

اقدام تعهدی و بازده آتی سهام با تاکید بر پیش بینی جریان نقد، کیفیت سود، تامین مالی داخلی

مینو منصور زارع

هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد دماوند

شهره یزدانی

هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد دماوند

آذر قربانی

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد دماوند

Azin297@yahoo.com

چکیده

نتایج پژوهشها نشان می‌دهد، پیش‌بینی جریان نقد با ارائه اطلاعات در ارتباط با توانایی واحد تجاری در ایجاد جریان نقد آتی به تحلیل گران و سرمایه گذاران آگاهی می‌بخشد و منجر به افزایش درک سرمایه گذاران از اطلاعات مالی شرکتها می‌شود و بر سرمایه گذاری مناسب و تخصیص بهینه منابع در بازار سرمایه تاثیر گذار است. اطلاعات مالی آتی منجر به اصلاح انتظارات سرمایه گذاران از وضعیت مالی و توان سودآوری آتی شرکت می‌شود و منجر به کاهش واکنش نادرست سرمایه گذاران نسبت به قابلیت رشد و استمرار سودهای گزارش شده می‌شود و انتظار می‌رود منجر به کاهش قیمت گذاری نادرست اجزای سود و نوسانات بازده غیر عادی سهام شود، که بر قیمت سهام، میزان سود تقسیمی و در نتیجه بازده آتی سهام تاثیر گذار است. همچنین افزایش شفافیت و کیفیت سود حسابداری و تامین مالی داخلی محرکی در کاهش نوسانات بازده آتی سهام و افزایش ارزش شرکت است. هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر پیش بینی جریان نقد، کیفیت سود و تامین مالی داخلی بر رابطه اقدام تعهدی با بازده آتی سهام است. این موضوع از طریق بررسی تاثیر پیش بینی جریان نقد، کیفیت سود و تامین مالی داخلی بر ارتباط منفی بازده سهام با اقدام تعهدی بر اساس یک نمونه متشکل از ۱۰۰۸ سال - شرکت انجام شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با بکارگیری پیش‌بینی جریان نقد به عنوان بخشی از اطلاعات مالی آتی شرکتها بازدهها بر پایه استراتژی اقدام تعهدی کاهش می‌یابد و ارتباط منفی بین اقدام تعهدی و بازده های آتی سهام طور معنادار برای شرکتهایی با پیش‌بینی‌های جریان نقد ضعیف‌تر است. لیکن نتایج پژوهش مبنی بر تاثیر همزمان کیفیت سود و تامین مالی داخلی بر ناهنجاری اقدام تعهدی شواهدی از کاهش نوسانات بازده آتی و قیمت گذاری نادرست اقدام تعهدی برای شرکتهای با کیفیت افشاء بالا و تامین مالی مدیریت مشاهده نشده است.

واژگان کلیدی: قیمت گذاری نادرست اقدام تعهدی، ناهنجاری اقدام تعهدی، پیش بینی جریان نقد، کیفیت سود

در بازار کارا فرض بر منطقی بودن واکنش سرمایه‌گذاران است، اما در عمل گاهی اوقات واکنش بازار در مقابل اخبار و اطلاعات جدید منطقی نمی‌باشد. (Sloan, 1996)، زمانیکه سرمایه‌گذاران انتظارات خود از سود شرکتها را شکل می‌دهند، تمایل دارند پایداری اقلام تعهدی را نسبت به جریانهای نقدی بیش از واقع ارزیابی کنند؛ در نتیجه واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری اقلام تعهدی، رابطه منفی بین جزء تعهدی سود با بازده آتی سهام، ناهنجاری اقلام تعهدی (Accrual Anomaly) ایجاد خواهد شد. برخی از پژوهشهای انجام شده، ناهنجاری اقلام تعهدی را مبتنی بر ریسک تفسیر می‌کنند. در واقع بازده‌های غیرعادی، صرف ریسکی که در شناسایی و ارزیابی آن و تاثیرش در قیمت‌گذاری دارایی کوتاهی شده است و ناشی از عدم کارایی بازار نمی‌باشد (Beneish & Vargus, 2002). برخی دیگر از پژوهش‌ها، قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی را علت ایجاد رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام بیان می‌کنند. پژوهشهای انجام شده نشان می‌دهد، که قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی در نتیجه واکنش نادرست سرمایه‌گذاران بی‌تجربه به تغییرات اقلام تعهدی ایجاد می‌شود. (Zhang, 2007)، تغییرات اقلام تعهدی را به نقش پایداری اقلام تعهدی و نقش سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی مربوط می‌داند. ریچاردسون و همکاران (Richardson, Tuna, and P. Wysocki. 2010) و گرین و همکاران (Green, hand & soliman, 2011) کاهش در ناهنجاری اقلام تعهدی مطابق با افزایش در دسترس بودن پیش‌بینی‌های جریان نقد را آزمون نمودند، پژوهش انجام شده نشان می‌دهد که در دوره زمانی که پیش‌بینی جریان نقد رایج‌تر گردیده است، بازده‌ها بر پایه استراتژی اقلام تعهدی کاهش می‌یابد و پیش‌بینی‌های جریان نقد، ارزیابی نادرست سرمایه‌گذاران از اقلام تعهدی را کاهش می‌دهد. همچنین مطالعات (Sloan, 1996)، نشان می‌دهد که قدرت ناهنجاری اقلام تعهدی برای شرکتهایی با پیش‌بینی‌های جریان نقد ضعیف‌تر است. نقش پیش‌بینی‌های جریان نقد از دوجنبه مورد اهمیت می‌باشد، از یک‌سو می‌توان به نقشی که پیش‌بینی‌ها در نظارت بر رفتار مدیران بازی می‌کنند اشاره نمود و از طرفی دیگر مفید بودن اطلاعات پیش‌بینی‌های جریان نقد را بررسی نمود. همچنین پژوهشهای انجام شده از توانایی پیش‌بینی اقلام تعهدی و جریانهای نقدی و کیفیت سودها نشان می‌دهد، دقت و توانایی قوی تر اقلام تعهدی و جریانهای نقدی فعلی در پیش‌بینی اقلام تعهدی و جریانهای نقدی آتی، پایداری سودها و رابطه سودها با جریان نقدی و بازده آتی رابطه مثبت دارد. مربوط بودن اقلام تعهدی فعلی با جریانهای نقدی آتی می‌تواند نشان دهنده این باشد که مدیریت تا چه حد می‌خواهد ارزش اقتصادی شرکت را صادقانه نشان دهد و اینکه احتمال تبدیل دارایی‌های آتی به جریانهای نقدی تحقق یافته تا چه حد است و سودهای حسابداری که توانایی بیشتری در پیش‌بینی اجزای سودها دارند، احتمالاً دارای پایداری بیشتر و رابطه قوی‌تر با بازده سهام است (عباس زاده، ۱۳۸۷). همچنین تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که وجود تعدادی از مقررات حسابداری و تئوری‌های مالی در میزان تامین مالی صنایع منجر به سرمایه‌گذاری بر پایه استراتژی اقلام تعهدی شده است و این موضوع منجر به افزایش تامین مالی مدیریت شده و کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی شده است. کردستانی و نجفی عمران (۱۳۸۹) به بررسی تاثیر تامین مالی بر بازده آتی سهام پرداختند نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که تامین مالی داخلی بر بازده غیرعادی آتی انباشته سهام، تاثیر منفی ندارند و وجود رابطه مثبت و معنا دار بین خالص داراییهای عملیاتی تامین شده از محل منابع داخلی با بازده غیرعادی انباشته سهام بیانگر این است که هر چه شرکتهای منابع مالی داخلی بیشتری را صرف داراییهای عملیاتی کنند، ارزش شرکت افزایش بیشتری می‌یابد.

در تحقیق حاضر ابتدا رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام مورد آزمون قرار گرفته است، سپس تاثیر پیش‌بینی جریان وجه نقد و کیفیت سود و تامین مالی داخلی بر قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی و ناهنجاری اقلام تعهدی بررسی شده است. با توجه به اینکه ممکن است تفاوت در ویژگی‌های شرکت و نه از وجود پیش‌بینی‌های جریان نقد، موثر بر ناهنجاری اقلام تعهدی باشد؛ همچنین باتوجه به اینکه مشاهدات قبلی (ماشروالا - ۲۰۰۶) نشان می‌دهد که ارزیابی نادرست اقلام تعهدی به سمت شرکتهایی با نوسانات ویژه بالا و هزینه‌های معاملات بالا تمرکز دارد؛ در این طرح پژوهشی تلاش گردیده است، ریسک سیستماتیک، هزینه‌های معاملات و ویژگی‌های شرکت که مرتبط با انتشار پیش‌بینی‌های جریان نقد هستند کنترل شود.

مبانی نظری

اسلون (۱۹۹۶)، واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی منجر به قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی در نتیجه رابطه منفی بین جزء تعهدی سود و بازده آتی سهام ایجاد خواهد شد. وی این رفتار را ناهنجاری اقلام تعهدی عنوان کرد. در صورتیکه سرمایه‌گذاران بی تجربه قیمت گذاری سهام را انجام دهند، قیمت‌های بالا برای شرکت‌هایی با اقلام تعهدی بالا و قیمت‌های پایین برای شرکت‌هایی با اقلام تعهدی پایین موردانتظار است. در واقع سهام شرکت‌ها به گونه‌ای نادرست و غیرمنطقی ارزش گذاری می‌شود. طبق پژوهش‌های انجام شده، قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی بعنوان علت اصلی ناهنجاری اقلام تعهدی بیان شده است. ژانگ (۲۰۰۷) قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی را واکنش نادرست سرمایه‌گذاران به تغییرات اقلام تعهدی از جمله واکنش بیش از حدانتظار به پایداری اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی بیان نموده است. نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد که پیش بینی‌های جریان نقد امکان برآورد اقلام تعهدی را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌نماید و کمک می‌نماید قیمت گذاری نادرست بازار از اقلام تعهدی که ناشی از رفتار سرمایه‌گذاران (واکنش نادرست) و یا ناشی از رفتار مدیران (مدیریت سود) می‌باشد اصلاح گردد.

پیشینه تحقیق

قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی

اسلون (۱۹۹۶)، در نتیجه واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری اقلام تعهدی، رابطه منفی بین جزء تعهدی سود با بازده آتی سهام ایجاد خواهد شد و سهام به اشتباه قیمت گذاری خواهد شد. وجود چنین رابطه‌ای نشان از واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی دارد که بررسی علل و انگیزه‌های پژوهش‌های بسیاری است. اسلون دریافت که محاسبه بخش تعهدی سودهای جاری با توجه به سودهای یک سال بعد پایداری کمتری در مقایسه با پایداری جریانهای نقدی دارد. او این نتایج را ناشی از اختلاف در قابلیت اتکای مربوط به اقلام تعهدی و جریانهای نقدی گزارش شده می‌داند و پایداری اقلام تعهدی به میزان قابلیت اتکای این اقلام نسبت می‌دهد و واکنش نادرست سرمایه‌گذاران به پایداری اقلام تعهدی را علت قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی و سهام عنوان نموده است و معتقد است که سرمایه‌گذاران در درک محتوای اقتصادی اطلاعات کند عمل می‌کنند. نتایج پژوهش‌های زی (۲۰۰۱) حاکی از این است که ضریب مربوط به قیمت گذاری اقلام تعهدی به طور قابل ملاحظه‌ای از ضریب مربوط به پیش بینی اقلام تعهدی بیشتر است به عبارت دیگر بازار اقلام تعهدی را بیش از ارزش واقعی آن قیمت گذاری می‌کند و این قیمت گذاری بیش از واقع عمدتاً برای اقلام تعهدی غیر عادی اتفاق می‌افتد. زای (Xie, 2001)، چنگ و توماس (۲۰۰۶)، کانگ و همکاران (Kan, 2010) معتقد هستند قیمت گذاری نادرست اصولاً به اقلام تعهدی غیر عادی مرتبط است زیرا مشاهده اقلام غیر عادی مشکلتر از مشاهده اقلام تعهدی عادی است. بنابراین قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی جدای از اعمال یا عدم اعمال مدیریت سود بر روی اجزای عادی و غیر عادی اقلام تعهدی خواهد بود و اقلام تعهدی غیر عادی سبب قیمت گذاری نادرست اوراق بهادار می‌گردد.

