پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی
سال یازدهم / شماره ٤٤ / زمستان ۱۳۹۸
صفحه ۱۲۳ تا ۱۵۳

تجدید فرمول‌بندی تابع ارزش‌گذاری بر اساس اطلاعات حسابداری: مطالعه موردی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

محمد امری اسرمی[۱]
محمدعلی آقایی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۹/۲۰

چکیده

پژوهش‌های حسابداری وابستگی ضرایب ارزش‌گذاری به هزینه سرمایه، سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری، تورم، و اهرم مالی را بدون در نظر گرفتن اثر اطلاعات سال‌های قبل بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، با توجه به مفهوم مازاد خالص و مازاد ناخالص فرض می‌شود وابستگی ضرایب ارزش‌گذاری به صورت فرایند تصادفی پیوسته در طول زمان است، که به آن حرکت پویای براونی استاندارد می‌گویند. برای این منظور، با استفاده از دو معیار محافظه‌کاری- نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و ضریب محافظه‌کاری شرطی – ۱۷۲ شرکت به عنوان نمونه طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ در ده دهک دسته‌بندی شده‌اند. بر اساس نتایج، تغییرات ضرایب مدل‌های ارزش‌گذاری در دهک‌های مزبور، اثر اطلاعات سال‌های قبل بر ارزش جاری را نشان می‌دهد. همچنین دهک‌بندی شرکت‌ها بر اساس نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، ضرایب مدل (۲) این مطالعه را بهبود می‌بخشد و این نسبت، در مقایسه با معیار محافظه‌کاری شرطی حسابداری، پویایی خطی اطلاعات در ارزش‌گذاری سهام را قوی‌تر اندازه‌گیری می‌کند.

واژه‌های کلیدی: پویایی اطلاعات حسابداری، سود باقیمانده، ارزش‌گذاری سهام، محافظه‌کاری حسابداری، سودهای حسابداری

۱- دانش آموخته دکتری حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۲- دانشیار گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. نویسنده اصلی و مسئول مکاتبات.
aghaeim@modares.ac.ir

۱- مقدمه

میلر و مودیلیانی (۱۹۶۱)، پیسنل (۱۹۸۱)، اولسون (۱۹۹۵ و ۱۹۹۸)، فلتام و اولسون (۱۹۹۵) یافته‌اند که ارزش سهام شرکت تابعی از اطلاعات سودهای جاری و سودهای غیرعادی می‌باشد. در این راستا، مدل‌های سود باقی‌مانده تلاش دارند یک رابطه نظری مهمی با ارزش‌گذاری سهام و اطلاعات افشا شده در صورت‌های مالی کشف کنند (اشتون و همکاران، ۲۰۰۳، ۲۰۰۴). یکی از مشکلات عمده در ادبیات مربوط به این موضوع این است که چگونه انحرافات[1] و تغییرات ایجاد شده به وسیله سیاست‌های مختلف حسابداری بررسی و تحلیل شود. نمونه‌ای از چنین انحرافاتی، محافظه‌کاری حسابداری می‌باشد (اشتون و ونگ، ۲۰۰۸). در حالی که اغلب پیشرفت‌های نظری به سوی درک این است که چگونه محافظه‌کاری بر مدل‌های ارزش‌گذاری تأثیر می‌گذارد (نگاه کنید به فلتام و اولسون، ۱۹۹۵ و ۱۹۹۶؛ بی ور و ریان، ۲۰۰۰؛ راجان و همکاران، ۲۰۰۰۷؛ اشتون و ونگ، ۲۰۰۸)، درباره ویژگی وابستگی[2] ضرایب تابع ارزش‌گذاری ناشی از عوامل محیطی از قبیل، نوع صنعت، تورم، نرخ هزینه سرمایه، سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری، سیاست‌های توزیع سود نقدی، پیشرفت چندانی نداشته است. با اینکه پژوهشگران درباره چگونگی تأثیر سیاست‌های حسابداری بر ساختار مدل‌های سود باقی‌مانده، مدل‌هایی را ارائه نمودند، پشتوانه تجربی این مدل‌ها در بهترین حالت ضعیف و اغلب متناقض می‌باشد (می یرز، ۱۹۹۹؛ اشتون و ونگ، ۲۰۱۳). و به دلیل عدم یکنواختی درونی داده‌های تاریخی (فرانکل و لی، ۱۹۹۸؛ دچو و همکاران، ۱۹۹۸)، نمی‌توان مدل‌های غیرخطی طراحی نمود (می یرز، ۱۹۹۹). اشتون و همکاران (۲۰۰۴) معتقدند نادیده گرفتن تعدیل مازاد ناخالص سبب ایجاد سوگیری در جمله‌های توابع مربوط به ارزش‌های بازیافتی سهام و ارزش‌های اختیار واقعی سهام می‌گردد. از این رو، جهت کنترل سوگیری یاد شده، محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی در حسابداری نیز در مدل‌ها تأثیرگذار خواهد بود.

بنا بر نارسایی‌های یاد شده، ضرورت بررسی مجدد پویایی خطی اطلاعات آشکار می‌گردد. آزمون‌های تجربی این مطالعه در بازار سرمایه ایران، برخی از مسائل در این باره را مورد ارزیابی قرار داده است، که شامل ساختار اصلی مدل‌های سود باقی‌مانده و کارایی دو معیار اندازه‌گیری محافظه‌کاری می‌باشد.

این پژوهش، تردیدهای اساسی درباره ساختار اصلی مدل ارزش‌گذاری اولسون (۱۹۹۵)، می یرز (۱۹۹۹) و اشتون و همکاران (۲۰۰۳) را بازبینی می‌نماید. آزمون این مطالعه از دو مرحله جداگانه تشکیل می‌شود. در مرحله ابتدایی، مقدار پارامترهای در مدل‌های پویایی خطی اطلاعاتی برآورد می‌شود. مدل‌های ارزش‌گذاری سود باقی‌مانده، تناظر یک به یک با هم‌بستگی در پویایی‌های خطی اطلاعاتی دارند.

ادامه این مقاله بدین شرح می‌باشد. در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه پژوهش و در بخش سوم فرضیه‌ها و روش‌شناسی پژوهش به همراه معرفی مدل‌های تجربی پویایی خطی اطلاعات حسابداری برای ارزش‌گذاری سهام و تعاریف متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود. در بخش چهارم، آماره‌های توصیفی و استنباطی جهت بررسی فرضیه‌ها بیان می‌شود. بخش پنجم نتایج، محدودیت‌ها و پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده بحث و بررسی می‌شود.

۲- مبانی نظری پژوهش

در این مطالعه، پویایی خطی اطلاعات حسابداری مبتنی بر مکتب نئوکلاسیک می‌باشد، که در آن مفهوم مازاد خالص و مازاد ناخالص در طی فرایند وینر[۳] بیان می‌شود (اولسون، ۱۹۹۵؛ اشتون و همکاران، ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴؛ کلاب، ۲۰۱۲). فرایند وینر در ریاضیات یک فرایند تصادفی پیوسته در طول زمان است که به آن *حرکت پویای براونی استاندارد* هم می‌گویند (انیشتین، ۱۹۵۶؛ موترز و پرز، ۲۰۰۸؛ مندل بروت و هودسان،۲۰۰۴). این فرایند، یکی از شناخته‌شده‌ترین فرایندها با نمو مانا است که کاربردهای وسیعی در ریاضیات محض و کاربردی، مالی، اقتصاد و فیزیک دارد. فرایند W_t، فرایند وینر خوانده می‌شود در صورتی که به طور همزمان ویژگی‌های زیر را داشته باشد:
(۱) $W_0 = 0$. (۲) W_tتماماً پیوسته باشد، به عبارتی، با اطمینان نسبتاً کامل تداوم داشته باشد.
(۳) W_tفرایند با نمو مانا و مستقل باشد و (۴) نمو آن دارای توزیع نرمال باشد به عبارتی:

