

بررسی رابطه مؤلفه‌های کیفیت افشا با میزان کارآیی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

عباس افلاطونی^{۱*}، حسن زلفی^۲، ایمان یگانه شالی^۳

چکیده

عدم تقارن اطلاعاتی و وجود ابهام در اطلاعات مالی شرکت‌ها می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری‌های ناکارا توسط مدیریت شود. سرمایه‌گذاری ناکارا نیز باعث کاهش ثروت سهامداران شرکت می‌شود. یکی از راه‌های کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و به تبع آن افزایش نظارت بر رفتار مدیران، ارائه صورت‌های مالی بهنگام‌تر و با قابلیت اتکای بیش‌تر است. در این پژوهش، رابطه نمره کلی کیفیت افشا و اجزای آن (امتیاز بهنگامی و امتیاز قابلیت اتکا) با درجه کارآیی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی شرکت (شامل سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت و بلند مدت)، در نمونه‌ای متشکل از ۱۶۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که امتیاز بهنگامی، امتیاز قابلیت اتکا و نمره کلی کیفیت افشا، رابطه مثبت و معناداری با کارآیی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی شرکت دارند.

طبقه‌بندی موضوعی: G12, G14

واژه‌های کلیدی: تنوری نمایندگی، بهنگامی، قابلیت اتکا، کیفیت افشا، کارآیی سرمایه‌گذاری.

۱. استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان

۲. استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان

۳. دانشجوی کارشناسی‌ارشد حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان

تاریخ دریافت مقاله: ۹۳/۶/۸

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۳/۹/۹

*نویسنده مسئول: عباس افلاطونی
abbasaflatooni@gmail.com

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاران همواره نگران منافع خود در شرکت‌ها هستند. آنان بر تصمیم‌گیری مدیران شرکت‌ها نظارت می‌کنند تا از بازدهی مناسب سرمایه‌گذاری‌های شرکت که منافع آنان را نیز در پی دارد، اطمینان حاصل کنند. هرچه کیفیت اطلاعات انتشار یافته (نظیر بهنگام بودن و قابلیت اتکای گزارشگری مالی) توسط شرکت بالاتر باشد، نظارت بهتری روی تصمیم‌گیری‌های مدیریتی (از جمله تصمیمات سرمایه‌گذاری برون‌سازمانی) صورت گرفته و کارایی سرمایه‌گذاری انجام شده توسط مدیر شرکت، بیش‌تر می‌شود. کارایی سرمایه‌گذاری به صورت مفهومی به معنای پذیرش پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص مثبت است. در مقابل، ناکارایی سرمایه‌گذاری به معنای از دست دادن پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص مثبت (سرمایه‌گذاری کم‌تر از حد) و یا انتخاب پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص منفی (سرمایه‌گذاری بیش از حد) است (تقفی و عرب‌مازازی‌دی، ۱۳۸۹). در شرکت‌هایی با کیفیت گزارشگری بالاتر، عدم تقارن اطلاعاتی، مخاطرات اخلاقی و انحراف از میزان سرمایه‌گذاری بهینه (سرمایه‌گذاری بیش و کم‌تر از حد مورد نیاز) کاهش یافته و نظارت بهتری بر مدیران صورت می‌پذیرد (گوماریز و بالستا، ۲۰۱۳). به بیان دیگر، زمانی که گزارشات مالی قابل اتکا در اسرع وقت در دسترس سرمایه‌گذاران قرار گیرد آنان می‌توانند نظارت دقیق‌تری روی فعالیت‌ها و تصمیمات هیأت مدیره داشته باشند. این شرایط موجب می‌شود تا مدیریت شرکت، خود را تحت نظارت سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان احساس کند و تصمیمات سرمایه‌گذاری را به گونه‌ای اتخاذ نماید که موجب افزایش حداکثری ثروت تأمین‌کنندگان سرمایه گردد.

در پژوهش‌های پیشین داخلی در این حوزه، مدرس و حصارزاده (۱۳۸۷)، تقفی و عرب‌مازازی‌دی (۱۳۸۹) و خدایی و یحیایی (۱۳۸۹) از کیفیت ارقام تعهدی به عنوان متغیر جانشین کیفیت گزارشگری بهره برده‌اند. پژوهش‌های ذکر شده، علاوه بر این که تأثیر اجزای کیفیت گزارشگری (بهنگامی و قابلیت اتکای گزارشات مالی) را بر کارایی سرمایه‌گذاری‌ها مورد توجه قرار نداده‌اند بلکه بر روی کل سرمایه‌گذاری‌های شرکت و نه سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی (شامل، سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت و بلند مدت در اوراق بهادار)، تمرکز کرده‌اند. در این پژوهش، رابطه بین مؤلفه‌های کیفیت گزارشگری (شامل درجه بهنگامی و قابلیت اتکا) و درجه کلی کیفیت افشا، با میزان کارایی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی شرکت بررسی شده است و بدین منظور، از نمرات بهنگامی، قابلیت اتکا و نمره کلی کیفیت افشا که از سال ۱۳۸۲ تاکنون توسط سازمان بورس اوراق بهادار منتشر می‌شود (و نه کیفیت ارقام تعهدی)، استفاده شده است.