ناهنجاری اقلام تعهدی

اعمال نظر مدیریت در تعیین سود گزارش شده (مدیریت سود) کیفیت سود را متاثر کرده است و از آن می‌کاهد. بنابراین اندازه اقلام تعهدی و کیفیت سود را تحت تاثیر قرار می‌دهد که این موضوع واکنش بازار را به صورت تغییر در بازده سهام در پی خواهد داشت و بین بازده سهام و سطوح اقلام تعهدی رابطه منفی بوجود آورده است (Sloan, 1996). زمانیکه سرمایه‌گذاران انتظارات خود از سود شرکتها را شکل می‌دهند تمایل دارند پایداری اقلام تعهدی بیش از واقع و جریانهای نقدی را کمتر از واقع ارزیابی کنند در نتیجه این موضوع سبب ایجاد رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام می‌شود (حقیقت و ایرانشاهی، ۱۳۸۹). با افزایش (کاهش) در جزء تعهدی سود انتظار می‌رود بازده آتی شرکت نسبتاً کاهش (افزایش) یابد و بر این اساس یک رابطه معکوس بین سطوح اقلام تعهدی شرکت و بازده آتی سهام پیش بینی می‌شود (باتالیو و همکاران، ۲۰۱۲). آقایی و همکاران (۱۳۹۲)، به بررسی میزان اطمینان سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران با پایداری اقلام تعهدی سود

پرداختند و نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاران بی‌تجربه در بازار به اقلام تعهدی با قابلیت اتکای پایین واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند و یک رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده‌های آتی سهام بوجود می‌آید. کرمی و مرشدزاده (۱۳۹۳)، رابطه بین ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری عایدات را مورد بررسی قرار داده‌اند تا تعیین شود آیا این ناهنجاریها از یکدیگر مجزا هستند، یا اینکه هر دو یک نوع پدیده قیمت گذاری اشتباه می باشند، نتایج این پژوهش نشان می دهد ناهنجاری اقلام تعهدی و ناهنجاری ناشی از عایدات از یکدیگر مجزا می باشند همبستگی بین اقلام تعهدی و بازده آینده منفی است و همبستگی بین عایدات غیرمنتظره و بازده آینده، مثبت و معنادار است.

پیش بینی جریان نقد

پیش بینی جریان نقد و تغییرات آن به عنوان یک رویداد اقتصادی از دیرباز مورد علاقه سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و محققان بوده است. این توجه ناشی از کاربرد جریانهای نقدی در مدل‌های ارزشیابی سهام، ارزیابی توان پرداخت سود سهام، کارمزد و سایر تعهدات، ارزیابی ریسک، ارزیابی عملکرد واحد تجاری و وظیفه مباشرت مدیریت دارد (عرب مازار یزدی و صفرزاده ۱۳۸۶). مطالعات انجام شده توسط دیفوند و هانگ (۲۰۰۷-۲۰۰۳ Defond and et)، نشان می دهد که شرکت ها، پیش بینی‌های جریان نقد و سود را در پاسخ به تقاضای سرمایه‌گذاران و رعایت موازین حسابداری کشورها ارائه می دادند. اما رسوایی های تکان دهنده انرون و وردکام و افزایش شمار تقلب در گزارشگری مالی موجب بروز نگرانیهایی درباره کیفیت گزارشگری مالی و خدشه‌دار شدن اعتبار حسابداری شده است و با وجود مکانیسم نظارتی یکسان بر گزارشگری مالی شرکتها به نظر می رسد که شرکتها از کیفیت گزارشگری مالی یکسان برخوردار نیستند و تقاضا برای پیش‌بینی‌های جریان نقد توسط سرمایه گذاران افزایش یافته است چراکه جریان‌های نقد، همانند سود شاخص مهمی از ارزش شرکت می باشد. انتشار پیش بینی های جریان نقد به‌همراه پیش بینی سود باعث می شود دستکاری های سود برپایه اقلام تعهدی شفاف‌تر و در نتیجه انگیزه های مدیران برای دستکاری سود کاهش یابد و سرمایه‌گذاران را به توجه بیشتر به اقلام نقدی و تعهدی به‌جای تمرکز داشتن بر سودهای انباشته تشویق نماید. براین اساس نقش پیش‌بینی های جریان نقد از دوجنبه مورد اهمیت می باشد، از یک‌سو می‌توان به نقشی که پیش‌بینی ها در نظارت بر رفتار مدیران بازی می‌کنند اشاره نمود و از طرفی دیگر مفید بودن اطلاعات پیش‌بینی های جریان نقد را بررسی نمود. ریچاردسون و همکاران (Richardson, S., I. Tuna, and P. Wysocki. 2010) و گرین هند و سولیمان (Green, hand & soliman, 2011) افزایش در دسترس بودن پیش‌بینی های جریان نقد بر کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی را آزمون نمودند آنها دریافتند که در دوره زمانی که پیش‌بینی جریان نقد رایج‌تر گردیده است، بازده‌ها بر پایه استراتژی اقلام تعهدی کاهش می‌یابد و منجر به کاهش ارزیابی نادرست سرمایه‌گذاران از اقلام تعهدی می شود. همچنین مطالعات اسلون (۱۹۹۶) نشان می دهد که قدرت ناهنجاری اقلام تعهدی برای شرکت‌هایی با پیش‌بینی های جریان نقد ضعیف‌تر است. مهنرام و همکاران (Mohanram, 2014)، از قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی به‌عنوان علت اصلی ناهنجاری اقلام تعهدی پشتیبانی می‌کنند. آنها بیان نمودند که پیش‌بینی‌های جریان نقد، بازارهای سرمایه را در قیمت‌گذاری مناسب اقلام تعهدی کمک می‌کند. همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد، ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و بازده‌های آتی سهام برای شرکت‌هایی با پیش‌بینی جریان نقد ضعیف‌تر است. رادهاکرشان و ویو (Radhakrishnan & Wu, 2014)، تاثیر مقطعی پیش بینی های جریان نقد بر روی قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی را بررسی نمودند. پژوهش‌های آنها نشان می‌دهد پیش بینی جریان نقد نقش با اهمیتی در کاهش قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی بازی می کند.

کیفیت افشاء

نتایج پژوهش لوئیس و رابینسون (Louis, Robinson & Sbaraglia, 2007) نشان می دهد که ناهنجاری اقلام تعهدی مربوط به شرکت‌هایی است به هنگام اعلام سود اطلاعات مربوط به اقلام تعهدی را افشاء نمی کنند. درک و میرز (Drake. Myers & Myers, 2008) به این نتیجه رسیدند که بین افشاء و توانایی سرمایه گذاران برای ارزش گذاری اجزاء سود رابطه مثبت وجود دارد. افشاء با کیفیت بالاتر ارزش گذاری جزء دیگری از سود یعنی جریان نقد را کاهش می دهد. قائمی و همکاران (۱۳۸۷)

رابطه بین کیفیت سود را از طریق اقلام تعهدی و اجزای تشکیل آن با بازده عادی و غیر عادی سهام را مورد بررسی قرار دادند، نتایج پژوهش بیانگر این است که بازده سهام شرکتها تحت تاثیر میزان اقلام تعهدی و اجزای مربوط به آن قرار می گیرد و به بیان دیگر بین بازده شرکتها با اقلام تعهدی بالاتر و پایین تر اختلاف معناداری وجود دارد. همچنین نتایج پژوهش سلیمانی (۱۳۹۱) شواهدی از ارزشگذاری نامناسب برای گروه شرکتها با کیفیت افشای پایین و کاهش قابل ملاحظه در ارزشگذاری نامناسب برای شرکتها با کیفیت افشای بالا را نشان نمی دهد نتایج پژوهش اثر کاهنده کیفیت افشای بالا بر ارزشگذاری نامناسب سود را تایید نمی کند.

تامین مالی داخلی

همچنین نتایج پژوهشهای انجام شده نشان می دهد که تامین مالی از طریق آورده نقدی و مطالبات مالکان باعث افزایش حقوق صاحبان سهام و کل دارایی های یک شرکت می گردد و منجر به تغییر ترکیب مالکیت سهامداران و این شیوه تامین مالی عمدتاً برای توسعه فعالیتها مورد استفاده قرار می گیرد و در بازار کارا به واسطه تمایل سهامداران به پرداخت بهای بیشتر ارزش سهام افزایش می یابد و تاثیر گذاری این شیوه تامین مالی بر بازده سهام شرکتها در مقایسه با سایر روشها بیشتر است. رابطه بین تامین مالی و ناهنجاری اقلام تعهدی نخستین بار توسط اسلون و ریچارسون (۲۰۰۵) بررسی شده است و نتایج پژوهش نشان می دهد بین فعالیتها تامین مالی شرکت و بازده آتی سهام رابطه منفی وجود دارد که این رابطه منفی بدلیل وجود اقلام تامین مالی خارجی خلاف قاعده است و در رابطه با همه فعالیتها تامین مالی خارجی صدق می کند. پاناستاسوپولوس و همکاران (Papanastopoulos, 2011) به بررسی ارتباط بین اقلام تعهدی و فعالیتها تامین مالی خارجی با بازده آتی سهام پرداختند نتایج پژوهش آنها نشان می دهد که پرتفوی هایی با اقلام تعهدی بالا و حجم بالایی از فعالیت تامین مالی خارجی بازده های پایین تری کسب می کنند.

اهمیت و ضرورت انجام تحقیق

تغییرات بازده سهام یکی از موضوعات بحث برانگیز مالی است دلیل این گرایش به ارتباط بین تغییرات قیمت ، بازده سهام شرکتها و تاثیر آن بر عملکرد شرکت ها مربوط است و تغییرات بازده سهام بعنوان معیاری از ریسک در نظر گرفته می شود و ابزاری برای اندازه گیری میزان آسیب پذیری بازار سهام است همچنین از جمله عوامل تاثیر گذار بر نوسانات بازده سهام، واکنشهای غیر منطقی و نادرست سرمایه گذاران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی است که بر قیمت گذاری سهام تاثیر گذار است و منجر به ایجاد بازده های غیرعادی آتی می گردد و کارایی بازار سرمایه را خدشه دار می کند. واکنش نادرست به این معنا است که برخی از اطلاعات در قیمت سهام منعکس نمی شود یا بعضی از برآوردها در قیمت سهام نادرست است (Zhang, 2007). لذا لزوم ارایه اطلاعات به سرمایه گذاران جهت انتخاب راهبرد سرمایه گذاری مناسب و دستیابی به بازده موردانتظار اجتناب ناپذیر است. نتایج پژوهشها نشان می دهد هنگامیکه پیش بینی جریان نقد علاوه بر پیش بینی سود ارائه می شود، اقلام تعهدی به طور ضمنی پیش بینی می شود و انتظار می رود برگشت قابل انتظار در اقلام تعهدی از طریق پیش بینی جریان نقد اصلاح شود و دقت سرمایه گذاران در پیش بینی و ارزیابی جریان نقد آتی افزایش یابد؛ در نتیجه قیمت گذاری های نادرست و ناهنجاری اقلام تعهدی کاهش خواهد یافت. در نتیجه ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و بازده های آتی به طور معنادار برای شرکتهایی با پیش بینی جریان نقد ضعیف تر می شود (mohanram, ۲۰۱۴). همچنین نتایج پژوهشها نشان می دهد کیفیت سود و تامین مالی داخلی از عوامل تاثیر گذار بر واکنش نادرست سرمایه گذاران است و منجر به کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی می شود.

فرضیه های پژوهش

باتوجه به ادبیات تحقیق و مبانی نظری تحقیق نتایج پژوهشها نشان می دهد با ارایه پیش بینی جریان نقد همراه با پیش بینی سود، ارزیابی نادرست سرمایه گذاران از اقلام تعهدی کاهش می یابد و قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی و ناهنجاری اقلام

تعهدی مطابق با افزایش در دسترس بودن پیش‌بینی‌های جریان نقد کاهش می‌یابد و در دوره زمانی که پیش‌بینی جریان نقد رایج‌تر گردیده است بازده‌ها بر پایه استراتژی اقلام تعهدی کاهش می‌یابد. بدین ترتیب به منظور بررسی تأثیر پیش‌بینی جریان نقد بر واکنش نادرست سرمایه‌گذاران به اقلام تعهدی فرضیه‌های تحقیق به صورت زیر تنظیم شده است.