$$W_t - W_s \sim N(0, t-s) \quad \text{برای } 0 \le t < s$$

عبارت آخر، به توزیع نرمال، $\mathrm{N}(\mu, \sigma^2)$ ،با مقدار مورد انتظار)و واریانس σ^2 اشاره دارد. وضعیتی که در آن افزایش‌های مستقل وجود دارد بدین معنی است که اگر $0 \le s_1 < t_1 \le s_2 < t_2$ ،آنگاه، $W_{t1} - W_{s1}$ و $W_{t2} - W_{s2}$ متغیرهای تصادفی مستقل هستند (مورتز و پرز، ۲۰۰۸).
زمانی که فرایند وینر یک مارتینگل مداوم پیوسته با $W_0 = 0$ و تغیر پذیری درجه دوم[۴] $[W_t, W_t] = t$ باشد، ویژگی لِوی[۵] گویند (مندل بروت و هودسان، ۲۰۰۴).
پژوهشگرانی نظیر اولسون (۱۹۹۵)، می‌یرز (۱۹۹۹) از فرایند وینر برای تشریح پویایی اطلاعات حسابداری بهره جسته‌اند. مطالعات اشتون و همکاران (۲۰۰۳، ۲۰۰۴ و ۲۰۱۱)، اشتون و ونگ (۲۰۰۸، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۵)، شواهدی همراه با استدلال‌های قوی درباره وابستگی ضرایب ارزش‌گذاری با محافظه‌کاری و هم‌بستگی پویایی خطی اطلاعاتی کشف نمودند.

۲-۱- پویایی اطلاعات و مدل‌های ارزش‌گذاری

اولسون (۱۹۹۵) فرض نمود مجموعه‌ای از اطلاعات گزارش شده حسابداری وجود دارد، با این فرض که رابطه مازاد خالص (CSR)[۶] به عبارتی، $b_t = b_{t-1} + x_t - d_t$ برقرار است، به طوری که در این مجموعه روابط، ارزش دفتری حقوق سهامداران (b_t)؛ ارزش دفتری سال قبل (b_{t-1})؛ سودها (x_t)؛ سودهای نقدی (d_t) در طی دوره‌ها می‌باشد. فرض می‌شود به دلیل محافظه‌کاری در حسابداری، سیستم گزارشگری دارای سوگیری می‌باشد و این سیستم گزارشگری مظهر معاملات در یک سیستم حسابداری فرضی بدون سوگیری، اما غیر قابل مشاهده می‌باشد. مطابق با مطالعه اولسون (۱۹۹۵)، یک سیستم بدون سوگیری به هم‌گرایی بلندمدت مورد انتظار بین ارزش دفتری و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام اشاره دارد، به عبارتی در این سیستم، ثروت بر حسب ارزش‌های دفتری بدون سوگیری اندازه‌گیری می‌شود. در بلندمدت، این معیار به ارزش‌های بازار نزدیک می‌شوند اما در کوتاه‌مدت ارزش‌های دفتری بدون سوگیری و ارزش‌های بازار ممکن است تا میزانی که سود باقی مانده مثبت یا منفی باشند متفاوت باشد. بنابراین قضیهٔ حدی رابطه ۱ برقرار می‌باشد (اولسون، ۱۹۹۵):

$$\lim_{s\to\infty} E_t[P_{t+s} - b'_{t+s}] = \lim_{s\to\infty} E_t[P_{t+s} - (1+\ )b_{t+s}] = 0 \qquad (۱)$$

علاوه بر استانداردهای حسابداری محافظه‌کاری، دلایل دیگری، مانند دست‌کاری سودها می‌تواند سبب سوگیری شود. در حسابداری، ثبات رویه‌ها سبب عدم تغییر روش‌ها در دوره‌های مختلف می‌شود لذا یکنواختی بلندمدت در سیاست‌های حسابداری فرض می‌شود. هاگز و همکاران (۲۰۰۴) و اشتون و ونگ (۲۰۰۸) مدل‌های پارامتریک را برای نمونه‌های خاصی از محافظه‌کاری مانند استهلاک شتابدار، حسابداری بهای تاریخی در شرایط تورمی و تأخیر در شناخت اخبار خوب ارائه کردند. این سیاست‌های حسابداری به طور یکنواخت به کار گرفته می‌شود اما رویدادهای اقتصادی تحت شرایط مختلفی متناظر با این سیاست‌ها، تغییر می‌کند برای مثال، در حالت استهلاک شتابدار، ممکن است میانگین ترکیب دارایی برای یک دوره بلندمدت رقمی ثابت باشد، اما احتمال دارد از سالی به سال دیگر تغییر نماید. تورم - حتی با نرخ‌های پایین و متوسط - می‌تواند باعث ایجاد سوگیری معنی‌داری در تابع ارزش‌گذاری گردد (اشتون و ونگ، ۲۰۰۸، اشتون و همکاران، ۲۰۱۱). در حسابداری بهای تاریخی، تغییر در نرخ تورم در طی زمان سبب تغییر درجه محافظه‌کاری می‌شود (اشتون و همکاران، ۲۰۱۱). از این رو، در حالت محافظه‌کاری شرطی حسابداری، مورد نظر مدل باسو (۱۹۹۷)، اندازه و نرخ ظهور اخبار خوب دارای پویایی تصادفی می‌باشد.

مدل‌سازی مطرح شده توسط اولسون (۱۹۹۵) از یک سیستم حسابداری بدون سوگیری، آغاز می‌شود، سپس، وی بررسی می‌کند که چگونه، و تا چه میزانی، محافظه‌کاری در اقلام بنیادی حسابداری، ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. و فرض می‌کند رانت‌های اقتصادی از یک فرایند پویایی اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند (اولسون، ۱۹۹۵؛ کالین و مورل، ۲۰۰۱؛ اشتون و همکاران، ۲۰۰۳، ۲۰۰۴)، به گفته اولسون (۱۹۹۵)، رانت‌های اقتصادی مورد انتظار بدون سوگیریx'_t، به وسیله رقابت کاهش می‌یابد - یعنی رانت‌ها با نرخی، ω، کاهش می‌کند- که در آن$x_t = e'_t - (R-1)b'_{t-1}$ و R برابر با یک بعلاوه هزینه سرمایه است، بنابراین می‌توان این موضوع را در رابطه ۲ نشان داد:

$$x_{t+1} = x'_t + \varepsilon_{t+1} \qquad (۲)$$

در این رابطهε_{t+1} یک عبارت خطای با میانگین صفر است. در مدل سود باقیمانده اولسون (۱۹۹۵)، رانت اقتصادی، اشاره به سود غیرعادی یا همان سود باقیمانده دارد.

$$V_0^E = b_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E(EARN_t - r_E * b_{t-1})}{(1+r_E)^t} \qquad (۳)$$

مدل ۳ بیان می‌کند که ارزش حقوق صاحبان سهام برابر با ارزش دفتری آن بعلاوه ارزش فعلی سودهای باقیمانده آتی می‌باشد. سود باقیمانده (سود غیرعادی) به این شکل تعریف می‌شود: تفاوت بین سود حسابداری شرکت و نرخ بازده مورد انتظار شرکت بر حسب ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره (پن من، ۲۰۱۳). این رابطه منجر به رابطه ارزش‌گذاری بدون سوگیری رابطه ۴ می‌شود:

$$V'_t = b'_t + \frac{\omega}{R-} x_t \quad \frac{R(1-\ )}{R-} b_t + \frac{R\omega}{R-} e_t - \frac{(R-1)}{R-} d_t \qquad (۴)$$