۲. مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بر اساس مفاهیم مطرح در تئوری نمایندگی، وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهامداران موجب بروز پدیده خطر اخلاقی می‌شود. پدیده مذکور بدان معناست که در این شرایط، مدیران ممکن است تصمیماتی (از جمله تصمیمات سرمایه‌گذاری) اتخاذ کند که منافع سهامداران را تأمین نکند. تصمیمات ناکارای سرمایه‌گذاری می‌تواند شامل سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص منفی یا عدم سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با ارزش فعلی خالص مثبت باشد (گوماریز و بالستا، ۲۰۱۳). روش‌های گوناگونی برای کاهش اثر عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک اطلاعاتی وجود دارد. یکی از این روش‌ها، ارتقا کیفیت گزارشگری مالی و مؤلفه‌های آن (بهنگامی و قابلیت اتکای افشا) است. ارائه اطلاعات به‌موقع و قابل اتکا موجب می‌شود تا سرمایه‌گذاران بهتر بتوانند فعالیت‌های مدیریت را پایش نمایند و از این طریق، مانع از بروز رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیریت شرکت شوند (باشمن و اسمیت، ۲۰۰۱؛ هیلی و پالپو، ۲۰۰۱؛ هوپ و توماس، ۲۰۰۸). یافته‌های پژوهش‌گران متعددی از جمله فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴)، بیدل و هیلاری (۲۰۰۶)، بیتی و همکاران (۲۰۱۰)، بیدل و همکاران (۲۰۰۹)، بر این امر تأکید دارند که افزایش کیفیت گزارش‌های مالی، از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی میان مدیران، وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران، امکان بروز خطر اخلاقی و گزینش نادرست و هزینه‌های پایش مدیریت را کاهش داده و در نهایت، موجب کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در شرکت شده و هزینه‌های تأمین مالی را کاهش می‌دهد. با دخالت این عوامل، احتمال ناکارایی سرمایه‌گذاری، یعنی از دست دادن فرصت‌های سرمایه‌گذاری در پروژه‌های دارای خالص ارزش فعلی مثبت (سرمایه‌گذاری کمتر از حد) و یا سرمایه‌گذاری در پروژه‌های دارای خالص ارزش فعلی منفی (سرمایه‌گذاری بیش‌تر از حد) کاهش می‌یابد.

فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) با بررسی نحوه قیمت‌گذاری کیفیت ارقام تعهدی، نشان دادند که هرچه کیفیت ارقام تعهدی شرکت‌ها پایین‌تر باشد، هزینه بدهی و سرمایه در آن شرکت‌ها بالاتر می‌رود. علت این امر آن است که کیفیت پایین ارقام تعهدی باعث افزایش ابهام در اطلاعات گردیده و به تبع آن، ریسک سرمایه‌گذاری بالا می‌رود. آنان دریافتند شرکت‌هایی که از کیفیت ارقام تعهدی پایین‌تری برخوردارند، اهرم مالی بالاتری دارند. وردی (۲۰۰۶) دریافت در شرکت‌هایی که دارای مانده وجه نقد بیش‌تری هستند و سرمایه‌گذاران پراکنده‌ای دارند، ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و سرمایه‌گذاری بیش از اندازه بسیار قوی است. این امر خود به این نکته اشاره دارد که کیفیت گزارشگری مالی، عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از مشکلات نمایندگی و

در نتیجه هزینه‌های سهامداران برای نظارت و پایش مدیریت را کاهش داده و به گزینش صحیح پروژه‌ها منجر می‌گردد.

وردی (۲۰۰۶) و بیدل و هیلاری (۲۰۰۶) با استفاده از معیار کیفیت اقلام تعهدی (بر اساس مدل فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵) نشان دادند که چگونه کیفیت اطلاعات حسابداری به سرمایه‌گذاری در سطح شرکت‌ها مربوط است. نتایج این پژوهش، بیانگر آن بود که کیفیت بالاتر اقلام تعهدی، کارایی سرمایه‌گذاری را از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و وام‌دهندگان، افزایش داده، و موجب کاهش حساسیت سرمایه‌گذاری در برابر تغییرات جریان‌های نقدی می‌گردد. بیدل و هیلاری (۲۰۰۹) نشان دادند که کیفیت بالاتر اقلام تعهدی عدم تقارن اطلاعاتی موجود بین افراد آگاه و ناآگاه را کاهش داده، و با رفع گزینش نادرست و خطر اخلاقی، موجب افزایش کارایی می‌شود. آنان به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های دارای کیفیت بالاتر اقلام تعهدی، دارای بازگشت سرمایه بهتر و همچنین بازدهی بالاتر در سرمایه‌گذاری‌های خود هستند. این امر (کیفیت بالاتر اقلام تعهدی) بهره‌وری سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای را نیز به طور متوسط افزایش می‌دهد.

مک‌نیکولز و استابن (۲۰۰۸) به این نتیجه رسیدند که کیفیت بالاتر گزارش‌های مالی، باعث پاسخ‌گویی بهتر مدیران و نظارت بیشتر بر آن‌ها می‌شود. همچنین مدیریت سود منجر به سرمایه‌گذاری بیش از حد می‌گردد زیرا اطلاعات به وسیله مدیران تحریف شده است. کیفیت گزارش‌های مالی بالاتر، باعث کاهش عدم تقارن اطلاعات، انتخاب نادرست^۱ و مخاطرات اخلاقی می‌شود و بیش سرمایه‌گذاری و سرمایه‌گذاری ناکافی را از بین می‌برد. اورتیز، مولینا و پناس (۲۰۰۸) نشان دادند که بدهی‌های کوتاه مدت باعث نظارت بهتر بر مدیران می‌شود. زیرا وام‌دهنده با وام‌گیرنده ارتباط بیش‌تری پیدا می‌کند و می‌تواند عملکرد شرکت را بررسی کند و در صورتی که از آن راضی بود تصمیم به تمدید وام بگیرد.