فرضیه اول: بین کل اقلام تعهدی و بازده آتی سهام رابطه منفی وجود دارد.

فرضیه دوم: پیش‌بینی جریان نقد منجر به کاهش قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی می‌شود.

فرضیه سوم: پیش‌بینی جریان نقد منجر به کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود.

همچنین نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد اگر پیش‌بینی‌های جریان نقد قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی را کاهش دهد این اثر باید در زمانیکه این پیش‌بینی‌ها برای اولین بار در دسترس قرار می‌گیرند آشکار شود. بطور معکوس انتظار می‌رود که اگر انتشار پیش‌بینی‌های جریان نقد متوقف شود، قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی دوباره از سر گرفته شود. بنابراین بمنظور بررسی تأثیر شروع ارائه و عدم ارائه پیش‌بینی‌ها بر ناهنجاری اقلام تعهدی فرضیه‌های فرعی ۱ و ۲ تحقیق به صورت زیر تنظیم شده است.

۱-۳ شروع ارائه پیش‌بینی جریان نقد منجر به کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود.

۲-۳ عدم ارائه پیش‌بینی جریان نقد منجر به افزایش ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود.

همچنین نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد هرچه پیش‌بینی جریان نقد دقیق‌تر باشد، برآورد سرمایه‌گذاران دقیق‌تر و تأثیر آن بر کاهش قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی بیشتر است. گیولی و همکاران (Givoly, 2009) نشان دادند که اگر پیش‌بینی‌های جریان نقد نادرست باشند، مفید بودن آنها ممکن است محدود شوند. با این حال هنگامیکه پیش‌بینی‌های جریان نقد با دقت باشند اثر آنها بطور بالقوه بر کاهش قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی محتمل است. از طرفی دیگر براون (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران توجه بیشتری به دقت پیش‌بینی‌ها در گذشته دارند. بر این اساس در پژوهش حاضر حدس زده شده که ناهنجاری اقلام تعهدی هنگامیکه پیش‌بینی‌های جریان نقد با دقت بیشتری ارائه می‌شود کاهش یابد لذا فرضیه‌های فرعی ۳ و ۴ تحقیق بصورت زیر تنظیم شده است.

۳-۳ ارائه دقیق‌تر پیش‌بینی جریان نقد منجر به کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود.

۴-۳ ارائه دقیق‌تر پیش‌بینی جریان نقد در گذشته منجر به کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود.

در فرضیه چهارم تأثیر سایر عواملی که علاوه بر پیش‌بینی جریان نقد موثر بر کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی هستند مورد آزمون قرار گرفته است. تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که وجود تعدادی از مقررات حسابداری و تئوری‌های مالی در میزان تأمین مالی صنایع منجر به سرمایه‌گذاری بر پایه استراتژی اقلام تعهدی شده است و منجر به افزایش تأمین مالی مدیریت شده است که این موضوع موجب کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی شده است از سوی دیگر با توجه به اینکه در تحقیقات پیشین استدلال شده است که ناهنجاری اقلام تعهدی با بهبود کیفیت سود کاهش می‌یابد.

۴- کیفیت سود حسابداری و تأمین مالی توسط مدیریت منجر به کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود.

روش تحقیق

تعریف و اندازه‌گیری متغیرهای تحقیق

الف- بازده غیر عادی

در این پژوهش از بازده تعدیل شده (RETSB_{t+1}) از لحاظ پرتفوی اندازه استفاده شده است. به منظور کنترل ریسک، بازده سهام را باید از لحاظ اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار تعدیل کرد (اسلون، ۱۹۹۶). و برای افزایش دقت تعداد پرتفوی ها را به چهار طبقه افزایش داده ایم. روش محاسبه به شرح زیر است:

بازده تعدیل شده (RETSB_{t+1}) از تفاضل میانگین هندسی بازده سهام و میانگین هندسی بازده سهام موزون شده هر شرکت در هر پرتفوی مطابق فرمول زیر محاسبه می شود.

$$RETSB_{t+1}^{SIZE,B/M-adj} = \prod_{m=1}^{m=12} (1 + r_{is}) - \prod_{m=1}^{m=12} (1 + r_{ps})$$

جهت محاسبه میانگین هندسی بازده سهام موزون شده ابتدا کلیه شرکتها را بر اساس ارزش بازار در ابتدای سال t به ۴ گروه تقسیم می شود. پس از تعیین پرتفوی ها و مشخص کردن تعداد و بازده ماهانه سهام شرکتهای هر پرتفوی، بازده ماهانه موزون هر پرتفوی بر اساس درصد ارزش بازار به ارزش پرتفوی و بازده ماهانه سهام هر شرکت محاسبه می شود.

$$r_{S,t} = \prod_{m=1}^{m=12} (1 + r_{p,s})$$

$$r_{p,s} = \sum_{i=1}^n X_i R_i$$

$r_{p,s}$: بازده موزون ماهانه

X_i : درصد ارزش بازار هر شرکت در هر پرتفوی نسبت به کل ارزش بازار شرکت ها در همان پرتفوی براساس ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت

R_i : بازده ماهانه سهام هر شرکت

سپس میانگین هندسی بازده موزون هر شرکت برای یک دوره ۱۲ ماهه طی سالهای مورد آزمون محاسبه می شود. همچنین میانگین هندسی بازده سهام هر شرکت بر اساس بازده ماهانه هر شرکت برای یک دوره ۱۲ ماهه طی سالهای مورد رسیدگی محاسبه می شود.

$$r_{E,t} = \prod_{m=1}^{m=12} (1 + r_{is})$$

$r_{E,t}$: میانگین هندسی بازده سهام

r_{is} : بازده ماهانه سهام شرکت i

ب- ارقام تعهدی

نخست ارقام تعهدی با استفاده از تعاریف ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) اندازه گیری می شود و سپس قیمت گذاری ارقام تعهدی با استفاده از دو رویکرد مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد. ابتدا، کل ارقام تعهدی (TACC) براساس تغییر در خالص داراییهای عملیاتی (ΔNOA) و تغییر در خالص داراییهای مالی (ΔFIN) محاسبه می گردد.

$$TACC = \Delta NOA + \Delta FIN$$

همچنین برای محاسبه میزان (ΔNOA)، مجموع تغییر در سرمایه در گردش (ΔWC) و تغییر در داراییهای عملیاتی غیر جاری (ΔNCO) در نظر گرفته می شود.

$$\text{تغییر در خالص داراییهای مالی (ΔFIN)} = \text{داراییهای مالی (FINA)} - \text{بدهیهای مالی (FINL)}$$

متغیرهای دو ارزشی غیرحقیقی (ساختگی)

در پژوهش حاضر و در فرضیه دوم متغیر ساختگی LATER را وارد مدل می‌کنیم متغیر مذکور در زمانیکه پیش بینی‌های جریان نقد ارائه می‌گردد برابر با یک و در غیر اینصورت صفر می‌گردد در معادله مربوط به فرضیه سوم متغیر ساختگی CFF تعریف می‌شود در صورتیکه پیش بینی جریان نقد برای سال مالی و شرکت معین موجود باشد آنگاه برابر ۱ می‌گردد و در غیر اینصورت صفر است. همچنین در آزمون فرضیه‌های فرعی تحقیق، متغیر ساختگی START بدین صورت تعریف می‌شود که برای سال اولی که پیش بینی جریان نقد برای شرکت معین ارائه می‌شود برابر با یک و در غیر اینصورت برابر با صفر است و متغیر ساختگی CONT برای پیش بینی جریان نقد نسبت به اولین باری که شرکت پیش بینی جریان نقد را ارائه داده است برابر یک و در غیر اینصورت صفر است. متغیر ساختگی END برای سالی که بلافاصله بعد از خاتمه ارائه پیش بینی جریان نقد است برابر ۱ و در غیر اینصورت برابر صفر است.

روش تجزیه و تحلیل اطلاعات و آزمون فرضیه‌ها

روش پژوهش و مدل‌های مورد استفاده:

به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، ابتدا کل ارقام تعهدی، بارده تعدیل شده از لحاظ اندازه برای دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ محاسبه گردید. داده‌های پرت مربوط به هر یک از متغیرهای حسابداری کنار گذاشته شده است. در این تحقیق به منظور ارزیابی مدل‌های رگرسیون، از آزمون t استیودنت و برای آزمون مانایی (پایایی) و ارزیابی معناداری مدل رگرسیون متغیرهای از آزمون ADF فیشر استفاده شده است و پس از بررسی نرمال بودن متغیرها برای مشخص نمودن روش تخمین مدلها (تلفیقی یا تابلویی) از آزمون F لیمر استفاده شده است و برای تعیین نوع مدل داده‌های ترکیبی در روش تابلویی از آزمون هاسمن استفاده شده است. که طبق نتایج آزمون باید از روش تابلویی برای برآورد مدل استفاده شود و طبق نتایج آزمون هاسمن برای فرضیه اصلی از اثرات تصادفی و سایر فرضیه‌ها از مدل اثرات ثابت استفاده شده است. پس از انجام آزمون F لیمر و هاسمن مدلها تخمین زده می‌شود. بعد از تحلیل توصیفی متغیرها و تشخیص روش تحلیل داده‌های مذکور به تجزیه و تحلیل فرضیه‌های تحقیق پرداخته شده است.

بر اساس معادله شماره (۱) و (۲) فرضیه اول پژوهش حاضر کمتر شدن ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده‌های آتی سهام مورد آزمون قرار می‌گیرد، ارقام تعهدی بنا بر تعریف ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) از مجموع تغییر در خالص داراییهای عملیاتی (NOA) و تغییر در خالص داراییهای مالی (FIN) به دست می‌آید و متغیر بازده داراییها (ROA) نیز به عنوان متغیر مستقل دیگر بر اساس سود عملیاتی بعد از کسر استهلاک تقسیم بر میانگین کل داراییها تعریف می‌شود و متغیر وابسته نیز بازده تعدیل شده سهام است که جایگزین بازده سالانه سهام برای افزایش دقت محاسبات شده است. در معادله شماره (۲) نیز در جهت بررسی کاهش ناهنجاری ارقام تعهدی در طول دوره نمونه بدون در نظر گرفتن تاثیر پیش بینی‌های جریان نقد بر ناهنجاری ارقام تعهدی طراحی گردیده است لذا در معادله مذکور مجموع متغیرهای تغییر در سرمایه در گردش (WC) و تغییر در خالص داراییهای عملیاتی غیر جاری (NCO) جایگزین متغیر تغییر در خالص داراییهای عملیاتی (NOA) در معادله (۱) در جهت افزایش دقت شده است.

معادله شماره (۱):

$$RETSB_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \varepsilon_{t+1}$$

معادله شماره (۲):

$$RETSB_{t+1} = \gamma_0 + \delta_1 ROA_t + \delta_2 \Delta WC_t + \delta_3 \Delta NCO_t + \delta_4 \Delta FIN_t + \varepsilon_{t+1}$$

با توجه به معادله شماره ۳ و ۴ کاهش قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی در طول دوره نمونه با توجه به پیش‌بینی‌های جریان نقد مورد آزمون قرار می‌گیرد بنابراین در معادله شماره (۳) متغیر ساختگی LATER را وارد مدل می‌کنیم متغیر مذکور در زمانیکه پیش‌بینی‌های جریان نقد ارائه می‌گردد برابر با یک و در غیر اینصورت صفر می‌گردد و مابقی متغیرهای همانند معادله شماره ۲ و ۱ در مدل تعریف می‌شوند. در این مدل، تقابل متغیر ساختگی LATER بر اقلام سود مورد آزمون قرار می‌گیرد و تغییر قیمت گذاری اقلام تعهدی در طول دوره نمونه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

معادله شماره (۳):

$$RETSB_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \alpha_1 LATER + \beta_2 \Delta NOA_t * LATER + \beta_3 \Delta FIN_t * LATER + \varepsilon_{t+1}$$

معادله شماره (۴):

$$RETSB_{t+1} = \gamma_0 + \delta_1 ROA_t + \delta_2 \Delta WC_t + \delta_3 \Delta NCO_t + \delta_4 \Delta FIN_t + \gamma_1 LATER + \delta_2 \Delta WC_t * LATER + \delta_3 \Delta NCO_t * LATER + \delta_4 \Delta FIN_t * LATER + \varepsilon_{t+1}$$

بررسی ارتباط بین ویژگی‌های شرکت و پیش‌بینی‌های جریان نقد براساس معادله شماره (۵) قبل از تجزیه و تحلیل اثر پیش‌بینی‌های جریان نقد بر ناهنجاری اقلام تعهدی، مهم است که شرکت‌های نمونه با پیش‌بینی جریان نقد، تصادفی نباشند. این مهم در تفاوت ویژگی‌های شرکت نمایان می‌شود. در این معادله CFF به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود که در صورت وجود پیش‌بینی‌های جریان نقد برابر با یک و در غیر اینصورت صفر است. متغیرهای ویژگی‌های شرکت نیز به عنوان متغیرهای مستقل وارد مدل شده است که عبارتند از: نوسانات سود (VOL)، چرخه وجه نقد (CYCLE)، شدت سرمایه (CAPINT)، خالص اقلام تعهدی (ABSACC) و لگاریتم سرمایه (LMCAP).