فرض می‌شود سود (e'_t) در معادله ۴ همان سود جامع بدون سوگیری باشد[۷]. به هر حال، ارزش‌گذاری‌های تحلیلگران معمولاً مبتنی بر پیش‌بینی سودهای اصلی طی دوره‌های بلندمدت می‌باشد. برای اینکه این موضوع در معادله نشان داده شود، سود جامع، e_t، به دو بخش تفکیک می‌شود سودهای اصلی (ce_t)، و اقلام مازاد ناخالص (de_t). بر اساس روابط حسابداری محافظه‌کاری، معادله ۴ تعدیل و به معادله ۵ به شرح زیر تبدیل می‌شود:

$$، E[V_t|\ \ _t] = \frac{R(1-\omega)(1+\chi)}{R-\omega} b_t + \frac{R\omega(1+\chi)}{R-\omega} ce_t + \frac{R\omega(1+\chi)}{R-\omega} de_t + \frac{\omega}{R-\omega} d_t \qquad (۵)$$

در رابطه ۵ رابطه مازاد خالص تجدید نظر شده بدین شرح است؛ $b_t = b_{t-1} + ce_t + de_t - d_t$. بنابراین به پیروی از مطالعه اولسون (۱۹۹۹)، اقلام مازاد ناخالص تعدیل شده (به وسیله سودهای نقدی) را می‌توان از طریق تفاوت بین افزایش‌های در ارزش دفتری سهام و سودهای (اصلی)[۸] گزارش شده، یعنی، $[(b_t - b_{t-1}) - ce_t] - d_t$ ، برآورد نمود، که در این معادله علامت d_t نشان‌دهنده سودهای نقدی خالص (از صدور سهام جدید و بازخرید سهام) می‌باشد.

به‌طور مشابه، رابطه ۵ را می‌توان بر حسب عبارت‌های ارزش دفتری سال قبل و سودهای اصلی غیر عادی با استفاده از رابطه CSR به‌صورت رابطه ۶ بازنویسی کرد:

$$، E[V_t|\Lambda_t] = R(1+\chi)b_{t-1} + \frac{R}{R-\omega}(1+\chi)x_t + \frac{R}{R-\omega}(1+\chi)de_t + \frac{\omega}{R-\omega} d_t \qquad (۶)$$

در رابطه ۶ عبارت سودهای اصلی غیرعادی (x_t) بدین صورت تعریف می‌شود؛ $x_t = ce_t - (R-1)b_{t-1}$، که رابطه سود باقیمانده را نشان می‌دهد. با فرض اینکه در دوره‌های متوالی رانت‌های اقتصادی بلندمدت به وسیله رقابت کاسته می‌شود - همان‌طور که در رابطه ۲ یاد شد- و تغییرات در اقلام مازاد ناخالص، غیرقابل پیش‌بینی می‌باشند[۹].

در تجزیه‌وتحلیل لیتنر (۱۹۵۶) در مورد سیاست تقسیم سود، فرض می‌شود که سودهای نقدی سال جاری برابر با 1+g سودهای نقدی سال قبل می‌باشد سودهای نقدی به وسیله میزانی که سودهای غیرعادی بیشتر یا کمتر از میزان رشد هدف می‌باشند تعدیل شده است، اکنون می‌توان نشان داد که سودهای غیرعادی فرایند اتورگرسیو رابطه ۷ را پیروی می‌کنند:

$$x_{t+1} = \omega x_t + \chi(1+g-\omega)(Rb_{t-1} - b_t) + \varepsilon_{t+1} \qquad (۷)$$

پوپ و ونگ (۲۰۰۵) نشان دادند که قیمت سهام را می‌توان با استفاده از عبارت‌های ارزش دفتری، سودها و سودهای نقدی نوشت و بازارهای سرمایه هیچ‌گونه فرصت‌های آربیتراژ ندارند، پویایی‌های اطلاعاتی ایجاد شده توسط سیستم گزارشگری باید به خاطر سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری تعدیل شوند که به شکل رابطه ۸ ظاهر می‌شود:

$$x_{t+1} = \ \ x_t + \omega_2(Rb_{t-1} - b_t) + \varepsilon_{t+1} \qquad (۸)$$

علاوه بر این، اگر $\omega_2 > 0$ باشد، آنگاه حسابداری محافظه‌کارانه است. در رابطه ۷، ω_2 شکل خاصی را فرض می‌کند، یعنی، $\omega_2 = \chi(1 + g - \omega)$ ، و محافظه‌کاری متناظر با ارزش‌های مثبت برای χ $(0 < \omega < 1)$ است. هم مدل پوپ و ونگ (۲۰۰۵) و هم رابطه ۷ پیشنهاد می‌کنند که محافظه‌کاری را می‌توان به وسیله گنجاندن دو عبارت ارزش دفتری، $(Rb_{t-1} - b_t)$، در پویایی اطلاعات سودهای غیرعادی نشان داد.

در مقایسه با مدل فلتام و اولسون (۱۹۹۵)، این شکل برای پویایی‌های خطی اطلاعاتی دارای دو مزیت است؛ اول، مهم نیست از کدام عامل را برای حذف اثر تورم سنتی، مانند ارزش دفتری و ارزش دفتری یک سال قبل، استفاده شود، زیرا محافظه‌کاری گنجانده شده در پویایی‌های خطی اطلاعاتی بر علامت پارامتر مذکور، ω_2، تأثیر نمی‌گذارد (اشتون و ونگ، ۲۰۱۱، ۲۰۱۳). دوم، نیاز نیست که در این مدل ارزش‌گذاری نرخ رشد ارزش دفتری برآورد شود. برآوردهای صریح از رشد ارزش‌های دفتری در این مدل یک کار اضافی و غیرضروری است (اشتون و ونگ، ۲۰۱۳).

۲-۲- پیشینه پژوهش

جزء اساسی محافظه‌کاری «تأخیر در شناخت افزایش در ارزش اقتصادی دارایی‌ها» می‌باشد (باسو، ۱۹۹۷؛ فلتام و اولسون، ۱۹۹۶؛ اشتون و ونگ، ۲۰۰۸). نمونه‌هایی از محافظه‌کاری غیرشرطی از قبیل؛ یک روش استهلاک بسیار محتاطانه (هاگز و همکاران ۲۰۰۴؛ اشتون و ونگ، ۲۰۰۸)، به هزینه منظور نمودن سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه (فرانزن و رادهاکریشنان، ۲۰۰۹؛ استارک، ۲۰۰۸)، نادیده گرفتن سودهای نگهداری ناشی از تورم در ارزش اسمی دارایی‌ها (اشتون و همکاران، ۲۰۱۱) می‌باشد که منجر به تأخیر در شناخت سود اقتصادی و ارزش دارایی‌ها می‌شود. شناخت زودهنگام اخبار بد و تأخیر در شناخت اخبار خوب (باسو، ۱۹۹۷) نمونه‌ای از محافظه‌کاری شرطی می‌باشد که متناسب با الگوی مورد نظر این مقاله می‌باشد. ازاین‌رو، رویکرد نظری پژوهش حاضر هم جنبه‌هایی از محافظه‌کاری شرطی و هم غیرشرطی را در بر می‌گیرد. کیم و ژانگ (۲۰۱۶) و فروغی و میرزایی (۱۳۹۱) یافته‌اند که محافظه‌کاری شرطی احتمال ورود ناگهانی توده اخبار بد به بازار را کاهش داده و در نتیجه ریسک سقوط آتی قیمت سهام را کاهش می‌دهد.