در پژوهش‌های داخلی، مدرس و حصارزاده (۱۳۸۷) نشان دادند علاوه بر اینکه سطح کیفیت گزارشگری مالی با سطح کارایی سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معنادار دارد، کیفیت گزارشگری مالی موجب بهبود کارایی سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین، نتایج پژوهش فوق حاکی از آن است که کیفیت گزارشگری مالی از طریق بیش (کم) سرمایه‌گذاری می‌تواند موجب ارتقای کارایی سرمایه‌گذاری گردد. ثقفی و عرب‌مازازی (۱۳۸۹) در بررسی رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و ناکارایی سرمایه‌گذاری‌ها، هیچگونه رابطه معناداری کشف نمودند. خدایی و یحیایی (۱۳۸۹) دریافتند که بین کیفیت گزارشگری مالی و سرمایه‌گذاری کم‌تر از حد، رابطه منفی و معناداری

1. Adverse selection

وجود دارد، ولی بین کیفیت گزارشگری مالی و سرمایه‌گذاری بیش‌تر از حد، رابطه معناداری کشف نکردند. سلیمانی‌امیری و فرشی (۱۳۹۱) نیز که همانند سه پژوهش فوق، از کیفیت ارقام تعهدی به عنوان متغیر جانشین کیفیت گزارشگری استفاده کرده‌اند، دریافتند که کیفیت گزارشگری با سرمایه‌گذاری بیش‌تر و کم‌تر از حد، رابطه منفی و معناداری دارد. همچنین، آنان نشان دادند که در شرایط فشار مالیاتی، کیفیت گزارشگری مالی باعث افزایش کارایی سرمایه‌گذاری‌ها نمی‌شود. ثقفی و معتمدی‌فاضل (۱۳۹۰) دریافتند که چنانچه شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری زیاد، از حسابرسانی با تخصص بالاتر استفاده کنند، سطح بالاتری از کارایی سرمایه‌گذاری را تجربه خواهند کرد. محمودآبادی و مهتری (۱۳۹۰) نشان دادند که بین محافظه‌کاری حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری آتی، در سطح شرکت‌ها و در سطح ۷ گروه از صنایع، ارتباط معنادار وجود دارد. همچنین بین اندازه شرکت و کارایی سرمایه‌گذاری آتی در سطح کل شرکت‌ها و در صنایع شیمیایی، غذایی و دارویی، ارتباط منفی و معنی‌داری وجود دارد. فخاری و رسولی (۱۳۹۲) نیز دریافتند که اعمال محافظه‌کاری بیش‌تر، کارایی سرمایه‌گذاری رکت‌ها را افزایش می‌دهد.

۳. فرضیه‌های پژوهش

به منظور نیل به اهداف پژوهش، فرضیه‌های زیر مورد آزمون قرار گرفته‌اند:

- فرضیه اول:** بین بهنگامی افشا و کارایی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.
- فرضیه دوم:** بین قابلیت اتکای افشا و کارایی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.
- فرضیه سوم:** بین کیفیت افشا و کارایی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴.۱. روش پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ نتایج از نوع کاربردی و از بعد زمانی از نوع پس‌رویدادی است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از تحلیل رگرسیون با رویکرد داده‌های ترکیبی استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز در این پژوهش به روش کتابخانه‌ای و از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج و به منظور اطمینان از صحت آن‌ها، داده‌ها با آرشیو صورت‌های مالی مطابقت داده شده است.

۴.۲. مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

پس از گردآوری مشاهدات پژوهش و انجام محاسبات اولیه، در مرحله اول با پیروی از بیدل و همکاران (۲۰۰۹) برای سنجش کارایی سرمایه‌گذاری (InvEff)، ابتدا مدل (۱) به شرح زیر برآورد می‌شود:

$$\text{Invest}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{SG}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن، Invest نسبت تغییر در سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت و بلند مدت به کل دارایی‌های ابتدای دوره و SG درصد تغییرات فروش دوره t-2 تا t-1 می‌باشد. در مدل فوق فرض می‌شود که تغییرات در سرمایه‌گذاری‌ها می‌بایست تابعی از تغییرات درآمد فروش دوره قبل باشد. با این حساب، باقیمانده‌های مدل (۱) معادل ناکارایی سرمایه‌گذاری خواهد بود زیرا نشان دهنده سطح غیرمنتظره سرمایه‌گذاری‌ها است. بنابراین، معیار سنجش کارایی سرمایه‌گذاری، برابر منفی قدرمطلق باقیمانده‌های حاصل از مدل (۱) است (یعنی InvEff).

حال، به منظور آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش به ترتیب از مدل‌های (۲)، (۳) و (۴) استفاده می‌شود:

$$\text{InvEff}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{FRTI}_{it} + \beta_2 \text{LnAssets}_{it} + \beta_3 \text{Tang}_{it} + \beta_4 \text{QTobin}_{it} + \beta_5 \text{StdCFO}_{it} + \beta_6 \text{StdSales}_{it} + \beta_7 \text{Loss}_{it} + \beta_8 \text{CFO} - \text{ATA}_{it} + \beta_9 \text{OperCycle}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

$$\text{InvEff}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{FRRE}_{it} + \beta_2 \text{LnAssets}_{it} + \beta_3 \text{Tang}_{it} + \beta_4 \text{QTobin}_{it} + \beta_5 \text{StdCFO}_{it} + \beta_6 \text{StdSales}_{it} + \beta_7 \text{Loss}_{it} + \beta_8 \text{CFO} - \text{ATA}_{it} + \beta_9 \text{OperCycle}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

$$\text{InvEff}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{FRQ}_{it} + \beta_2 \text{LnAssets}_{it} + \beta_3 \text{Tang}_{it} + \beta_4 \text{QTobin}_{it} + \beta_5 \text{StdCFO}_{it} + \beta_6 \text{StdSales}_{it} + \beta_7 \text{Loss}_{it} + \beta_8 \text{CFO} - \text{ATA}_{it} + \beta_9 \text{OperCycle}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

