

فصلنامه علمی پژوهشی  
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار  
سال نهم، شماره سی ام  
تابستان ۱۳۹۵

## توان پایین سهامداران در پردازش اطلاعات و نقش آن در قیمت‌گذاری نادرست سهام شرکت‌ها

عباس افلاطونی<sup>۱</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۴/۱/۱۵

تاریخ دریافت: ۹۳/۹/۲

### چکیده

حجم اطلاعات منتشر شده درباره یک واحد تجاری عموماً زیاد است و سهامداران قادر به تحلیل تمامی اطلاعات موجود نیستند. در این پژوهش که روی نمونه‌ای متشکل از ۱۹۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ انجام شده است، با استفاده از رویکرد قیمت‌گذاری عقلایی، تاثیر توان پایین سهامداران در پردازش اطلاعات مربوط به ارقام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی، بر روی برآورد آنان از میزان پایداری سودهای آتی شرکت‌ها بررسی گردیده است. نتایج حاصله نشان می‌دهد، ارقام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی با بازده آتی سهام رابطه منفی و معناداری دارند و سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی با حجم بالای ارقام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی، منجر به کسب بازده‌های آتی کمتری می‌شود. با این حال، سهامداران به دلیل ضعف در تحلیل این اطلاعات، میزان پایداری آتی ارقام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی (و نهایتاً، سود حسابداری) را بیش از واقع برآورد نموده و موجب قیمت‌گذاری ناصحیح و غیرعقلایی سهام در بازار سرمایه می‌شوند.

واژه‌های کلیدی: پردازش اطلاعات، ارقام تعهدی، خالص دارایی‌های عملیاتی، قیمت‌گذاری عقلایی..

۱- استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان Abbasaflatooni@gmail.com

## ۱- مقدمه

حجم اطلاعات موجود درباره یک شرکت معمولاً بسیار زیاد است ولی بیشتر سرمایه‌گذاران از توانایی محدودی برای تحلیل اطلاعات برخوردارند. در این شرایط که اضافه بار اطلاعات نامیده می‌شود، سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، بر بخش‌های خاصی از اطلاعات که از نظر آنان مهم تر است تکیه می‌کنند (هندریکسون و ون‌بردا<sup>۱</sup>، ۱۹۹۲). متخصصان روانشناسی و حسابداران نشان داده‌اند که سرمایه‌گذاران و متخصصان امور مالی، در تحلیل‌های خود درباره شرکت‌ها، روی تعداد معدودی از اعداد و ارقام (مانند سود و نسبت قیمت به عایدی هر سهم) تمرکز می‌نمایند (برای مثال، فیسک و تیلور<sup>۲</sup>، ۱۹۹۱؛ لیبای و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۰۲). پیروی از این روش یک راه کوتاه و باصرفه است که از نظر سرمایه‌گذار منجر به نتایج رضای‌کننده می‌شود، ولی نتایج حاصله همواره بهینه نیستند. بسیاری از محققان (مانند هریشلیفر و توح<sup>۴</sup>، ۲۰۰۳؛ هونگ و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۰۳؛ پولت<sup>۶</sup>، ۲۰۰۳) عقیده دارند که سرمایه‌گذاران از توان پایینی برای پردازش اطلاعات برخوردارند و در تحلیل‌های خود به تمامی جوانب اطلاعات موجود توجه ندارند. آنان اعتقاد دارند که این دلایل موجب بروز اشتباهاتی از سوی سهامداران می‌شود که روی قیمت بازار و میزان بازدهی سهام تاثیر می‌گذارد. خطای سرمایه‌گذاران می‌تواند از عدم توجه آنان به تاثیر تغییر رویه‌های حسابداری در محاسبه اقلام صورت‌های مالی (به علت بروز پدیده ثبات رفتاری<sup>۷</sup>) و یا عدم دقت به پدیده مدیریت سود، ناشی شود (هریشلیفر و همکاران<sup>۸</sup>، ۲۰۰۴).

در این پژوهش، رابطه بین اقلام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی با بازده آتی سهام

شرکت‌ها بررسی می‌شود و سپس؛ با استفاده از رویکرد قیمت‌گذاری عقلایی، میزان پایداری واقعی اقلام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی، محاسبه شده و با میزانی از پایداری اقلام مذکور که توسط سرمایه‌گذاران برآورد می‌شود، مقایسه می‌گردد. در صورتی که سرمایه‌گذاران از توان اندکی در پردازش اطلاعات برخوردار باشند، برآورد نادرستی از میزان پایداری اقلام ذکر شده خواهند داشت.

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

سود حسابداری از جمله ارقامی است که سرمایه‌گذاران در زمان قیمت‌گذاری سهام یک شرکت دقت کافی به شیوه تولید آن ندارند. معادله اساسی حسابداری بیان می‌کند که خالص دارایی‌های عملیاتی یک شرکت برابر تفاوت بین سود عملیاتی انباشته و جریان وجوه نقد انباشته در طول زمان است. به علاوه، اقلام تعهدی شرکت، معادل تفاوت بین سود حسابداری و جریان وجوه نقد عملیاتی است. افزایش سود حسابداری بدون افزایش متناسب در جریان وجوه نقد (که نتیجه آن افزایش در خالص دارایی‌های عملیاتی و همچنین اقلام تعهدی است) موجب ایجاد ابهام در خصوص سودآوری آتی شرکت می‌شود، زیرا افزایش سود حسابداری بدون وصول وجوه نقد، توانایی شرکت را برای ایجاد سود در سال‌های آتی کاهش می‌دهد (پنمن<sup>۹</sup>، ۲۰۰۴). با این حال، سرمایه‌گذارانی که به شیوه محاسبه عدد سود دقت نداشته باشند (سرمایه‌گذاران ناآگاه)، میزان پایداری آتی اقلام تعهدی، خالص دارایی‌های عملیاتی و در نتیجه میزان سودآوری سال‌های آتی شرکت را بیش از واقع برآورد کرده، سهام شرکت را به اشتباه (بیش از ارزش ذاتی) قیمت‌گذاری می‌کنند

