

## اثر مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بر همزمانی بازده سهام و کیفیت گزارشگری مالی

سید عباس هاشمی \*

شادی جندقیان \*\*

### چکیده

گزارش‌های مالی ابزاری است که اطلاعات حسابداری را به استفاده‌کنندگان به ویژه سرمایه‌گذاران منتقل می‌نماید. زمانی که کیفیت گزارشگری ضعیف باشد، سرمایه‌گذاران بر اطلاعات گسترده بازار و صنعت تکیه می‌کنند. این اقدام سبب حرکات مشترک قوی‌تر بازده سهام با بازده بازار و صنعت و افزایش همزمانی بازده سهام می‌شود. عواملی همچون مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد ممکن است باعث مخدوش شدن کیفیت اطلاعات توسط مدیران و در نتیجه گمراهی سرمایه‌گذاران خارجی گردد. بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بر همزمانی بازده سهام و کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد. در این راستا برای آزمون فرضیه‌ها از داده‌های ۱۰۵ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است. یافته‌های حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که در شرکت‌هایی با مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد شدیدتر، همزمانی بازده سهام بیشتر می‌باشد. همچنین نتایج بیانگر این مطلب است که مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بر کیفیت گزارشگری مالی تاثیر منفی و معناداری دارد. بنابراین سرمایه‌گذارانی که در بورس اوراق بهادار سرمایه‌گذاری می‌کنند و توجه اصلی آن‌ها به جریان نقد آزاد معطوف می‌باشد؛ باید مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد را به عنوان عاملی موثر بر تصمیمات مد نظر قرار دهند.

**واژگان کلیدی:** جریان نقد آزاد، کیفیت گزارشگری مالی، اقلام تعهدی اختیاری، همزمانی بازده سهام

---

\* دانشیار حسابداری، دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول) A.hashemi@ase.ui.ac.ir

\*\* دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه اصفهان

## مقدمه

رفتار بازده سهام از دو عامل حرکات بازار و اطلاعات خاص شرکتی تبعیت می‌کند. حرکات بازار متأثر از عوامل مختلف اعم از مسائل داخلی، خارجی و سیاسی و ... خواهد بود و اطلاعات خاص شرکتی مربوط به عوامل خود شرکت است. همزمانی بازده سهام مقیاسی است که به بررسی این رابطه پرداخته و دامنه‌ای را نشان می‌دهد که در آن، بازده بازار و صنعت، بازده سهام در سطح شرکت را نشان می‌دهد (پیتروسکی و رولستون<sup>۱</sup>، ۲۰۰۴). از سوی دیگر سهام‌داران مهم‌ترین گروه کاربران صورت‌های مالی هستند. کیفیت گزارشگری مالی اطمینان سرمایه‌گذاران را در بازارهای مالی تحت تاثیر قرار می‌دهد. هر اندازه کیفیت ارقام تعهدی بالاتر باشد گزارشگری مالی قابل اتکاتر خواهد بود. در شرکت‌هایی همراه با مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد کیفیت گزارشگری مالی تحت تاثیر انگیزه‌های مدیریت قرار گیرد. این انگیزه می‌تواند در غالب سرمایه‌گذاری و جوه نقد مازاد در پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی بروز نماید. به عبارت دیگر در شرکت‌هایی با جریان نقد آزاد بالا و فرصت‌های رشد پایین، مدیریت بنا به علائق شخصی خود اقدام به دستکاری ارقام تعهدی اختیاری و مدیریت سود می‌نماید تا آثار اتخاذ برخی از تصمیمات سرمایه‌گذاری غیر بهینه خود را پنهان نماید. در چنین شرایطی به دلیل عدم شفافیت محیط اطلاعاتی شرکت، سرمایه‌گذاران بر مبنای اطلاعات گسترده بازار اقدام به تصمیم‌گیری می‌نمایند. در نتیجه این امر همزمانی بازده سهام افزایش خواهد یافت. در این پژوهش دیدگاه جین و مایرز<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) به عنوان زیر بنای نظری اصلی در نظر گرفته می‌شود. در چارچوب این دیدگاه مدیران برای تصرف بخشی از جریان نقدی که فراتر از سطح مورد انتظار سرمایه‌گذاران خارجی است تلاش می‌نمایند. در نتیجه نفوذ آن‌ها بر کیفیت افشا منجر به همزمانی بازده سهام می‌شود (چنانگ و جیانگ<sup>۳</sup>، ۲۰۱۴). هدف از این پژوهش ارائه شواهدی از ارتباط میان انگیزه مدیران برای تصرف جریان نقدی آزاد، تحت عنوان مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد با کیفیت گزارشگری مالی و همزمانی بازده سهام می‌باشد. براین اساس پژوهش حاضر در صدد پاسخ به این سوال است که آیا مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بر همزمانی بازده سهام و کیفیت گزارشگری مالی تاثیر دارد؟

1-Piotroski & Roulstone

2-Jin & Myers

3-Cheung & Jiang

### مبانی نظری و پیشینه پژوهش

جریان نقد آزاد معیار مناسبی از عملکرد است. چرا که بخشی از سودآوری عملیات و همچنین ارزش اقتصادی یک شرکت را نشان می‌دهد. جنسن<sup>۱</sup> (۱۹۸۶) جریان‌های وجوه نقد آزاد واحد تجاری را وجوه نقد مازاد بر وجوه نقد مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری در کلیه پروژه‌های دارای خالص ارزش فعلی مثبت تعریف می‌کند. این پروژه‌ها، طرح‌ها (سرمایه‌گذاری‌ها) بلندمدتی هستند که ارزش فعلی جریان‌های نقدی ورودی مورد انتظار از آن‌ها بیش از ارزش فعلی جریان‌های نقدی خروجی مورد انتظار آن‌ها است. جریان نقد آزاد از این حیث دارای اهمیت است که بیانگر مبلغ وجه نقد در دسترس برای توزیع بین سرمایه‌گذاران بعد از انجام سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای پشتیبانی عملیات شرکت می‌باشد. واحدهای تجاری، همواره با فرصت‌های سرمایه‌گذاری زیادی رو به رو می‌شوند و نیازمند تصمیم‌گیری منطقی نسبت به یک سرمایه‌گذاری بهینه هستند. هنگامی که مدیران واحدهای تجاری، با جریان‌های نقد آزاد مواجه می‌شوند در وهله اول مهم این است که آن‌ها بتوانند وجوه مذکور را در پروژه‌های مناسب و پربازده سرمایه‌گذاری کرده تا بدین ترتیب سبب افزایش رشد واحد تجاری گردند (خدادادی و همکاران، ۱۳۹۲). اما مساله اصلی، انتخاب طرح‌ها و تصمیم‌گیری راجع به فرصت‌های سرمایه‌گذاری به وسیله مدیران است که بر اساس منافع شخصی آن‌ها صورت می‌گیرد. به عبارت دیگر عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد منافع میان مدیران و سهام‌داران مانع انجام یک سرمایه‌گذاری بهینه می‌شود (یانگ و جیانگ،<sup>۲</sup> ۲۰۰۸). مشکل نمایندگی جریان وجوه نقد آزاد زمانی ایجاد می‌شود که جریان وجوه نقد آزاد شرکت بالا بوده، در حالی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشد برای شرکت وجود نداشته باشد. نظریه جریان نقدی آزاد پیش‌بینی می‌کند که به موازات افزایش در جریان نقد آزاد امکان دارد طرح‌هایی اجرا شود که دارای خالص ارزش فعلی منفی باشد (جنسن ۱۹۸۶ و پالینا و رنبرگ،<sup>۳</sup> ۲۰۰۵). رفتار خویشتن‌گرایانه مدیران می‌تواند پرداخت‌های افراطی برای دفاتر کاری مجلل و تحصیل‌ها و ادغام‌های غیر موجه را در بر گیرد (اسدی و نیک‌وش، ۱۳۹۱). به زعم جنسن، شرکت‌های مولد جریان نقد آزاد باید وجوه خود را به جای سرمایه‌گذاری در طرح‌های کم بازده (غیر سودآور) تسلیم مالکان کنند. برای مثال آن‌ها می‌توانند مازاد جریان‌های نقدی خود را به