که در آن، FRTI معیار بهنگامی گزارشگری مالی، FRRE معیار قابلیت اتکای گزارشگری مالی و FRQ شاخص کیفیت افشاء (که مقادیر سه متغیر ذکر شده، به‌دلیل از سال ۱۳۸۲ تا کنون توسط سازمان بورس اوراق منتشر می‌شود) است. همچنین، با پیروی از گوماریز و بالستا (۲۰۱۳)، متغیرهای LnAsset لگاریتم کل دارایی‌ها، Tang نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها، QTobin نسبت توین کیو (نسبت ارزش بازار سهام و بدهی‌ها به کل دارایی‌ها)، StdCFO انحراف معیار جریان وجوه نقد عملیاتی در سه سال اخیر، StdSales انحراف معیار فروش در سه سال اخیر، Loss متغیر دو ارزشی که وقتی شرکت زیان‌ده باشد مقدار ۱ و در سایر موارد مقدار صفر دارد، CFO-ATA نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی به میانگین دارایی‌ها و چرخه عملیاتی شرکت OperCycle به عنوان متغیر کنترلی وارد مدل‌ها شده است. در این پژوهش، چرخه عملیاتی با فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{OperCycle}_{it} = \left(\frac{(\text{Rec}_{it} + \text{Rec}_{it-1})/2}{\text{Sales}_{it}/360} \right) + \left(\frac{(\text{Inv}_{it} + \text{Inv}_{it-1})/2}{\text{CGS}_{it}/360} \right) \quad (5)$$

که در آن، Rec حساب‌های دریافتی، Inv موجودی کالا، Sales درآمد فروش و CGS بهای تمام شده کالای فروش رفته است. متغیرهای اخیر نقش متغیرهای کنترلی را در بازی می‌کنند.

۳.۴. جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش، شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۲ ساله ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ است. در انتخاب نمونه آماری، شرایط زیر اعمال شده است:

۱. پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه بوده و در طول دوره مطالعه، تغییر سال مالی نداشته باشند.
 ۲. سهام شرکت‌ها وقفه معاملاتی بیش از ۴ ماه نداشته باشد.
 ۳. جزو شرکت‌های فعال در صنایع بیمه‌ای، بانکی و سرمایه‌گذاری مالی نباشد و
 ۴. داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه متغیرها توسط شرکت ارائه شده باشد.
- با اعمال محدودیت‌های فوق، حجم نمونه آماری برابر ۱۶۸ شرکت (۱۹۸۳ مشاهده) شده که برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از آن استفاده گردیده است.

۵. یافته‌های پژوهش

۵.۱. محاسبه معیار کارایی سرمایه‌گذاری‌ها

به منظور محاسبه معیار کارایی سرمایه‌گذاری‌ها، مدل بیدل و همکاران (۲۰۰۹) با رویکرد داده‌های ترکیبی برآورد و نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج برآورد مدل بیدل و همکاران (۲۰۰۹)

متغیر	ضرایب	آماره تی استیودنت	معناداری
عرض از مبدا	۰/۰۱***	۷/۱۸	۰/۰۰
SG _{t-1}	۰/۲۳***	۶/۶۶	۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۴۳/۸۸٪	آماره چاو (معناداری)	(۰/۱۵) ۱/۱۴
آماره فیشر (معناداری)	۱۰۲/۰۶*** (۰/۰۰)	آماره بروش-پاگان (معناداری)	(۰/۷۹) ۰/۰۷
دوربین-واتسون	۱/۵۹	آماره نسبت راستنمایی (معناداری)	(۰/۳۵) ۰/۸۷
آماره وولدریج (معناداری)	(۰/۶۸) ۰/۷۱		
*** معناداری در سطح ۱٪			

عدم معناداری آماره‌های چاو^۱ (۱/۱۴) و بروش-پاگان^۲ (۰/۰۷) نشان می‌دهد که مدل (۱) باید با رویکرد تلفیقی^۳ برآورد شود. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۰/۰۱) و ضریب متغیر رشد فروش‌ها در دوره قبل (۰/۰۲) در سطح ۱٪ درصد معنادارند. معنادار بودن آماره فیشر (۱۰۲/۰۶) بیانگر معناداری مدل برآورد شده است. مقدار آماره دوربین-واتسون (۱/۵۹) و عدم معناداری آماره وولدریج^۴ (۰/۷۱) نشان می‌دهد که باقیمانده‌های مدل برآورد شده، مشکل خودهمبستگی سریالی^۵ ندارند. همچنین، معنادار نبودن آماره نسبت راستنمایی^۶ (۰/۸۷) بیانگر عدم وجود مشکل ناهمسانی واریانس^۷ در اجزای اخلاص مدل (۱) است، لذا نتایج حاصله کاذب نیست و برای محاسبه معیار کارایی سرمایه‌گذاری‌ها قابل اتکا است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل حدود ۱۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. پس از برآورد مدل (۴)، قدر باقیمانده‌ها استخراج شده است مقدار منفی قدرمطلق باقیمانده‌ها به معادل معیار کارایی سرمایه‌گذاری‌ها در نظر گرفته شده است.

۵.۲. آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی پژوهش که شمایی کلی از وضعیت توزیع داده‌ها را ارائه می‌کنند در جدول ۲ ارائه شده‌اند. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که حجم سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی شرکت‌های مورد بررسی نسبت به دارایی‌های آن‌ها به طور میانگین ۰/۰۱ و میزان رشد فروش آن‌ها، ۰/۲۰ است. امتیاز بهنگامی، قابلیت اتکا و نمره کلی کیفیت افشای کسب شده توسط شرکت‌های مورد بررسی به ترتیب ۶۶/۹۳، ۵۷/۰۱ و ۶۰/۶۸ است.

نتایج نشان می‌دهد که دارایی‌های ثابت، به طور متوسط حدود ۲۸ درصد از حجم کل دارایی‌های شرکت‌های مورد بررسی را تشکیل می‌دهد و نسبت کیو توین بیان می‌کند که مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها به طور میانگین نزدیک به ۳ برابر ارزش دفتری دارایی‌های شرکت‌های مورد بررسی بوده است. میزان پراکندگی جریان وجوه نقد عملیاتی و درآمد فروش شرکت‌ها، به ترتیب ۰/۱۳ و ۰/۳۰ است و چرخه عملیاتی آن‌ها به طور متوسط حدود ۴۶ روز است. سایر مقادیر آماره‌های توصیفی، در ستون‌های دیگر جدول ۱ ارائه شده‌اند.