و ژانگ<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۲) نیز اعتقاد دارند که ناتوانی سرمایه‌گذاران در برآورد صحیح میزان پایداری اقلام تعهدی، از ناتوانی آنان در برآورد میزان پایداری تغییرات موجودی کالا نشأت می‌گیرد. دوپاچ و همکاران<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۵) دریافتند که سرمایه‌گذاران پایداری اقلام تعهدی شرکت‌های سودده را بیش از واقع و پایداری اقلام تعهدی شرکت‌های زیان‌ده را کمتر از واقع برآورد می‌نمایند. پاپاناستاسوپولوس، توماکوز و وانگ<sup>۱۴</sup> (۲۰۱۰) نیز نشان دادند که سهامداران، پایداری سود توزیع شده بین بستانکاران را به درستی برآورد می‌کنند ولی در برآورد میزان پایداری سود توزیع شده بین مالکان (سود نقدی) دچار اشتباه می‌شوند. ادبیات نابهنجاری بسط داده شده توسط اسلوان (۱۹۹۶) در ابتدا روی سنجش پایداری بیش از واقع اقلام تعهدی تمرکز داشت (برای مثال، ژی، ۲۰۰۱؛ توماس و ژانگ، ۲۰۰۲؛ کالینز، گنگ و هریبار<sup>۱۵</sup>، ۲۰۰۳). با اینحال، پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد که تمرکز صرف روی کج قیمت‌گذاری اقلام تعهدی بدون توجه به کج قیمت‌گذاری جریان وجوه نقد، منجر به بحثی ناقص و نتایجی ناصحیح می‌شود (دسای، راجگوپال و ونکاتاجالام<sup>۱۶</sup>، ۲۰۰۴).

در پژوهش‌های داخلی، مشایخی، فدایی نژاد و کلاته رحمانی (۱۳۸۹) دریافتند که سرمایه‌گذاران توان کمی در تحلیل اطلاعات مربوط به مخارج سرمایه‌ای و اقلام تعهدی دارند. حقیقت و ایرانشاهی (۱۳۸۹) نیز دریافتند که سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری اقلام تعهدی شرکت‌ها، واکنش بیش از واقع نشان می‌دهند. هاشمی، حمیدیان و ابراهیمی (۱۳۹۲) توان سرمایه‌گذاران را در پردازش اطلاعات اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی شرکت‌ها بررسی کردند. یافته‌های آنان حاکی از توان

و بدین ترتیب بازده‌های آتی کمتری کسب می‌نمایند (هریشلیفر و همکاران، ۲۰۰۴). در مطالعات بازار سرمایه، استنباط نادرست سرمایه‌گذاران از میزان پایداری ارقام حسابداری (که منجر به قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌گردد)، ادبیات نابهنجاری یا کج قیمت‌گذاری نامیده می‌شود (ژی<sup>۱۷</sup>، ۲۰۰۱).

در سال ۱۹۹۶ اسلوان<sup>۱۱</sup> شواهدی ارائه کرد که نشان می‌داد، سرمایه‌گذاران میزان پایداری اقلام تعهدی را بیش از واقع و میزان پایداری جریان وجوه نقد را کمتر از واقع برآورد می‌کنند. نتایج مذکور بیان می‌کرد که سرمایه‌گذاران از توان کمی در تحلیل اطلاعات مربوط به اجزای نقدی و تعهدی سود حسابداری برخوردارند و اگر استراتژی مبادله سهام بر اساس درک نادرست سرمایه‌گذاران از پایداری اجزای سود قرار می‌گیرد، منجر به بازده غیرعادی معناداری می‌شود. اسلوان (۱۹۹۶) بیان می‌کند سرمایه‌گذاران به گونه‌ای اوراق بهادار را قیمت‌گذاری می‌کنند که گویی آنان اطلاعات موجود در اقلام تعهدی (جریان وجوه نقد) را برای پیش‌بینی سودهای آتی، بیشتر (کمتر) از واقع موثر می‌دانند. وی دریافت، با اتخاذ سیاست سرمایه‌گذاری بلندمدت در سهام شرکت‌هایی با اقلام تعهدی کم و اتخاذ سیاست سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در سهام شرکت‌هایی با اقلام تعهدی زیاد، می‌توان بازده غیرعادی عمده‌ای کسب نمود. وی با رویکرد پورترفوی تامینی، پیش‌بینی‌های خود را مورد آزمون قرار داد و به نتایج پیش‌بینی شده رسید ولی در این مسیر جریان وجوه نقد را کنترل ننمود.

ژی (۲۰۰۱) دریافت که تحلیل ضعیف سرمایه‌گذاران از اطلاعات اقلام تعهدی، در گام نخست ناشی از توان پایین آنان در پردازش اطلاعات بخش اختیاری اقلام تعهدی است. توماس

میشکین<sup>۱۷</sup> (۱۹۸۳) استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به روش کتابخانه‌ای از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج و به منظور اطمینان از صحت داده‌ها، با آرشیو صورت‌های مالی مطابقت داده شده است.