1- Jencen

2- Yang & Jiang

2- Pawlina & Renneboog

صورت پرداخت سود سهام، بازخرید سهام و یا انتشار بدهی به جای سهام به مالکان تسلیم کنند. سهام‌داران نیز تمایل دارند جریان نقد آزاد به عنوان سود سهام به آن‌ها پرداخت شود در حالی که مدیران ممکن است تصور کنند پرداخت سود به سهام‌داران قدرتشان را کاهش دهد، چرا که شرکت‌ها به دادن پاداش به مدیران میانی در دوره توسعه و رشد بیش از دادن پاداش‌های سالانه راغب می‌باشند. از این رو مدیران تمایل دارند که این وجوه مازاد را، در شرکت مجدداً سرمایه‌گذاری کرده و در نتیجه باعث رشد بیش از اندازه بهینه شرکت شوند. بدیهی است که چنین سرمایه‌گذاری‌هایی بر عملکرد و ارزش شرکت تاثیر منفی می‌گذارد. لذا مدیران برای پنهان نمودن پیامد این دست سرمایه‌گذاری‌ها، از طریق نفوذ بر کیفیت افشا به عنوان تهیه‌کنندگان اطلاعات خاص شرکت، سعی در پیچیده کردن محیط اطلاعاتی شرکت و تضعیف کیفیت گزارشگری مالی خواهند داشت. چانگ<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۵) در پژوهش خود این چنین مطرح می‌کنند؛ شرکت‌های دارای رشد اندک و جریان وجوه نقد آزاد بالا برای جبران سود کم و یا منفی خود، که به ناچار همراه با NPV منفی می‌باشند، از اقلام تعهدی اختیاری افزایش دهنده سود استفاده می‌کنند. به عبارت دیگر، مدیران در واحدهای اقتصادی دارای جریان وجوه نقد آزاد همراه با فرصت‌های سرمایه‌گذاری پایین از انگیزه لازم برای رفتار فرصت‌طلبانه برخوردار هستند و برای سهام‌داران هزینه‌هایی را ایجاد می‌کنند که ثروت سهام‌داران را کاهش و مشکلات نمایندگی و تضاد منافع را افزایش می‌دهد.

زمانی که محیط اطلاعاتی شرکت به اندازه کافی شفاف نبوده و کیفیت اطلاعات در آن ضعیف باشد، اطلاعات خاص شرکت به آسانی در دسترس همگان نبوده و سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی بر اطلاعات عمومی و ارزان مانند اخبار موجود در سطح بازار و سطح صنعت شرکت تکیه می‌کنند (هاگارد<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۰۸). به اعتقاد ولدکمپ<sup>۳</sup> (۲۰۰۶) تکیه بر این دست سیگنال‌های عمومی منجر به حرکات مشترک قوی‌تر بازده سهام با حرکات بازار و صنعت خواهد شد. مطابق با تعریف پیتروسکی و رولستون (۲۰۰۴) همزمانی بازده سهام معیاری است که سعی در توصیف این حرکات مشترک داشته و عبارت است از دامنه‌ای است که در آن، بازده بازار و صنعت، بازده سهام در سطح شرکت را نشان می‌دهد. در ادبیات موجود در این زمینه، با

1- Chung  
2-Haggard  
3-Veldkamp

توجه به اینکه محاسبه بازده سهام بر اساس اطلاعات قیمتی صورت می‌پذیرد، همزمانی بازده سهام و همزمانی قیمت سهام به صورت مترادف به کار برده شده است. گراسمن و استیگلitz<sup>۱</sup> (۱۹۸۰) بیان داشتند به دلیل اینکه تحصیل اطلاعات پرهزینه است، قیمت‌ها نمی‌توانند تمام اطلاعات مربوط را به طور کامل منعکس کنند زیرا این کار ممکن است باعث حذف بازده برای افرادی شود که جمع‌آوری اطلاعات گران را بر عهده گرفته‌اند. به عقیده آن‌ها زمانی که هزینه تحصیل اطلاعات خصوصی شرکت کاهش می‌یابد، معاملات آگاهانه افزایش می‌یابد. بنابراین همزمانی در حضور فعالیت بیشتر معامله‌گران آگاه که دسترسی بیشتری به اطلاعات خاص شرکت دارند، کمتر می‌باشد (پیتروسکی و رولستون، ۲۰۰۴).

بر اساس دیدگاه جین و مایرز (۲۰۰۶) در این زمینه عدم شفافیت (یعنی فقدان اطلاعات خاص شرکت در دسترس سرمایه‌گذاران خارجی)، تقسیم ریسک بین مدیران و سرمایه‌گذاران خارجی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به خصوص، عدم شفافیت، زمانی که خبر خوبی می‌رسد موجب انتفاع مدیران شده و به آن‌ها اجازه می‌دهد تا بخشی از جریان وجوه نقد غیر منتظره را بدون جلب توجه سرمایه‌گذاران خارجی، تصرف کنند. از طرفی، عدم شفافیت می‌تواند برای مدیران هزینه‌بر باشد، زیرا آن‌ها باید هزینه اخبار بد خاص شرکت را نیز تحمل کنند. در چارچوب مدل جین و مایرز (۲۰۰۶) عدم شفافیت بر میزان اطلاعات خاص شرکت که در قیمت‌های سهام منعکس می‌شود، تأثیر می‌گذارد. از آنجا که مدیران در شرکت‌هایی با عدم شفافیت، ریسک خاص شرکت بیشتری را تقبل می‌کنند، سرمایه‌گذاران خارجی سهم بیشتری از ریسک بازار را تحمل می‌کنند. مطابق پژوهش جین و مایرز (۲۰۰۶)، شفافیت اطلاعات بر همزمانی بازده سهام تأثیر منفی دارد. به عبارت دیگر عدم شفافیت باعث می‌شود که قیمت‌های سهام، اطلاعات صنعت و بازار بیشتر و اطلاعات خاص شرکت کمتری را منعکس کرده و همزمانی بیشتری داشته باشد. همچنین قیمت‌های سهام شرکتی که از همزمانی کمتری برخوردار است، کمتر به حرکت‌های بازار وابسته است زیرا مقدار بیشتری از اطلاعات خاص شرکت وجود دارد که فعالان بازار به آن استناد می‌کنند. یا این حال تاکنون به صراحت آنچه که عدم شفافیت شرکت را تعیین می‌کند، توضیح داده نشده است. در این پژوهش مشکل نمایندگی جریان

نقد آزاد به عنوان عاملی موثر بر شفافیت یا به صورت کلی تر کیفیت گزارشگری مالی مطرح می شود.