معادله شماره (۵):

$$Pr(CFF = 1) = \alpha_0 + \beta_1 VOL + \beta_2 CYCLE + \beta_3 CAPINT + \beta_4 ABSACC + \beta_5 LMCAP + \varepsilon$$

براساس معادله شماره (۶) و (۷) فرضیه سوم پژوهش حاضر کمتر شدن ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده های آتی سهام را بموجب پیش‌بینی‌های جریان نقد مورد آزمون قرار می‌گیرد، لذا متغیر CFF به عنوان متغیر مجازی به این صورت تعریف می‌شود که اگر پیش‌بینی‌های جریان نقد برای شرکت و سال مورد نظر در نمونه‌های مورد آزمون منتشر شده باشد برابر یک و در غیر اینصورت برابر صفر خواهد بود و سایر متغیرها طبق معادله شماره ۱ و ۲ تعریف می‌شوند.

معادله شماره (۶):

$$RETSB_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \alpha_1 CFF + \beta_2 \Delta NOA_t * CFF + \beta_3 \Delta FIN_t * CFF + \varepsilon_{t+1}$$

معادله شماره (۷):

$$RETSB_{t+1} = \gamma_0 + \delta_1 ROA_t + \delta_2 \Delta WC_t + \delta_3 \Delta NCO_t + \delta_4 \Delta FIN_t + \gamma_1 CFF + \delta_2 \Delta WC_t * CFF + \delta_3 \Delta NCO_t * CFF + \delta_4 \Delta FIN_t * CFF + \varepsilon_{t+1}$$

بررسی تاثیر پیش‌بینی‌های جریان نقد، کیفیت سود حسابداری و تامین مالی توسط مدیریت بر ناهنجاری اقلام تعهدی در زمان ارائه پیش‌بینی‌های جریان نقد براساس معادله شماره (۸) در این بخش از پژوهش حاضر، فرضیه سوم پژوهش در قالب معادله شماره (۸) بسط داده شده است و معادله شماره (۷) بر اساس تاثیر همزمان دو متغیر کیفیت سود و تامین مالی توسط مدیریت مجدد مورد آزمون قرار گرفته است. تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که وجود تعدادی از مقررات حسابداری و تئوری‌های مالی در میزان تامین مالی صنایع منجر به سرمایه گذاری بر

پایه استراتژی اقلام تعهدی شده است و منجر به افزایش تامین مالی مدیریت شده است که این موضوع موجب کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی شده است لذا در معادله شماره (۸) متغیر کنترلی LAUM در جهت کنترل عامل پیش گفته به مدل اضافه شده است که به صورت لگاریتم دارایی‌های تحت مالکیت از طریق تامین مالی مدیریت مورد محاسبه قرار گرفته است. از سوی دیگر با توجه به اینکه در تحقیقات پیشین استدلال شده است که ناهنجاری اقلام تعهدی با بهبود کیفیت سود کاهش می‌یابد، لذا برای کنترل اثرات کیفیت سود بر ناهنجاری اقلام تعهدی، متغیر DD که پسماند مدل دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) می‌باشد به عنوان شاخص کیفیت سود وارد مدل می‌شود. سایر متغیرها نیز در بخش‌های پیشین تعریف شده است.

معادله شماره (۸):

$$\begin{aligned} RETSB_{t+1} = & \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \alpha_1 CFF + \beta_{21} \Delta NOA_t * CFF \\ & + \beta_{31} \Delta FIN_t * CFF + \alpha_2 LAUM + \beta_{22} \Delta NOA_t * LAUM + \beta_{32} \Delta FIN_t * LAUM + \alpha_3 DD \\ & + \beta_{23} \Delta NOA_t * DD + \beta_{33} \Delta FIN_t * DD + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

در فرضیه فرعی اول از فرضیه سوم تاثیر شروع ارایه پیش بینی‌های جریان نقد بر کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی مورد آزمون قرار گرفته است که بر این اساس متغیر ساختگی START وارد مدل می‌شود لذا این متغیر در زمان شروع انتشار پیش بینی‌های جریان نقد برابر یک و در غیر اینصورت برابر صفر است. در فرضیه فرعی دوم تاثیر عدم ارایه پیش بینی‌های جریان نقد بر کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی مورد آزمون قرار گرفته است که بر این اساس متغیر ساختگی END وارد می‌شود بنابراین اگر ارایه پیش بینی‌های جریان نقد متوقف گردد آنگاه این متغیر برابر ۱ و در غیر اینصورت برابر با صفر است همچنین متغیر ساختگی CONT نیز در جهت کنترل متغیرهای مذکور وارد مدل می‌شود که بر این اساس در زمان غیر از شروع و خاتمه پیش بینی‌های جریان نقد برابر با ۱ و در غیر اینصورت برابر با صفر است. بنابراین معادله شماره (۹) طراحی می‌گردد.

معادله شماره (۹):

$$\begin{aligned} RETSB_{t+1} = & \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \alpha_1 START + \beta_{21} \Delta NOA_t * START \\ & + \beta_{31} \Delta FIN_t * START + \alpha_2 CONT + \beta_{22} \Delta NOA_t * CONT + \beta_{32} \Delta FIN_t * CONT + \alpha_3 END \\ & + \beta_{23} \Delta NOA_t * END + \beta_{33} \Delta FIN_t * END + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

بررسی تاثیر افزایش دقت پیش بینی‌های جریان نقد در گذشته و حال بر کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی براساس معادله شماره (۱۰)، (۱۱)، (۱۲)

$$ACC_{t+1} = -|CPS + ACT_{t+1} - CPS_t - EST_{t+1} + \varepsilon_{t+1}| / PRRCE_{t+1}$$

در گامی دیگر از پژوهش، فرضیه فرعی سوم تاثیر افزایش دقت این پیش بینی‌ها بر کاهش ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده‌های آتی مورد توجه قرار گرفته است لذا معادله شماره (۱۱) با وارد کردن متغیر اقلام تعهدی (ACC) طراحی می‌گردد.

معادله شماره (۱۱):

$$\begin{aligned} RETSB_{t+1} = & \alpha_0 + \beta_1 ACC + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_{21} \Delta NOA_t * ACC + \\ & \beta_3 \Delta FIN_t + \beta_{31} \Delta FIN_t * ACC + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

فرضیه فرعی شماره (۴): بررسی تاثیر افزایش دقت پیش بینی‌های جریان نقد در گذشته بر کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی در گامی دیگر از پژوهش، فرضیه فرعی چهارم بر مبنای تاثیر افزایش دقت این پیش بینی‌ها در گذشته بر کاهش ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده‌های آتی مورد توجه قرار گرفته است لذا معادله شماره (۱۲) پژوهش با وارد کردن متغیر اقلام تعهدی (ACC) در معادله شماره (۲) به شرح زیر طراحی می‌گردد.

$$RETSB_{t+1} = \gamma_0 + \delta_1 ACC + \delta_1 ROA_t + \delta_2 \Delta WC_t + \delta_2 \Delta WC_t * ACC + \delta_3 \Delta NCO_t + \delta_3 \Delta NCO_t * ACC + \delta_4 \Delta FIN_t + \delta_4 \Delta FIN_t * ACC + \varepsilon_{t+1}$$

جامعه آماری و نمونه گیری

جامعه آماری این پژوهش را شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سالهای ۱۳۸۸-۱۳۹۳ به استثنای موسسات مالی و اعتباری و بانکها و بیمه تشکیل می دهند. انتخاب نمونه آماری نیز از طریق اعمال محدودیتهای زیر و با روش تصادفی ساده انجام شده است، بدین ترتیب ۱۰۰۸ سال - شرکت به عنوان نمونه آماری تعیین شده است. داده های مورد استفاده در پژوهش با استفاده از نرم افزارهای ره آورد نوین جمع آوری شده است.

۱. از سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۲. تا پایان سال ۱۳۹۳ در بورس حضور داشته باشند و طی این سالها حذف نشده باشند.
۳. طی سالهای مورد بررسی تغییر سال مالی نداشته باشند.

یافته های پژوهش

آمار توصیفی

در جدول شماره ۱ آماره توصیفی متغیرهای مورد آزمون به تفکیک ارایه شده است. میانگین متغیر وابسته بازده تعدیل شده (RETSB) در حدود ۲۹٫۹۸ درصد است. میانگین تغییر خالص در سرمایه در گردش (WC) برابر با ۲۳۰۸۶۳ میلیون ریال است که افزایش دارایی های عملیاتی جاری نسبت به بدهی های عملیاتی جاری را در کل نمونه آماری پژوهش نشان می دهد. میانگین تغییر در خالص دارایی های عملیاتی غیر جاری (NCO) نیز برابر با ۱۲۱۵۳۳۸ میلیون ریال است که کمتر بودن بدهی های عملیاتی غیر جاری را نسبت به داراییهای عملیاتی غیر جاری نشان می دهد و می توان نتیجه گرفت که در کل نمونه آماری دارایی های غیر جاری پوشش بدهی های عملیاتی غیر جاری را می دهد. از طرفی میانگین متغیر تغییر در خالص دارایی های عملیاتی (NOA) برابر با ۱۷۴۲۱۳۰ میلیون ریال است که در واقع میانگین مجموع تغییر در خالص دارایی های عملیاتی غیر جاری و تغییر در خالص سرمایه در گردش را نشان می دهد.