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

(۱) پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه بوده و در طول دوره مطالعه، تغییر سال مالی نداشته باشند.

(۲) سهام شرکت‌ها وقفه معاملاتی بیش از ۴ ماه نداشته باشد.

(۳) ارزش دفتری سهام شرکت‌ها، منفی نباشد.

(۴) از شرکت‌های فعال در صنایع بیمه‌ای، بانکی و سرمایه‌گذاری مالی نباشند، و

(۵) داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه متغیرها، در دسترس باشد.

با اعمال محدودیت‌های فوق، حجم نمونه آماری برابر ۱۹۳ شرکت (۲۲۴۳ مشاهده) شده که برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از آن استفاده گردیده است.

#### ۵- مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

پس از گردآوری مشاهدات، به منظور آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، مدل زیر با استفاده از رویکرد داده‌های ترکیبی برآورد شده است:

$$Ret_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CFO_{i,t} + \beta_2 ACC_{i,t} + \beta_3 NOA_{i,t} + \beta_4 LnSize_{i,t} + \beta_5 LnBTM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

اندک سرمایه‌گذاران در تحلیل اطلاعات مربوط به بخش غیرنقدی سود حسابداری و تاثیرگذاری ریسک ناتوانی مالی شرکت بر میزان درک سرمایه‌گذاران از پایداری اقلام تعهدی است. حساس یگانه، اسدنیا و حاجی زاده (۱۳۹۲) نیز دریافتند که سرمایه‌گذاران، میزان پایداری اقلام تعهدی اختیاری شرکت‌هایی با درصد مالکیت نهادی بالاتر را نسبت به شرکت‌هایی با درصد مالکیت نهادی کمتر، به شکل صحیح‌تری برآورد می‌کنند ولی این موضوع در خصوص اقلام تعهدی غیر اختیاری مصداق ندارد.

#### ۳- فرضیه‌های پژوهش

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

**فرضیه اول:** اقلام تعهدی جاری، رابطه منفی و معناداری با بازده آتی سهام دارد.

**فرضیه دوم:** خالص دارایی‌های عملیاتی جاری، رابطه منفی و معناداری با بازده آتی سهام دارد.

**فرضیه سوم:** سرمایه‌گذاران، پایداری اقلام تعهدی را بیش از واقع برآورد می‌کنند.

**فرضیه چهارم:** سرمایه‌گذاران، پایداری خالص دارایی‌های عملیاتی را بیش از واقع برآورد می‌کنند.

#### ۴- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ نتایج از نوع کاربردی است. در این پژوهش که پس رویدادی است، برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم از رویکرد رگرسیون با داده‌های ترکیبی و برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم از تحلیل رگرسیون حداقل مربعات غیرخطی در قالب سیستم معادلات همزمان و نیز آزمون

معادله اول را معادله پیش‌بینی و معادله دوم را معادله قیمت‌گذاری می‌نامند. ضریب متغیرها در معادله اول بیانگر میزان پایداری واقعی و در معادله دوم نشان دهنده میزان پایداری برآورد شده توسط سرمایه‌گذاران است (کرافت، لئون و وازلی<sup>۱۸</sup>، ۲۰۰۷). برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم، سیستم معادلات همزمان (۲) به روش حداقل مربعات غیرخطی برآورد شده است. طبق فرضیه سوم پژوهش، اگر  $\gamma_2^*$  به صورت معناداری از  $\gamma_2$  بزرگتر باشد (یعنی سرمایه‌گذاران به دلیل قدرت کم در پردازش اطلاعات مربوط به اقلام تعهدی، میزان پایداری اقلام تعهدی و به تبع آن قیمت سهام را بیش از واقع برآورد کنند)، مجموع مربعات باقیمانده‌های سیستم معادلات مقید ( $SSR^C$ ) (که در آن  $\gamma_2$  برابر  $\gamma_2^*$  است) باید از مجموع مربعات باقیمانده‌های سیستم معادلات نامقید ( $SSR^U$ ) (که در آن  $\gamma_2^*$  از  $\gamma_2$  بزرگتر است) تفاوت معناداری داشته باشد. همین سناریو در خصوص ضرایب  $\gamma_3$  و  $\gamma_3^*$  (جهت آزمون فرضیه چهارم پژوهش) مصداق دارد. میشکین (۱۹۸۳) نشان داد که آزمون اخیر می‌تواند با استفاده از نسبت راستنمایی زیر (که تحت فرض صفر به صورت مجانبی از توزیع  $\chi^2$  پیروی می‌کند) آزمون شود:

$$Mishkin = 2n \ln(SSR^C / SSR^U) \quad (3)$$

که در آن،  $n$  تعداد مشاهدات هر یک از معادلات (و  $2n$  تعداد کل مشاهدات) است (میشکین، ۱۹۸۳؛ افلاطونی، ۱۳۹۲). مثبت و معنادار بودن آماره میشکین (۱۹۸۳) به معنای عدم رد فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش است.