اگر محافظه‌کاری حسابداری تنها فرایندی باشد که شناخت سودهای اقتصادی را به تأخیر می‌اندازد، پس می‌توان ملاحظه نمود که یک روش برای بررسی این موضوع شناسایی تأثیر محافظه‌کاری بر پویای خطی اطلاعاتی می‌باشد (اشتون و ونگ، ۲۰۱۵). در راستای چنین استدلالی پژوهشگران مختلفی – همانند، فلتام و اولسون (۱۹۹۵)؛ می یرز (۱۹۹۹)- بررسی‌هایی انجام داده‌اند. این پژوهشگران استدلال می‌کنند که محافظه‌کاری حسابداری در پویایی اطلاعات

منعکس می‌شود و به وسیله افزودن یک جز تأخیری ارزش دفتری با یک ضریب مثبت، درجهٔ محافظه‌کاری را افزایش می‌دهد. با این حال، برخی تحقیقات تجربی نتوانستند ضریبی مثبت برای ارزش دفتری در فرمول‌بندی خودشان از پویایی خطی اطلاعات پیدا کنند (برای مثال، نگاه کنید به، دچو و همکاران، ۱۹۹۹؛ می یرز، ۱۹۹۹؛ بی ور و ریان، ۲۰۰۰؛ چوی و همکاران، ۲۰۰۶).

پوپ و ونگ (۲۰۰۵)، کلاب (۲۰۱۲)، اشتون و ونگ (۲۰۱۳) معتقدند ساختار پویایی خطی بکار رفته به وسیله مدل ارزش‌گذاری مبتنی بر سود باقیمانده مستلزم به کارگیری دو عامل تأخیری[۱۰] مربوط به ارزش دفتری می‌باشد. اشتون و ونگ (۲۰۱۳)، وابستگی ضرایب تابع ارزش‌گذاری به دو معیار مختلف محافظه‌کاری - نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MB) (برنارد و دورلاف، ۱۹۹۶) و C-score (خان و واتس، ۲۰۰۹) را آزمون کردند. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری یک معیار طبیعی برای محافظه‌کاری متراکم شده در صورت‌های مالی می‌باشد (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲، ۱۹۹۳، ۱۹۹۵). علیرغم نارسایی‌ها و محدودیت‌های آن، این نسبت، معیاری سهل‌الحصول و پر کاربرد می‌باشد (برای مثال نگاه کنید به احمد و همکاران، ۲۰۰۰؛ بی ور و ریان، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۵؛ گیولی و هاین، ۲۰۰۰؛ گیولی و همکاران، ۲۰۰۷). اساساً این نسبت، معیاری از محافظه‌کاری ترازنامه است که عمدتاً ناشی از ارزش‌گذاری کمتر از واقع دارایی‌ها می‌باشد (اشتون و ونگ، ۲۰۱۳). ضعف آن این است که این معیار، اجزایی از سیاست‌های مالی را در بر می‌گیرد که لزوماً با محافظه‌کاری حسابداری ارتباط ندارد، فاما و فرنچ (۱۹۹۲، ۱۹۹۳، ۱۹۹۵) معتقدند نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، فرصت‌های رشد شرکت‌ها را نیز در بر دارد. همچنین این نسبت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام به عنوان یک نماگر پیشرو درباره شرکت‌ها نگریسته می‌شود، این معیارها برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام، می‌تواند مفید باشد. پنمن و همکاران (۲۰۱۷) چارچوبی را نشان دادند که در آن نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نماگری مهم در قیمت‌گذاری دارایی و بازده‌های مورد انتظار می‌باشد. این نسبت رشد آتی سودها را پیش‌بینی می‌نماید اما ریسک سودها، رشد آن‌ها را نمی‌تواند شناسایی نمی‌کند. با این حال، تحت شرایط خاصی در حسابداری است که مطلب فوق مصداق دارد. تحلیل تجربی آن‌ها تأیید کرد که در حسابداری مبتنی بر اصول پذیرفته شده، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار معیاری از ویژگی ریسک قابل قبول برای قیمت‌گذاری دارایی می‌باشد (پنمن و همکاران، ۲۰۱۷).

اخیراً، اولسون (۲۰۱۷) مطالعه‌ای در مورد محاسبه ارزش نهایی[۱۱]، یعنی مقدار صورت کسر تقسیم بر (r-g) ارائه کرد که r و g به ترتیب، عامل تنزیل و نرخ رشد می‌باشند. این گونه جملات جبری، ناشی از تنزیل دنباله‌ای از سری هندسی مربوط به مبالغ کسب شده می‌باشد، که مدل گوردون-ویلیامز نمونه اولیه آن‌ها را ارائه کرده‌اند. متون درسی و پژوهشی، به طور نه چندان صریح،

پیشنهاد می‌کنند که g باید بزرگتر از صفر باشد تا رشد (مثبت) ایجاد شود. اولسون (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که در برخی شرایط، g می‌تواند کمتر از صفر باشد، اما بازهم می‌تواند شاهد رشد مثبت سود تقسیمی سهام، سودها و ارزش دفتری بود. برای به دست آوردن g<0 و رشد مثبت، مدل‌سازی، بستگی به دو عامل حیاتی دارد؛ اول، نیاز به یک عامل قابل اتکا برای ارزش‌گذاری بی‌طرفانه دارد که در درازمدت با راه‌حل متضاد سازگار باشد. دوم، نرخ رشد کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت باشد. در این شرایط، g مستقیماً با سرعت همگرایی نرخ رشد کوتاه‌مدت با نرخ رشد بلندمدت رابطه دارد. اما حتی زمانی که این دو نرخ رشد یکسان هستند، E/P آتی از (r منهای رشد بلندمدت) متفاوت است. هیچ کدام از این نتایج اهمیت رشد را نفی نمی‌کنند: با فرض ثابت بودن سایر عوامل، اگر رشد بلندمدت یا کوتاه‌مدت سودها افزایش یابد، نسبت E/P آتی کاهش می‌یابد.

در این راستا، افلاطونی (۱۳۹۵) یافته است وقتی سودآوری شرکت افزایش می‌یابد، تأثیر رشد شرکت بر رابطه بین ارزش بازار و سود هر سهم از منفی به مثبت و تأثیر رشد شرکت بر رابطه بین ارزش بازار سهام و ارزش دفتری سهام از مثبت به منفی تغییر جهت می‌دهد. زنجیردار و رفیعی (۱۳۹۶) معتقدند مدیرانی که اعتماد بیش از حد به بازده‌های آینده دارند، سرمایه‌گذاری‌های شرکت را بیشتر برآورد می‌کنند و در نتیجه، این مدیران شناسایی زیان را به تأخیر انداخته و تمایل کمتری به استفاده از حسابداری محافظه‌کارانه داشته باشند. به هر حال، به خاطر اهمیت برجسته این نسبت، با استفاده از این معیار، یک رابطهٔ ساده، عمومی، و کاربردی بین ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام، پارامترهای خطی اطلاعاتی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برای یک دوره بلندمدت از طریق آزمون‌های تجربی به اثبات رسید.