جدول شماره ۱: آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی

LAT_ER	LAUM	RETB	NOA_START	NOA_LAUM	NOA_LATER	NOA_END	NOA_DD	WC_CFF	WC_LATER	WC	VOL	START	ROA	
۰.۴۰۵۷۵۴	۱۲۰۷۱۵۰	۲۹.۹۸۵۲۵	۲۶۷۰۷۲۳	۹.۵۲E+۱۰	۸۸۴۶۳۶.۸	۱۰۸۰۱۱۹	۲.۵۵E+۱۲	۱۷۲۳۵۶.۴	۱۷۲۳۵۶.۴	۲۲۰۸۶۲.۲	۰	۰.۱۵۱۷۸۶	۰.۱۶۳۴۶۴	میانگین
۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۱۵۰۹۱۲۱	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۸.۰۲E+۰۹	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۱۰۴۲۴۶.۵	۰.۲۵۶۹۸۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۱۴۰۸۷۹	میانه
۱.۰۰۰۰۰۰	۲۷۴۴۹۷۷.	۴۲۱.۴۷۰۱	۵۸۶۹۶۰.۴۱	۴.۵۷E+۱۳	۸۶۵۰۸۶۹	۷۷۴۷۰۴۵.	۲.۳۵E+۱۵	۲۴۹۷۲۸۲۳	۲۴۹۷۲۸۲۳	۲۴۹۷۲۸۲۳	۲۱۱.۸۸۷۱	۱.۰۰۰۰۰۰	۰.۷۰۸۰۵۶	ماکسیم
۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	-۵۳	-۲۱۶۶۹۲۰	-۱.۶۹E+۱۰	-۱۱۸۲۴۴۹۹	۰.۰۰۰۰۰۰	۷.۸۷E+۱۴	-۲۱۹۰۰۲۳۳	-۲۱۹۰۰۲۳۳	-۲۱۹۰۰۲۳۳	-۵۵۲	۰.۰۰۰۰۰۰	۰	مینیم
۰.۴۹۱۲۸۱	۱۸۵۵۵۹.۲	۵۴.۹۲۴۶۱	۲۵۱۸۷۶۲.	۱.۹۱E+۱۲	۵۳۸۱۲۴۸.	۲۵۲۴۷۶۰	۱.۰۹E+۱۴	۲۱۸۲۸۹۶.	۲۱۸۲۸۹۶.	۲۸۲۱۷۹۵.	۱۷.۶۶۰۱۶	۰.۳۵۸۹۹۱	۰.۱۳۴۱۱۲	انحراف معیار
۰.۳۸۲۸۶۵	۱۸۰۴۵۳۹	۲.۳۹۴۳۵	۱۷.۵۱۹۴۴	۲۱.۸۲۹۲۲	۱۰.۶۲۷۷۴	۲۹.۰۰۴۰۷	۱۲.۷۷۵۱۸	-۱	-۱	-۱	-۳۰	۱.۹۴۰۹۲۳	۰.۷۰۵۶۰۰	چولگی
۱.۱۴۷۲۵۲	۲۴۰۵۹۱۶	۱۱.۵۲۷۰۸	۲۵۵.۴۳۳۴	۴۸۸.۵۵۰۷	۱۳۴.۱۷۵۸	۸۷۹.۱۸۹۹	۲۵۹.۴۹۳۹	۱۱۵.۰۰۷۵	۱۱۵.۰۰۷۵	۵۱.۲۰۷۹۵	۹۵۲.۹۸۲۲	۴.۷۶۷۱۸۳	۳.۹۴۶۰۸۲	کشدگی
۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	مشاهدات
FIN_LAUM	FIN_START	LMCAP	CAPITAL_IN	CFF	CONT	CYCLE	DD	END	NOA_CONT	NOA_CFF	NOA	NCO	ABSACC	
۵.۴۵E+۱۰	۱۶۵۴۲.۲	۵.۹۸۳۳۵	۱.۴۴۹۵۹	۰.۴۰۵۷۵۴	۰.۲۵۶۹۴۴	۳۶۵۰۵۱۰	-۴۵۹۴۲۵	۰.۰۰۳۶۸	۶۲۶۱۴۹.۶	۸۸۴۶۳۶.۸	۱۷۴۲۱۳۰	۱۲۱۵۳۳۸.	۰.۴۵۱۰۷۰	میانگین
۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۵.۹۲۴۵۳	۱.۲۱۴۳۲	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۲۴۰۱۹۹۰	-۴۴۸۳۵	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۲۶۳۷۸۷.۵	۱۴۱۰۲۹۰	۰.۴۶۵۲۱۶	میانه
۶.۶۵E+۱۳	۱۷۲۱۷۲۳۹	۸۱.۹۲۰۸۸	۶۶۶.۵۷۴۳	۱.۰۰۰۰۰۰	۱.۰۰۰۰۰۰	۱.۰۴E+۰۹	۳۳۵.۲۰۳۸	۱.۰۰۰۰۰۰	۸۶۵۰۸۶۹	۸۶۵۰۸۶۹	۸۶۵۰۸۶۹	۵۹۰۳۸۸۸	۰.۹۹۸۹۶۳	ماکسیم
-۷.۱۹E+۱۳	-۱۴۹۸۶۲۲	۴.۴۳۷۰۱	-۷۱۲	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	-۴۲۸۷۶۶۵	-۲۸۰۷۱۷۲	۰.۰۰۰۰۰۰	-۱۱۸۲۴۴۹۹	-۱۱۸۲۴۴۹۹	-۱۱۸۲۴۴۹۹	-۲۹۷۲۱۰۶	-۱	مینیم
۳.۷۰E+۱۲	۷۷۵۵۷.۸	۰.۶۸۴۸۸	۳۸۰۶۳۰۵	۰.۴۹۱۲۸۱	۰.۴۳۷۱۶۵	۴۴۲۶۸۵۴۴	۲۵۵۱۶۳.	۰.۰۶۲۴۰۰	۴۷۹۵۴۲۰.	۵۳۸۱۲۴۸.	۶۴۲۰۷۰۵	۴۷۲۷۸۴۰.	۰.۲۶۷۱۷۱	انحراف معیار
۳.۷۵۴۳۵	۴.۸۲۶۷۳۳	۰.۶۸۰۱۰۰	-۱۱	۰.۳۸۲۸۶۵	۱.۱۱۲۵۱۲	۱۶.۳۷۰۳۸	-۱	۱۵.۷۷۹۸۶	۱۲.۷۶۱۰۲	۱۰.۶۳۷۷۴	۷.۱۴۵۵۴	۷.۰۰۲۵۵۸	-۱	چولگی
۳۲۷.۲۵۶۱	۳۸۴.۹۸۳۷	۳.۵۲۷۰۹	۲۲۲.۹۰۰۲	۱.۱۴۷۲۵۲	۲.۲۳۷۶۸۶	۳۰.۸۱۱۴۶	۳۶.۳۹۳۱	۲۵۰۰۰۴۰	۱۸۹.۷۲۴۵	۱۳۴.۱۷۵۸	۶۸.۲۱۸۶۹	۶۲.۲۰۰۰۲	۵.۸۷۵۰۳۳	کشدگی
۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	۱۰۰۸	مشاهدات

نتایج آزمون فرضیه‌ها

آزمون فرضیه اول بر اساس معادله شماره (۱)

اگر رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام بدون توجه به تاثیر پیش بینی‌های جریان نقد در طول دوره نمونه تحقیق کاهش یابد آنگاه انتظار می‌رود که ضریب β_2 و β_3 در معادله (۱) معنادار و منفی باشد حال آنکه نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که احتمال آزمون t برای ضریب ثابت و ضرایب متغیر بازده داراییها کوچکتر از ۰.۵٪ است. لذا ناهنجاری اقلام تعهدی بدون توجه به تاثیر پیش بینی‌های جریان نقد در طول دوره نمونه تحقیق کاهش نمی‌یابد.

جدول شماره ۲: نتایج آزمون معادله شماره ۱

$RETSB_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \varepsilon_{t+1}$				
متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
C	۱۸۸۰۶۸۵	۲۷۰۳۳۲۴	۶۹۵۶۹۳۵	۰
ROA	۷۲۶۹۵۳۹	۱۲۷۵۴۹۳	۵۶۹۹۳۹۷	۰
NOA	-۴۱۲	۲۶۷	-۱۵۴۷۱۴۸	۰.۱۲۲۱
FIN	۷۳۷	۷۵	۰۹۸۲۲۵۴	۰.۳۲۶۲
ضریب تعیین	۰.۰۳۳۲۵۳	f آماره	۱۱.۵۱۱۶۳	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۰۳۰۳۶۵	F احتمال	۰	۲.۴۰۱۷۴۹

آزمون فرضیه اول بر اساس معادله شماره (۲)

معادله شماره (۲) نیز در جهت بررسی کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی در طول دوره نمونه بدون در نظر گرفتن تاثیر پیش بینی‌های جریان نقد بر ناهنجاری اقلام تعهدی طراحی گردیده است، اگر رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام بدون در نظر گرفتن تاثیر پیش بینی‌های جریان نقد در طول زمان کاهش یابد آنگاه انتظار می‌رود که ضرایب δ_2 ، δ_3 و δ_4 در مدل معنادار و منفی باشد حال آنکه نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که احتمال آزمون t برای ضریب ثابت و ضرایب متغیر بازده داراییها کوچکتر از ۰.۵٪ است. لذا، ناهنجاری اقلام تعهدی بدون در نظر گرفتن تاثیر پیش بینی‌های جریان نقد در طول زمان کاهش نمی‌یابد.

جدول شماره ۳: نتایج آزمون معادله شماره ۲

$RETSB_{t+1} = \gamma_0 + \delta_1 ROA_t + \delta_2 \Delta WC_t + \delta_3 \Delta NCO_t + \delta_4 \Delta FIN_t + \varepsilon_{t+1}$				
متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آزمون t
C	۱۸.۶۷۰۴۲	۲.۷۳۶۳۸۵	۶.۸۳۳۰۲۴	۰
ROA	۷۳.۴۴۲۶۵	۱۲.۹۶۲۶۷	۵.۶۶۵۷۰۵	۰
WC	-۴.۶۶	۶.۳	-۰.۷۳۹۴۱۹	۰.۴۵۹۸
NCO	-۴.۹۱	۳.۶۴	-۱.۳۵۰۰۴۲	۰.۱۷۷۳
FIN	۷.۱۸	۷.۵۶	۰.۹۴۹۰۵۸	۰.۳۴۲۸
ضریب تعیین	۰.۰۳۳۶۶۹	آماره f	۸.۷۳۶۷۷۳	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۰۲۹۸۱۶	احتمال F	۰.۰۰۰۰۰۱	۲.۴۰۲۴۱۱

آزمون فرضیه دوم بر اساس معادله شماره (۳)

اگر قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی با وجود پیش بینی‌های جریان نقد کاهش یابد آنگاه انتظار می‌رود که ضرایب متغیرهای تعاملی $NOA * LATER$ و $FIN * LATER$ یعنی β_{21} ، β_{31} به طور معناداری مثبت باشد. نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی با وجود پیش بینی‌های جریان نقد کاهش نمی‌یابد.

جدول شماره ۴: نتایج آزمون معادله شماره ۳

$RETSB_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \alpha_1 LATER + \beta_{21} \Delta NOA_t * LATER + \beta_{31} \Delta FIN_t * LATER + \varepsilon_{t+1}$				
متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آزمون t
C	۱۴.۶۷۸۳۶	۲.۹۸۸۷۹۴	۴.۹۱۱۱۳۲	۰
ROA	۶۸.۸۲۴۴۹	۱۲.۷۶۸۰۶	۵.۳۹۰۳۶۴	۰
NOA	-۱.۶۹	۴.۶۷	-۰.۳۶۲۷۳۱	۰.۷۱۶۹
FIN	۹	۸.۳۱	۱.۰۸۲۵۹۴	۰.۲۷۹۲
LATER	۱۱۶.۰۶۹۲	۳۶.۰۶۹۲	۳.۲۱۷۹۶	۰.۰۰۱۳
NOA_LATER	-۴.۰۳	۵.۶۸	-۰.۷۰۹۲۳۱	۰.۰۴۷۸
FIN_LATER	-۹.۰۴	۱.۹	-۰.۴۷۴۶۰۵	۰.۶۳۵۲
ضریب تعیین	۰.۱۴۳۳۹۵	آماره F	۷.۵۶۸۰۷۵	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۱۳۷۶۶۱	احتمال F	۰	۲.۱۹۶۸۰۷

آزمون فرضیه دوم بر اساس معادله شماره (۴)

در این بخش نیز کاهش قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی بر مبنای معادله شماره (۴) با این تفاوت که مجموع متغیرهای تغییر در سرمایه در گردش (WC) و تغییر در خالص داراییهای عملیاتی غیر جاری (NCO) جایگزین متغیر تغییر در خالص داراییهای عملیاتی (NOA) در معادله شماره (۳) شده است، مورد ارزیابی واقع می‌گردد. اگر قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی با وجود پیش بینی‌های جریان نقد کاهش یابد آنگاه انتظار می‌رود که ضریب متغیرهای تعاملی $FIN * LATER$ ، $WC * LATER$ به طور معناداری مثبت باشد. نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که احتمال آزمون t برای ضریب ثابت و ضرایب متغیر بازده داراییها، $LATER$ و $FIN * LATER$ کوچکتر از ۵٪ است براین اساس طبق معادله شماره ۴ قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی با وجود پیش بینی‌های جریان نقد کاهش نمی‌یابد.