که در آن،  $Ret$  بازده سالانه سهام،  $CFO$  جریان وجوه نقد عملیاتی،  $ACC$  اقلام تعهدی (معادل سود خالص منهای جریان وجوه نقد عملیاتی)،  $NOA$  خالص دارایی‌های عملیاتی است. خالص دارایی‌های عملیاتی معادل دارایی‌های عملیاتی منهای بدهی‌های عملیاتی است و دارایی‌های عملیاتی برابر کل دارایی‌ها منهای وجوه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت؛ و بدهی‌های عملیاتی برابر کل بدهی‌ها منهای بدهی‌های بلندمدت می‌باشد (هریشلیفر و همکاران، ۲۰۰۴). سه متغیر اخیر، با استفاده از ارزش بازار سهام در ابتدای دوره همگن شده‌اند. متغیرهای  $LnSize$  (اندازه شرکت، معادل لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت) و  $LnBTM$  (رشد شرکت، معادل لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام) نیز به ترتیب برای کنترل اثر اندازه و رشد شرکت روی متغیر بازده سهام، وارد مدل شده‌اند. بر اساس فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، انتظار می‌رود که ضریب دو متغیر  $ACC$  و  $NOA$  منفی و معنادار باشد. برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش نیز سیستم معادلات همزمان زیر به روش حداقل مربعات غیرخطی تعمیم یافته برآورد شده است:

(۲)

$$\begin{cases} Earnings_{it+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_{it} + \gamma_2 ACC_{it} + \gamma_3 NOA_{it} \\ \quad + \gamma_4 LnSize_{it} + \gamma_5 LnBTM_{it} + \varepsilon_{it+1} \\ Abret_{it+1} = \theta \begin{cases} Earnings_{it+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO_{it} \\ - \gamma_2^* ACC_{it} - \gamma_3^* NOA_{it} + \gamma_4^* LnSize_{it} \\ + \gamma_5^* LnBTM_{it} \end{cases} + v_{it+1} \end{cases}$$

که در آن،  $Earnings$  سود خالص (همگن شده با ارزش بازار سهام ابتدای دوره) و  $Abret$  بازده غیرعادی (بازده سهام شرکت منهای میانگین بازده سهام کل بازار) است. در سیستم معادلات (۲)،

## ۶- یافته‌های پژوهش

## ۶-۱- آماره های توصیفی

همانند کرافت، لئون و وازلی (۲۰۰۷)، در این پژوهش به منظور خنثی نمودن اثر مشاهدات پرت، مشاهداتی که کوچک تر (بزرگتر) از صدک اول (صدک ۹۹) هر یک از متغیرها در سطح شرکت بودند، حذف شده و به جای آن ها، مقدار معادل صدک اول (صدک ۹۹) هر متغیر جایگزین گردید. آماره های توصیفی پژوهش که شمایی کلی از وضعیت توزیع داده ها را ارائه می‌کنند در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که سهام شرکت‌های مورد بررسی به طور متوسط ۳۹٪ درصد بازده و ۳٪ بازده غیرعادی داشته‌اند. میانگین سود حسابداری، جریان وجوه نقد عملیاتی و ارقام تعهدی نیز به ترتیب ۰/۱۸، ۰/۱۱ و ۰/۰۷ است. این موضوع نشان می‌دهد که بخش اعظم سود شرکت‌های نمونه، نقدی است و ارقام تعهدی بخش کوچک تری از سود را تشکیل می‌دهد.

میانگین خالص دارایی‌های عملیاتی ۰/۵۸ و میانه آن ۰/۶۱ است. میانگین (میانه) اندازه ۱۱/۶۷ (۱۱/۶۳) و رشد شرکت ۰/۴۶ - (۰/۴۷) می باشد. سایر مقادیر آماره های توصیفی نیز در ستون های دیگر جدول (۱) ارائه شده‌اند.

## ۶-۲- تحلیل همبستگی

به منظور بررسی جهت و شدت همبستگی بین متغیرهای پژوهش، از آزمون همبستگی پیرسون استفاده شده و نتایج آن در جدول (۲) ارائه گردیده است.

نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که بازده آتی سهام، همبستگی معناداری با متغیرهای بازده غیرعادی سهام (۰/۳۱)، سود حسابداری (۰/۴۵)، خالص دارایی‌های عملیاتی (۰/۷۱-) و جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۴۷) در سطح ۱٪ و همبستگی معناداری با متغیرهای ارقام تعهدی (۰/۵۳-) و اندازه شرکت (۰/۲۶-) در سطح ۵٪ دارد. وجود همبستگی منفی و معنادار بین بازده آتی سهام و دو متغیر ارقام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی، شواهد اولیه از عدم رد فرضیه‌های اول و دوم پژوهش ارائه می‌کند که البته برای نتیجه‌گیری قطعی در این خصوص، در بخش‌های آتی از تحلیل رگرسیون استفاده شده است. بین بازده غیرعادی سهام و متغیرهای سود حسابداری (۰/۲۳)، جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۳۷) و اندازه شرکت (۰/۱۱-) همبستگی معناداری در سطح ۵٪ و بین بازده غیرعادی سهام و خالص دارایی‌های عملیاتی (۰/۴۱-) همبستگی منفی و معناداری در سطح ۱٪ وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی که سود و جریان وجوه نقد عملیاتی بیشتر و خالص دارایی‌های عملیاتی کمتر و نیز اندازه کوچک تری دارند، منجر به کسب بازده کل و بازده غیرعادی بیشتری می‌شود.