باسو (۱۹۹۷)، مفاهیم و اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی در حسابداری را بررسی نمودند پس از وی، خان و واتس (۲۰۰۹) معیار C-score را بر مبنای مدل باسو (۱۹۹۷) توسعه دادند. C-score یک تابع خطی از ویژگی‌های خاص شرکت می‌باشد؛ آن‌ها با استفاده از سه متغیر- نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، اندازه و اهرم - یک شاخص شرکت- سال برای محافظه‌کاری ارائه کردند. C-score معیاری جایگزین از محافظه‌کاری و یک آزمون اضافی از روابط بین پارامترهای ارزش‌گذاری و محافظه‌کاری می‌باشد (خان و واتس، ۲۰۰۹؛ اشتون و ونگ، ۲۰۱۳). گیولی و همکاران (۲۰۰۷) رابطه میان تعدادی از متغیرهای نیابتی[۱۲] برای محافظه‌کاری را آزمون نمودند شامل: «معیار به موقع بودن» (باسو، ۱۹۹۷)، مقدار «ذخیره‌های ثبت نشده» (پن من و ژنگ، ۲۰۰۲)، حساسیت بازده جاری شرکت نسبت به تغییر در سرمایه‌گذاری‌های نقدی و تغییر تأخیر در دارایی‌های عملیاتی (ایستون و پای، ۲۰۰۴)، و نسبت ارزش دفتری دارایی‌های عملیاتی به ارزش بازار آن‌ها (گیولی و همکاران، ۲۰۰۷) می‌باشند. مطابق با پژوهش‌های قبلی، آنان یک هم‌بستگی منفی بین

معیار باسو (۱۹۹۷) و معیارهای جایگزین از محافظه‌کاری (بی ور و ریان، ۲۰۰۵؛ پای و همکاران، ۲۰۰۵) یافتند. استدلال گیولی و همکاران (۲۰۰۷) اشاره دارد که «اتکای انحصاری بر هر یک از معیار یگانه برای ارزیابی محافظه‌کاری کلی درباره یک رژیم گزارشگری (شرکت‌ها، صنایع، کشورها، یا دوره‌های زمانی) احتمالاً منجر به استنباط‌های نادرست می‌شود». در نقطه مقابل، اشتون و ونگ (۲۰۱۳) شواهدی قوی از همبستگی معیار محافظه‌کاری به کار رفته، با معیار ارزش بازار به ارزش دفتری ارائه دادند.

در پژوهش‌های داخل ایران، صالحی و همکاران (۱۳۹۸) اثرات محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی بر بازدهی آتی شرکت‌ها را بررسی کردند، آن‌ها یافتند بین محافظه‌کاری شرطی (غیرشرطی) و بازدهی آتی شرکت‌ها رابطه‌ای منفی (مثبت) و معنی‌دار وجود دارد لذا افزایش محافظه‌کاری شرطی (غیرشرطی)، بازدهی آتی شرکت‌ها را کاهش (افزایش) خواهد داد. زنجیردار و رفیعی (۱۳۹۶) به بررسی ارتباط بین اعتماد بیش از حد مدیریت با محافظه‌کاری مشروط با توجه به ضریب واکنش سود در شرکت‌ها ۱۳۹۲ بوده است که تعداد ۱۰۳ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شده است. روش آماری برای هر فرضیه رگرسیون چند متغیره نشان‌دهنده این مطلب می‌باشد که بین اعتماد بیش از حد مدیریت و محافظه‌کاری مشروط در شرکت‌های با ضریب واکنش سود بالا و پایین ارتباط مستقیم و معناداری وجود دارد. به طوری که با افزایش اعتماد بیش از حد مدیریت شرکت به توانایی‌های خود محافظه‌کاری مشروط در شرکت‌ها نیز افزایش و یا کاهش می‌یابد و این موضوع از نظر تفسیر حسابداری یعنی میزان ضریب واکنش سود تأثیری بر روابط بین اعتماد بیش از حد مدیریت و محافظه‌کاری مشروط ندارد.

بنی مهد و رحمن‌نژاد (۱۳۹۶) به بررسی محتوای ارزشی سود تقسیم شده بر ارزش سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نمونه آماری مطالعه آن‌ها شامل ۲۲۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. روش آماری مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، روش «داده‌های مقطعی» بوده است. یافته‌های پژوهش نشان داد که سود تقسیمی در ایران دارای محتوای ارزشی است و برای سهامداران محتوای اطلاعاتی ایجاد می‌کند.

افلاطونی (۱۳۹۵) معتقد است اگر در تحقیقات تجربی و کاربردهای عملی رابطه بین ارزش بازار سهام و دو متغیر ارزش دفتری سهام و سود هر سهم به صورت یک رابطه خطی در نظر گرفته شود، نتایج ناصحیحی استخراج خواهد شد. از این رو، وی در مطالعه خود، تأثیر رشد شرکت را بر رابطه بین ارزش بازار سهام و دو متغیر ارزش دفتری و سود هر سهم در ۱۴۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نمودند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که وقتی سودآوری

شرکت افزایش می‌یابد، تأثیر رشد شرکت بر رابطه بین ارزش بازار و سود هر سهم از منفی به مثبت و تأثیر رشد شرکت بر رابطه بین ارزش بازار سهام و ارزش دفتری سهام از مثبت به منفی تغییر جهت می‌دهد. نتایج حاصله در کل وجود رابطه غیرخطی بین ارزش بازار سهام و متغیرهای ذکر شده را تأیید می‌نماید.

دستگیر و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی و مقایسه رابطه بین پراکندگی سود و بازده سهام با استفاده از الگوی جورجینسن و همکاران (۲۰۱۲) پرداختند. تحلیل داده‌های گردآوری شده در این پژوهش با استفاده از روش‌های رگرسیون و آزمون معناداری t انجام شد. سپس فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار گرفتند. نتایج حاصل بررسی ۲۸۵ شرکت عضو نمونه نشان داد که، بین پراکندگی سود جاری و بازده سهام جاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. و رابطه معنادار بین پراکندگی سود آتی و بازده سهام جاری وجود ندارد.

بهار مقدم و سالاری (۱۳۹۲) نقش گزارشگری محافظه‌کارانه هزینه‌های استهلاک دارایی‌ها را بر ارزش بازار سهام بررسی کردند و نشان دادند که لحاظ نمودن و یا لحاظ ننمودن درجه محافظه‌کاری شرکت در سنجش هزینه‌های استهلاک، تأثیر معناداری بر رابطه متغیرهای حسابداری و ارزش بازار سهام ندارد.

آقایی و سمیعی (۱۳۹۱) به بررسی محافظه‌کاری حسابداری و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در دوره‌های رونق و رکود تجاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل توسعه‌یافته باسو (۱۹۹۷) پرداختند، آن‌ها یافتند که محافظه‌کاری حسابداری و محتوای اطلاعاتی سود در دوره‌های رکود تجاری بالاتر از سایر دوره‌های تجاری است. نتایج آن‌ها مطابق با پژوهش جنکینز و همکاران (۲۰۰۹) است.

خالوزاده و خاکی صدیق (۱۳۸۴) پویایی رفتار قیمت‌های سهام برای شرکت شهد ایران مدل‌سازی نمودند، آن‌ها تغییرات قیمت و بازده سهام در بازار بورس تهران با هدف مدل‌سازی بر اساس معادلات دیفرانسیل تصادفی جهت پیش‌بینی قیمت سهام مورد مطالعه قرار دادند، با در نظر گرفتن نوسانات قیمت سهام به شکل تصادفی و بر اساس مدل بلاک و شولز، مدل‌سازی پویایی فرایند مولد قیمت سهام در بازار بورس تهران را با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی پیشنهاد کردند.