1. Chow test
2. Breusch-Pagan test
3. Pooled data
4. Wooldridge test
5. Serial autocorrelation
6. Likelihood ratio
7. Heteroskedasticity

جدول ۲: آماره‌های توصیفی

نمادها	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
Invest	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۳۰	-۰/۳۷	۰/۰۶
SG	۰/۲۰	۰/۱۶	۱/۹۶	-۰/۵۶	۰/۳۲
InvEff	-۰/۰۴	-۰/۰۲	۰/۰۰	-۰/۳۸	۰/۰۵
FRTI	۶۶/۹۳	۷۲/۵۰	۱۳۳/۰۰	-۰/۰۰	۲۸/۷۲
FRRE	۵۷/۰۱	۶۵/۴۷	۱۰۰/۰۰	-۰/۰۰	۳۱/۶۶
FRQ	۶۰/۶۸	۶۲/۵۰	۹۹/۰۰	۳/۰۰	۲۴/۸۲
LnAsset	۱۳/۳۱	۱۳/۲۷	۱۶/۶۰	۱۱/۰۷	۱/۱۰
Tang	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۸۶	-۰/۰۲	۰/۱۹
QTobin	۲/۶۲	۱/۴۴	۵۵/۷۱	-۰/۴۱	۴/۶۱
StdCFO	۰/۱۳	۰/۰۵	۳/۲۶	-۰/۰۰	۰/۲۸
StdSales	۰/۳۰	۰/۱۲	۴/۸۸	-۰/۰۰	۰/۶۱
CFO_ATA	۰/۲۳	۰/۰۹	۲/۹۰	-۰/۶۰	۰/۴۰
OperCycle	۴۶/۴۹	۲۵/۳۱	۳۴۹/۳۹	۱/۱۷	۵۹/۹۳

۵.۲. تحلیل همبستگی

به منظور بررسی جهت و شدت همبستگی خطی بین متغیرهای پژوهش، از آزمون همبستگی پیرسون استفاده شده و نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳: ضرایب همبستگی پیرسون

متغیرها	Invest	SG	InvEff	FRTI	FRRE	FRQ	LnAsset	Tang	QTobin	StdCFO	StdSales	CFO_ATA	OperCycle
Invest	۱												
SG	۰/۰۵	۱											
InvEff	-۰/۱۵***	-۰/۰۷	۱										
FRTI	-۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۰۸	۱									
FRRE	-۰/۰۴	-۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۲	۱								
FRQ	-۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۶۲***	۰/۳۳***	۱							
LnAsset	۰/۱۶***	-۰/۰۲	-۰/۰۲	۰/۲۰***	۰/۰۶	۰/۲۰***	۱						
Tang	-۰/۱۳**	-۰/۰۷	۰/۱۰	-۰/۰۶	-۰/۰۷	-۰/۰۷	۰/۰۹	۱					
QTobin	۰/۰۴	۰/۱۵***	-۰/۰۹	۰/۰۹	-۰/۰۱	۰/۰۶	-۰/۱۹***	-۰/۰۶	۱				
StdCFO	۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۴	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۲۵***	۰/۱۶***	-۰/۴۰***	۱			
StdSales	۰/۰۲	۰/۰۶	-۰/۰۱	-۰/۱۱*	-۰/۰۸	-۰/۱۳**	-۰/۲۷***	-۰/۱۳**	۰/۳۳***	۰/۶۲***	۱		
CFO_ATA	۰/۰۶	-۰/۰۴	-۰/۱۰*	-۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	-۰/۲۰***	-۰/۰۸	۰/۶۵***	۰/۵۹***	-۰/۵۳***	۱	
OperCycle	-۰/۰۴	-۰/۱۳**	۰/۱۰*	۰/۰۴	-۰/۰۸	-۰/۰۳	۰/۳۵***	۰/۰۸	-۰/۲۳***	-۰/۲۴***	-۰/۲۵***	-۰/۳۱***	۱

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪

۵.۴. آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

قبل از برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش، باید پایایی متغیرها بررسی شود. وجود متغیرهای ناپایا در مدل رگرسیون، سبب می‌شود تا آزمون‌های تی‌استیودنت و فیشر از اعتبار لازم برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط توزیع‌های مذکور، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون‌های آماری نباشند (نوفرستی، ۱۳۸۷).

برای بررسی پایایی داده‌های پژوهش از آزمون‌های ریشه واحد پسران و همکاران، دیکی فولر تعمیم یافته (نوع فیشر) و آزمون فیلیپس و پرون (نوع فیشر) استفاده شده و نتایج در جدول ۴ ارائه شده‌اند. نتیجه آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی، همگی حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح ۱٪ است. نتایج نشان می‌دهد که تمام متغیرهای پژوهش، در سطح و بدون هیچگونه تفاضل‌گیری پایا هستند و مشکلی برای استفاده از آن‌ها در تحلیل رگرسیون وجود ندارد.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