در پژوهش های پیشین رابطه میان کیفیت گزارشگری مالی و همزمانی بازده سهام مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا احمدپور و پیکر نگار (۱۳۹۰) نشان دادند در شرکت های با کیفیت اقلام تعهدی پایین تر، همزمانی بازده سهام بیشتر خواهد بود. لذا در پژوهش حاضر همزمانی بازده سهام مستقیماً از منظر مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد مورد بررسی قرار می گیرد و مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد به عنوان محرک همزمانی بازده سهام مطرح می گردد.

برخی از پژوهش ها همچون پژوهش چن<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۵) ارتباط جریان نقد آزاد و سرمایه گذاری بیش از حد را مورد بررسی قرار داده اند. در این پژوهش طی تقسیم بندی نمونه انتخابی به دو گروه شرکت هایی با سرمایه گذاری بیش از حد و شرکت هایی با سرمایه گذاری کمتر از حد بهینه، نشان داده شد که مشکل بیش سرمایه گذاری شرکت ها با جریان نقد آزاد مرتبط بوده و در شرکت هایی با جریان نقد آزاد بالا سرمایه گذاری بیش از حد بیشتر است.

چنانگ و جیانگ (۲۰۱۴) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا مشکل جریان نقدی آزاد منجر به همزمانی بیشتر بازده سهام می شود؟ آن ها نشان دادند که مدیران شرکت هایی همراه با جریان نقدی آزاد بالا و فرصت های رشد کم تر، تمایل بیشتری به مدیریت سود و افزایش همزمانی بازده سهام دارند. مدیران می توانند با پیچیده ساختن محیط اطلاعاتی یک شرکت، فرصت طلبانه عمل نمایند و منابع شرکت را برای کنترل منافع خصوصی منحرف نمایند.

آن و ژانگ<sup>۲</sup> (۲۰۱۳) در پژوهشی طی بررسی ارتباط میان همزمانی قیمت سهام با ریسک سقوط سهام و سرمایه گذاران نهادی به این نتیجه رسیدند که بین مالکان نهادی حرفه ای و همزمانی قیمت سهام رابطه منفی و بین مالکان نهادی موقتی و همزمانی قیمت سهام رابطه مثبت وجود دارد.

زینگ و اندرسن<sup>۳</sup> (۲۰۱۱) در پژوهشی ضمن بر جسته نمودن تمایز بین اطلاعات همگانی و اطلاعات خاص شرکت که در قیمت ها منعکس شده، این نتیجه رسیدند که بین

1-Chen

2-An &amp; Zhang

3-Xing &amp; Anderson

همزمانی قیمت و اطلاعات همگانی رابطه معکوس U شکل وجود دارد و اینکه همزمانی قیمت سهام به عنوان یک شاخص یکنواختی از کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت است. همچنین بر اساس یافته‌های این پژوهش همزمانی قیمت بنا بر محیط اطلاعاتی شرکت می‌تواند به معنای بیشتر یا کمتر بودن اطلاعات همگانی خاص شرکت باشد.

پیری و توبره ریزی (۱۳۹۳) تاثیر مشکلات ناشی از نمایندگی جریان نقدی آزاد بر محتوای اطلاعاتی سود و ارزش دفتری هر سهم طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ مورد بررسی قراردادند و نشان دادند که ضریب متغیرهای ارقام حسابداری (سود هر سهم) در شرکت‌های دارای مسائل جریان نقد آزاد منفی و معنا دار است، در نتیجه محتوای اطلاعاتی سود هر سهم در شرکت‌هایی که با مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد رو به رو هستند کمتر از سایر شرکت‌ها است.

هاشمی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی به عنوان مکانیسمی موثر بر کارایی سرمایه گذاری پرداختند و ضمن بررسی ۱۰۴ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ نشان دادند با افزایش کیفیت گزارشگری مالی و همچنین کوتاه‌تر شدن سررسید بدهی، کارایی سرمایه گذاری بهبود می‌یابد.

فدایی نژاد و همکاران (۱۳۹۳) اثرات جریان‌های نقدی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل اطلاعات در فاصله سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ نشان می‌دهد اثر جریان‌های نقدی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه ایران مثبت است که این مساله بر مشکلات نمایندگی و کامل نبودن بازار سرمایه ایران صحنه می‌گذارد.

احمدپور و پیکرنگار (۱۳۹۰) در پژوهشی به تبیین رابطه بین کیفیت سود و همزمانی قیمت در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون نشان دادند که بین کیفیت سود و همزمانی قیمت رابطه‌ای معکوس و معنادار وجود دارد. یعنی هر چه خطای برآورد ارقام تعهدی بالا باشد (کیفیت ارقام تعهدی پایین) همزمانی قیمت نیز بالا خواهد بود.

ثقفی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی روابط میان کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه گذاری بیش از حد و جریان نقد آزاد را مورد بررسی قراردادند. یافته‌های حاصل از بررسی اطلاعات مربوط به ۶۴ شرکت عضو نمونه طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ حاکی از آن

است که هر چه کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت‌ها بالاتر باشد، مساله سرمایه‌گذاری بیش از حد، کم‌تر به وجود می‌آید و این رابطه در شرکت‌هایی با جریان‌های نقد آزاد بالا بیشتر رخ می‌دهد و تاثیر کاهش سرمایه‌گذاری بیش از حد از طریق کیفیت اطلاعات حسابداری در این شرکت‌ها به مراتب بیشتر است.

### فرضیه‌های پژوهش

با توجه به هدف پژوهش و مبانی نظری و پیشینه فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر ارائه می‌شود

فرضیه اول: مشکل نمایندگی جریان نقدی آزاد بر همزمانی بازده سهام تاثیر مثبت دارد.  
فرضیه دوم: مشکل نمایندگی جریان نقدی آزاد بر کیفیت گزارشگری مالی تاثیر منفی دارد.

### روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر گردآوری داده‌ها پژوهش توصیفی مبتنی بر تحلیل رگرسیونی است. همچنین روش شناسی پژوهش از نوع پس‌رویدادی می‌باشد؛ بدین معنی که پژوهش بر اساس اطلاعات گذشته انجام می‌شود.

در این پژوهش برای جمع‌آوری مبانی نظری و ادبیات موضوع پژوهش از روش کتابخانه‌ای نظیر کتب و مجلات علمی و برای گردآوری داده‌های مورد نیاز از روش اسنادکاوی استفاده شده است. همچنین داده‌های مورد نیاز و اطلاعات مالی، از طریق مراجعه به صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار و بانک اطلاعاتی نظیر ره‌آوردنویین جمع‌آوری و مورد بررسی قرار گرفته و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و استخراج نتایج پژوهش، از نرم افزارهای Excel، Eviews7 و Stata13 استفاده شده است.

کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در دوره زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۲ که واجد شرایط زیر بوده‌اند، به عنوان نمونه انتخاب و مابقی حذف گردیدند.  
۱- به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد.  
۲- طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.



۳- معاملات سهام شرکت طی دوره پژوهش، بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

۴- کلیه داده‌های موردنیاز پژوهش برای شرکت‌های موردبررسی موجود و در دسترس باشد.

۵- جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری و لیزینگ) نباشد. پس از اعمال محدودیت‌های مربوط به نمونه ۱۰۵ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس انتخاب شده‌اند.