جدول شماره ۵: نتایج آزمون معادله شماره ۴

$$RETSB_{t+1} = \gamma_0 + \delta_1 ROA_t + \delta_2 \Delta WC_t + \delta_3 \Delta NCO_t + \delta_4 \Delta FIN_t + \gamma_1 LATER + \delta_2 \Delta WC_t * LATER + \delta_3 \Delta WC_t * LATER + \delta_4 \Delta FIN_t * LATER + \epsilon_{t+1}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
C	۱۴.۸۷۲۸۲	۲.۹۸۰۶۶۶	۴.۹۸۹۷۶۴	۰
ROA	۶۹.۸۳۸۲۷	۱۲.۹۷۹۰۸	۵.۳۸۰۸۳۴	۰
WC	-۵.۰۳	۹.۶۳	-۰.۵۲۲۶۸۷	۰.۶۰۱۳
NCO	-۵.۲۹	۳.۶۹	-۱.۴۳۴۲۷۲	۰.۱۵۱۸
WC_LATER	۹.۲۲	۱.۲۶	۰.۰۰۷۳۱۷	۰.۹۹۴۲
LATER	۱۰.۹۸۱۱۲	۳.۴۹۰۷۰۳	۳.۱۴۵۸۱۹	۰.۰۰۱۷
FIN	۸.۶۵	۸.۳۶	۱.۰۳۴۰۷۴	۰.۳۰۱۴
FIN_LATER	-۹.۳۴	۱.۹۲	-۰.۴۸۵۵	۰.۰۲۷۴
ضریب تعیین	۰.۱۴۳۴۰۵		۶.۴۸۲۰۲۲	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۱۳۶۷۰۹		۰	۲.۲۹۴۵۱۷

بررسی ارتباط بین ویژگی‌های شرکت و پیش بینی‌های جریان نقد بر اساس معادله شماره (۵)

اگر ویژگی‌های شرکت موثر بر پیش بینی‌های جریان نقد باشد آنگاه متغیرهای مذکور می‌بایست در مدل معنادار و مثبت باشد. با توجه به نتایج آزمون متغیرهای نوسان سود، چرخه وجه نقد، شدت سرمایه و خالص ارزش کل اقلام تعهدی در مدل باقی نمی‌ماند بنابراین ویژگی‌های شرکت موثر بر پیش بینی‌های جریان نقد نمی‌باشد.

جدول شماره ۶: نتایج آزمون معادله شماره ۵

$$Pr(CFF = 1) = \alpha_0 + \beta_1 VOL + \beta_2 CYCLE + \beta_3 CAPINT + \beta_4 ABSACC + \beta_5 LMCAP + \epsilon$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
α_0	۰.۰۹۴۱۵	۶۶۶	۱.۵	۰.۰۶۳۱
VOL	-۶.۰۷	۲.۳۵	-۰.۲۵۸۳۶۳	۰.۷۹۶۳
CYCLE	۱.۶۲	۱.۲۶	۱.۲۷۹۱	۰.۲۰۱۶
LMCAP	-۲.۱۵	۱.۰۷	-۲۰.۰۲۱۵۵	۰
ABSACC	-۱.۶۸	۲.۷۵	-۰.۰۰۶۱۱۴	۰.۹۹۵۱
CAPINT	-۶.۳۸	۶.۹۱	-۰.۰۹۲۳۹۴	۰.۹۲۶۴
ضریب تعیین	۰.۰۴۳۴۰۵		۶.۴۸۲۰۲۲	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۰۳۶۷۰۹		۰	۲.۱۸۴۵۱۷

آزمون فرضیه سوم بر اساس معادله شماره (۶)

با توجه به توضیحات ارائه شده در فوق اگر پیش بینی‌های جریان نقد موجب شود ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده های آتی سهام کمتر گردد آنگاه انتظار می‌رود که ضرایب متغیرهای تعاملی $CFF * FIN$ و $CFF * NOA$ یعنی β_{31} ، β_{21} معنادار و مثبت باشد. حال آنکه نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که انتشار پیش بینی‌های جریان نقد موجب نمی‌شود ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده های آتی سهام کمتر گردد. البته فرضیه اول بر اساس معادله شماره (۷) نیز مورد آزمون قرار گرفته است.

جدول شماره ۷: نتایج آزمون معادله شماره ۶

$$RETSB_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \alpha_1 CFF + \beta_2 \Delta NOA_t * CFF + \beta_3 \Delta FIN_t * CFF + \varepsilon_{t+1}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آزمون t
α_0	۱۴۶۷۸۳۶	۲۹۸۸۷۹۴	۴۹۱۱۱۳۲	۰
CFF	۱۱۶۰۶۹۲	۳۶۰۶۹۲	۳۲۱۷۹۶	۰.۰۰۱۳
ROA	۶۸۸۲۴۴۹	۱۲.۷۶۸۰۶	۵۳۹۰۳۶۴	۰
NOA	-۱۶۹	۴۶۷	-۰.۳۶۲۷۳۱	۰.۷۱۶۹
FIN	۹	۸.۳۱	۱.۰۸۲۵۹۴	۰.۲۷۹۲
FIN_CFF	-۹.۰۴	۱.۹	-۰.۴۷۴۶۰۵	۰.۶۳۵۲
NOA_CFF	-۴.۰۳	۵.۶۸	-۰.۷۰۹۲۳۱	۰.۴۷۸۳
ضریب تعیین	۰.۰۴۳۳۹۵		۷.۵۶۸۰۷۵	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۰۳۷۶۶۱			۲.۱۶۳۵۸۰۷

آزمون فرضیه سوم بر اساس معادله شماره (۷)

در این بخش از تجزیه و تحلیل آماری، فرضیه سوم پژوهش مجدد از طریق معادله شماره (۷) مورد آزمون قرار می‌گیرد در معادله مربوطه جهت افزایش دقت در آزمون، مجموع متغیرهای تغییر در سرمایه در گردش (WC) و تغییر در خالص داراییهای عملیاتی غیر جاری (NCO) جایگزین متغیر تغییر در خالص داراییهای عملیاتی (NOA) شده است. با توجه به توضیحات ارائه شده در فوق اگر پیش بینی‌های جریان نقد موجب شود ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده‌های آتی سهام کمتر گردد آنگاه انتظار می‌رود که ضرایب متغیرهای تعاملی $FIN * CFF$ و $WC * CFF$ یعنی δ_4 ، δ_3 معنادار و مثبت باشد. ضریب برآوردی $WC * CFF$ در معادله مثبت و معنادار است و براین اساس می‌توان گفت انتشار پیش بینی‌های جریان نقد، ارتباط بین بازده‌های آتی و ارقام تعهدی در زمان انتشار پیش بینی‌های جریان نقد کمتر منفی است. نتایج آزمون معادله (۷) بیانگر اثبات فرضیه سوم پژوهش است و نشان می‌دهد انتشار پیش بینی‌های جریان نقد موجب می‌شود ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده‌های آتی سهام کمتر شود.

جدول شماره ۸: نتایج آزمون معادله شماره ۷

$$RETSB_{t+1} = \gamma_0 + \delta_1 ROA_t + \delta_2 \Delta WC_t + \delta_3 \Delta NCO_t + \delta_4 \Delta FIN_t + \gamma_1 CFF + \delta_2 \Delta WC_t * CFF + \delta_3 \Delta NCO_t * CFF + \delta_4 \Delta FIN_t * CFF + \varepsilon_{t+1}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آزمون t
Y_{-0}	۱۴.۸۷۲۸۲	۲.۹۸۰۶۶۶	۴.۹۸۹۷۶۴	۰
ROA	۶۹.۸۳۸۲۷	۱۲.۹۷۹۰۸	۵.۳۸۰۸۳۴	۰
WC	-۵.۰۳	۹.۶۲	-۰.۵۲۲۶۸۷	۰.۰۳۱۳
NCO	-۵.۲۹	۳.۶۹	-۱.۴۳۴۲۷۲	۰.۱۵۱۸
CFF	۱۰.۹۸۱۱۲	۳.۴۹۰۷۰۳	۳.۱۴۵۸۱۹	۰.۰۰۱۷
FIN	۸.۶۵	۸.۳۶	۱.۰۳۴۰۷۴	۰.۰۰۱۴
WC_CFF	۹.۲۲	۱.۲۶	۰.۰۰۷۳۱۷	۰.۰۴۴۲
FIN_CFF	-۹.۳۴	۱.۹۲	-۰.۴۸۵۵	۰.۰۲۷۴
ضریب تعیین	۰.۱۴۳۴۰۵		۶.۶۸۲۰۲۲	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۱۳۶۷۰۹			۲.۴۲۶۵۳

آزمون معادله شماره (۸): بررسی تاثیر پیش بینی های جریان نقد، کیفیت سود حسابداری و تامین مالی توسط مدیریت بر ناهنجاری ارقام تعهدی در زمان ارائه پیش بینی های جریان نقد

اگر ارایه پیش بینی های جریان نقد، موجب شود که ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده های آتی سهام کمتر شود. آنگاه انتظار می رود که متغیرهای تعاملی $NOA * CFF$ مثبت و معنادار باشد. همچنین اگر متغیر تعاملی $NOA * LAUM$ مثبت و معنادار باشد می توان گفت که افزایش تامین مالی توسط مدیران موجب کاهش ناهنجاری ارقام تعهدی می شود. و از سوی دیگر اگر بهبود کیفیت سود موجب شود که ناهنجاری ارقام تعهدی کاهش یابد آنگاه انتظار می رود که ضریب متغیر تعاملی $NOA * DD$ به طور معناداری مثبت باشد حال آنکه نتایج حاصل از تخمین نشان می دهد که احتمال آزمون t برای ضریب ثابت و ضرایب متغیرهای بازده داراییها و CFF کوچکتر از ۵٪ است. طبق نتایج آزمون معادله شماره ۸ ارایه پیش بینی جریان نقد، بهبود کیفیت سود و افزایش تامین مالی توسط مدیران موجب نمی شود که ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده های آتی سهام کمتر شود.

جدول شماره ۹: نتایج آزمون معادله شماره ۸

$RETSB_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \alpha_1 CFF + \beta_2 \Delta NOA_t * CFF + \beta_3 \Delta FIN_t * CFF + \alpha_2 LAUM + \beta_{22} \Delta NOA_t * LAUM + \beta_{32} \Delta FIN_t * LAUM + \alpha_3 DD + \beta_{23} \Delta NOA_t * DD + \beta_{33} \Delta FIN_t * DD + \varepsilon_{t+1}$				
متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
α_0	۱۴.۴۳۳۷۶	۳۶۹	۴.۷۷۹۱۲۵	۰
ROA	۰.۰۰۴	۱۲.۸۴۰۸۱	۵.۳۵۸۰۷۷	۰
NOA	۳	۴.۷۶	-۰.۲۷۳۵۰۳	۰.۷۸۴۵
CFF	۱۱.۸۳۹۳	۳۳۵	۳۳۳	۰.۰۰۱۱
DD	۴	۶.۶۴	-۰.۶۱۸۱۴۵	۰.۵۳۶۶
LAUM	۱.۴۲	۲.۷۹	۰.۵۰۸۳۶۵	۰.۶۱۱۳
IN	۲.۸۸	۱.۰۲	۰.۲۸۳۷۷۴	۰.۷۷۶۶
NOA*LAUM	۸	۲.۵۷	-۰.۷۰۱۲۱۸	۰.۴۸۳۳
NOA*DD	۳	۲.۳۷	۰.۶۹۴۱۲۹	۰.۴۸۷۸
NOA*CFF	۵	۹	۳۳۷	۰.۳۳۴۱
IN*LAUM	۳	۱.۱۳	-۰.۸۶۳۶۳	۰.۳۸۸
IN*DD	۴	۱.۱۹	-۰.۹۵۷۱۴۷	۰.۳۳۸۷
IN*CFF	۵.۰۸	۲.۲۵	۰.۲۲۵۶۹۲	۰.۸۲۱۵
ضریب تعیین	۰.۰۴۵۴۵۹		۳.۹۴۸۷۹۸	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۰۳۳۹۴۷		۰.۰۰۰۰۰۶	۱.۵۹۵۶۰۸
				احتمال F

آزمون فرضیه ۳-۳۱-۲ بر اساس معادله شماره (۹)

در این بخش فرضیه فرعی اول و دوم پژوهش بر اساس معادله شماره (۹) مورد آزمون قرار گرفته است. اگر شروع ارایه پیش بینی جریان نقد موجب شود که ناهنجاری ارقام تعهدی کمتر شود آنگاه انتظار می رود که ضریب متغیرهای تعاملی $NOA * START$ و $FIN * START$ مثبت و معنادار باشد و اگر عدم ارایه پیش بینی جریان نقد موجب شود ناهنجاری ارقام تعهدی بیشتر شود آنگاه انتظار می رود که ضریب متغیرهای تعاملی $NOA * END$ و $FIN * END$ معنادار باشد. از طرفی اگر انتشار پیش بینی های جریان نقد در زمان مابین شروع و خاتمه انتشار پیش بینی های جریان نقد موجب شود که ناهنجاری ارقام تعهدی کاهش یابد آنگاه انتظار می رود که متغیرهای تعاملی $NOA * CONT$ و $FIN * CONT$ مثبت و معنادار باشد. طبق نتایج جدول شماره ۱۰ فرض فرعی اول مبنی بر تاثیر شروع پیش بینی های جریان نقد بر کاهش ناهنجاری ارقام تعهدی