بین سود حسابداری و متغیرهای ارقام تعهدی (۰/۴۴)، خالص دارایی‌های عملیاتی (۰/۳۸)، جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۶۷) و اندازه شرکت (۰/۳۶) همبستگی مثبت و بین سود حسابداری و رشد شرکت (۰/۱۶-) همبستگی منفی و معناداری برقرار است. ضریب همبستگی بین جریان وجوه نقد عملیاتی و متغیرهای ارقام تعهدی (۰/۲۸-) و خالص دارایی‌های عملیاتی (۰/۳۷-) منفی و معنادار است. همچنین، بین ارقام تعهدی و خالص دارایی‌های

توان پایین سهامداران در پردازش اطلاعات و نقش آن در قیمت‌گذاری نادرست سهام شرکت‌ها

عملیاتی همبستگی مثبت و معناداری (۰/۳۴) در علامت ضرایب همبستگی بین خالص دارایی‌های سطح ۱٪ وجود دارد. علامت ضرایب همبستگی بین اقلام تعهدی و متغیرهای بازده، بازده غیرعادی، سود حسابداری و جریان وجوه نقد عملیاتی، مشابه در این خصوص با نتایج مطالعه هریشلینر و همکاران (۲۰۰۴) سازگاری دارد.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی

نمادها	میانگین	حداقل	میانه	حداکثر	انحراف معیار
Ret	۰/۳۹	-۰/۶۹	۰/۲۶	۵/۸۵	۰/۹۶
Abret	۰/۰۳	-۱/۷۱	-۰/۰۱	۵/۴۹	۱/۰۲
Earnings	۰/۱۸	-۲/۰۷	۰/۱۴	۰/۶۷	۰/۳۱
CFO	۰/۱۱	-۰/۸۲	۰/۱۳	۱/۵۶	۰/۲۷
ACC	۰/۰۷	-۲/۵۴	-۰/۰۱	۱/۲۳	۰/۳۹
NOA	۰/۵۸	۰/۲۳	۰/۶۱	۰/۸۲	۰/۳۳
LnSize	۱۱/۶۷	۱۰/۳۸	۱۱/۶۳	۱۲/۲۹	۱/۶۱
LnBTM	-۰/۴۶	-۰/۶۸	-۰/۴۷	-۰/۱۷	۰/۲۱

جدول (۲): ضرایب همبستگی پیرسون

متغیرها	Ret	Abret	Earnings	ACC	NOA	CFO	LnSize	LnBTM
Ret	۱							
Abret	۰/۳۱**	۱						
Earnings	۰/۴۵**	۰/۲۳*	۱					
ACC	-۰/۵۳*	-۰/۱۳	۰/۴۴**	۱				
NOA	-۰/۷۱**	-۰/۴۱**	۰/۳۸**	۰/۳۴**	۱			
CFO	۰/۴۷**	۰/۳۷*	۰/۶۷**	-۰/۲۸**	-۰/۳۷*	۱		
LnSize	-۰/۲۶*	-۰/۱۱*	۰/۳۶**	۰/۴۸**	۰/۵۲**	۰/۲۴*	۱	
LnBTM	۰/۰۸	-۰/۰۵	-۰/۱۶*	-۰/۰۷	-۰/۱۲*	-۰/۰۶	۰/۱۳**	۱

\*\* و \* به ترتیب معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪

### ۶-۳- آزمون پایایی متغیرها

قبل از برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش، باید پایایی متغیرها بررسی شود. برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش از آزمون‌های ریشه واحد پسران و همکاران، دیکی فولر تعمیم یافته، و آزمون فیلیپس و پرون استفاده شده و نتایج در جدول (۳) ارائه گردیده‌اند.

### نتیجه آزمون‌های ارائه شده در جدول (۳)

همگی حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح ۱ درصد است. نتایج نشان می‌دهد که تمام متغیرهای پژوهش پایا هستند و مانعی برای استفاده از آنها در تحلیل رگرسیون و سیستم معادلات همزمان وجود ندارد.

جدول (۳): آزمون پایایی متغیرها

متغیرها	آزمون پسران و همکاران	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته	آزمون فیلیس-پرون
Ret	-۱۵/۰۰	۱۰۹۶/۰۳	۱۲۹۸/۴۲
Abret	-۲۲/۷۹	۱۳۳۱/۱۰	۱۶۴۱/۳۶
Earnings	-۱۸/۶۶	۹۸۰/۲۱	۱۱۵۹/۶۵
CFO	-۱۳/۷۸	۱۰۵۸/۸۵	۱۲۰۷/۳۷
ACC	-۱۶/۰۰	۱۱۸۵/۱۸	۱۱۶۹/۲۴
NOA	-۲۳/۴۴	۱۱۵۴/۸۶	۱۲۸۰/۷۳
LnSize	-۲۱/۹۱	۱۱۰۲/۴۱	۱۲۰۲/۱۳
LnBTM	-۸/۷۵	۸۸۳/۰۶	۹۹۴/۵۹

تذکر: تمامی آماره ها در سطح ۱٪ معنادارند.

معنادارند. معناداری آماره فیشر (۵۷/۹۱) بیانگر معناداری کلی مدل برآورد شده در سطح ۱٪ است. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۱) قادر به تبیین حدود ۲۳ درصد از نوسانات بازده آتی سهام هستند. مقدار آماره دوربین-واتسون (۱/۷۳) نیز نشان می‌دهد که باقیمانده های مدل (۱) از مشکل خودهمبستگی سریالی رنج نمی‌برند. لذا نتایج حاصله کاذب نبوده و جهت آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش قابل اتکاست.

