۷۱ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ بررسی شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که محدودیت مالی بر ناکارایی سرمایه‌گذاری تأثیری مثبت و معنادار دارد، بین محدودیت مالی و سیاست‌های انتخابی سرمایه در گردن رابطه معناداری وجود ندارد، بین محدودیت مالی و ناکارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که استراتژی جسورانه به کار می‌گیرند، رابطه‌ای مثبت وجود دارد و بین محدودیت مالی و ناکارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که استراتژی محافظه‌کارانه به کار می‌گیرند، رابطه‌ای معنادار مشاهده نمی‌شود. ارضاء (۱۳۹۹)، در پژوهشی نقش میانجی دارایی‌های نامشهود بر رابطه اعتماد بیش از حد مدیریتی و بهره‌وری سرمایه‌گذاری‌ها را بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، آزمون کرد. در این پژوهش، نمونه‌ای ۱۹۴ شرکتی طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۰ انتخاب شدند. بر اساس نتایج این پژوهش، بین فراغتمادی مدیران و بهره‌وری سرمایه با در نظر گرفتن میزان سرمایه‌گذاری در دارایی‌های نامشهود، رابطه‌ای معنادار وجود دارد.

پیشینه پژوهش‌های خارجی

فراغتمادی یکی از سوگیری‌های رفتاری رایج در بین مدیران و سرمایه‌گذاران است. این سوگیری از نوع شناختی بوده و در بین سرمایه‌گذاران و بازارهای مختلف آزمون شده است. در این زمینه، شاپیرا^۱ (۱۹۸۷) نتیجه گرفتند، مدیرانی که دارای اعتماد بیش از حد هستند، ممکن است توهم کنترل داشته باشند و امپراتوری کسبوکار خود را به طور مستمر گسترش دهند، ریسک سرمایه‌گذاری را کمتر از

1. Shapira

حد و درآمدها را بیش از حد تخمين بزنند. سال‌ها بعد هیتون (۲۰۰۲)، متوجه شد که حتی بدون عدم تقارن اطلاعاتی^۱ و هزینه‌های نمایندگی^۲، فراغتمادی مدیریت در مسائلی که در ارتباط با جریان نقد مرتبط با سرمایه‌گذاری وجود دارد، در سطوح مختلف جریان نقد می‌تواند به سرمایه‌گذاری ناکافی و سرمایه‌گذاری اضافی منجر شود. بعد از این، بسیاری از پژوهشگران مالی به بررسی عامل سود در تشخیص فراغتمادی پرداختند. گویال و فرانک^۳ (۲۰۰۳)، به این نتیجه رسیدند که مدیران به طور خوشبینانه‌ای سودهای آتی پژوهه‌ها را بیش از حد تخمين می‌زنند و به سرمایه‌گذاری بیش از حد تمایل دارند، در نتیجه، از نظریه سلسه‌مراتب تأمین مالی پیروی نمی‌کنند. به این معنا که در ابتدا از تأمین مالی داخلی استفاده می‌کنند و وقتی تأمین مالی داخلی کفاف نمی‌دهد، به سراغ بدھی می‌روند و هنگامی که انتشار بدھی بیشتر منطقی نیست، سهام جدید منتشر می‌کنند. هکبرت^۴ (۲۰۰۳)، نتیجه گرفت زمانی که انتظارهای مدیران از سودهای سرمایه‌گذاری بسیار بالا است، در خصوص تحلیل سودهای آتی با سهامداران جدید و تشخیص بیشتر در خصوص تأمین مالی بدھی نسبت به تأمین مالی حقوق صاحبان سهام، ترجیح می‌دهند بیشتر از تأمین مالی از راه استفاده از ابزار بدھی (استقراض از نظام بانکی و اوراق بدھی) بهره ببرند و به تأمین مالی از طریق ابزار سرمایه‌ای (از جمله افزایش سرمایه و استقراض از سهامداران) محافظه کار هستند و کمتر از این روش استفاده می‌کنند. وانگ، ژانگ و یو^۵ (۲۰۰۹)، دریافتند که بین فراغتمادی مدیریت و سرمایه‌گذاری اضافی، ارتباط مشتبی وجود دارد.

لاندیر، سرائر و ثسمار (۲۰۰۹)، به این نتیجه رسیدند که مدیران فراغتماد، قراردادهای کوتاه‌مدت بدھی را انتخاب می‌کنند و مدیران منطقی قراردادهای بلندمدت را ترجیح می‌دهند. لی، ژائی‌ئی و هائو^۶ (۲۰۱۴)، نتیجه گرفتند زمانی که مدیران اعتماد به نفس بیش از حد دارند، فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب را بیش از حد تخمين می‌زنند که ناخودآگاه منافع آنها را افزایش می‌دهد، اما احتمال وقوع رویدادهای نامطلوب را کمتر از حد تخمين می‌زنند. این غیرعقلایی بودن باعث می‌شود تا مدیران عوامل بازار را نادیده بگیرند که بهنوبه خود بر دقت انتظارهای آینده آنها تأثیر می‌گذارد و

1. Information asymmetry

2. Costs of Agency

3. Frank & Goyal

4. Hackbarth

5. Wang, Zhang & Yu

6. Li, Xie & Hao

موجب ادامه سرمایه‌گذاری در پروژه‌های غیرضروری می‌شود. تینگ، عزیزان و کیوآی آن^۱، مشخصات مدیر اجرایی نظیر فرالعتمادی مدیریت، سن، تحصیلات، تجربه کار، جنسیت، حق تصدی و اینکه آیا او بنیان‌گذار است یا خیر را آزمون کردند. در یک نمونه از ۱۴۰۴ شرکت که قبل از سال ۲۰۱۲ در مالزی انتخاب شده‌اند، مشخص شد که فرالعتمادی مدیران اجرایی به‌طور منفی با نسبت‌های بدھی شرکت‌های آنان ارتباط دارند. تینگ هی، سیندی چن و یوئه هو^۲، با استفاده از اطلاعات شرکت‌های ثبت‌شده در بورس شانگهای و شنزن چین در بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۵، اثر فرالعتمادی مدیریت بر تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری را بررسی کردند و نشان دادند که سرمایه‌گذاری داخلی فرست‌های تجاری را تأمین مالی می‌کند، از کسری سرمایه می‌کاهد و ممکن است در شرکت‌هایی که مدیران فرالعتماد دارند به سرمایه‌گذاری اضافی منجر شود. آنها نشان دادند که این مشکل سرمایه‌گذاری اضافی به‌طور شایان توجهی به پدیده فرالعتمادی مدیریت در شرکت‌های دولتی در قیاس با شرکت‌های غیردولتی مرتبط است. در پژوهشی مشابه، مو، گارک و کیم^۳ (۲۰۱۹) فرالعتمادی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری نیروی کار و نمونه‌ای شامل ۷۲/۰۵۹ سال - شرکت در سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۵ در بورس کره جنوبی را بررسی کردند. پژوهشگران به این نتیجه رسیدند که بین فرالعتمادی مدیریت و سرمایه‌گذاری بیش از حد روی نیروی کار، رابطه معناداری مثبت مشاهده می‌شود. در پژوهشی دیگر پیرک^۴ (۲۰۲۰)، با بررسی ۱/۱۵۰ شرکت ثبت‌شده در بورس هلند در سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۲ رابطه بین مدیران فرالعتماد و حساب‌شوابی^۵ را بررسی کرد. نتایج به دست آمده نشان داد که مدیران فرالعتماد، به‌طور شایان توجهی در مقایسه با سایر مدیران به حساب‌شوابی می‌پردازند. ونگ^۶ (۲۰۲۰)، در پژوهشی با عنوان «مروری بر فرالعتمادی مدیریت و تملک سرمایه‌گذاری اکتسابی شرکت‌ها» به این موضوع پرداخت که چرا در ادغام‌های اخیر شرکت‌ها در بازار بورس شانگهای مدیران حاضرند ارقام بالاتری از ارزش ذاتی شرکت‌ها را بپردازند و نتیجه گرفت مدیرانی که سوگیری فرالعتمادی دارند، به‌دلیل اعتماد بیش از حد