پذیرفته نمی شود و از طرفی دیگر فرضیه فرعی دوم نیز مبنی بر تاثیر عدم ارائه پیش بینی های جریان نقد بر افزایش ناهنجاری ارقام تعهدی پذیرفته نمی شود. جدول شماره ۱۰: نتایج آزمون معادله شماره ۹

$$RETSB_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_3 \Delta FIN_t + \alpha_1 START + \beta_{21} \Delta NOA_t * START + \beta_{31} \Delta FIN_t * START + \alpha_2 CONT + \beta_{22} \Delta NOA_t * CONT + \beta_{32} \Delta FIN_t * CONT + \alpha_3 END + \beta_{23} \Delta NOA_t * END + \beta_{33} \Delta FIN_t * END + \varepsilon_{t+1}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
C	۱۴.۹۹۲۲۳	۲.۸۷۸۰۷۱	۵.۲۰۹۱۲۶	.
CONT	۳۰.۴۳۰۴۴	۳.۹۹۶۳۷۴	۷.۶۱۴۵۱۴	.
END	-۲۷.۸۲۸۱۶	۳۵.۴۹۵۴۸	-۰.۷۸۳۹۹۲	-۰.۴۳۳۲
NOA_START	۴.۹۲	۸.۰۴	۰.۶۱۱۳۹۷	-۰.۵۴۱۱
ROA	۶۸.۷۰۸۸۲	۱۲.۳۱۳۲۸	۵.۵۸۰۰۶۱	.
START	-۲۱.۱۷۷۴۷	۴.۸۶۷۵۱	-۴.۳۵۰۷۸	.
NOA_END	۶.۰۳	۲.۲۸	۰.۲۶۴۱۶۸	۰.۷۹۱۷
NOA_CONT	-۹	۵.۶۸	-۱.۵۸۵۱۱	-۰.۱۱۳۳
NOA	-۱.۴۷	۴.۴۸	-۰.۳۲۸۴۰۳	۰.۷۴۲۷
FIN_START	-۳.۱	۲.۲۵	-۱.۳۷۴۸۱۴	۰.۱۶۹۵
FIN_END	۲.۱۴	۷.۷۶	۰.۲۷۵۴۷۶	-۰.۷۸۳
FIN_CONT	۴.۲۵	۲.۷۱	۱.۵۶۷۷۹۴	۰.۱۱۷۲
FIN	۸.۶۲	۷.۹۷	۱.۰۸۱۷۱۴	-۰.۲۷۹۶
ضریب تعیین	۰.۱۲۵۰۳۴	آماره F	۱۱.۸۴۸۸۹	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۱۱۴۴۸۱	احتمال F	.	۲.۴۳۸۷۰۴

آزمون فرضیه ۳-۳ و ۳-۴ بر اساس معادله شماره (۱۰)، (۱۱) و (۱۲)

با توجه به توضیحات ارائه شده در بخش های پیشین و اثبات فرضیه اول پژوهش، مشخص گردید که انتشار پیش بینی های جریان نقد موثر بر کاهش ناهنجاری ارقام تعهدی می باشد، بنابراین انتظار می رود که افزایش دقت پیش بینی ها موجب کاهش ناهنجاری ارقام تعهدی شود بنابراین اگر ارایه دقیق تر پیش بینی جریان نقد موجب شود که ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده های آتی سهام کمتر شود آنگاه انتظار می رود که ضریب متغیر تعاملی $FIN*ACC$ و $NOA*ACC$ مثبت و معنادار باشد. حال آنکه نتایج آزمون فرضیه فرعی ۳ و ۴ نشان می دهد، ارایه دقیق تر پیش بینی جریان نقد موجب نمی شود ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده های آتی سهام کمتر شود.

جدول شماره ۱۱: نتایج آزمون معادله شماره ۱۱

$$RETSB_{t+1} = \alpha_0 + \beta_1 ACC + \beta_1 ROA_t + \beta_2 \Delta NOA_t + \beta_{21} \Delta NOA_t * ACC + \beta_3 \Delta FIN_t + \beta_{31} \Delta FIN_t * ACC + \varepsilon_{t+1}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
C	۱۸.۶۵۸۶۷	۳.۷۹۷۲۱۸	۶.۶۷۰۴۴	.
ACC	۴.۷۲	۲.۶۳	۰.۱۷۹۵۷۷	۰.۸۵۷۵
NOA	-۵.۶۹	۳.۹۱	-۱.۴۵۵۴۱۸	۰.۱۴۵۹
ROA	۷۳.۴۳۶۸۶	۱۲.۸۲۴۷۲	۵.۷۲۶۱۹۶	.
FIN	۸.۴۵	۸.۰۸	۱.۰۴۶۸۷۴	۰.۳۹۵۴
FIN_ACC	-۲.۳۹	۶.۵۶	-۰.۳۶۴۰۹۷	۰.۷۱۵۹
NOA_ACC	۶.۲۳	۱.۱۱	۰.۵۵۹۶۴۱	۰.۵۷۵۸
ضریب تعیین	۰.۰۳۳۸۲۲	آماره F	۵.۸۴۱۹۹۹	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۰۲۸۰۴۱	احتمال F	۰.۰۰۰۰۰۵	۲.۴۰۳۰۳۶

در آزمون فرضیه فرعی چهارم اگر ارایه دقیق تر پیش بینی جریان نقد در گذشته موجب شود ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده های آتی سهام کمتر شود. آنگاه انتظار می رود که ضرایب متغیرهای تعاملی $FIN*ACC$ ، $NCO*ACC$ و $WC*ACC$ مثبت و معنادار باشد. اما آماره t متغیر ACC ، متغیرهای تعاملی $FIN*ACC$ ، $NCO*ACC$ و $WC*ACC$ و WC و FIN بیشتر از

۵٪ است؛ بنابراین ارایه دقیق تر پیش بینی جریان نقد در گذشته موجب نمی شود ارتباط منفی بین جزء تعهدی سود و بازده های آتی سهام کمتر شود.

جدول شماره ۱۲: نتایج آزمون معادله شماره ۱۲

$$RETSB_{t+1} = \gamma_0 + \delta_1 ACC + \delta_1 ROA_t + \delta_2 \Delta WC_t + \delta_{21} \Delta WC_t * ACC + \delta_3 \Delta NCO_t + \delta_{31} \Delta NCO_t * ACC + \delta_4 \Delta FIN_t + \delta_{41} \Delta FIN_t * ACC + \varepsilon_{t+1}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
C	۱۸.۴۰۰۸۳	۲.۸۲۰۹۱	۶.۵۲۳۰۱۴	۰
ACC	۹.۴۷	۲.۳۹	۰.۳۹۵۵۹۴	۰.۶۹۲۵
NCO	-۸.۲۳	۴.۹۱	-۱.۶۷۳۹۰۴	۰.۰۹۴۵
ROA	۷۵.۳۹۶۵۱	۱۳.۰۶۷۷۱	۵.۷۶۹۶۸۱	۰
WC	-۵.۶۵	۷.۳۴	-۰.۷۶۹۷۹۷	۰.۴۴۱۶
FIN	۶.۸۸	۸.۲	۰.۸۳۸۷۵۱	۰.۴۰۱۸
FIN_ACC	۳.۷	۶.۷۴	۰.۰۰۵۴۹۴	۰.۹۹۵۶
NCO_ACC	۳.۰۷	۲.۰۱	۱.۵۲۹۴۳۶	۰.۱۲۶۵
WC_ACC	-۳.۸۸	۳.۳۶	-۱.۱۵۲۵۱۲	۰.۲۴۹۴
ضریب تعیین	۰.۰۳۶۳۶		۴.۷۱۱۸۲	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۰۲۸۶۴۳		۰.۰۰۰۰۱۱	۲.۴۰۳۸۲۲
	آماره F			
	احتمال F			

نتیجه گیری و پیشنهاد

هر سرمایه گذار برای حفظ و افزایش سرمایه خود به اطلاعاتی در ارتباط با عوامل موثر بر بازده سهام نیاز دارد. از آنجایی که سود با بازده سهام شرکتها در ارتباط است در رابطه با مفید بودن اجزای تعهدی سود برای ارزیابی شرکت گفته های متعددی وجود دارد؛ از یک سو هیات استانداردهای حسابداری مالی معتقد است که ارقام تعهدی برای ارزیابی سهام سودمند است، از طرف دیگر برخی از تحلیلگران مالی قابلیت اتکاء و مربوط بودن سود را به دلیل اجزای تعهدی آن مورد پرسش قرار می دهند. آنها این بحث را مطرح می کنند که مدیران تمایل دارند ارقام تعهدی را با به کارگیری روشهای مختلف مجاز برای تعدیل سود گزارش شده دستکاری کنند. از آنجائیکه ممکن است مدیران ارقام تعهدی را به منظور مدیریت سود، فرصت طلبانه دستکاری کنند، شناخت دقیق عوامل زمینه ساز رفتارهای فرصت طلبانه مدیران می تواند نتایج بهتری را به همراه داشته باشد، همچنین نتایج پژوهشهای انجام شده نشان می دهد بعلت بکارگیری سیستم تعهدی سودهای گذشته دارای محتوای اطلاعاتی بالایی است و سرمایه گذاران توجه بیش از اندازه ای نسبت به آن دارند. ارقام تعهدی رابطه معنادار معکوس با عملکرد شرکت، بازده عادی و غیر عادی آتی سهام دارد و جریان وجه نقد رابطه معنادار مستقیم با بازده آتی سهام دارد لیکن سرمایه گذاران در پیش بینی عملکرد آتی شرکت نسبت به پایداری اجزاء سود واکنش نادرست نشان می دهند که منجر به ایجاد رابطه منفی بین ارقام تعهدی و بازده آتی خواهد شد. نتایج فرضیه اول پژوهش بیانگر قیمت گذاری نادرست ارقام تعهدی و رابطه منفی بین ارقام تعهدی و بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار است و مطابق با نتایج پژوهش ژانگ (۲۰۰۷) و ماشرووالا (۲۰۰۶) و همکاران و بوبکری (۲۰۱۲) و آقایی (۱۳۹۲) و کرمی (۱۳۹۳) نشان می دهد که ضریب مربوط به قیمت گذاری ارقام تعهدی به طور قابل ملاحظه ای از ضریب مربوط به پیش بینی ارقام تعهدی بیشتر است که در نتیجه واکنش نادرست سرمایه گذاران به تغییرات ارقام تعهدی از جمله پایداری ارقام تعهدی رابطه منفی بین ارقام تعهدی با رشد سودهای آتی رخ می دهد و سهام شرکت بیش (کمتر) از واقع ارزش گذاری می شود که به آن قیمت گذاری نادرست گویند. همچنین کال و همکاران (۲۰۰۹) نشان دادند که ارائه پیش بینی های جریان نقد منجر به افزایش دقت پیش بینی های سود می شود بنابراین پیش بینی های جریان نقد به سرمایه گذاران در تشخیص قیمت گذاری نادرست ارقام تعهدی کمک می نماید ارایه اطلاعات از جریان نقد آتی می تواند منجر به کاهش واکنش نادرست سرمایه گذاران به تغییرات ارقام تعهدی و سرمایه گذاری ارقام تعهدی شود و قیمت گذاری نادرست اجزای سود را کاهش دهد. لیکن طبق نتایج فرضیه دوم پژوهش مبنی بر عدم تاثیر پیش بینی جریان نقد بر قیمت گذاری نادرست ارقام تعهدی که مغایر با نتایج پژوهش رادها کریشنان و مهندرام (۲۰۱۴) پیش بینی جریان نقد بعنوان