### روش تجزیه و تحلیل داده‌ها و مدل‌های مورد استفاده

به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش و تجزیه و تحلیل داده‌ها از رگرسیون چندمتغیره، و به دلیل نوع داده‌ها و الزام در به کارگیری روش‌های جدید تجزیه و تحلیل، از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است، زیرا در این روش تحلیل پویایی متغیرها در طی سال‌ها و در سطح شرکت‌ها به طور همزمان مدنظر قرار می‌گیرد. به منظور آزمون معناداری مدل رگرسیونی آماره (F) فیشر در سطح اطمینان به کار گرفته شده است.

در این پژوهش، براساس پژوهش چنانگ و جیانگ (۲۰۱۴)، از مدل‌های رگرسیونی چندمتغیره به شرح رابطه (۱) و (۲) استفاده شده است.

فرضیه اول:

$$\begin{aligned} \text{SYN}_{i,t} = & \eta_i + \beta_1 \text{FCF}_{i,t-1} + \beta_2 \text{TAN}_{i,t-1} + \beta_3 \text{FCF}_{i,t-1} \times \text{TAN}_{i,t-1} \quad (1) \\ & + \beta_4 \text{STDROA}_{i,t-1} + \beta_5 \text{DEBT}_{i,t-1} + \beta_6 \text{VOL}_{i,t-1} + \beta_7 \text{INDCAP}_{i,t-1} \\ & + \beta_8 \text{FCF}_{i,t-1} \times \text{DEBT}_{i,t-1} + \beta_9 \text{SIZE}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1} \end{aligned}$$

چنانچه ضریب  $\beta_3$  در مدل فوق در سطح اطمینان مورد نظر مثبت و معنی‌دار باشد فرضیه اول مبنی بر تاثیر مشکل جریان نقدی آزاد بر روی همزمانی این پژوهش مورد رد نخواهد شد.

فرضیه دوم:

(۲)

$$\begin{aligned} |\text{DAC}| = & \eta_i + \beta_1 \text{FCF}_{i,t-1} + \beta_2 \text{TAN}_{i,t-1} + \beta_3 \text{FCF}_{i,t-1} \times \text{TAN}_{i,t-1} + \beta_4 \text{SIZE}_{i,t-1} \\ & + \beta_5 \text{DEBT}_{i,t-1} + \beta_6 \text{VOL}_{i,t-1} + \beta_7 \text{INDCAP}_{i,t-1} + \beta_8 \text{TAC}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1} \end{aligned}$$

همچنین چنانچه ضریب  $\beta_3$  در مدل فوق در سطح اطمینان مورد نظر مثبت و معنی دار باشد با توجه به اینکه ارقام تعهدی اختیاری معیاری معکوس از کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد، فرضیه دوم مبنی بر تاثیر منفی مشکل نمایندگی جریان نقدی آزاد بر کیفیت گزارشگری مالی، رد نخواهد شد.

### متغیر وابسته

متغیرهای وابسته پژوهش عبارتند از: الف) همزمانی بازده سهام، ب) کیفیت گزارشگری مالی

الف) برای محاسبه همزمانی بازده سهام، به پیروی از پژوهش پیتروسکی و رولستون (۲۰۰۴)، ابتدا از مدل رگرسیونی به شرح رابطه (۳) با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره ۱۲ ماهه در هر سال، برای هر شرکت برآورد می‌شود:

$$RET_{i,\theta} = \beta_0 + \beta_1 MRET_{\theta-1} + \beta_2 MRET_{\theta} + \beta_3 IRET_{\theta-1} + \beta_4 IRET_{\theta} + \varepsilon_{i,\theta} \quad (3)$$

. در این رابطه:

$RET_{i,\theta}$ : بازده سهام شرکت  $i$  در ماه  $\theta$ .

$MRET_{\theta}$ : بازده بازار در ماه  $\theta$ . بازده بازار از تفاوت شاخص اول دوره و پایان دوره بازار تقسیم بر شاخص اول دوره بدست می‌آید.

$MRET_{\theta-1}$ : بازده بازار در ماه  $\theta-1$ .

$IRET_{\theta}$ : بازده صنعت مربوط به شرکت  $i$  در ماه  $\theta$ . بازده صنعت از تفاوت شاخص اول دوره و پایان دوره صنعت تقسیم بر شاخص اول دوره صنعت بدست می‌آید.

$IRET_{\theta-1}$ : بازده صنعت مربوط به شرکت  $i$  در ماه  $\theta-1$ .

$\varepsilon_{i,\theta}$ : بازده باقیمانده سهام شرکت  $i$  در ماه  $\theta$

رگرسیون فوق ۵۲۵ مرتبه برای هر مشاهده سال - شرکت برآورد می‌گردد. سپس همزمانی بازده سهام با استفاده از ضریب تعیین مدل فوق و مطابق رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$SYN_{i,t} = \ln\left(\frac{R_{i,t}^2}{1-R_{i,t}^2}\right) \quad (4)$$

در این رابطه:

$SYN_{i,t}$ : همزمانی قیمت سهام شرکت  $i$  در سال  $t$

$R_{i,t}^2$ : ضریب تعیین حاصل از رگرسیون (۳) برای شرکت  $i$  در سال  $t$  می‌باشد.

(ب) در این پژوهش برای سنجش کیفیت گزارشگری مالی از ارقام تعهدی اختیاری استفاده شده است. برای تفکیک ارقام تعهدی اختیاری از ارقام تعهدی عادی به پیروی از پژوهش دیچو<sup>۱</sup> و همکاران (۱۹۹۵)، مدل تعدیل شده جونز به شرح رابطه (۵) به کار گرفته شده است.

$$\frac{TAC_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

که در آن:

$TAC_{i,t}$ : کل ارقام تعهدی سالانه که عبارت است از سود خالص منهای خالص جریان

نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی برای شرکت  $i$  در سال  $t$

$\Delta Sales_{i,t}$ : تغییرات در فروش شرکت  $i$  در سال  $t$

$PPE_{i,t}$ : اموال، و تجهیزات شرکت  $i$  در پایان سال  $t$

$Assets_{i,t-1}$ : کل ارزش دفتری دارایی‌های شرکت  $i$  در سال  $t-1$

پس از آن با استفاده از پارامترهای برآوردی از رگرسیون رابطه (۵) ارقام تعهدی اختیاری به شرح رابطه (۶) محاسبه شده است:

(۶)

$$DAC_{i,t} = \frac{TAC_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} - \alpha_0 \left[ \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} \right]$$

$DAC_{i,t}$ : ارقام تعهدی اختیاری

$\Delta AR_{i,t}$ : تغییر در حساب‌های دریافتی شرکت  $i$  در سال  $t$

باتوجه به مبانی نظری موجود در این زمینه از آنجایی که ارقام تعهدی اختیاری بالاتر

منجر به کیفیت گزارشگری مالی پایین‌تر خواهد شد، لذا ارقام تعهدی اختیاری به عنوان

معیاری معکوس از کیفیت گزارشگری مالی مطرح شده است.