1. Ting, Azizan & Qian

2. Ying He, Cindy Chen & Yue Hu

3. Kyoungwon Mo, Kyung Jin Park & YoungJin Kim

4. Pierk

5. ترجمه واژه Big Baths است، این تئوری در خصوص نوعی روش حسابداری است که در آن مدیران شرکت تلاش می‌کنند با دست‌کاری صورت سود و زیان وضعیت نشان دادن وضعیت سودآوری فعلی شرکت، عملکرد سال بعد را به شیوه مصنوعی بهتر از واقع نشان دهند.

6. Weng

به توانایی‌های خود، ارزش شرکت مد نظر برای ادغام را بیشتر از واقع ارزیابی می‌کنند. نتایج تجربی این فرض که حسابشویی در عملکرد مدیران عامل به طور شایان توجهی وجود ندارد را تائید نمی‌کند.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های پس‌رویدادی^۱ است که بر مبنای تجزیه و تحلیل داده‌های مشاهده شده انجام شده است. با توجه به مبانی نظری مطرح شده، هدف از این پژوهش، آزمون تحریک ارتباط بین سوگیری فراغتمادی مدیریت، تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادر تهران و فرابورس ایران است. داده‌های پژوهش از نوع داده‌های ثانویه و واقعی بوده و از نرم‌افزار ره‌آوردنوین ۳ استخراج شده است و برای اطمینان از صحت اطلاعات استخراج شده، این اطلاعات با پایگاه اطلاعات سامانه www.codal.ir منطبق شده است. شایان ذکر است که از اطلاعات افشا شده در صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها از پایگاه‌های این داده استفاده شده است. فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل است:

فرضیه ۱. بین فراغتمادی مدیریتی و تأمین مالی داخلی، رابطه مثبتی وجود دارد.

فرضیه ۲. بین تأمین مالی داخلی و میزان سرمایه‌گذاری، رابطه وجود دارد.

فرضیه ۳. فراغتمادی مدیریت بر رابطه بین تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری مؤثر است.

جامعه آماری و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران و فرابورس ایران است که طی دوره بررسی شده گزارش خود را به بازار منتشر کرده‌اند. شرط لازم برای انجام هر پژوهشی، وجود اطلاعات در دسترس است که در وضعیت کنونی ایران فقط اطلاعات مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران و فرابورس ایران موجود است. داده‌هایی استفاده شده در این پژوهش، از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران و فرابورس ایران هستند که قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس پذیرفته شده باشند و در بازه زمانی سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ استخراج شده‌اند. علت انتخاب این بازه زمانی این است که بنابر قوانین بازار سرمایه، گزارش پیش‌بینی سود تا سال ۱۳۹۶ ارائه شده است. شرکت‌های زیر از نمونه اولیه حذف شده‌اند:

1. Retrospective Study

۱. شرکت‌هایی که گزارش‌های پیش‌بینی سود آنها ارائه نشده است.
 ۲. شرکت‌های واسطه‌ای و مؤسسه‌های مالی، بانک‌ها، بیمه‌ها و لیزینگ‌ها. به این علت که این مؤسسه‌ها از لحاظ ماهیت فعالیت متفاوت است، درآمد اصلی آنها از راه سرمایه‌گذاری بوده و به فعالیت سایر شرکت‌ها وابسته است، از این‌رو، در ماهیت با سایر شرکت‌ها متفاوت هستند و از نمونه بررسی شده حذف شده‌اند.
 ۳. شرکت‌هایی که دسترسی به اطلاعات مالی آنها محدود نیست.
 ۴. بهمنظور افزایش قابلیت مقایسه، شرکت‌هایی که سال مالی آنها متنه‌ی به ۲۹ اسفند نباشد، از نمونه حذف شده‌اند.
 ۵. شرکت‌هایی که سال مالی خود را تغییر دادند، به لحاظ رعایت تاریخ گزارش‌گری اثرهای فصلی و یکسان بودن آنها، باید طی دوره زمانی بررسی شده سال مالی خود را تغییر ندهند، بنابراین این دسته از شرکت‌ها از نمونه حذف شده‌اند.
- سپس تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ بررسی شدند که بر این اساس و بهمنظور انطباق شرایط بیان شده تعداد ۱۴۸ شرکت انتخاب شدند. نحوه انتخاب شرکت‌ها در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۱. نحوه انتخاب اعضای نمونه

| | |
|-------|---|
| ۸۰۰ | تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران تا سال ۱۳۸۸ |
| (۱۶۹) | شرکت‌های واسطه‌ای و مؤسسه‌های مالی، بانک‌ها، بیمه‌ها و لیزینگ‌ها |
| (۴۵۸) | نبود امکان دسترسی به اطلاعات |
| (۱۷۳) | سال مالی آنها متنه‌ی به ۲۹ اسفند نیست و تغییر سال مالی دادند. |
| ۱۴۸ | تعداد نمونه |

متغیرها

متغیرهای این پژوهش به چهار دسته متغیرهای وابسته، مستقل، واسطه و کنترلی تقسیم می‌شوند.