جدول (۴): نتایج برآورد مدل (۱)

متغیرها	ضریب	تی استیودنت	معناداری
عرض از مبدا	-۰/۰۷	-۱/۴۸	۰/۱۴
CFO	۰/۶۸**	۳/۶۱	۰/۰۰
ACC	-۰/۲۷*	-۲/۱۴	۰/۰۳
NOA	-۰/۹۱*	-۲/۲۵	۰/۰۲
LnSize	-۰/۰۴*	-۲/۰۴	۰/۰۴
LnBTM	۰/۰۵*	۲/۴۲	۰/۰۲
ضریب تعیین تعدیل شده	۲۳/۴۷٪		
آماره فیشر (معناداری)	۵۷/۹۱** (۰/۰۰)		
آماره چاو (معناداری)	۳/۶۷** (۰/۰۰)		
آماره بروش-پاگان (معناداری)	۵۶/۲۳** (۰/۰۰)		
آماره هاسمن (معناداری)	۱۳/۴۶** (۰/۰۱)		
دوربین-واتسون	۱/۷۳		

\*\* و \* به ترتیب معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪.

منفی و معنادار بودن ضریب متغیرهای اقلام تعهدی (-۰/۲۷) و خالص دارایی‌های عملیاتی (۰/۹۱-) نشان می‌دهند که بین دو متغیر مذکور و بازده آتی سهام، رابطه منفی و معناداری وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد که راهبرد سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی که اقلام تعهدی و خالص

#### ۴-۶- نتایج تحلیل رگرسیون و آزمون میشکین

#### ۴-۶-۱- آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، مدل (۱) با رویکرد داده‌های ترکیبی برآورد شده است. معناداری آماره های چاو (۳/۶۷) و بروش-پاگان (۵۶/۲۳) در سطح ۱٪ نشان می‌دهد که در تبیین تغییرات متغیر وابسته، به ترتیب الگوهای اثرات ثابت و تصادفی نسبت به الگوی داده‌های تلفیقی، از اولویت برخوردارند. همچنین، معناداری آماره هاسمن (۱۳/۴۶) در سطح ۱٪ نشان می‌دهد که در تبیین تغییرات بازده آتی سهام، الگوی اثرات ثابت نسبت به الگوی اثرات تصادفی عملکرد بهتری دارد. به همین دلیل، مدل (۱) با الگوی اثرات ثابت برآورد و نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است.

نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که ضریب متغیر جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۶۸) در سطح ۱٪ و ضریب متغیرهای اقلام تعهدی (-۰/۲۷)، خالص دارایی‌های عملیاتی (۰/۹۱-) و متغیرهای کنترلی اندازه (-۰/۰۴) و رشد شرکت (۰/۰۵) در سطح ۵٪



توان پایین سهامداران در پردازش اطلاعات و نقش آن در قیمت‌گذاری نادرست سهام شرکت‌ها

به همراه نتایج آزمون قیمت‌گذاری عقلایی میشکین (۱۹۸۳) در جدول (۵) ارائه شده است. نتایج برآورد معادله پیش‌بینی نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۷۱)، ارقام تعهدی (۰/۵۲) و رشد شرکت (۰/۲۶-) در سطح ۱٪ و ضریب متغیرهای خالص دارایی‌های عملیاتی (۰/۰۳-) و اندازه شرکت (۰/۳۲) در سطح ۵٪ معنادارند. معناداری آماره کای دو (۱۹/۵۱) بیانگر معناداری کلی معادله پیش‌بینی است. همچنین، متغیرهای مستقل معادله پیش‌بینی حدود ۴۱ درصد از تغییرات سودهای آتی شرکت را تبیین می‌کنند.

دارایی‌های عملیاتی بالایی دارند، منجر به کسب بازده‌های آتی کمتری می‌شود. بنابراین، فرضیه‌های اول و دوم پژوهش رد نمی‌شوند. این موضوع نشان می‌دهد که اگر سرمایه‌گذاران، به دلیل توان پایین در تحلیل اطلاعات، در سهام شرکت‌هایی با حجم ارقام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی بالا سرمایه‌گذاری کنند، بازده آتی کمتری نصیب آنان می‌شود. نتایج حاصله با یافته‌های هریشلیفر و همکاران (۲۰۰۴) سازگار است.

۴-۲-۴-۶ آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش جهت آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش، سیستم معادلات همزمان (۲) برآورد شده و نتایج آن

جدول (۵): نتایج برآورد سیستم معادلات همزمان (۲)

متغیرها	ضریب	آماره Z (معناداری)	آماره $\chi^2$ (معناداری)	ضریب تعیین
الف) معادله پیش‌بینی:				
عرض از مبدا	-۰/۰۴	(۰/۶۵) -۰/۴۵	۱۹/۵۱** (۰/۰۰)	۴۱/۳۶٪
CFO	۰/۷۱**	(۰/۰۰) ۴/۵۶		
ACC	۰/۵۲**	(۰/۰۱) ۲/۷۸		
NOA	۰/۰۳*	(۰/۰۴) ۲/۱۰		
LnSize	۰/۳۲*	(۰/۰۲) ۲/۴۲		
LnBTM	-۰/۲۶**	(۰/۰۰) -۳/۲۱		
ب) معادله قیمت‌گذاری:				
$Earnings_{t+1}$	۰/۴۳*	(۰/۰۳) ۲/۱۶	۲۱/۴۱** (۰/۰۰)	۱۶/۲۳٪
عرض از مبدا	۰/۱۱*	(۰/۰۵) ۱/۹۲		
CFO	۰/۵۷**	(۰/۰۱) ۲/۸۳		
ACC	۰/۶۳*	(۰/۰۴) ۲/۰۳		
NOA	۰/۱۸**	(۰/۰۱) ۲/۷۵		
LnSize	۰/۱۳	(۰/۱۲) ۱/۵۷		
LnBTM	-۰/۰۱	(۰/۱۴) -۱/۴۹		
ج) آزمون میشکین (۱۹۸۳):				
فرضیه سوم:		(۰/۰۳) ۱۳/۹۷*		
فرضیه چهارم:		(۰/۰۰) ۴۰/۲۹**		
** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪				

(۲۰۰۱) و هریشلیفر و همکاران (۲۰۰۴) سازگار است.