۲-۳- فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مبانی نظری پژوهش، سیاست‌های حسابداری سبب شوک‌هایی بر سودهای حسابداری می‌شود و آنگاه، این موضوع منجر به شوک‌های (پایدار و موقت) بر اطلاعات حسابداری می‌گردد و

در نتیجه بر پویایی اطلاعات حسابداری و ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام تأثیر قابل ملاحظه‌ای دارند (کریستنسن و دمسکی، ۲۰۰۳، ص ۱۸۶-۱۹۰). پویایی اطلاعات حسابداری حاکی از آن است که ارزش سهام تابعی از اطلاعات حسابداری سال جاری و اطلاعات حسابداری سال قبل می‌باشد (اولسون، ۱۹۹۵؛ فلتام و اولسون، ۱۹۹۵؛ استارک، ۱۹۹۷؛ اولسون، ۱۹۹۹؛ اشتون و همکاران، ۲۰۰۴؛ پوپ و ونگ، ۲۰۰۵؛ کلاب، ۲۰۱۲). مقدار اثرگذاری اطلاعات سال گذشته روی اطلاعات سال جاری بستگی به عوامل محیطی دارد (فلتام و اولسون، ۱۹۹۵؛ اولسون، ۱۹۹۵؛ استارک، ۱۹۹۷؛ اشتون و ونگ، ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸). عوامل محیطی بر متغیرهای حسابداری و ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام در دوره‌های جاری و آتی تغییراتی ایجاد می‌نمایند (اشتون و همکاران، ۲۰۰۴). این عوامل تأثیرگذار بر پویایی اطلاعات حسابداری شامل سیاست‌های حسابداری، هزینه سرمایه، اهرم، تورم، اندازه شرکت، نوع صنعت، سیاست‌های توزیع سودهای نقدی و نرخ رشد سودهای نقدی می‌باشند. اطلاعات حسابداری سال جاری و اطلاعات حسابداری سال قبل تابعی از سیاست‌های حسابداری می‌باشد (باسو، ۱۹۹۷؛ می یرز، ۱۹۹۹؛ کلاب، ۲۰۱۲). پس سیاست حسابداری، اطلاعات حسابداری را تغییر می‌دهد و اطلاعات حسابداری، ضرایب یاد شده را تغییر می‌دهند، به عبارتی، مقدار پویایی اطلاعات را تغییر می‌کند.

بنابراین، فرضیه‌های پژوهش حاضر به شرح زیر قابل طرح می‌باشد:

فرضیه اصلی سیاست‌های حسابداری، پویایی خطی اطلاعات حسابداری را جهت ارزش‌گذاری سهام تعدیل می‌کند.

(الف) سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری ضرایب ارزش دفتری سهام، سودهای اصلی، اقلام مازاد ناخالص و سودهای نقدی خالص را جهت ارزش‌گذاری سهام تعدیل می‌کند.

(ب) سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری ضرایب ارزش دفتری دوره قبل، سودهای اصلی غیرعادی و اقلام مازاد ناخالص، و سود نقدی خالص را جهت ارزش‌گذاری سهام تعدیل می‌کند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی، بر اساس ماهیت مطالعه، از نوع توصیفی- تحلیلی و از نظر زمان نیز، جزء پژوهش‌های گذشته‌نگر می‌باشد. در این پژوهش ابتدا از روش‌های آمار توصیفی (میانگین، میانه، انحراف معیار، ...) و سپس از آزمون‌های چاو (برای تشخیص نوع مدل) و هاسمن (برای تعیین مدل با اثرات ثابت یا تصادفی) استفاده شده است و در مرحله بعد، از آمار استنباطی (تحلیل داده‌های پانلی و تحلیل F، رگرسیون OLS) به بررسی و تحلیل فرضیه‌های پژوهش اقدام شده است. جامعه آماری، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۸ تا

۱۳۹۵ می‌باشد. در این پژوهش نمونه‌گیری به روش حذف سیستماتیک با اعمال محدودیت‌هایی به شرح زیر انجام شده است:

(۱) شرکت‌های نمونه از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۹۵ عضو بورس اوراق بهادار تهران بوده باشد.

(۲) معاملات سهام آن‌ها طی دوره مورد بررسی (۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵) بیش از چهار ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.

(۳) به دلیل تفاوت موجود در فعالیت‌ها، از دسته شرکت‌های واسطه‌گری مالی، شرکت‌های چند رشته‌ای، لیزینگ و نهادهای پولی و مالی نباشند.

(۴) به منظور افزایش قابلیت مقایسه، دوره زمانی شرکت‌های نمونه طی دوره مطالعه، پایان اسفندماه باشد.

(۵) کلیه اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها در دسترس باشد.

با اعمال شرایط و محدودیت‌های بالا، فرضیه پژوهش با استفاده از داده‌های ۱۷۲ شرکت برای ۸ سال متوالی، و تعداد مشاهده ۱۳۷۶ شرکت-سال، آزمون شده است. بخش اعظم داده‌های لازم، از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و برخی از داده‌های گم‌شده نیز از صورت‌های مالی حسابرسی شده و منتشر شده در سایت کدال استخراج شده است. پس از انتخاب شرکت‌های نمونه به روش یاد شده در بالا، داده‌ها و متغیرها با استفاده از نرم‌افزار اکسل محاسبه و آماده شدند و سپس با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS22 و EViews10، آماره‌های توصیفی و استنباط‌های آماری انجام شده است.

۳-۱- مدل‌های تجربی پژوهش و تعاریف عملیاتی

جهت آزمون‌های هم‌زمان معادله‌های ارزش‌گذاری، ۵ و ۶، رابطه ۵ را به شکل زیر بازنویسی شده است:

رابطه ۷، مدل ۱؛ $V_{jt} = \alpha_{0j} + \alpha_{1j} b_{jt} + \alpha_{2j} ce_{jt} + \alpha_{3j} de_{jt} + \alpha_{4j} d_{jt} + \varepsilon'_{jt}$ ،

تحلیل‌های این مطالعه مبتنی بر گروه j قرار دارد، که فرض می‌شود گروه j از نظر درجهٔ محافظه‌کاری حسابداری (χ_j) متجانس می‌باشند. در بررسی‌های تجربی، گروه j، گروه‌بندی شرکت‌های نمونه بر اساس رتبه‌بندی چارکی و دهکی انجام شده است. از رگرسیون برای برآوردهایی از α_{1j}، α_{2j}، α_{3j}، و α_{4j} کمک گرفته شد، که بر معیار محافظه‌کاری χ_j تأکید می‌کنند. این موضوع فرایند بررسی و آزمون را به سوی فرضیه (الف) هدایت می‌کند.

ضرایب در مدل ارزش‌گذاری (۵) بدین صورت می‌باشند:

$\alpha_{1j} = \frac{R(1-\omega)}{R-\omega}$، $\alpha_{2j} = \frac{R\omega}{R-\omega}$ و $\alpha_{3j} = \frac{R\omega}{R-\omega}$

به‌طور مشابه، می‌توان برای آزمون فرضیه (ب)، رابطه ۶ را به شکل رابطه ۸ زیر ارائه کرد:

رابطه ۸، مدل ۲؛ $V_{jt} = \alpha_{0j} + \alpha_{1j} b_{jt-1} + \alpha_{2j} x_{jt} + \alpha_{3j} de_{jt} + \alpha_{4j} d_{jt} + \varepsilon''_{jt}$ ،

ضرایب در مدل ارزش‌گذاری ۶، بدین صورت خواهد شد:

$\alpha_{1j} = R$، $\alpha_{2j} = \frac{R}{R-\omega}$ و $\alpha_{3j} = \frac{R}{R-\omega}$

البته اعتبار فرضیه‌های (الف) و (ب)، اساساً متکی به فرمول‌بندی مدل اولسون (۱۹۹۵)، و مناسب بودن هرگونه تعدیلاتی برای محافظه‌کاری حسابداری و نحوه تلقی اقلام مازاد ناخالص می‌باشند. همچنین این دو فرضیه بر این موضوع اشاره دارند که هریک از معیارهای محافظه‌کاری مورد استفاده دقیقاً واقعیت عملیات حسابداری محافظه‌کارانه را منعکس می‌کنند از این طریق، تا حدی می‌توان از مشکلات مربوط به اعتبار پارامترهای نسبی بالا و وابستگی آن‌ها به ω و R در فرضیه‌های (الف) و (ب) رها شد.