متغیر وابسته

سرمایه‌گذاری

ریچاردسون (۲۰۰۶)، سرمایه‌گذاری کل شرکت را به سرمایه‌گذاری مورد انتظار و سرمایه‌گذاری غیرمنتظره (مقدار اربیب سرمایه‌گذاری محقق شده و پیش‌بینی شده) تقسیم کرد. نشانگرهای سرمایه‌گذاری، شامل مقدار رشد فرصت‌ها، اهرم‌ها، عمر شرکت، اندازه شرکت و تعادل وجه نقد است. سرمایه‌گذاری غیرمنتظره نیز مقدار باقی‌مانده سرمایه‌گذاری کل از سرمایه‌گذاری انتظاری تعریف می‌شود. در این پژوهش، از مدل ریچاردسون استفاده می‌شود و در این مدل سرمایه‌گذاری (INV) به شرح زیر تعریف می‌شود:

$$INV_t = a_0 + a_1 Q_{t-1} + a_2 Cash_{t-1} + a_3 Age_{t-1} + a_4 Size_{t-1} + a_5 Lev_{t-1} + a_6 Return_{t-1} + a_7 INV_{t-1} + \delta \quad (1)$$

معروف کل مخارج سرمایه‌ای است که با محاسبه تغییرات در جمع مخارج سرمایه‌ای (دارایی‌های ثابت مشهود که با مجموع دارایی‌ها هم مقیاس شده‌اند)، به دست می‌آید. Q_{t-1} فرصت رشد در سال قبل است و بوسیله Q توابین محاسبه می‌شود. $Cash_{t-1}$ نسبت مانده وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت تقسیم بر جمع دارایی‌ها تعریف می‌شود. Age_{t-1} بیانگر عمر شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران از زمان تأسیس است. $Size_{t-1}$ بیانگر اندازه شرکت است که به‌وسیله لگاریتم طبیعی (Ln) جمع دارایی‌ها محاسبه می‌شود. Lev_{t-1} اهرم مالی سال قبل است که برابر است با جمع بدھی‌ها به جمع دارایی‌ها $Return_{t-1}$ نرخ بازدهی‌های سهام در سال قبل از سال سرمایه‌گذاری است. بنابراین، ارزش قابل پیش‌بینی در مدل بالا، نشان‌دهنده سرمایه‌گذاری مورد انتظار در سال t است.

متغیر مستقل

فراغتمادی مدیریت

در این پژوهش یک متغیر مستقل داریم و آن متغیر فراغتمادی مدیریت (OC) است. پژوهشگران در گذشته برای محاسبه فراغتمادی از روش‌های گوناگونی استفاده کرده‌اند که به چند نمونه از آنها اشاره می‌کنیم:

۱. سهام مدیرعامل (مالمندیر و تیت، ۲۰۰۵ و بیو و همکاران، ۲۰۰۶)؛
۲. تناوب ادغام و تملیک (دوکاس و پتمزا^۱، ۲۰۰۷)؛
۳. نظرهای رسانه‌های جمعی در مورد مدیران (براون و سرما^۲، ۲۰۰۷ و مالمندیر و تیت^۳، ۲۰۰۸)؛

۴. پیش‌بینی‌های سود شرکت (هریبر و یانگ^۴، ۲۰۱۱ و ونگ و همکاران، ۲۰۱۱)؛

۵. پاداش هیئت‌مدیره (هی وارد و همیریک^۵، ۱۹۹۷ و ژیانگ، بین، سو و هوآهنگ^۶، ۲۰۰۹)؛

۶. مشخصات مدیر (سن، جنسیت، تحصیلات، مدرک، تجربه کاری و...).

با توجه به بررسی روش‌های گوناگون محاسبه فراغتمادی مدیریت که به آنها اشاره شد و همین طور محدودیت در دسترس بودن همه اطلاعات مورد نیاز، به این نتیجه رسیدیم که روش پیش‌بینی سودهای شرکت درجه فراغتمادی را بهتر منعکس می‌کند. مدیران توانایی‌ها و عملکرد آتی شرکت‌های خود را بیش از اندازه تخمین می‌زنند. اگر سودهای واقعی شرکت‌ها از مقدار سودی که مورد انتظار مدیران است کمتر باشد، این مدیران را با یک متغیر مجازی (۱) فراغتماد (دارای اعتماد بیش از اندازه) و با متغیر مجازی (۰) غیرفراغتماد (بدون اعتماد بیش از اندازه) تعریف می‌کنیم.

متغیر واسطه تأمین مالی داخلی (*Internal Financing*)

در این پژوهش متغیر واسطه تأمین مالی داخلی است و به وسیله نسبت زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\text{سود انباسته}}{\text{مجموع دارایی‌ها}} = \text{تأمین مالی داخلی} \quad (۲)$$

متغیرهای کنترلی
اندازه شرکت‌ها در سال t که برابر است با $\ln(\text{جمع دارایی‌ها})$. Size

-
1. Doukas & Petmezas
 2. Brown & Sarma
 3. Malmendier & Tate
 4. Hribar & Yang
 5. Hayward & Hambrick
 6. Jiang, Yin, Su & Huang

Tobin's Q: فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت در سال t که از رابطه ۳ به دست می‌آید.

$$\text{رابطه } (3) \quad Q = \frac{\text{ارزش بازاری شرکت}}{\text{ارزش دفتری} (\text{ارزش جایگزینی دارایی‌ها شرکت})}$$

ROA: بازده دارایی‌های شرکت در سال t که برابر است با سود خالص به مجموع دارایی‌ها.

EPS: سود هر سهم شرکت در سال t که برابر است با سود بعد از کسر مالیات به مجموع حقوق صاحبان سهام.

CF: جریان نقد فعالیت‌های عملیاتی شرکت در سال t که به وسیله مجموع دارایی‌ها هم مقیاس شده است.

۱-Free Float: برابر با آن بخش از سهام شرکت در سال t است که آماده عرضه و فروش در بازار نیست و در اختیار مدیریت است.

مدل‌های پژوهش

با توجه به مطالبی که تا به اینجا گفته شد و تشریح متغیرهای پژوهش، می‌توان مدل آماری (ریاضی - رگرسیونی) پژوهش را به دست آورد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های زیر استفاده می‌شود.

برای آزمون فرضیه اول از مدل ۱ استفاده شد.

$$\text{Model 1: } Intern = a_0 + a_1 OC \sum Control + \varepsilon$$

برای آزمون فرضیه دوم از مدل ۲ استفاده شد.

$$\text{Model 2: } INV(overINV/underINV) = a_0 + a_1 Intern + \sum Control + \varepsilon$$

برای آزمون فرضیه سوم از مدل ۳ استفاده شده است.

$$\text{Model 3: } INV(overINV/underINV) = a_0 + a_1 Intern + a_2 OC \times Intern + \sum Control + \varepsilon$$

یافته‌های پژوهش

در این پژوهش از مدل‌های رگرسیونی استفاده شده است. اطلاعات حاصل از بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران توسط نرم‌افزار اکسل مرتب‌سازی شده، سپس با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۰ مدل‌ها اجرا شده و آزمون فرضیه‌ها انجام شد. مدل‌ها به منظور بررسی روابط متغیرها در سطح معناداری ۹۵ درصد برازش شده است که نتایج حاصل از نرم‌افزار به شرح زیر است.