آزمون‌های ریشه واحد			نمادها
فیلیپس - پرون	دیکی فولر تعمیم یافته	پسران و همکاران	
۵۵۶/۸۱	۵۱۷/۷۳	-۸۶/۱۱	Invest
۱۷۲۵/۹۶	۱۴۶۲/۳۳	-۲۲/۶۱	SG
۲۶۸/۵۱	۲۵۲/۷۹	-۱۹/۸۵	InvEff
۷۰۳/۱۹	۶۶۲/۲۶	-۹/۷۴	FRTI
۲۵۵/۷۷	۲۲۰/۸۴	-۵۱/۲۵	FRRE
۶۷۹/۰۴	۶۶۵/۲۱	-۹/۵۲	FRQ
۷۰۹/۱۷	۷۴۸/۶۵	-۶۷/۰۸	LnAsset
۷۴۰/۰۵	۷۳۷/۱۲	-۷/۵۴	Tang
۹۹۱/۹۵	۸۷۶/۳۴	-۲۱/۱۰	QTobin
۴۵۴/۴۰ ⁺	۴۶۷/۵۲	-۴/۰۰	StdCFO
۶۰۷/۹۰	۶۲۱/۰۹	-۱۱/۴۱	StdSales
۹۴۰/۸۵	۷۹۹/۶۶	-۱۵/۵۰	CFO_ATA
۵۵۵/۲۱	۵۳۸/۸۳	-۱۳/۶۲	OperCycle

۵.۵. نتایج تحلیل رگرسیون

۵.۵.۱. آزمون‌های پیش فرض مدل‌های پژوهش

قبل از برآورد مدل‌های پژوهش، ابتدا با استفاده از آزمون‌های چاو و بروش- پاگان باید مشخص شود که در برآورد هر مدل، چه الگویی باید به کار برده شود. همچنین، باقیمانده‌های مدل‌ها باید از نظر وجود مشکلات خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس بررسی شوند. نتایج بررسی‌ها در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون‌های انتخاب الگوی مناسب برآورد و پیش فرض رگرسیون‌ها

آزمون‌ها/مدل‌ها	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)
آماره چاو (معناداری)	۰/۹۴ (۰/۶۳)	۰/۹۷ (۰/۵۷)	۰/۹۵ (۰/۶۱)
آماره بروش- پاگان (معناداری)	۱/۵۷ (۰/۲۱)	۲/۲۶ (۰/۶۱)	۱/۶۰ (۰/۲۱)
آماره وولدریج (معناداری)	۰/۷۵ (۰/۶۴)	۰/۶۳ (۰/۷۱)	۰/۸۸ (۰/۴۳)
آماره نسبت راستنمایی (معناداری)	۰/۸۱ (۰/۳۸)	۰/۹۱ (۰/۲۶)	۰/۵۵ (۰/۴۲)
تذکر: هیچیک از آماره‌ها، معنادار نیستند.			

عدم معناداری آماره‌های چاو و بروش- پاگان نشان می‌دهد که در برآورد مدل‌های (۲)، (۳) و (۴)، از الگوی تلفیقی استفاده شده است. همچنین، عدم معناداری آماره وولدریج (۰/۷۱) و معنادار نبودن آماره نسبت راستنمایی (۰/۸۷) بیانگر عدم وجود مشکل ناهمسانی واریانس در اجزای اخلاص مدل (۱) است. بنابراین، نتایج برآورد مدل‌ها، کاذب نیست و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، قابل اتکا است.

۵.۵.۲. آزمون فرضیه‌های اول و دوم

به منظور بررسی رابطه بین مؤلفه‌های کیفیت افشا (میزان بهنگامی و قابلیت اتکا) مدل‌های (۲) و (۳) با رویکرد داده‌های تلفیقی برآورد شده و نتایج در جدول ۶ ارائه شده‌اند.

جدول ۶: نتایج برآورد مدل‌های (۲) و (۳)

مدل (۳)		مدل (۲)		مدل‌ها
VIF	ضریب (معناداری)	VIF	ضریب (معناداری)	متغیر
---	۰/۳۹*** (۰/۰۱)	---	۰/۰۴۸ (۰/۷۴)	عرض از مبدا
		۱/۱۰	۰/۰۱*** (۰/۰۰)	FRTI
۱/۰۳	۰/۰۶*** (۰/۰۰)			FRRE
۱/۱۲	۰/۰۱ (۰/۲۱)	۱/۲۹	۰/۳۱*** (۰/۰۱)	LnAsset
۱/۰۳	۰/۱۳ (۰/۴۵)	۱/۰۳	۲/۴۶*** (۰/۰۰)	Tang
۲/۷۳	۰/۰۱* (۰/۰۶)	۱/۸۰	۰/۰۶*** (۰/۰۰)	QTobin
۳/۷۹	۰/۳۶* (۰/۰۸)	۲/۰۴	۰/۳۹** (۰/۰۴)	StdCFO
۳/۰۲	۰/۰۵ (۰/۴۶)	۱/۸۱	۰/۱۰ (۰/۲۱)	StdSales
۱/۰۴	۰/۲۴** (۰/۰۳)	۱/۰۵	۰/۳۷ (۰/۳۵)	Loss
۳/۱۳	۰/۲۳** (۰/۰۴)	۲/۳۸	۰/۶۳* (۰/۰۷)	CFO_ATA
۱/۱۶	۰/۰۵* (۰/۰۷)	۱/۲۷	۰/۰۵*** (۰/۰۰)	OperCycle
	۶۹/۲۶%		۶۱/۷۳%	ضریب تعیین تعدیل شده
	۱/۹۷		۱/۶۶	دوربین واتسون
	۹۶/۷۵*** (۰/۰۰)		۲۱/۲۲*** (۰/۰۰)	آماره فیشر (معناداری)
***، **، * و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪				

نتایج برآورد مدل (۲) نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای امتیاز بهنگامی افشا (۰/۰۱)، لگاریتم دارایی‌ها (۰/۳۱-)، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها (۲/۴۶)، نسبت کیوتوبین (۰/۰۶-) و چرخه عملیاتی (۰/۰۵) در سطح ۱٪ و ضریب انحراف معیار جریان وجوه نقد عملیاتی در سه سال اخیر (۰/۳۹-) و نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی به میانگین دارایی‌ها (۰/۶۳-) به ترتیب در سطح ۵٪ و ۱۰٪ معنادارند. مقدار شاخص عامل تورم واریانس^۱ نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۲) با هم مشکل همخطی ندارند. معناداری آماره فیشر (۲۱/۲۲) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی مدل برآورد شده است. مقدار آماره دوربین-واتسون^۳ (۱/۶۶) حاکی از عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی مرتبه اول در اجزای اخلال مدل است. ضریب

1. Variance Inflation Factor (VIF)

۲. زمانی که مقدار آماره VIF کم‌تر از ۵ (در برخی دیگر از منابع عدد ۱۰ نیز ذکر شده است) باشد، شواهدی از وجود همخطی چندگانه بین متغیرهای مستقل مدل وجود ندارد (کاتنر، ۲۰۰۴).