اگر مقادیر ضرایب استاندارد شده بر اساس مطالعه اشتون و ونگ (۲۰۱۳) با استفاده از این رابطه، $\frac{\alpha_{ij}-\bar{\alpha}_{i.}}{\bar{\alpha}_{i.}}$ محاسبه شود - که در این رابطه $\bar{\alpha}_i$ $(i = 1-3)$ ارزش متوسط α_{ij} بین گروه‌های محافظه‌کاری j می‌باشد - سپس این مقادیر استاندارد شده باید مستقل از پارامترهای ω و R باشند و برابر با $\frac{\chi_j-\bar{\chi}}{1+\bar{\chi}}$ برای هر یک از گروه‌های j باشد، که در این رابطه ارزش متوسط χ_j است. از این طریق بررسی می‌شود که آیا نتایج حاصل شده برای آزمون فرضیه‌های (الف) و (ب) بر اساس تجانس در گروه‌های آزمون، اعتبار دارد یا خیر. درجهٔ محافظه‌کاری حسابداری به دست آمده از رگرسیون مدل‌های ۱ و ۲ باید برابر با i باشد.

در مباحث بالا، محافظه‌کاری به عنوان یک مفهوم نسبتاً انتزاعی در عبارت‌هایی از یک معیار (همانند χ) خلاصه شده است که این معیار، ارتباطی بین حسابداری بدون سوگیری در مدل اولسون (۱۹۹۵) با معیار گزارش شده در یک سیستم حسابداری ایجاد می‌کند. برای آزمون فرضیه‌های مطالعه حاضر در رابطه با ضرایب ارزش‌گذاری، نیاز به معیاری از محافظه‌کاری می‌باشد.

➢ اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری

تعریف اولسون (۱۹۹۵) از حسابداری بدون سوگیری به هم‌گرایی مورد انتظار بلندمدت بین ارزش‌های دفتری و ارزش‌های بازار حقوق صاحبان سهام اشاره دارد، این موضوع همان رابطه ۱ بالا می‌باشد. زمانی که محافظه‌کاری حسابداری بیشتر باشد، ارزش دفتری خیلی پایین‌تر از ارزش اقتصادی واقعی آن می‌باشد. از این رو، به‌عنوان اولین متغیر نیابتی از اندازه‌گیری‌های محافظه‌کاری، می‌توان متوسط بلندمدت از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری را بکار گرفت.

برنارد و دورلاف (۱۹۹۶) یافته‌اند علیرغم روندها و مشاهدات غیرعادی، انتظار می‌رود که مقادیر انباشته ارزش بازار به ارزش دفتری کاهش یابد (نقل در اشتون و ونگ، ۲۰۱۳). در این مطالعه، معیار دیگر برای محافظه‌کاری شرطی حسابداری، C-score است، که در مطالعه خان و واتس (۲۰۰۹) معرفی و مستند شده است. به پیروی از رویه آن‌ها، مدل پانل مقطعی با اثرات ثابت با استفاده از داده‌های سالانه برای برآورد آن استفاده شده است[۱۳]:

$$،\ {e_{it}}/{P_{it-1}} = \beta_1 + \beta_2 D_{it} + r_{it}\mu F_{it} + D_{it} r_{it} \lambda F_{it} + v_{it} \qquad (۹)$$

که در آن D متغیر مجازی است، این متغیر مجازی دارای مقدار ۱ خواهد بود اگر $r_{it} < 0$ باشد وگرنه، صفر خواهد بود، متغیرها شامل

$$\mu = (\mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4), \lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4), F_{it} = (1, size_{it}, {MV_{it}}/{bv_{it}}, Lev_{it})'$$

r_{it}، بازده سهام شرکت i در سال t می‌باشد، v_{it}، یک عبارت خطا می‌باشد. در این مطالعه از همان عواملی استفاده شده که بنا به ادعای خان و واتس مطلوب‌ترین معیار محافظه‌کاری شرطی حسابداری، C-score = λF_{it} می‌باشند. بر اساس اطلاعات شرکت‌های نمونه، ابتدا رابطه C-score برآورد شده، نتیجه آن رابطه ۱۰ زیر می‌باشد سپس، از آن به عنوان مبنای میزان محافظه‌کاری بر اساس مطالعه خان و واتس (۲۰۰۹) استفاده شده است :

$$\text{C-score} = 0.147 - 0.024\times\text{size} + 0.007\times\text{MB} + 0.067\times\text{Lev} \qquad (۱۰)$$

افزایش مقادیر C-score با سطوح بالاتر محافظه‌کاری شرطی حسابداری هم‌بستگی دارد. از این رو، اگر شرکت‌ها بر اساس مقدار افزایش C-score رتبه‌بندی شود پس، انتظار مشاهده مقادیر پایین‌تری برای α_{1j}، α_{2j} و α_{3j} در معادله‌های ۵ و ۶ خواهد بود.

ضرایب ارزش‌گذاری و محافظه‌کاری

فرضیه‌های این مطالعه، شامل سری پیش‌بینی‌هایی درباره اینکه چگونه ضرایب در مدل‌های رگرسیون خطی مربوط به ارزش‌گذاری برخلاف متغیرهای حسابداری متکی به درجهٔ محافظه‌کاری می‌باشند. بخصوص، این فرضیه‌ها بیان می‌کند که ضرایب ارزش دفتری، ارزش دفتری یک سال قبل، سودهای گزارش شده، سودهای غیرعادی و اقلام مازاد ناخالص، توابع محافظه‌کاری را افزایش می‌دهد، در حالی که متغیرهای مربوط به سودهای نقدی مستقل از محافظه‌کاری می‌باشند. شرکت‌های نمونه، دو بار طبقه‌بندی شدند؛ یک‌بار طبقه‌بندی شرکت‌ها به ۱۰ دهک j، بر اساس میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری در طی زمان، به روش داده‌های پانلی انجام شد و دفعه دوم، داده‌های پانلی دهکی شرکت‌ها بر اساس مقادیر متوسط C-score در طی دوره تشکیل شد. برای این کار از یک مدل داده‌های پانلی با اثرات ثابت به همراه متغیر مجازی شرکت (η_i) و متغیر مجازی زمان (η_t) برای برآورد مقادیر پارامترهای α_{1j}، α_{2j}، α_{3j}، و α_{4j} که در رابطه ۵ ذکر شده استفاده گردید:

رابطه ۱۱، مدل ۱:

$$p_{ijt} = \alpha_{0j} + \eta_i + \eta_t + \alpha_{1j} b_{ijt} + \alpha_{2j} ce_{ijt} + \alpha_{3j} de_{ijt} + \alpha_{4j} d_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

در مدل ۱ بالا، اندیس زیرین ijt نشانگر شرکت i، در گروه دهک j، در دوره زمانی t می‌باشد، η_t انحرافات مقطعی سال به سال برای تمام شرکت‌ها در گروه در سال t می‌باشد، η_i کنترل‌هایی برای اجزای $\boldsymbol{\varepsilon_{ijt}}$ می‌باشد که برای شرکت i تثبیت می‌شود. برای شناسایی هم‌بستگی بین گروهی از این رویه بهره گرفته شد. تحلیل‌های بعدی، در مورد نتایج به‌دست‌آمده با استفاده از رابطه ۱۱، به عبارتی مدل ض، در جدول ۴ اشاره خواهد شد.

این فرایند برای ترکیب مختلفی از متغیرهای حسابداری مربوط تکرار خواهد شد، همان‌طور که در رابطه ۶ جهت ایجاد رگرسیون تعریف شده است:

رابطه ۱۲، مدل ۲:

$$p_{ijt} = \alpha_{0j} + \eta_i + \eta_t + \alpha_{1j} b_{ijt-1} + \alpha_{2j} x_{ijt} + \alpha_{3j} de_{ijt} + \alpha_{4j} d_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

تعریف عملیاتی هر یک از این متغیرها به شرح زیر می‌باشد:

MB: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم می‌باشد.