جدول ۲. یافته‌های توصیفی پژوهش

| متغیر | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی |
|--------|---------|---------|---------|---------|--------------------|---------|---------|
| INV | ۰/۳۳۹۲ | ۰/۳۰۰۰ | ۰/۶۹ | ۰/۰۱۰۰ | ۰/۱۹۴۹ | ۰/۸۵۰۷ | ۴/۰۷۴۰ |
| INTERN | ۰/۱۴۳۳ | ۰/۱۴۰۰ | ۰/۷۷۰۰ | -۱/۴۰۰۰ | ۰/۱۹۰۰ | -۱/۰۶۰۸ | ۹/۹۱۵۹ |
| SIZE | ۱۳/۷۶۶۷ | ۱۳/۶۰۰۰ | ۱۹/۱۳۰۰ | ۹/۸۸۰۰ | ۱/۵۷۰۹ | ۰/۸۳۷۷ | ۴/۰۹۲۰ |
| LEV | ۱/۵۱۶۳ | ۱/۵۲۰۰ | ۳/۸۷۰۰ | ۰/۰۷۰۰ | ۰/۸۴۲۷ | ۰/۶۰۴۰ | ۲/۸۴۵۶ |
| QTOBIN | ۱/۶۹۴۰ | ۱/۴۴۰۰ | ۵/۷۹۰۰ | ۰/۳۶۰۰ | ۰/۸۴۷۰ | ۱/۸۶۷۶ | ۷/۱۰۶۰ |
| ROA | ۰/۱۱۴۵ | ۰/۱۰۰۰ | ۰/۶۳۰۰ | -۰/۴۰۰۰ | ۰/۱۲۸۳ | ۰/۵۵۸۳ | ۴/۹۸۸۴ |
| EPS | ۰/۲۶۴۳ | ۰/۲۵۰۰ | ۲/۸۱۰۰ | -۱/۷۸۰۰ | ۰/۳۰۴۶ | -۰/۰۱۷۱ | ۱۵/۷۶۵۲ |
| CF | ۰/۱۲۶۶ | ۰/۱۱۰۰ | ۰/۸۱۰۰ | -۰/۴۶۰۰ | ۰/۱۳۳۱ | ۰/۸۴۵۷ | ۴/۸۷۶۷ |
| 1-FF | ۰/۷۷۵۷ | ۰/۸۰۰۰ | ۱ | ۰/۱۰۰۰ | ۰/۱۵۴۹ | -۱/۱۲۱۴ | ۴/۶۰۰۴ |
| OC | ۰/۵۸۲ | ۰/۵۸۲ | ۰/۵۸۲ | ۰/۵۸۲ | مقادیر مشاهدات صفر | ۰/۹۸ | |

با توجه به نتایج به دست آمده، میانگین متغیر سرمایه‌گذاری کل عدد ۳۳ درصد و میانه آن ۳۰ درصد است. به دلیل بزرگ‌تر بودن میانگین از میانه، نتیجه گرفته می‌شود که توزیع داده‌ها مربوط به این متغیر دارای چولگی به سمت راست است. انحراف معیار متغیر نیز ۱۹/۰ است. متغیر واسطه‌ای سرمایه‌گذاری داخلی دارای میانگین ۱۴۳/۰ و میانه ۱۴۰/۰ است که این متغیر نیز دارای چولگی به سمت راست است. انحراف معیار متغیر نیز ۱۹/۰ است. متغیر مستقل فراغتمادی مدیران به دلیل دووجهی بودن، نتایج مربوط به پارامترهای مرکزی و پراکندگی را ندارد. شاخص‌های مرکزی و پراکندگی برای متغیرهای صفر و ۱ قابلیت تفسیر نداشته و معنادار نیستند، از این رو، در پژوهش‌های

مختلف مقادیر مشاهدات صفر و ۱ متغیر بیان می‌شود. متغیر فراغتمادی مدیران دارای ۵۸۲ مشاهده صفر است. در واقع، حدود ۳۹ درصد مشاهدات متغیر مقدار صفر بوده‌اند. در مقابل تعداد مشاهدات یک ۸۹۸ مشاهده بوده که بهمیزان ۶۱ درصد کل مشاهدات است.

ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

نتایج حاصل از آزمون همبستگی بین متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد که متغیر وابسته سرمایه‌گذاری کل همبستگی معنادار و شدیدی با هیچ‌یک از متغیرها ندارد. متغیر سرمایه‌گذاری داخلی با بازده دارایی همبستگی مثبت و شدید و با اهرم مالی نیز همبستگی منفی و تابعی شدید دارد. همبستگی این متغیر با سایر متغیرها نیز متعادل است. متغیر واسطه‌ای بیش اطمینانی مدیران نیز با هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش همبستگی معناداری ندارد.

جدول ۳. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

| OC | 1-FF | CF | EPS | ROA | QTOBIN | LEV | SIZE | INTERN | INV | |
|----|--------|---------|----------|----------|----------|----------|---------|---------|----------|--------|
| | | | | | | | | | ۱ | INV |
| | | | | | | | | ۱ | .۰۰۳۸۷ | INTERN |
| | | | | | | | ۱ | .۰۱۲۸۸ | .۰۱۶۴۳ | SIZE |
| | | | | | | ۱ | .۰۰۷۱۴ | -.۰۴۵۳۲ | -.۰۱۰۴۶ | LEV |
| | | | | | ۱ | -.۰۱۷۲۱ | -.۰۱۸۶۹ | .۰۱۶۶۴ | .۰۰۱۳۲ | QTOBIN |
| | | | | ۱ | .۰۲۸۰۵ | -.۰۴۲۸۳ | .۰۰۸۷۷ | .۰۷۹۹۵ | .۰۰۴۸۱ | ROA |
| | | | ۱ | .۰۵۰۱۱ | .۰۲۴۰۰ | -.۰۰۴۰۱ | .۰۰۰۱۸ | .۰۳۴۸۱ | -.۰۰۱۹۳ | EPS |
| | | ۱ | .۰۲۶۸۲ | .۰۵۰۱۱ | .۰۲۱۳۳ | -.۰۲۱۴۵ | .۰۰۴۴۲ | .۰۳۹۳۹ | .۰۱۸۲۴ | CF |
| | ۱ | .۰۱۶۸۲ | .۰۱۵۳۱ | .۰۱۲۸۳ | .۰۰۹۸۷ | .۰۱۵۰۵ | .۰۱۰۷۰ | .۰۰۸۸۸ | -.۰۰۳۲۸ | 1-FF |
| ۱ | .۰۰۰۲۹ | -.۰۰۶۷۵ | -.۰۰۰۴۳۹ | -.۰۰۰۱۵۰ | -.۰۰۰۷۵۸ | -.۰۰۰۱۶۰ | .۰۰۰۷۷۰ | .۰۰۰۲۱۹ | -.۰۰۰۵۱۰ | OC |