در آزمون فرضیه چهارم پژوهش نیز، معنادار بودن آماره میشکین (۴۰/۲۹) نشان می‌دهد که به طور متوسط، برآورد سهامداران از میزان پایداری خالص دارایی‌های عملیاتی (۰/۱۸)، بیش از پایداری واقعی متغیر مذکور (۰/۰۳) است. این موضوع نیز نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران به طور متوسط در تحلیل اطلاعات خالص دارایی‌های عملیاتی، از توان کمی برخوردار هستند و این ضعف منجر به قیمت‌گذاری ناصحیح (و بیش از واقع) اوراق سهام شرکت‌هایی می‌شود که حجم بالایی از خالص دارایی‌های عملیاتی را در اختیار دارند. سرمایه‌گذاری که توان کمی در پردازش اطلاعات مربوط به خالص دارایی‌های عملیاتی دارد و بر مبنای تحلیل نادرست خود، در اوراق سهام چنین شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری می‌کند (و طبق نتایج فرضیه دوم پژوهش)، بر خلاف انتظار خود، در آینده بازده کمتری نسبت به سهام سایر شرکت‌ها به دست می‌آورد. این نتیجه بیانگر عدم رد فرضیه چهارم پژوهش است. نتایج حاصله با یافته‌های هریشلیفر و همکاران (۲۰۰۴) سازگاری دارد.

#### ۷- نتیجه‌گیری و بحث

زمانی که سرمایه‌گذاران با حجم عظیمی از اطلاعات روبرو می‌شوند، صرفاً بر بخش‌های خاصی از اطلاعات تمرکز می‌نمایند. این رویکرد در عین سادگی، ممکن است نتایج خوبی دربر نداشته باشد. سود حسابداری یکی از مهمترین ارقامی است که سرمایه‌گذاران در تحلیل‌های قیمت‌گذاری سهام استفاده می‌کنند. با این حال، استفاده از اطلاعات

نتایج برآورد معادله قیمت‌گذاری نیز نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۰/۱۱) و ضریب متغیرهای سود دوره آتی (۰/۴۳) و اقلام تعهدی (۰/۶۳) در سطح ۵٪ و ضریب متغیرهای جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۵۷) و خالص دارایی‌های عملیاتی (۰/۱۸) در سطح ۱٪ معنادارند. معناداری آماره کای دو (۲۱/۴۱) بیانگر معنادار بودن معادله قیمت‌گذاری است و مقدار ضریب تعیین نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل معادله قیمت‌گذاری حدود ۱۶ درصد از نوسانات بازده غیرعادی آتی سهام را تبیین می‌نمایند.

در خصوص آزمون فرضیه سوم پژوهش، معناداری آماره میشکین (۱۳/۹۷) در سطح ۵٪ نشان می‌دهد که مقدار پایداری اقلام تعهدی برآورد شده توسط سرمایه‌گذاران (۰/۶۳) از مقدار پایداری واقعی اقلام تعهدی (۰/۵۲) به صورت معناداری بزرگتر است. این موضوع نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در مجموع، میزان پایداری اقلام تعهدی (و در نتیجه پایداری سود) را بیش از مقدار واقعی آن برآورد می‌نمایند و بر اساس استنباط نادرست خود، سهام چنین شرکت‌هایی را بیش از ارزش ذاتی آن‌ها ارزشگذاری نموده و در آن‌ها سرمایه‌گذاری می‌کنند، ولی (طبق نتایج مربوط به فرضیه اول پژوهش) در آینده، بازده کمتری نسبت به سهام سایر شرکت‌ها کسب می‌نمایند. این نتایج نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاران، به طور متوسط در تحلیل اطلاعات مربوط به اقلام تعهدی، از توان پردازشی پایینی برخوردارند و این موضوع منجر به قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار مالکانه می‌گردد. لذا فرضیه سوم پژوهش رد نمی‌شود. نتایج مربوط به این فرضیه با یافته‌های اسلوان (۱۹۹۶)، ژری

اطلاعات صورت‌های مالی، به مدیران، حساب‌برسان و دست‌اندرکاران بازار سرمایه توصیه می‌شود تا با اتخاذ سیاست‌های مناسب (مانند افزایش کیفیت گزارشگری مالی)، موجبات سهولت پردازش اطلاعات را برای سرمایه‌گذاران فراهم کنند.