### متغیرهای مستقل

متغیر مستقل پژوهش عبارت است از مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد. از آنجایی که

مطابق با مبانی نظری موجود مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد در شرکت‌هایی با

فرصت‌های رشد پایین‌تر و جریان نقد آزاد توزیع نشده بالا متمرکز شده است، برای سنجش آن، اثر متقابل دو متغیر زیردر نظر گرفته می‌شود:

الف) جریان نقد آزاد، ب) فرصت‌های رشد

الف) مطابق با پژوهش کاپلند و همکاران (۱۹۹۱)، جریان نقدی آزاد از رابطه (۷)

محاسبه می‌شود:

$$FCF_{i,t} = E_{i,t} + NCC_{i,t} - \Delta WC_{i,t} - \Delta FA_{i,t} \quad (7)$$

که در آن:

$FCF_{i,t}$ : جریان نقدی آزاد شرکت  $i$  در سال  $t$

$E_{i,t}$ : سود عملیاتی پس از کسر مالیات شرکت  $i$  در سال  $t$

$NCC_{i,t}$ : هزینه‌های غیرنقدی از قبیل هزینه استهلاک، هزینه مطالبات مشکوک

الوصول شرکت  $i$  در سال  $t$

$\Delta WC_{i,t}$ : افزایش در سرمایه در گردش شرکت  $i$  در سال  $t$  که برابر است با تفاوت

دارایی‌های جاری بدون بهره و بدهی‌های جاری بدون بهره شرکت  $i$  در سال  $t$

$\Delta FA_{i,t}$ : افزایش در ناخالص ارزش دفتری مجموع دارایی‌های ثابت شرکت  $i$  در سال

$t$

ب) در این پژوهش برای بیان فرصت‌های رشد شرکت‌ها از درصد دارایی‌های مشهود به

شرح رابطه (۸) استفاده شده است. بنا بر اعتقاد اسکینر (۱۹۹۳)، سرمایه‌گذاری گذشته در

اموال ماشین‌آلات و تجهیزات با فرصت‌های رشد رابطه معکوس دارد.

$$TAN_{i,t} = \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t}} \quad (8)$$

که در آن:

$TAN_{i,t}$ : فرصت‌های رشد شرکت  $i$  در پایان سال  $t$

$PPE_{i,t}$ : اموال، و تجهیزات شرکت  $i$  در پایان سال  $t$

$Assets_{i,t}$ : کل ارزش دفتری دارایی‌های شرکت  $i$  در سال  $t$

باتوجه به رابطه (۸) بالاتر بودن متغیر  $TAN$  بیان‌کننده فرصت‌های رشد پایین‌تر شرکت

می‌باشد. لذا در پژوهش حاضر متغیر  $TAN$  معیاری معکوسی از فرصت‌های رشد تلقی

می‌شود.

### متغیرهای کنترلی

مطابق با پژوهش چنانگ و جیانگ (۲۰۱۴) متغیرهای کنترلی پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

- **STDROA**: انحراف معیار بازده دارایی شرکت  $i$  از سال  $t-3$  تا  $t$  که از رابطه (۹) بدست می‌آید:

$$STDROA_{i,t} = [1/4 \sum_{t-3}^t (ROA_{i,t} - \overline{ROA}_i)^2]^{1/2} \quad (9)$$

که در آن:

$\overline{ROA}_{i,t}$ : میانگین بازده دارایی‌های شرکت  $i$  برای دوره  $t-3$  تا  $t$  مطابق رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود.

$$\overline{ROA}_{i,t} = 1/4 \sum_{t-3}^t ROA_{i,t} \quad (10)$$

$ROA_{i,t}$ : بازده دارایی‌های شرکت  $i$  در سال  $t$  که از رابطه (۱۱) به شرح زیر به دست می‌آید:

$$ROA_{i,t} = \frac{X_{i,t}}{ASSET_{i,t-1}} \quad (11)$$

که در آن:

$X_{i,t}$ : سود شرکت  $i$  در پایان سال  $t$  می‌باشد.

- **VOL**: حجم (گردش) سهام که عبارت است از سهام عادی معامله شده در سال مالی تقسیم بر سهام عادی در جریان
- **SIZE**: لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت  $i$  در ابتدای سال  $t$  و از رابطه (۱۲) به دست می‌آید:

$$SIZE_{it} = \log (P_{it} \times E_{i,t}) \quad (12)$$

که در آن:

$P_{it}$ : قیمت بازار سهام  $i$  در انتهای سال  $t$

$E_{i,t}$ : تعداد سهام شرکت  $i$  در انتهای سال  $t$

- **INDCAP**: لگاریتم طبیعی سائز شرکت‌ها، در یک صنعت
- **DEBT**: نسبت بدهی‌های بلند مدت به کل دارایی‌ها
- **TAC**: کل ارقام تعهدی سالانه به عنوان سود خالص منهای خالص جریان نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی برای شرکت  $i$  و در سال  $t$

## یافته های پژوهش

### آمار توصیفی

برای بررسی مشخصات عمومی و پایه ای متغیرها (سری ها) جهت برآورد و تخمین الگو (مدل) و تجزیه تحلیل دقیق آن ها، آماره های توصیفی مربوط به متغیرها مورد بررسی در جدول (۱) آمده است. میانگین متغیر همزمانی بازده سهام (SYN) برابر با ۰/۰۵۳۲ می باشد که نشان می دهد بیشتر داده های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته اند. میانه یکی دیگر از شاخص های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می دهد. همان طور که نتایج نشان می دهد میانه متغیر اقلام تعهدی اختیاری (DAC) برابر با ۰/۰۷۱ می باشد که بیانگر این است که نیمی از داده ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. نکته مهمی که از مقایسه میانگین و میانه می توان استنباط نمود، موضوع نرمال بودن داده ها است. با توجه به نزدیک بودن مقادیر میانه و میانگین برای هر متغیر می توان بیان کرد که متغیرهای پژوهش از توزیع آماری مناسبی برخوردار هستند. پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده ها از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن ها نسبت به میانگین است. از جمله مهم ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر همزمانی بازده سهام (SYN) برابر با ۱/۱۵۵ می باشد که بیشترین پراکندگی را در بین متغیرهای پژوهش حاضر نشان می دهد. همان طور که در جدول نیز قابل مشاهده است انحراف معیار متغیرها صفر نیست، بنابراین می توان متغیرهای مورد بررسی را در مدل وارد کرد.

انتخاب از بین روش‌های داده‌های ترکیبی یا تابلویی

نام متغیر	نماد	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
همزمانی بازده سهام	SYN	۵۲۵	۰/۰۵۳۲	-۰/۰۰۵۴	۳/۵۱۵	-۳/۷۵۲	۱/۱۵۵	-۰/۱۰۶	۳/۳۶۸
اقلام تعهدی اختیاری	DAC	۵۲۵	۰/۱۰۴	۰/۰۷۱	۰/۶۲۵	۰/۰۰۰۱۵	۰/۱۰۵	۱/۹۷۰	۷/۵۱۰
جریان نقد آزاد	FCF	۵۲۵	۰/۱۱۴	۰/۰۵۱	۴/۴۷۶	-۱/۶۲۶	۰/۳۹۰	۵/۹۲۸	۵۵/۳۳۹
فرصت های رشد	TAN	۵۲۵	۰/۲۵۸	۰/۲۱۸	۰/۸۹۰	۰/۰۰۰۸۱	۰/۱۷۶	۱/۰۶۵۲	۳/۹۶۴
انحراف معیار بازده دارایی	STDROA	۵۲۵	۰/۰۵۵۶	۰/۰۳۹	۰/۶۷۵	۰/۰۰۰۱۵۵	۰/۰۶۰۰	۴/۵۵۷	۳۵/۴۹۱
نسبت بدهی	DEBT	۵۲۵	۰/۰۷۳	۰/۰۵۰	۰/۴۹۳	۰	۰/۰۷۵۳	۲/۳۶۱	۹/۶۰۷
حجم	VOL	۵۲۵	۰/۱۵۳	۰/۰۶۸	۳/۲۷۴	۰/۰۰۰۳۵	۰/۲۵۲	۵/۶۷۵	۵۵/۹۸۱
اندازه صنعت	INDCAP	۵۲۵	۱۵/۴۳۷	۱۵/۳۱۰	۱۷/۳۶۶	۱۲/۲۸۴	۰/۹۸۳	-۰/۲۸۱	۲/۷۶۰
اندازه شرکت	SIZE	۵۲۵	۵/۵۱۱۹	۵/۵۳۶	۷/۳۱۵	۴/۱۱۱	۰/۵۲۶	۰/۲۱۶	۳/۳۳۲
کل اقلام تعهدی	TAC	۵۲۵	۰/۰۲۰۵	۰/۰۰۶۲	۲/۷۹۱	-۱/۸۲۴	۰/۲۴۶	۲/۴۹۰	۵۲/۰۱۳