آزمون مانایی

لازم است قبل از تخمین مدل، مانایی متغیرهای به کاررفته در مدل پژوهش بررسی شوند. به طور کلی، آزمون مانایی به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب انجام می‌گیرد. برای جلوگیری از رگرسیون کاذب باید متغیرها مانا باشند، در غیر این صورت باید از تفاضلهای مختلف متغیر که معمولاً مانا هستند، استفاده کرد. مانایی یا ناما نایی یک سری زمانی می‌تواند بر رفتار آن تأثیر جدی داشته باشد. نتایج حاصل از بررسی مانایی متغیرهای پژوهش با استفاده از شناخته شده‌ترین آزمون مانایی یعنی آزمون لوین، لین و چو در جدول ذیل ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون مانایی

| نام متغیر | آماره t آزمون | سطح اطمینان | نتیجه آزمون |
|-----------|-----------------|-------------|-----------------|
| INV | -۱۴/۳۳۸۳ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |
| INTERN | -۱۲/۲۹۶۶ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |
| SIZE | -۴/۳۴۵۴ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |
| LEV | -۱۳/۴۳۶۶ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |
| QTOBIN | -۱۶/۱۹۴۷ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |
| ROA | -۱۳/۴۶۷۳ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |
| EPS | -۱۱/۷۹۰۰ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |
| CF | -۱۰/۹۸۸۷ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |
| ۱-FF | -۲۲/۰۴۷۲ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |
| OC | -۶/۵۳۰۸ | .۰۰۰۰ | متغیر مانا است. |

همان‌گونه که از نتایج جدول مشخص است، سطح اطمینان آزمون کلیه متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده، بنابراین کلیه متغیرها مانا هستند. شایان ذکر است، متغیر تمرکز مدیریت با یک تفاضل مانا شده است. در واقع، این متغیر نامانا با تفاضل‌گیری مرتبه اول داده‌ها که توسط نرم‌افزار انجام شده، مانا شده است. به دلیل مانا شدن متغیر تمرکز مدیریت با تفاضل‌گیری مرتبه اول، برای بررسی همانباشتگی متغیرها از آزمون کائو استفاده می‌شود. اگر در یک مدل رگرسیون روند متغیرهای توضیحی و وابسته دارای همانباشتگی باشد، امکان وجود رگرسیون کاذب از بین می‌رود. اهمیت این آزمون در این است که چون یکی از متغیرها در مرتبه اول مانا شده است، چنانچه در رابطه متغیرها

هم‌انباشتگی وجود نداشت، ناگزیر باید داده‌های تمرکز مدیریت به تفاضل مرتبه اول تبدیل می‌شدند. نتیجه این آزمون به شرح جدول ۵ است. همان‌گونه که در این جدول مشخص است، سطح معناداری آماره آزمون کمتر از پنج درصد بوده و هم‌جمعی بین متغیرهای پژوهش تأیید می‌شود.

جدول ۵. آزمون وجود هم‌انباشتگی

| نتیجه | سطح معناداری | آماره t | آزمون |
|----------------------------|--------------|---------|-------|
| وجود هم‌انباشتگی (هم‌جمعی) | ./..... | -۴/۷۳۱۰ | کائو |

نتایج آزمون فرضیه ۱ در جدول ۶ مشاهده می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه اول

| $INTERN_{i,t} = a_0 + \beta_1 OC_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 QTOBIN_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 EPS_{i,t} + \beta_7 CF_{i,t} + \beta_8 (1 - FF)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ | | | | |
|---|--------------|---------|---------|----------------------|
| عامل تورم واریانس VIF | سطح معناداری | آماره t | ضریب | متغیر |
| ۱/۰۱۶۵ | ۰/۲۹۴۶ | ۰/۱۰۴۸۶ | ۰/۰۰۴۲ | OC |
| ۱/۰۸۹۹ | ۰/۱۰۴۴ | ۱/۶۲۵۳ | ۰/۰۱۳۷ | SIZE |
| ۱/۳۷۹۷ | ./..... | -۵/۸۱۰۲ | -۰/۰۲۱۹ | LEV |
| ۱/۱۸۰۷ | ۰/۲۳۵۲ | -۱/۱۸۷۵ | -۰/۰۰۳۶ | QTOBIN |
| ۲/۱۱۶۴ | ./..... | ۲۶/۲۹۲۹ | ۰/۶۸۲۸ | ROA |
| ۱/۴۴۰۱ | ۰/۰۰۱۹ | -۳/۱۰۶۴ | -۰/۰۲۳۰ | EPS |
| ۱/۳۷۰۹ | ۰/۰۳۶۲ | ۲/۰۹۶۸ | ۰/۰۳۹۰ | CF |
| ۱/۱۰۷۷ | ۰/۹۲۲۶ | ۰/۰۹۷۲ | ۰/۰۰۳۳ | ۱-FF |
| | ۰/۴۳۱۲ | -۰/۷۸۷۴ | -۰/۰۹۵۴ | C |
| | ./..... | ۲۲/۷۱۰۹ | ۰/۵۶۵۷ | AR(۱) |
| ۵۷/۳۸۸۰ | F آماره | | ۰/۸۸۳۹ | ضریب تعیین |
| ./..... | سطح معناداری | | ۰/۸۶۸۵ | ضریب تعیین تعديل شده |
| ۱/۹۱۷۳ | | | | آماره دوربین واتسون |

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد که فراغتمادی مدیران با ضریب ۰/۰۰۴ با تأمین مالی (سرمایه‌گذاری) داخلی ارتباط مثبت دارد، اما از آنجا که سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد و برابر با ۰/۲۹ است، رابطه معنادار نیست. در بین متغیرهای کنترلی، اهرم مالی، بازده دارایی‌ها و جریان‌های نقد عملیاتی دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد بوده و سایر متغیرها معنادار نیستند. با توجه به موارد مطرح شده، فرضیه اول پژوهش رد شده است. البته مثبت بودن رابطه فراغتمادی مدیریتی و تأمین مالی داخلی به دست آمد، اما این رابطه مثبت در سطح خطای ۵ درصد معنادار نبود. در واقع، با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده از نمونه انتخابی، رابطه معناداری بین این دو متغیر مشاهده نشد.