۳. طبق یک قاعده سرانگشتی، وقتی مقدار آماره دوربین-واتسون بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، مشکل خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال مدل برآورد شده وجود ندارد (نوفرستی، ۱۳۸۷).

تعیین تعدیل‌شده نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۲) حدود ۶۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند. مثبت و معنادار بودن ضریب متغیر میزان بهنگامی افشا (۰/۰۱) نشان می‌دهد که هر چه گزارش‌های مالی بهنگام‌تر گزارش شوند، درجه کارایی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی شرکت نیز بیش‌تر می‌شود.

نتایج برآورد مدل (۳) نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۰/۳۹-) و ضریب متغیرهای امتیاز قابلیت اتکای گزارشات مالی (۰/۰۶) در سطح ۱٪ و ضریب متغیر موهومی زیان‌ها (۰/۲۴) و نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی به میانگین دارایی‌ها (۰/۲۲) در سطح ۵٪ و نیز ضریب متغیرهای نسبت کیوتوبین (۰/۰۱-)، انحراف معیار جریان وجوه نقد عملیاتی در سه سال اخیر (۰/۳۶-) و چرخه عملیاتی (۰/۰۵) در سطح ۱۰٪ معنادارند. اندازه شاخص‌های عامل تورم واریانس نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۳) مشکل همخطی ندارند. معناداری آماره فیشر (۹۶/۷۵) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی مدل برآورد شده است. مقدار آماره دوربین و اتسون (۱/۹۷) حاکی از عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی مرتبه اول در اجزای اخلاص مدل است و ضریب تعیین تعدیل‌شده نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۳) حدود ۶۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند. مثبت و معنادار بودن ضریب متغیر میزان قابلیت اتکا (۰/۰۶) نشان می‌دهد که هرچه قابلیت اتکای گزارش‌های مالی بالاتر باشد، درجه کارایی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی شرکت نیز بیش‌تر خواهد بود.

۵.۵.۳. آزمون فرضیه سوم پژوهش

به منظور بررسی رابطه بین نمره کلی کیفیت افشا، مدل (۴) با رویکرد داده‌های تلفیقی برآورد شده و نتایج آن در جدول ۷ ارائه شده است. نتایج برآورد مدل (۴) نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای نمره کلی کیفیت افشا (۰/۰۲)، لگاریتم دارایی‌ها (۰/۳۸-)، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها (۲/۷۰)، نسبت کیوتوبین (۰/۰۵-) و چرخه عملیاتی (۰/۰۶) در سطح ۱٪، ضریب متغیرهای انحراف معیار جریان وجوه نقد عملیاتی در سه سال اخیر (۰/۲۴) و متغیر موهومی زیان‌ها (۰/۸۹-) در سطح ۵٪ و ضریب متغیر نسبت جریان وجوه نقد عملیاتی به میانگین دارایی‌ها (۰/۶۹-) در سطح ۱۰٪ معنادارند. مقدار شاخص عامل تورم واریانس نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل این مدل نیز با هم مشکل همخطی ندارند. معناداری آماره فیشر (۱۹/۹۹) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی مدل برآورد شده است. مقدار آماره دوربین و اتسون (۱/۶۴) حاکی از عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی مرتبه اول در اجزای اخلاص مدل است و ضریب تعیین تعدیل‌شده نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۴) حدود ۶۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند.

جدول ۷: نتایج برآورد مدل (۳)

متغیر	ضرایب	معناداری	VIF
عرض از مبدا	-۰/۱۲	۰/۹۳	---
FRQ	۰/۰۲***	۰/۰۰	۱/۱۴
LnAsset	-۰/۳۸***	۰/۰۰	۱/۳۰
Tang	۲/۷۰***	۰/۰۰	۱/۰۳
QTobin	-۰/۰۵***	۰/۰۱	۱/۷۸
StdCFO	-۰/۲۵	۰/۲۲	۲/۰۴
StdSales	۰/۲۴**	۰/۰۲	۱/۸۳
Loss	-۰/۸۹**	۰/۰۵	۱/۰۷
CFO_ATA	-۰/۶۹*	۰/۰۸	۲/۳۷
OperCycle	۰/۰۶***	۰/۰۰	۱/۲۷
ضریب تعیین تعدیل شده	۶۱/۳۰٪	دوربین-واتسون	۱/۶۴
آماره فیشر (معناداری)	۱۹/۹۹*** (۰/۰۰)		
***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪			

مثبت و معنادار بودن ضریب متغیر نمره کلی کیفیت افشا (۰/۰۲) نشان می‌دهد افزایش در کیفیت گزارش‌های مالی شرکت‌ها، موجب افزایش درجه کارایی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی شرکت می‌گردد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

از دیدگاه تئوری نمایندگی، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیر و سهامداران موجب افزایش هزینه‌های نمایندگی می‌شود. زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، سهامداران نمی‌توانند بر رفتار و عملکرد مدیریت شرکت، نظارت دقیق داشته باشند. در این حالت، هیأت مدیره ممکن است تصمیماتی بگیرد که نه تنها ثروت سهامداران را افزایش نمی‌دهد، بلکه موجب کاهش منافع آنان در شرکت می‌شود. یکی از وظایف مدیریت شرکت، تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی است. زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی بالا بوده و سهامداران از نظارت مدیر باز بمانند، وی برخی پروژه‌های سرمایه‌گذاری برون‌سازمانی را انتخاب خواهد نمود که ارزش فعلی خالص آن‌ها منفی است. این موضوع موجب بروز پدیده خطر اخلاقی خواهد شد. یکی از راه‌های کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش احتمال رخداد خطر اخلاقی، افزایش در کیفیت گزارشگری مالی از طریق ارتقاء مؤلفه‌های بهنگامی و قابلیت اتکای گزارشات مالی است.