پیش از آزمون فرضیه‌های پژوهش ابتدا با استفاده از آزمون F لیمر به انتخاب مدل داده‌های ترکیبی در برابر مدل داده‌های تابلویی پرداخته شده است. روش تابلویی خود با استفاده از دو مدل "اثرات ثابت" و "اثرات تصادفی" می‌تواند انجام گیرد. در این پژوهش با توجه به پذیرش مدل داده‌های تابلویی برای تعیین این که از کدام مدل استفاده شود، از آزمون هاسمن استفاده شده است. اگر احتمال آماره F لیمر کمتر از ۰/۰۵ باشد، برای تخمین مدل از روش تابلویی، و در غیر این صورت از داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود. همچنین اگر احتمال آماره هاسمن کمتر از ۰/۰۵ باشد باید از روش اثرات ثابت در داده‌های تابلویی استفاده شود. با توجه به نتایج آزمون F لیمر و هاسمن که در جدول (۲) ارائه شده است هر دو مدل رگرسیونی به روش تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده شده است.

جدول (۲) نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن مدل‌های پژوهش

آزمون هاسمن			آزمون F لیمر			مدل
نتیجه	احتمال	آماره	نتیجه	احتمال	آماره	
اثرات ثابت	۰/۰۰۰	۲/۳۵۴	تابلویی	۰/۰۰۰۰	۶/۸۱۴	مدل ۱
اثرات ثابت	۰/۰۰۰	۲/۵۹۸	تابلویی	۰/۰۰۰۰	۶/۶۰۲	مدل ۲

## نتایج آزمون فرضیه اول

قبل از انجام هرگونه تفسیر نتایج رگرسیون، برای تصدیق صحت نتایج و حصول اطمینان از قابلیت اتکا نتایج برآورد مدل رگرسیونی، فروض کلاسیک مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا به منظور بررسی عدم وجود خودهمبستگی، از آزمون وولدریج<sup>۱</sup> استفاده شده و در صورتی که مدل دچار خودهمبستگی باشد، جهت رفع آن از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برای تخمین مدل استفاده شده است. همچنین به منظور بررسی ناهمسانی واریانس‌ها، آزمون والد تعدیل شده<sup>۲</sup> و جهت رفع آن در صورت وجود ناهمسانی، روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برای تخمین مدل به کار گرفته شده است. نتایج منعکس در جدول (۳) نشان می‌دهد که باتوجه به اینکه آماره احتمال آزمون وولدریج از ۰/۰۵ بیشتر می‌باشد فرض  $H_0$  این آزمون مبنی بر عدم وجود خود همبستگی رد نخواهد شد. بنابراین بین باقی مانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. همچنین آماره احتمال محاسبه شده در آزمون والد تعدیل شده جهت آزمون ناهمسانی واریانس، کوچکتر از سطح خطای ۰/۰۵ می‌باشد. لذا فرضیه  $H_0$  این آزمون مبنی بر همسان بودن واریانس‌ها رد می‌شود. از این روی برای رفع ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برای تخمین مدل استفاده شده است.

1-Wooldrige

2-Modified Wald test



جدول (۳) آزمون وولدریج و والد تعدیل شده-فرضیه اول

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
وولدریج	۰/۶۰۸	۰/۴۳۷۵	عدم خود همبستگی
والد تعدیل شده	۱۵۴۲۹/۹۵	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس

بر اساس فرضیه اول مشکل نمایندگی جریان نقدی آزاد بر همزمانی بازده سهام تاثیر مثبت دارد. برای آزمون این فرضیه، مدل رگرسیونی رابطه (۱) به روش تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده شده است. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۱) در جدول (۴) ارائه گردیده است.

نتایج جدول (۴) نتایج آزمون فرضیه اول

$\text{Syn}_{i,t} = \eta_i + \beta_1 \text{FCF}_{i,t-1} + \beta_2 \text{TAN}_{i,t-1} + \beta_3 \text{FCF}_{i,t-1} * \text{TAN}_{i,t-1} + \beta_4 \text{STDROA}_{i,t-1} + \beta_5 \text{DEBT}_{i,t-1} + \beta_6 \text{VOL}_{i,t-1} + \beta_7 \text{INDCAP}_{i,t-1} + \beta_8 \text{FCF}_{i,t-1} * \text{DEBT}_{i,t-1} + \beta_9 \text{SIZE}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1}$				
متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	P-Value
عرض از مبدأ	-۰/۵۶۰۴	۰/۹۴۱۶	-۶/۹۶۷۰	۰/۰۰۰۰
FCF	۰/۴۲۵۲	۰/۱۸۵۸	۲/۲۸۸۶	۰/۰۲۲۶
TAN	-۲/۲۸۶۴	۰/۲۲۸۴	-۱۰/۰۰۷۶	۰/۰۰۰
FCF*TAN	۱/۸۳۹۲	۰/۳۳۷۷	۵/۴۴۶۰	۰/۰۰۰
STDROA	۰/۷۶۷۷	۰/۳۰۲۹	۲/۵۳۴۲	۰/۰۱۱۷
VOL	-۰/۱۷۹۶۶	۰/۱۳۲۶	-۱/۳۵۴۰	۰/۱۷۶۵
SIZE	۰/۳۸۳۲	۰/۱۷۶۸	۲/۱۶۷۵	۰/۰۳۰۸
INDCAP	۰/۳۲۰۴	۰/۱۰۸۳	۲/۹۵۷۰	۰/۰۰۳۳

۰/۰۰۷۹	۲/۶۶۸۹	۰/۵۲۲۰	۱/۳۹۳۲	DEBT
۰/۰۰۷۴	-۲/۶۹۳۴	۳/۲۱۳۶	-۸/۶۵۵۸	FCF*DEBT
۰/۶۳۶۸	ضریب تعیین	۶/۱۴۶۶		آماره F (احتمال)
۰/۵۳۳۲	ضریب تعیین تعدیل شده	(۰/۰۰۰۰)		

نتایج منعکس در جدول (۴) خروجی دو طرفه نرم افزار Eviews7 را برای آزمون فرضیه اول نشان می‌دهد. با توجه به اینکه برای پذیرش این فرضیه ضریب متغیر FCF\*TAN باید در سطح اطمینان مورد نظر مثبت و معنی‌دار باشد از این رو فرضیه فوق به صورت یک طرفه مطرح گردیده است. به همین منظور خروجی یک طرفه با استفاده از تابع TDIST در صفحه گسترده اکسل برای مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد (FCF\*TAN) محاسبه شد و مقدار p-value حاصل از آن برابر با ۰/۰۰۰ گردید. بر این اساس ضریب متغیر توضیحی FCF\*TAN برابر با ۱/۸۳۹۲ و در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار می‌باشد. همچنین مثبت بودن این ضریب حاکی از وجود رابطه مستقیم میان مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد و همزمانی بازده سهام می‌باشد. با توجه به مطالب فوق در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه نخست این پژوهش رد نخواهد شد. همچنین آماره F نشان می‌دهد رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد، بنابراین اعتبار مدل نیز تأیید می‌شود. ضریب تعیین تعدیل شده نیز برابر با ۰/۵۳۳۲ می‌باشد و به این معناست که ۵۳ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط مجموعه متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود.

#### نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج منعکس در جدول (۵) یافته‌های حاصل از بررسی فروض کلاسیک در فرضیه دوم را نشان می‌دهد. همان گونه که مشاهده می‌گردد با توجه به اینکه آماره احتمال آزمون وولدریج از ۰/۰۵ کمتر می‌باشد فرض  $H_0$  این آزمون مبنی بر عدم وجود خود همبستگی رد خواهد شد. بنابراین بین باقی مانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود دارد. همچنین آماره احتمال محاسبه شده در آزمون والد تعدیل شده کوچکتر از سطح خطای ۰/۰۵ می‌باشد،

لذا فرضیه  $H_0$  این آزمون مبنی بر همسان بودن واریانس‌ها رد می‌شود. از این روی برای رفع خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برای تخمین مدل استفاده شده است.

جدول (۵) آزمون وولدریج و والد تعدیل شده-فرضیه دوم

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
وولدریج	۱۲/۷۴۰	۰/۰۰۰	وجود خود همبستگی
والد تعدیل شده	۱/۲e+۰۶	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس

بر اساس فرضیه دوم مشکل نمایندگی جریان نقدی آزاد بر کیفیت گزارشگری مالی تاثیر منفی دارد. برای آزمون این فرضیه، مدل رگرسیونی رابطه (۲) به روش تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده شده است. خلاصه نتایج برآورد مدل (۲) در جدول (۶) ارائه گردیده است.

جدول (۶) نتایج آزمون فرضیه دوم

$ DAC  = \eta_i + \beta_1 FCF_{i,t-1} + \beta_2 LG_{i,t-1} + \beta_3 FCF_{i,t-1} * TAN_{t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 DEBT_{i,t-1} + \beta_6 VOL_{i,t-1} + \beta_7 INDCAP_{i,t-1} + \beta_8 TAC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1}$				
متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	P-Value
عرض از مبدأ	۰/۰۸۱۸	۰/۰۶۶۸	۱/۲۲۳۴	۰/۲۲۱۸
FCF	۰/۰۳۸۰۸	۰/۰۱۲۵	۱/۰۴۰۵	۰/۰۰۲۵
TAN	-۰/۰۷۲۰	۰/۰۳۳۷۹	-۲/۱۳۰۵	۰/۰۰۳۷
FCF*TAN	۰/۰۷۶۰۴	۰/۰۳۰۵۴	۲/۴۸۹۸	۰/۰۱۳۲
VOL	-۰/۰۱۹۹	۰/۰۰۶۶	-۲/۹۷۲۵	۰/۰۰۳۱
SIZE	۰/۰۲۷۱	۰/۰۱۹۴	۱/۳۹۷۷	۰/۱۶۲۹
INDCAP	-۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۹۲	-۰/۸۱۲۳	۰/۴۱۷۱
DEBT	۰/۰۶۱۰	۰/۰۲۱۸	۲/۷۸۹۷	۰/۰۰۵۵

۰/۰۰۰۵	۳/۵۰۷۰	۰/۰۰۳۳	۰/۰۱۱۷	TAC
۰/۵۶۰۵	ضریب تعیین	۴/۶۹۲۲		آماره F
۰/۴۴۱۰	ضریب تعیین تعدیل شده	(۰/۰۰۰۰)		(احتمال)

نتایج منعکس در جدول (۶) خروجی دو طرفه نرم افزار Eviews7 را برای آزمون فرضیه دوم نشان می‌دهد. با توجه با اینکه برای پذیرش این فرضیه ضریب متغیر  $FCF*TAN$  باید در سطح اطمینان مورد نظر مثبت و معنی‌دار باشد از این روی فرضیه فوق به صورت یک-طرفه مطرح گردیده است. به همین منظور خروجی یک‌طرفه با استفاده از تابع TDIST در صفحه گسترده اکسل برای مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد ( $FCF*TAN$ ) محاسبه شد و مقدار p-value حاصل از آن برابر با ۰/۰۰۶۶ گردید. براین اساس ضریب متغیر توضیحی  $FCF*TAN$  برابر با ۰/۰۷۶۰۴ و در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار می‌باشد. همچنین مثبت بودن این ضریب حاکی از وجود رابطه مستقیم میان مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد و اقلام تعهدی اختیاری می‌باشد. از آنجایی که اقلام تعهدی اختیاری معیاری معکوس از کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد بنابراین مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بر کیفیت گزارشگری مالی تاثیر منفی دارد. با توجه به مطالب فوق در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیه دوم این پژوهش رد نخواهد شد. همچنین آماره F نشان می‌دهد رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد، بنابراین اعتبار مدل نیز تأیید می‌شود. ضریب تعیین تعدیل شده نیز برابر با ۰/۴۴۱۰ می‌باشد و به این معناست ۴۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط مجموعه متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود.

### نتیجه‌گیری و بحث

هدف از انجام این پژوهش بررسی تاثیر مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بر کیفیت گزارشگری مالی و همزمانی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به منظور دستیابی به اهداف پژوهش دو فرضیه تدوین شده و به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از فرضیه اول نشان می‌دهد که بین مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد و همزمانی بازده سهام یک رابطه مثبت و معنادار وجود دارد و

نتایج فرضیه دوم بیانگر رابطه منفی و معنادار مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد و کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد.

در تفسیر این نتایج زمانی که مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بیشتر باشد، (جریان نقد آزاد بالاتر و فرصت رشد پایین‌تر) مدیران انگیزه بیشتری دارند تا فرصت طلبانه عمل نمایند و باعث پیچیدگی محیط اطلاعاتی شرکت خواهند شد. مدیران تمایل دارند تا برای برخورداری از منافع شخصی و جلوگیری از کاهش قدرتشان، به جای توزیع وجوه نقد مازاد، آن‌ها را در پروژه‌هایی با بازده منفی سرمایه‌گذاری کنند و در نتیجه اثرات سرمایه‌گذاری بیش از حدشان را با بالا بردن ارقام تعهدی اختیاری پنهان نمایند. بالا رفتن ارقام تعهدی اختیاری منجر به کاهش کیفیت گزارشگری مالی می‌شود. در این شرایط سرمایه‌گذاران برای اتخاذ تصمیم به اطلاعات عمومی نظیر اطلاعات در سطح بازار و صنعت رجوع خواهند کرد و انتظارات خود را از جریان نقد آتی و عملکرد شرکت شکل خواهند داد. در این حالت قیمت سهام یک شرکت منحصر به فرد کمتر حاوی اطلاعات خاص آن شرکت و بیشتر منعکس‌کننده اطلاعات در سطح بازار و صنعت می‌باشد. به عبارت دیگر نوسانات بازده سهام در شرکت‌هایی همراه با مشکل نمایندگی جریان وجوه نقد آزاد شدیدتر، به میزان بیشتری از حرکات بازار و صنعت تبعیت می‌کند تا اطلاعات خاص شرکتی و لذا همزمانی بازده سهام بیشتر خواهد بود. یافته‌های پژوهش با نتایج پژوهش چنانگ و همکاران (۲۰۱۴) سازگار است. همچنین این نتایج حمایت مستقیمی از دیدگاه جین و مایرز (۲۰۰۶) مبنی بر تاثیر انگیزه افراد درونی به تصرف جریان نقد آزاد، بر همزمانی بازده سهام می‌باشد.