نتایج آزمون فرضیه دوم در جدول ۷ درج شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون فرض دوم

| عامل تورم واریانس VIF | سطح معناداری | t آماره | ضریب | متغیر |
|-----------------------|--------------|---------|---------|----------------------|
| ۲/۹۷۱۴ | ۰/۰۰۸۰ | -۲/۶۵۵۹ | -۰/۱۱۹۹ | INTERN |
| ۱/۰۹۶۲ | ۰/۰۰۳۳ | ۲/۹۴۷۲ | ۰/۰۳۰۵ | SIZE |
| ۱/۴۴۱۳ | ۰/۰۰۶۸ | -۲/۷۱۲۸ | -۰/۰۱۵۶ | LEV |
| ۱/۱۸۶۳ | ۰/۱۵۰۰ | -۱/۴۴۰۴ | -۰/۰۰۶۵ | QTOBIN |
| ۳/۸۲۸۷ | ۰/۰۱۳۱ | -۲/۴۸۴۷ | -۰/۱۲۲۰ | ROA |
| ۱/۴۴۱۵ | ۰/۳۶۰۰ | -۰/۹۱۵۷ | -۰/۰۱۰۳ | EPS |
| ۱/۳۶۵۰ | ۰/۱۸۸۷ | ۱/۳۱۵۰ | ۰/۰۳۷۴ | CF |
| ۱/۱۰۸۱ | ۰/۰۶۶۴ | -۱/۸۳۷۶ | -۰/۰۸۶۲ | ۱-FF |
| | ۰/۷۸۶۶ | ۰/۲۷۰۸ | ۰/۰۴۰۵ | C |
| | ۰/۰۰۰۰ | ۱۶/۸۴۰۲ | ۰/۴۴۴۵ | AR(۱) |
| ۲۳/۰۹۵۴ | F آماره | | ۰/۷۵۴۰ | ضریب تعیین |
| ۰/۰۰۰۰ | سطح معناداری | | ۰/۷۲۱۴ | ضریب تعیین تبدیل شده |
| ۲/۰۵۹۴ | | | | آماره دوربین واتسون |

در فرضیه دوم بررسی شد که آیا تأمین مالی داخلی با میزان سرمایه‌گذاری شرکت رابطه معنادار دارد یا خیر. بر اساس این یافته‌ها، تأمین مالی داخلی با ضریب $11/0 - 0/008$ با میزان سرمایه‌گذاری ارتباط منفی دارد و از آنجا که سطح معناداری آن $5/5$ بوده و از 5 درصد کمتر است، رابطه معنادار است. بنابراین، با توجه به نتیجه مشاهده شده، فرضیه دوم پژوهش تأیید شده است. تأیید فرضیه دوم بدین معنا است که با بالا رفتن میزان تأمین مالی داخلی شرکت، میزان سرمایه‌گذاری شرکت پایین می‌آید. این نتیجه را می‌توان این‌گونه توصیف کرد که جریان‌های وجه نقد اضافی حاصل از تأمین مالی داخلی شرکت، برای موقعیت‌های سرمایه‌گذاری متعدد به کار نمی‌رود و مدیران اهداف دیگری را از این افزایش جریان‌های وجه نقد در نظر دارند.

نتایج آزمون فرضیه سوم در جدول ۸ مشاهده می‌شود.

جدول ۸. نتایج آزمون فرض سوم

| متغیر | ضریب | آماره t | سطح معناداری | عامل تورم واریانس VIF |
|----------------------|---------|---------|--------------|-----------------------|
| INTERN | -0/1016 | -2/2678 | 0/0235 | 3/9855 |
| OC*INTERN | -0/0177 | -0/5935 | 0/4881 | 1/8268 |
| SIZE | 0/0319 | 3/0292 | 0/0025 | 1/0982 |
| LEV | -0/0158 | -2/7415 | 0/0062 | 1/4459 |
| QTOBIN | -0/0066 | -1/4464 | 0/1483 | 1/1868 |
| ROA | -0/1227 | -2/4968 | 0/0127 | 3/8542 |
| EPS | -0/0102 | -0/9106 | 0/3626 | 1/4425 |
| CF | 0/0373 | 1/3119 | 0/1898 | 1/3735 |
| 1-FF | -0/0859 | -1/8319 | 0/0672 | 1/1085 |
| C | 0/0205 | 0/1346 | 0/8929 | |
| AR(1) | 0/4423 | 16/7001 | 0/0000 | |
| ضریب تعیین | 0/7541 | | F آماره | 22/9411 |
| ضریب تعیین تعديل شده | 0/7213 | | سطح معناداری | 0/0000 |
| آماره دوربین واتسون | | | | 2/0612 |

فرضیه سوم پژوهش به تأثیر فرالعتمادی مدیران بر رابطه تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری اختصاص داشت. این فرضیه تأیید نشد. ضریب متغیر تعاملی فرالعتمادی و تأمین مالی داخلی ۱۷۷/۰- بوده است که در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست، از این‌رو، فرالعتمادی بر رابطه بین تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر معنادار ندارد. البته همان‌طور که در فرضیه دوم مشاهده شد، تأمین مالی داخلی به تنها‌ی با میزان سرمایه‌گذاری رابطه معنادار دارد، اما با ورود متغیر تعدیل‌گر فرالعتمادی مدیریتی، این رابطه تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. به بیان دیگر، تأمین مالی داخلی بیشتر (کمتر) که موجب جریان‌های وجه نقد بیشتر (کمتر) شده و سرمایه‌گذاری را کمتر (بیشتر) می‌کند، از ویژگی شخصیتی فرالعتمادی مدیران شرکت تأثیر نمی‌پذیرد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، ارتباط سه متغیر فرالعتمادی مدیریت، تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری بررسی شد. علت انجام این پژوهش وجود خلاً پژوهشی در ارتباط بین این سه متغیر است. در نتیجه، انجام این پژوهش می‌تواند ادبیات مرتبط با کارایی سرمایه‌گذاری و پیش‌بینی سود را از جهت‌های مختلف توسعه دهد. نخست اینکه، به‌طور معمول ادبیات مرتبط با پیش‌بینی سود و کارایی سرمایه‌گذاری به‌عنوان دو جریان مجزای پژوهش عمل می‌کند و رابطه بین این دو متغیر به‌طور خاص بررسی نشده است. دوم اینکه، این پژوهش به‌دلیل این است که از توانایی مدیریت بیش وسیع‌تری ارائه دهد، زیرا در ادبیات پیشین درباره این موضوع که آیا با استفاده از پیش‌بینی سود مدیران می‌توان به توانایی آنها پی برد، شواهد اندکی یافت شده است. در این پژوهش، پیش‌بینی سود مدیران به‌عنوان شاخصی برای تشخیص یک سوگیری رفتاری به‌کار گرفته شد و تأمین مالی داخلی به‌عنوان متغیر واسط، نحوه تأثیرگذاری سوگیری فرالعتمادی را بر کارایی سرمایه‌گذاری استفاده شد. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که فرالعتمادی مدیریت بر تأمین مالی داخلی اثری ندارد. افزون بر این یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد و فرالعتمادی مدیریت بر رابطه بین کارایی سرمایه‌گذاری و تأمین مالی داخلی اثر معناداری ندارد.