#### فهرست منابع

- \* افلاطونی، عباس. (۱۳۹۲). تجزیه و تحلیل آماری با EViews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی، تهران، انتشارات ترمه.
- \* حساس یگانه، یحیی، اسدنیاء، جواد، حاجی زاده، سعید. (۱۳۹۲). تاثیر مالکیت نهادی بر ارزش‌گذاری اقلام تعهدی در شرکت‌ها. مجله بررسی‌های حسابداری، ۱: ۴۴-۶۳.
- \* حقیقت، حمید، ایرانشاهی، علی اکبر. (۱۳۸۹). بررسی واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به جنبه‌های سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۶۱: ۳-۲۲.
- \* مشایخی، بیتا، فدایی نژاد، محمد اسماعیل، کلاته رحمانی، راحله. (۱۳۸۹). مخارج سرمایه‌های، اقلام تعهدی و بازده سهام. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۳: ۷۷-۹۲.
- \* هاشمی، سید عباس، حمیدیان، نرگس، ابراهیمی، خدیجه. (۱۳۹۲). بررسی نابهنجاری اقلام تعهدی با در نظر گرفتن ریسک ناتوانی مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه حسابداری مالی، ۱۹: ۱-۲۰.

\* Collins, D., Gong, G., and Hribar, P. (2003). Investor sophistication and the mispricing of accruals. *Review of Accounting Studies*, 8: 251-276.

\* Desai, H., Rajgopal, S., and Venkatachalam, M. (2004). Value glamour

سود حسابداری، بدون دقت به شیوه ایجاد و ترکیب اجزای تشکیل دهنده آن ممکن است در آینده نتایج نامطلوبی در پی داشته باشد.

در این پژوهش نشان داده شده که بین اقلام تعهدی و خالص‌داری‌های عملیاتی با بازده آتی سهام، رابطه منفی و معناداری وجود دارد و سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی که اقلام تعهدی و خالص‌داری‌های عملیاتی بالایی دارند (و به تبع آن سود حسابداری بالایی نیز گزارش می‌نمایند)، برخلاف انتظار منجر به کسب بازده‌های کمتری در سال‌های آینده می‌شود. با این وجود، نتایج نشان می‌دهد که سهامداران در مجموع (به دلیل توان پایین در پردازش اطلاعات) میزان پایداری اقلام تعهدی و خالص‌داری‌های عملیاتی و به تبع آن، میزان پایداری سود‌های آتی شرکت را بیش از واقع برآورد می‌نمایند. بنابراین، بر اساس نتایج مطالعه اسلوان (۱۹۹۶) و ژوی (۲۰۰۱) می‌توان گفت که در خصوص اقلام تعهدی و خالص‌داری‌های عملیاتی شرکت‌ها، نابهنجاری وجود دارد و استفاده از عدد سود حسابداری (بدون دقت به تاثیر اقلام مذکور در کاهش سودآوری شرکت در سال‌های آتی) موجب برآورد بیش از واقع میزان سودآوری شرکت در سال‌های آتی شده و استفاده از این تحلیل اشتباه منجر به قیمت‌گذاری بیش از واقع سهام می‌گردد. قیمت‌گذاری ناصحیح سهام توسط سرمایه‌گذاران نیز در نهایت موجب تخصیص غیربهبینه منابع مالی موجود در بازار سرمایه می‌شود.

با توجه به نتایج پژوهش، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود که در زمان استفاده از اطلاعات سود حسابداری، به شیوه ایجاد ارقام سود و ترکیب اجزای آن نیز توجه کافی داشته باشند. همچنین، به دلیل توان پایین اغلب سرمایه‌گذاران در استفاده از

- \* 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.
- \* Thomas, J. K., and Zhang, H. (2002). Inventory changes and future returns. *Review of Accounting Studies*, 7:163–187.
- \* Xie, H. (2001). The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review*, 76: 357–373.
- and accrual mispricing: One anomaly or two. *The Accounting Review*, 79: 355-385.
- \* Dopuch, N., Mashruwala, R., Seethamraju, C., and Zach, T. (2005). Accrual determinants, sales changes and their impact on empirical accrual models. Working paper, Washington University in St. Louis.
- \* Fiske, S., Taylor, S., (1991). *Social Cognition*, 2nd ed. McGraw-Hill, New York.
- \* Hendriksen, E.S, Van Breda, M.F. (1991). *Accounting Theory*. Irwin Publishing; 5th Revised.
- \* Hirshleifer, D., Teoh, S., (2003). Limited attention, information disclosure, and financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 35, 337-386.
- \* Hirshleifer, D., Hou, K., Teoh, S., Zhang, Y. (2004). Do investors overvalue firms with bloated balance sheets? *Journal of Accounting and Economics*, 38, 297-331.
- \* Hong, H., Torous, W., Valkanov, R., (2003). Do industries lead stock markets? Working paper, Princeton University and UCLA.
- \* Kraft, A.G., Leone, A.J., and Wasley, C.E. (2007). Regression-Based Tests of the Market Pricing of Accounting Numbers: The Mishkin Test and Ordinary Least Squares. *Journal of Accounting Research*, 45: 1081-1114.
- \* Libby, R., Bloomfield, R., Nelson, M., (2002). Experimental research in financial accounting. *Accounting, Organizations and Society*, 27: 775-810.
- \* Mishkin, F. (1983). *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Effectiveness and Efficient-Markets Models*, University of Chicago Press for NBER, Chicago, IL.
- \* Papanastasopoulos, G., Thomakos, D., and Wang, T. (2010). The implications of retained and distributed earnings for future profitability and stock returns, *Review of Accounting and Finance*, 9(4): 395-423.
- \* Penman, S., (2004). *Financial Statement Analysis and Security Valuation*. Irwin/McGraw-Hill, Boston, MA.
- \* Pollet, J., (2003). Predicting asset returns with expected oil price changes. Working paper, Harvard University.