در این پژوهش، رابطه امتیاز بهنگامی، امتیاز قابلیت اتکا و نمره کلی کیفیت افشا با میزان کارایی سرمایه‌گذاری‌های برون‌سازمانی شرکت‌ها بررسی شده است. نتایج در کل نشان می‌دهد که هر چه شرکت‌ها گزارشات مالی را بهنگام‌تر و با قابلیت اتکای بیش‌تر گزارش نمایند، مدیر خود را بیش‌تر تحت نظارت سهامداران احساس می‌کند. در این حالت، مدیر تصمیمات سرمایه‌گذاری کاراتری اتخاذ می‌نماید به طوری که مانع از هدر رفت منابع شرکت شده و موجب افزایش حداکثری ثروت سهامداران می‌شود. نتایج حاصله، با یافته‌های گوماریز و بالستا (۲۰۱۳) و مدرس و حصارزاده (۱۳۸۷) سازگار است.

با توجه به نتایج پژوهش، به سهامداران توصیه می‌شود تا با انتصاب حسابرسان خبره‌تر که نظارت قوی‌تری بر عملکرد هیأت مدیره دارند، موجب ارائه بهنگام‌تر صورت‌های مالی قابل اتکا شوند. چرا که این امر موجبات انجام سرمایه‌گذاری‌های کاراتر را توسط هیأت مدیره افزایش می‌دهد.

منابع و مآخذ

- ثقفی، ع. و عرب‌مازازی، م. (۱۳۸۹). "کیفیت گزارشگری مالی و ناکارایی سرمایه‌گذاری". *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲ (۴)، ۱-۲۰.
- ثقفی، ع. و معتمدی‌فاضل، م. (۱۳۹۰). "رابطه میان کیفیت حسابرسی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با امکانات سرمایه‌گذاری بالا". *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳ (۴)، ۱-۱۴.
- خدایی‌وله‌زاقرد، م. و یحیایی، م. (۱۳۸۹). "بررسی رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران". *حسابداری مدیریت*، ۳ (۵)، ۱-۱۵.
- سلیمانی‌امیری، غ. و فرشی، ز. (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر تأمین مالی از بانک‌ها و اهداف مالیاتی بر رابطه کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *دانش حسابداری*، ۳ (۱۱)، ۵۷-۸۳.
- فخاری، ح. و رسولی، ش. (۱۳۹۲). "بررسی اثر محافظه‌کاری و کیفیت ارقام تعهدی بر کارایی سرمایه‌گذاری". *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۲ (۸)، ۸۱-۱۰۰.
- محمودآبادی، ح. و مهتری، ز. (۱۳۹۰). "رابطه بین محافظه‌کاری و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *پیشرفت‌های حسابداری*، ۳ (۲)، ۱۱۳-۱۴۰.
- مدرس، ا. و حصارزاده، ر. (۱۳۸۷). "کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری". *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱ (۲)، ۸۵-۱۱۶.
- نوفرستی، م. (۱۳۸۷). ریشه واحد و همجمعی. انتشارات درسا، تهران.

- Beatty, A., Liao, W.S. and Weber, J. (2010). "The Effect of Private Information and Monitoring on the Role of Accounting Quality in Investment Decisions". *Contemporary Accounting Research*, 27 (1): 17-47.
- Biddle, G. and Hilary, G. (2006). Accounting Quality and Firm-level Capital Investment". *The Accounting Review*, 81 (5): 963-982.
- Biddle, G., Hilary, G. and Verdi, R.S. (2009). "How does Financial Reporting Quality Relate to Investments Efficiency?". *Journal of Accounting and Economics*, 48 (2-3): 112-131.
- Bushman, R.M. and Smith, A.J. (2001). "Financial Accounting Information and Corporate Governance". *Journal of Accounting and Economics*, 32 (1-3): 237-333.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P.M. and Schipper, K. (2004). "Cost of Equity and Earnings Attributes". *The Accounting Review*, 79 (4): 967-1010.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P.M. and Schipper, K. (2005). "The Market Pricing of Accruals Quality". *Journal of Accounting and Economics*, 39: 295-327.
- Gomariz, M.F.C. and Ballesta, J.P.S. (2013). "Financial Reporting Quality, Debt Maturity and Investment Efficiency". *Journal of Banking & Finance*, 40: 494-506.
- Healy, P.M. and Palepu, K.G. (2001). "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: a Review of the Empirical Disclosure Literature". *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3): 405-440.
- Hope, O.K. and Thomas, W.B. (2008). "Managerial Empire Building and Firm Disclosure". *Journal of Accounting Research*, 46 (3): 591-626.
- Kraft, A.G., Leone, A.J. and Wasley, C.E. (2007). "Regression-Based Tests of the Market Pricing of Accounting Numbers: The Mishkin Test and Ordinary Least Squares". *Journal of Accounting Research*, 45 (5): 1081-1114.
- McNichols, M.F. and Stubben, S.R. (2008). "Does Earnings Management Affect Firms' Investment Decisions?". *The Accounting Review*, 83 (6): 1571-1603.
- Ortiz-Molina, H. and Penas, M.F. (2008). "Lending to small Businesses: the Role of the Loan Maturity in Addressing Information Problems". *Small Business Economics*, 30 (4): 361-383.
- Verdi, R. (2006). "Financial Reporting Quality and Investment Efficiency". Working paper. MIT.