این نتیجه با پژوهش‌های داخلی مانند خوش طینت، نادی قمی (۱۳۸۸) و چاوشی و همکاران (۱۳۹۴) هم‌راستا است، اما با برخی پژوهش‌های خارجی و مبانی نظری در تقابل است. این تفاوت می‌تواند به‌دلیل ساختار بازار سرمایه در ایران و حضور غالب سرمایه‌گذاران نهادی باشد. به‌دلیل وجود

سرمایه‌گذاران نهادی مدیران شرکت‌ها به شدت در کنترل مالکن نهادی هستند و رفتار طبیعی مدیران در این شرایط به راحتی تشخیص داده نمی‌شود. همچنین عمق کم بازار سرمایه در ایران نیز می‌تواند دلیل دیگری برای وجود این تفاوت باشد. بازار سرمایه در ایران به دلیل جوان بودن و توجه کمتر اکثریت مردم هنوز به جایگاه واقعی خود نرسیده است، پیش‌بینی می‌شود با گسترش بازار سرمایه، اقبال گسترده مردم به این بازار پویا و پیگیری سیاست خصوصی‌سازی توسط دولت، تعداد نهادهای مالی و شرکت‌های پذیرفته شده در این بازار بیشتر بشود که می‌تواند به تعمیق بازار سرمایه و افزایش قابل توجه جامعه آماری منجر شود و باعث هم‌گرایی نتایج این پژوهش با نمونه‌های خارجی شود. همان‌طور که در پیشینه پژوهش اشاره شد، هکبرت (۲۰۰۵)، یو و همکاران (۲۰۰۶) و بن دیوید و همکاران (۲۰۰۷) به نتایجی مشابه با این پژوهش دست پیدا نکردند. آنها فراغتمادی مدیریت را عاملی تأثیرگذار بر تأمین مالی داخلی دانستند، اما مشابه با این پژوهش و به دلیل ساختار دولتی اقتصاد چین، هائو و همکاران (۲۰۰۹) و ژیائو و همکاران (۲۰۱۱) به این نتیجه رسیدند که تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری با یکدیگر ارتباط معناداری دارند. در این پژوهش، تأمین مالی داخلی به عنوان واسطه‌ای میان فراغتمادی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری فرض شد، اما مشخص شد که تأمین مالی داخلی واسطه‌ای مناسب برای ارتباط بین فراغتمادی مدیریت و کارایی سرمایه‌گذاری نیست، این بدان معنا است که مدیر فرا اعتماد به طور لزوم در دارایی‌های سرمایه‌ای شرکت سرمایه‌گذاری نمی‌کند و مقرر نیست که با تأمین مالی داخلی و مدیریت جریان نقد داخل شرکت، عملکرد خود را بهتر از واقع نشان دهد. به بیانی دیگر، مدیران آن‌طور که فرض می‌شد به سرمایه‌گذاری داخلی خوش‌بین و به تأمین مالی از طریق انتشار سهام بدین نیستند. در این پژوهش، اندازه سرمایه‌گذاری به عنوان متغیری که هم رفتار مدیران و هم کارایی سرمایه‌گذاری آنها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در نظر گرفتیم و به این نتیجه رسیدیم که در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، این اثر گذاری ناجیز است.

پیشنهادهای حاصل از این پژوهش

با توجه به نتایج این پژوهش، به مقامات قانون‌گذار بازار سرمایه ایران پیشنهاد می‌شود تدبیری اتخاذ کنند تا گزارش پیش‌بینی سود در قالب گزارشی مستقل توسط شرکت‌ها دوباره افشا شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود گزارش‌هایی با عنوان انحرافات پیش‌بینی سود به تفکیک ناشran به اطلاع فعالان

بازار بررسد، زیرا این اطلاعات می‌تواند در ارزیابی عملکرد مدیریت در رابطه با تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و تأمین مالی، برای فعالان بازار و سرمایه‌گذاران مفید باشد.

پیشنهاد می‌شود، سرمایه‌گذاران هنگام بررسی شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاری به ویژگی‌های حرفه‌ای و رفتاری مدیران نیز توجه داشته باشند و روند پژوهش پیش‌بینی سود را مد نظر قرار دهند؛ زیرا نحوه پیش‌بینی سود مدیران و درصد پژوهش پیش‌بینی سود آنها بیانگر شدت سوگیری رفتاری آنها است. اثرهای این سوگیری رفتاری می‌تواند بر سیاست‌های تأمین مالی و همین‌طور کارایی سرمایه‌گذاری مؤثر واقع شود، پس بهتر است، روند اثرگذاری فراغتمادی مدیریت بر تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری مدیریت، در بازه‌های زمانی مناسبی بررسی پرداخته شود.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

- بررسی رابطه فراغتمادی مدیریت، تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری به‌تفکیک صنعت.
- بررسی سوگیری‌های رفتاری دیگر بر تصمیم‌های تأمین مالی داخلی و کارایی سرمایه‌گذاری مدیران.
- بررسی رابطه بین دقت پیش‌بینی سود و کیفیت تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در سهام سایر شرکت‌ها به‌طور کلی و به‌تفکیک صنعت.
- آزمون سوگیری فراغتمادی مدیریت در بازارهای موازی با بازار سهام.
- بررسی چراجی شکل‌گیری سوگیری فراغتمادی و عوامل مؤثر بر شدت یافتن این رفتار و تحلیل چگونگی اثرگذاری این رفتار بر تئوری چشم‌انداز.

منابع و مأخذ

الف. فارسی

ارضاء، عبدالکریم (۱۳۹۹). بررسی نقش میانجی دارایی‌های نامشهود بر رابطه اعتماد بیش از حد مدیریتی و بهره‌وری سرمایه‌گذاری‌ها. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۳۳(۹)، ۱۶۳-۱۷۸.

بادآورننهندی، یونس؛ پورعلیرضا، کریم؛ زینالی، مهدی؛ حسن‌زاده، رسول (۱۳۹۸). ارتباط محدودیت مالی با کارایی سرمایه‌گذاری و سیاست سرمایه در گردش. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۳۲(۸)، ۱۲۹-۱۵۰.