بخشی از اطلاعات مالی آتی شرکتها قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی بعنوان یکی از علت‌های ناهنجاری اقلام تعهدی را کاهش نمی‌دهد. نتایج فرضیه بیانگر عدم توجه سرمایه‌گذاران به اطلاعات مالی آتی در ارزیابی پایداری واستمرار سودهای جاری می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش نشان می‌دهد که افزایش دسترسی به اطلاعات پیش‌بینی‌های جریان نقد منجر به کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود؛ نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و بازده‌های آتی سهام برای شرکتهایی با پیش‌بینی جریان نقد ضعیف‌تر است. در فرضیه سوم تحقیق، زمانیکه که تغییر در سرمایه در گردش و تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیر جاری جایگزین خالص تغییر در داراییهای عملیاتی بعنوان جزئی از اقلام تعهدی گردید تاثیر پیش‌بینی‌ها بر کاهش ارتباط منفی جزء تعهدی سود ثابت شده است. اهمیت روزافزون مدیریت سرمایه در گردش باعث شده است درباره سطح مطلوب یا مورد انتظار از داراییهای جاری که با توجه به تغییرات در فروش واقعی و پیش‌بینی شده دستخوش تغییرات دائمی است به صورت مستمر تصمیماتی اتخاذ شود. لذا در پیش‌بینی‌های جریان نقد بر سرمایه در گردش تمرکز و دقت بیشتری اعمال می‌شود که بر پیش‌بینی سرمایه‌گذاران از عملکرد آتی شرکت تاثیرگذار است. نتایج فرضیه سوم مطابق با یافته‌های موهندرام (۲۰۱۴) و رادهاکریشنان و همکاران (۲۰۱۴)، مک‌لینز و کولین (۲۰۱۱) نشان می‌دهد با ارائه توأمان سودآوری و جریان‌های نقد آتی به‌طور ضمنی برآوردی درخصوص اجزاء سود ارائه می‌شود که بازارهای سرمایه را در پیش‌بینی عملکرد آتی شرکت یاری می‌نماید. از طرفی دیگر نتایج پژوهش موهندرام و کریشنان نشان داده است که قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی هنگامیکه جریان نقد برای اولین بار ارائه می‌شود به سرمایه‌گذاران کمک می‌نماید تا اقلام تعهدی سود را بهتر تشخیص دهند و در صورتیکه پیش‌بینی‌های جریان نقد قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی را کاهش دهد این اثر باید در زمانیکه پیش‌بینی‌ها برای اولین بار در دسترس قرار می‌گیرند آشکار شود و قیمت‌گذاری نادرست کاهش یابد و هنگامیکه برای مدت طولانی پیش‌بینی جریان وجه نقد ارائه نمی‌شود، قیمت‌گذاری نادرست و ناهنجاری اقلام تعهدی ادامه می‌یابد در صورتیکه نتایج حاصل از آزمون فرضیات فرعی اول و دوم مبنی بر تاثیر شروع و خاتمه پیش‌بینی‌های جریان نقد بر ناهنجاری اقلام تعهدی پذیرفته نشده است. نتایج پژوهش کریشنان و موهندرام نشان داده است اثر پیش‌بینی‌های جریان نقد بر کاهش قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی هنگامیکه پیش‌بینی‌ها دقیق‌تر است، قوی‌تر است. در صورتیکه طبق نتایج آزمون فرضیه فرعی سوم و چهارم دقت در پیش‌بینی جریان نقد منجر به کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی نشده است. که نتایج حاصل از آزمون بر خلاف نتایج حاصل از تحقیقات گیولی و همکاران (۲۰۰۹) و براون (۲۰۰۱) نتوانست تاثیر دقت پیش‌بینی‌های جریان نقد بر کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی را اثبات نماید.

همچنین نتایج پژوهشها نشان می‌دهد بین کیفیت افشاء و کارایی بازار و قیمت‌گذاری صحیح اجزاء سود و در نتیجه قیمت‌گذاری سهام رابطه مثبت وجود دارد. افزایش کیفیت سود منجر به افزایش آگاهی سرمایه‌گذاران از اطلاعات مربوط به شرکت می‌گردد و با توجه به فرضیه بازار کارا انتظار بر این است که این اطلاعات در قیمت‌گذاری سهام شرکت منعکس گردد و اطلاعات ارائه شده شرکتها توانایی سرمایه‌گذاران را در پیش‌بینی جریان‌های نقدی مورد انتظار افزایش دهد در نتیجه بازدهی سهام شرکت با کاهش واکنش نادرست سرمایه‌گذاران روال منطقی یابد و نوسانهای بازده غیر عادی سهام کاهش یابد. همچنین مطابق نتایج پژوهش فروغی (۱۳۹۲) از تاثیر کیفیت سود بر تغییرات بازده غیر متعارف بیانگر تاثیر معکوس کیفیت سود بر تغییرات بازده غیر متعارف سهام است. نتایج پژوهش قایمی و همکاران (۱۳۸۷) در ارتباط با نقش اقلام تعهدی در تشریح کیفیت سود نشان می‌دهد که بازده سهام شرکتها تحت تاثیر میزان اقلام تعهدی و اجزای مربوط به آن قرار دارد. همچنین نتایج پژوهش غلامرضا کردستانی (۱۳۸۹) نشان می‌دهد تامین مالی داخلی بر بازده غیرعادی آتی انباشته سهام، تاثیر منفی ندارند و وجود رابطه مثبت و معنا دار بین خالص داراییهای عملیاتی تامین شده از محل منابع داخلی با بازده غیرعادی انباشته سهام بیانگر این است که هر چه شرکتها منابع مالی داخلی بیشتری را صرف داراییهای عملیاتی کنند، ارزش شرکت افزایش بیشتری می‌یابد. طبق نتایج پژوهش از تاثیر همزمان متغیرهای بهبود کیفیت سود و افزایش تامین مالی توسط مدیران بر بازده‌های غیر عادی سهام نتایج پژوهش بیانگر عدم تاثیر متغیرهای مربوطه بر رابطه منفی اقلام تعهدی با بازده غیر عادی آتی می‌باشد که با نتایج پژوهش قایمی (۱۳۸۷) سلیمانی (۱۳۹۱) مبنی بر عدم تاثیر کیفیت سود بر بازده آتی سهام و

تاثیر اقلام تعهدی بر بازده سهام مطابق می باشد لیکن با نتایج پژوهش درک و میرز(۲۰۰۸) و لويس و رابینسون(۲۰۰۷) مغایر می باشد.

با توجه به نتایج پژوهش فرضیه اصلی، مبنی بر تاثیر پیش بینی های جریان نقد بر کاهش ارتباط منفی بین بازده های آتی سهام و جزء تعهدی سود به سرمایه گذاران توصیه می شود جهت دست یابی به بازده های مورد انتظار که هدف هر سرمایه گذاری در اوراق بهادار است به نقشی که پیش بینی جریان نقد در ارایه اطلاعات مالی آتی ایفا می کند توجه نمایند. تا رابطه بین اطلاعات ارایه شده و کارایی بازار ایجاد شود. پیش بینی جریان نقد منجر به اصلاح واکنش نادرست سرمایه گذاران در ارزیابی اجزای سود و کاهش نوسانات بازده آتی سهام می شود، در نتیجه ناهنجاری اقلام تعهدی بعنوان یکی از ناهنجاری بازار سرمایه که منجر به قیمت گذاری نادرست سهام و عدم کسب بازده های مورد انتظار می شود کاهش می یابد.

توصیه می شود در مطالعات آینده، تاثیر پیش بینی جریان نقد و کیفیت سود و روشهای تامین مالی بر قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی و ناهنجاری اقلام تعهدی بر مبنای استراتژی سنتی و نسبی به تفکیک صنعت و با افزایش سالهای مورد بررسی انجام شود. همچنین بررسی تاثیر پیش بینی جریان نقد بر قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی با در نظر گرفتن اینکه کدامیک از انواع اقلام تعهدی (جاری و بلند مدت یا اقلام تعهدی جاری و بلند مدت در برگیرنده قیمت گذاری اشتباه شدیدتری است. همچنین پیشنهاد می شود، رابطه ناهنجاری عایدات و ناهنجاری اقلام تعهدی با تاکید بر پیش بینی جریان نقد.

منابع و مواخذ

- ۱- آقایی، محمد علی؛ قادیکلایی، مهدیس، ۱۳۹۲. "بررسی میزان اطمینان سرمایه گذاران بورس اوراق بهادار تهران نسبت به پایداری اقلام تعهدی سود"
- ۲- اصول و ضوابط حسابداری و حسابرسی، (۱۳۹۱). استانداردهای حسابداری (استانداردهای شماره ۱ تا ۳۲)، کمیته تدوین استانداردهای حسابداری. تهران: سازمان حسابرسی، کمیته تدوین استانداردهای حسابداری، چاپ بیست و دوم.
- ۳- عرب مازار، محمد، صفرزاده، محمدرضا، (۱۳۸۶). "تفکیک سود و پیش بینی جریانهای نقدی عملیاتی آتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ۱۳۸۴-۱۳۷۶"، انتشارات دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۴، صفحات: ۱۱۱-۱۳۸.
- ۴- کرمی غلامرضا، مرشدزاده، مهناز، (۱۳۹۳). "ناهنجاری ناشی از عایدات، ناهنجاری ناشی از اقلام تعهدی و رابطه میان آن دو"، مجله دانش حسابداری، سال پنجم، شماره ۱۹، صفحه ۷ تا ۲۶
- ۵- حقیقت، حمید، ایرانشاهی، علی اکبر، (۱۳۸۹). "بررسی واکنش سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به جنبه های پایداری اقلام تعهدی"، پژوهش های حسابداری مالی، شماره پنجم، صص ۴۸-۳۱.
- ۶- کردستانی، غلامرضا، شاهسون، منیره، (۱۳۹۲). "مقایسه بازده اضافی سبد سهام تشکیل شده بر اساس اقلام تعهدی سنتی و نسبی (درصدی)"، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲، شماره ۳، صص ۱۲۲-۱۰۱
- ۷- هاشمی، عباس، جلالی مقدم، حسین، (۱۳۹۲). "تاثیر اقلام تعهدی بر رابطه تامین مالی خارجی با بازده آتی سهام"، مجله پژوهش های حسابداری مالی، سال پنجم، شماره دوم، صص ۷۲-۵۳
- ۸- فروغی، داریوش، امیری، هادی، (۱۳۹۲). "تاثیر کیفیت سود بر تغییرات غیر متعارف سهام"، فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، سال ششم، شماره بیست و سوم، صص ۵۵-۳۶
- ۹- قائمی، م؛ جمال لیوانی، ع و ده بزرگی، س. (۱۳۸۷). "کیفیت سود و بازده سهام شرکتها"، بررسی های حسابداری و حسابرسی، ش ۵۲، صص ۸۸-۷۱
- ۱۰- سلیمانی، غلامرضا؛ وحیدنیا، فاطمه. (۱۳۹۱). "تاثیر کیفیت افشاء بر اقلام تعهدی و جریانهای نقدی"، دومین همایش ملی حسابداری ایران، جلد دوم سال ۹۱

1- Beneish, M., and M. Vargus. (2002). "Insider trading , earnings quality and accrual mispricing". The Accounting Review, Vol. 77, Pp. 755-791.

2- Sloan, R.G. (1996). Do Stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings The Accounting Review . 71 (3) , 289-315.

- 3- Mohanram,p.(2014) .The role of Analysts'Cash Flow forecasts in the decline of the accruals anomaly. Contemporary Accounting Research Forthcoming.
- 4- Radhakrishnan , S.and S.L ,Wu(2013) . Analysts'Cash Flow forecasts and accrual mispricing. Contemporary Accounting Research Forthcoming.
- 5- Richardson, S., I. Tuna, and P. Wysocki. 2010. Accounting anomalies and fundamental analysis: A review of recent research advances. Journal of Accounting and Economics 50 (2-3): 410-
- 6- Green, J., J. Hand, and M. Soliman. 2011. Going, going, gone? The death of the US accruals anomaly. Management Science 57: 797-816.
- 7- Chen, Louis k. c. Chan, Narasimhan Jegadeesh and Josef Lakonishok .(2006) .''Earnings Quality and Stock Returns: The Evidence From Accruals''working paper.
- 8- Hafzalla, N.Lundholm, R and E.Matthew.van winkle . (2011),"Percent Accruals".The Accounting Review. vol.86,No1, pp.209-236
- 9- Defond . M.L , & Hung , M .(2003) . An empirical analysts'cash flow forecasts .Journal of Accounting and Economics , 35(1) , 73-100.
- 10- Defond . M.L , & Hung , M .(2007) . Investor protection and analysts'cash flow forecasts around the world Review of Accounting studies , 12(2-3) , 377-419
- 11- Papanastasopoulos, G., Thomakos, D., &Wang, T., (2011)."Accruals and the performance of stock returns following external financing activities".British
- 12- Cohen, D., & Lys, T. (2006)."Weighing the evidence on the relation between external corporate financing activities, accruals and stock returns". Journal of Accounting andEconomics, 42, Pp. 87-105.

Archive of SID