### پیشنهادها

به استناد یافته‌های پژوهش پیشنهادهای زیر قابل ارائه است:

۱- با توجه به نتایج این پژوهش مبنی بر تاثیر مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بر کیفیت گزارشگری مالی، سرمایه‌گذارانی که در بورس اوراق بهادار سرمایه‌گذاری می‌کنند و توجه اصلی آن‌ها به جریان نقد آزاد معطوف می‌باشد، باید توجه داشته باشند؛ ملاک قراردادن این معیار بدون توجه به عواملی همچون فرصت‌های رشد ممکن است باعث گمراهی سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران شود.

۲- همزمانی بازده سهام تا حد زیادی تحت تاثیر میزان افشا و کیفیت اطلاعات قرار دارد. با توجه به نتایج حاصل از فرضیه‌های این پژوهش سرمایه‌گذارانی که با هم زمانی بالای بازده سهام مواجه می‌شوند می‌توانند نسبت به عدم شفافیت گزارشگری مالی مشکوک شده و این موضوع را در تصمیمات خود مد نظر قرار دهند. زیرا اگر اخبار خاص شرکت افشا نشود بازده سهام آن شرکت دچار هم زمانی می‌شود. در صورتی که اخبار افشا نشده شامل اخبار بد باشد در نهایت انباشت شده و افشا یکباره آن باعث سقوط قیمت سهم خواهد شد

۳- با توجه به تاثیر مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بر همزمانی بازده سهام و انگیزه مدیریت برای برای سرمایه‌گذاری بیش از حد و تضعیف کیفیت گزارشگری مالی پیشنهاد می‌شود با در نظر گرفتن ساز و کارهایی همچون نظارت‌های برون سازمانی، رعایت حد بهینه سرمایه‌گذاری، کنترل گردد.

همچنین برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد:

۱- با توجه به اینکه در این پژوهش مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد به عنوان یکی از عوامل محرک مدیریت سود بررسی شد، در پژوهش‌های آتی سایر انگیزه‌های مدیریت سود در نظر گرفته شده و تاثیر آن بر کیفیت گزارشگری مالی و همزمانی بازده سهام تعیین گردد.

۲- پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی با کنترل عواملی همچون اثر حسابرسی به عنوان عامل ناظر بر کیفیت گزارشگری مالی، مالی تاثیر مشکل نمایندگی جریان نقد آزاد بر هم زمانی بازده سهام و کیفیت گزارشگری مالی بررسی گردد.

## منابع

- احمدپور، احمد و صدیقه پیکرنگار قلعه رودخانی. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین کیفیت سود و همزمانی قیمت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *ماهنامه مهندسی مدیریت*، شماره ۴۰، صص ۷-۸۶.
- اسدی، غلام‌حسین و مهدی نیک‌وش. (۱۳۹۱). فرضیه جریان‌های نقدی آزاد، تئوری چرخه عمر و ارتباط آن‌ها با سیاست تقسیم سود فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۳۶، صص ۷۵-۹۲.
- پیری، پرویز و شهروز توپره ریزی. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر مشکلات ناشی از نمایندگی جریان نقدی آزاد بر محتوای اطلاعاتی سود و ارزش دفتری هر سهم. *دانش حسابداری مالی*، شماره ۲، صص ۹۹-۱۱۶.
- ثقفی، علی؛ بولو، قاسم و محمد محمدیان. (۱۳۹۰). کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و جریان نقد آزاد. *پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، شماره ۲، صص ۳۷-۶۳.
- خدادای، ولی؛ رشیدی باغی، محسن؛ قربانی، رامین و مریم کاویانی. تاثیر ساختار مالکیت بر ارتباط بین جریان‌های نقد آزاد و استفاده بهینه از دارایی‌ها. *مدیریت دارایی و تامین مالی*، شماره ۱، صص ۹۳-۱۰۸.
- فدایی نژاد، اسماعیل؛ نوفرستی، محمد و محمد اقبال‌نیا. (۱۳۹۳). بررسی اثرات جریان‌های نقدی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، شماره ۲۳، صص ۴-۲۳.
- هاشمی، سیدعباس؛ صمدی، سعید و ریحانه هادیان. (۱۳۹۴). اثر کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی بر کارایی سرمایه‌گذاری. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، شماره ۴۴، صص ۱۱۷-۱۴۳.
- An, H., & Zhang, T. (2013). Stock Price Synchronicity, Crash Risk, and institutional investors. *Journal of Corporate Finance*, 21:1-15.
- Chen, X., Yong, S., & Xiaodong, X. (2015). Free Cash Flow, Over-Investment and Corporate Governance in China. *Pacific-Basin Finance Journal*, Available online 28 June 2015 at [www.researchgate.net](http://www.researchgate.net) on
- Cheung, W., & Jiang, L. (2014). Does free cash flow problem contribute to excess stock return synchronicity?. *Review of*

- Quantitative Finance and Accounting*, Online publication date: 4-Jul-2014:1-18.
- Copeland, T., Koller, T. & Murrin, J. (1991). Valuation: *Measuring and Managing the Value of Companies*, 3ed , Mckinsey & company Inc.
- Chung, R., Firth, M. & Jeong-Bon K. (2005). Earnings management, surplusfree cash flow, and external monitoring. *Journal of Business Research*, 58: 766- 776
- Dechow, P., Sloan, R., and A. Sweeney. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70:193-225.
- Haggard, K. S., Matrin, X., & Pereira, R. (2008). Does Voluntary Disclosure Improve Stock Price Informativeness?. *Journal of Financial Management*, 37: 747-768
- Jensen, M. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers. *American Economic Review*, 76 (2): 323-329.
- Jin, L., & Myers, S. (2006). R<sup>2</sup> Around the World: New Theory and Tests. *Journal of Financial Economics*, 79: 257-292.
- Grossman, S. J., and J. E. Stiglitz. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*. 70(3): 393-408
- Pawlina, G., & Renneboog, L. (2005). Is Investment Cash-Flow Sensitivity Caused by the Agency Costs or Asymmetric Information? Evidence from the UK. *European Financial Management*, 11(4): 483-513.
- Piotroski, J., & Roulstone D. (2004). The Influence of Analysts, Institutional Investors and Insiders on the Incorporation of Market, Industry and Firm-Specific Information in to Stock Prices. *The Accounting Review*, 79(4): 1119-1152.
- Skinner, D. (1993) The Investment Opportunity Set and Accounting Procedure Choice Preliminary Evidence. *Journal of Accounting and Economics*, 16:407-445.
- Veldkamp, L. L. (2006). Information Markets and The Comovement of Asset Prices. *Review of Economic Studies*, 73(3): 823-845.
- Xing, X., & Anderson, R. (2011). Stock Price Synchronicity and Public Firm-Specific Information. *Journal of Financial market*, 14 (2): 259-276.
- Yang, J., & Jiang, Y. (2008). Accounting Information Quality, Free Cash Flow and Overinvestment: A Chinese Study. *The Business Review*, 11(1): 15-166