بدری، احمد (۱۳۸۸). *دانش مالی رفتاری و مدیریت دارایی* (چاپ سوم)، تهران: شرکت انتشارات کیهان.

چاووشی، کاظم؛ رستگار، محمد و میرزایی، محسن (۱۳۹۴). بررسی رابطه اطمینان بیش از حد مدیران و انتخاب سیاست‌های تأمین مالی در شرکت‌های در پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۸(۲۵)، ۲۹-۴۱.

حسنی، اصغر؛ طالبی، الهه؛ زبردست، مهدی (۱۳۹۷). تأثیر نوسانات نرخ تورم بر ارتباط بین بیش اعتمادی مدیران و بیش سرمایه‌گذاری. *چشم‌انداز حسابداری و مدیریت*، ۱۱(۱)، ۴۶-۵۹.

خوش طینت، محسن؛ نادی قمی، ولی الله (۱۳۸۸). چارچوب ارتباط رفتار بیش از حد سرمایه‌گذاران با بازده سهام. *فصلنامه مطالعات حسابداری*، ۲۵(۱)، ۵۳-۸۶.

راعی، رضا؛ فلاح پور، سعید، (۱۳۸۳). مالیه رفتاری، رویکردی متفاوت در حوزه مالی. *تحقیقات مالی*، ۱۸(۶)، ۷۷-۱۰۶.

عبدی، محمدرضا؛ خراسانی، علیرضا (۱۳۹۸). بررسی تأثیر فراغتمادی بر مخاطره‌پذیری شرکت‌ها. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شاهروود.

عرب صالحی، مهدی؛ امیری، هادی؛ کاظمی نوری، سپیده (۱۳۹۳). بررسی تأثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیران ارشد بر حساسیت سرمایه‌گذاری جریان‌های نقدي. *فصلنامه پژوهش‌های حسابداری و مالی*، ۲(۱۱۵-۱۲۸).

فریدنیا، امیر؛ اسکندرپور، بهروز (۱۳۹۸). بررسی تأثیر عامل رفتاری بیش از حد مدیران سازمان‌ها بر ارزش آفرینی و ریسک بازده سهام. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۸(۳۱)، ۱-۲۱.

ب. انگلیسی

Barros, L. A. B. C., & Silveira, A. D. M. (2008). Overconfidence, managerial optimism, and the determinants of capital structure. *Revista Brasileira de Finanças*, 6(3), 293-335

- Bates, T.W. (2005). Asset sales, investment opportunities, and the use of proceeds. *The Journal of Finance*, 60 (1), 105–135.
- Brown, R., Sarma, N. (2007). CEO overconfidence, CEO dominance and corporate acquisitions. *Journal of Economics and Business*, 59 (5), 358–379.
- Doukas, J.A., Petmezas, D. (2007). Acquisitions, overconfident managers and self-attribution Bias. *European Financial Management*, 13 (3), 531–577.
- Frank, M.Z., Goyal, V.K. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 67 (2), 217–248.
- Gervais, S. and Odean, T. (2001). Learning to Be Overconfident, *Review of Financial Studies*, 14(1), 1-27.
- Hackbarth, D. (2003). Managerial traits and capital structure decisions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43 (4), 843–881.
- Hayward, M.L.A., Hambrick, D.C. (1997). Explaining the premiums paid for large acquisitions: evidence of CEO hubris. *Administrative Science Quarterly*, 42 (1), 103–127.
- He, Y., Chen, C. and Hu, Y. (2019). Managerial overconfidence, internal financing, and investment efficiency: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 47, 501–510.
- Heaton, J.B. (2002). Managerial optimism and corporate finance. *Financial Management*, 31 (2), 33–45.
- Hribar, B.P., Yang, H. (2011). *CEO overconfidence and management forecasting*. SSRN Electron. J. <https://doi.org/10.2139/ssrn.929731>.
- Huang, J., Kisgen, D.J. (2013). Gender and corporate finance: are male executives overconfident relative to female executives? *Journal of Financial Economics*, 108 (3), 822–839.
- Jiang, F.X., Yin, Z.H., Su, F., Huang, L. (2009). Managerial background traits and corporate over-investment. *Manage. World* (1), 130–139.
- Landier, A., Sraer, D., Thesmar, D. (2009). Financial risk management: when does independence fail? *American Economic Review*, 99 (2), 454–458.

Li, W.L., Xie, G.L., Hao, J.Y. (2014). The empirical study on the influence of managerial over-confidence on overinvest behavior. *J. Shanxi Finance Econ. Univ*, 10, 76–86.

Li, Z.L., Zhao, H.P., Song, Y.F. (2009). Empirical research on managerial overconfidence and corporate financing behavior of pecking-order. *IEEE 16th International Conference on Industrial Engineering and Engineering Management*, PP.1496–1500.

Malmendier, U., Tate, G. (2005). CEO overconfidence and corporate investment. *The Journal of Finance*, 60 (6), 2661–2700.

Malmendier, U., Tate, G. (2008). Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction. *Journal of Financial Economics*, 89 (1), 20–43.

Mo, K., Jin Park, K., Kim, Y.J. (2019). Managerial overconfidence and Labor investment efficiency. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 23(5), 1-17.

Pierk, J. (2021). Big baths and CEO overconfidence. *Accounting and Business Research*, 51(2), 185-205. DOI: 10.1080/00014788.2020.1783634

Richardson, S.A. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of Accounting Studies*, 11, 159–189.

Roll, R. (1986). The hubris hypothesis of corporate takeovers. *The Journal of Business*, 59 (59), 197–216.

Shapira, Z. (1987). Managerial perspectives on risk and risk taking. *Manage. Sci.*, 33 (11), 1404–1418.

Shefrin, H. (2009). Behavioralizing Finance. *Foundations and Trends in Finance*, 4(1-2), 1-184.

Ting, I.W.K., Azizan, N.A.B., Qian, L.K. (2015). Upper echelon theory revisited: the relationship between ceo personal characteristics and financial leverage decision. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 195, 686–694.

Wang, X., Zhang, M., Yu, F.S. (2009). Managerial overconfidence and over-investment: Empirical evidence from China. *Front. Bus. Res. China*, 3 (3), 453–469.

Weng, H. (2020). Review of Managerial Overconfidence and Corporate Acquisition Goodwill Impairment Research. *Open Journal of Social Sciences*, 8, 121-128.

Xin, Q.Q., Lin, B., Wang, Y.C. (2007). Government control, executive compensation and capital investment. *The Journal of Financial and Quantitative*, 8, 110–122.

Yu, M.G., Xia, X.P., Zou, S.Z.S. (2006). The relationship between managers' overconfidence and enterprises' radical behavior in incurring debts. *Manage. World*, 8, 104–112.