C-Score: ضریب محافظه‌کاری شرطی حسابداری مبتنی بر مطالعه خان و واتس (۲۰۰۹) می‌باشد.

x_t: سودهای غیرعادی برابر با سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه هر سهم منهای (حاصل‌ضرب

نرخ بازده بدون ریسک ضرب در ارزش دفتری سال قبل هر سهم) می‌باشد. برای محاسبه سودهای باقی‌مانده از نرخ بازده بدون ریسک سالانه استفاده شده است.[۱۴] و این نرخ به عنوان یک عامل تنزیل در مدل‌های ارزش‌گذاری بکار گرفته می‌شود[۱۵].

b_t: ارزش دفتری هر سهم در زمان t می‌باشد.

b_{t-1}: ارزش دفتری هر سهم در زمان ابتدای دوره t می‌باشد. برای محاسبه این متغیر تعدیلات ناشی از افزایش سرمایه اعمال شده است.

ce: سود اصلی برابر با سود حاصل از عملیات اصلی شرکت.

d: سود هر سهم که طبق استانداردهای حسابداری محاسبه می‌شود.

de: اقلام مازاد ناخالص برابر با تغییرات در ارزش دفتری سهام (ابتدای دوره و انتهای دوره) منهای سودهای عملیاتی دوره جاری حاصل می‌شود.

Size: اندازه برابر با لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق سهامداران است.

Lev: اهرم برابر با جمع بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم بر ارزش بازار سهام است.

۴- یافته‌های تجربی پژوهش

برای بررسی ساختار پویای خطی اطلاعات حسابداری و همچنین آزمودن فرضیه‌ها، یک پایگاه داده‌های پانلی از ۱۷۲ شرکت طی دوره ۱۳۸۸ – ۱۳۹۵، با کل مشاهدات ۱۳۷۶ شرکت – سال برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل شده است. از منابعی نظیر ره‌آورد نوین، سایت بورس و کدال جهت استخراج داده‌ها استفاده شده است. متغیرهای پژوهش به کمک اکسل محاسبه گردید و از نتایج آن به عنوان ورودی نرم‌افزار Eviews10 استفاده شده است.

۴-۱- آمار توصیفی

جدول ۱ آماره‌های توصیفی برای ۱۳۷۶ شرکت-سال بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ را نشان می‌دهد. شرکت‌های با زیان‌های متوالی طی سه سال، یا داده‌های استثنایی از نمونه حذف شده‌اند. میانگین، انحراف استاندارد، میانه، و چارک اول (Q_1) و چارک سوم (Q_3)، چولگی و کشیدگی و همچنین آماره جارک-برا (JB) گزارش شده است. جدول ۱ نشان می‌دهد چولگی ارزش دفتری (۴/۵-) و سود نقدی (۰/۴۵-) منفی می‌باشد اما بقیه متغیرها دارای چولگی مثبت می‌باشند. این موضوع رفتار متغیرها را نشان می‌دهد. از دیدگاه دیگر، بیشترین کشیدگی مربوط به نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (۲۷۳/۱) و کمترین آن مربوط به اندازه شرکت (۳/۵۴) است. میانگین و میانه نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری به ترتیب ۲/۵۵ و ۲/۰۳ می‌باشد، اما این ارقام برای ضریب

محافظه‌کاری شرطی حسابداری به ترتیب ۰/۱۶۳ و ۰/۱۲ می‌باشد. چولگی (کشیدگی) نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، ۱۲/۸ (۲۷۳/۱) بیشتر از چولگی (کشیدگی) ضریب محافظه‌کاری شرطی، ۶/۰۸ (۵۸/۲) است.

جدول ۱- آماره‌های توصیفی نمونه

متغیرها	میانگین	چارک اول	میانه	چارک سوم	بیشترین	کمترین	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی	جارک برا
قیمت (P)	۵۷۰۲/۴	۱۹۴۸/۲	۳۲۸۲	۶۹۴۴/۳	۵۴۰۷۸	۴۰۸	۶۴۹۹	۲/۹	۱۴/۱	۸۹۱۳
ارزش دفتری (bv)	۱۹۲۵/۱۲	۱۲۱۷/۳	۱۷۰۲/۸	۲۵۲۹/۷	۱۰۹۱۳/۰۶	-۳۰۶۴۹/۴	۲۰۵۹/۹۶	-۴/۵	۷۲/۸	۲۸۲۵۰۹
سود اصلی (ce)	۹۶۶/۴	۲۱۸/۷	۵۴۳/۸	۱۲۵۶/۷	۱۳۴۴۸/۴۱	-۲۷۲۵/۶۳	۱۳۲۷/۵۹	۲/۸۶	۷/۳	۱۳۴۹۱
سود غیرعادی (x)	۶۰۹/۹۵	-۲۲/۷	۲۸۹/۳	۸۹۶/۸	۹۲۷۲/۱۲	-۶۷۸۸/۶۱	۱۲۷۸/۹۲	۱/۹۶	۱۴/۳	۸۲۶۲
مازاد ناخالص (de)	-۱۲۹/۷۴	-۴۲۲/۶	-۱۲۵/۷	۱۷۹/۷	۷۷۵۰/۳۳	-۱۰۱۳۳/۳	۱۱۲۵/۱۲	-۰/۴۵	۲۰/۸	۱۸۱۷۹
سود نقدی (d)	۵۹۷/۹۹	۱۰	۲۴۷/۵	۷۵۰	۹۰۰۰	۰/۰	۹۸۳/۴۹	۳/۵۰	۱۹/۹	۱۹۲۱۰
ارزش بازار به ارزش دفتری (mb)	۲/۵۵	۱/۲۱	۲/۰۳	۳/۳	۱۲۴/۲۰	-۲۶/۳	۵,۴۰	۱۲/۸	۲۷۳/۱	۴۲۰۳۳۳۶
محافظه‌کاری شرطی (CS)	۰/۰,۱۶۳	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۱۸	۲/۹۴۲	- ۰/۰۵۶	۰/۲۰۱	۶/۰۸	۵۸/۲	۱۸۲۳۳۹
اندازه (Size)	۴/۴۵	۳/۳	۴/۳	۵/۳	۹/۷۲	۱/۰۱۰	۱/۶۸	۰/۷۱	۳/۵۴	۱۳۰
اهرم مالی (Lev)	۱/۵۶	۰/۳۷	۰/۸۰	۱/۶۷	۴۲/۸۳	۰/۰۰۵	۲/۸۵۶	۶/۸۲	۶۸/۴۶	۲۵۵۲۶۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۲ همبستگی‌های مقطعی سالانه داده‌های پانلی را نشان می‌دهد. مثلث پایینی همبستگی پیرسون و مثلث بالایی سطح احتمال آن‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۲ نشان می‌دهد که تنها نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری با دو متغیر اقلام مازاد ناخالص و اهرم مالی همبستگی ضعیفی دارند، پس باید نتایج ضعیفی نیز در مدل‌های آزمون را انتظار داشت همبستگی بین بقیه متغیرها قوی می‌باشند. بیشترین میزان همبستگی بین اهرم مالی و ضریب محافظه‌کاری شرطی حسابداری (۰,۹۶۸) می‌باشد.

جدول ۲- ماتریس همبستگی؛ مثلث پایینی همبستگی پیرسون و مثلث بالایی سطح احتمال

متغیرها	P	bv	ce	x	de	d	mb	CS	size	lev
قیمت (P)	1	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0
ارزش دفتری (bv)	0/541	1	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0
سود اصلی (ce)	0/732	0/449	1	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0
سود غیرعادی (x)	0/743	0/617	0/853	1	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0	0/0
مازاد ناخالص (de)	0/118	0/356	-0/170	0/216	1	0/0	0/75	0/0	0/0	0/0
سود نقدی (d)	0/804	0/527	0/787	0/863	0/222	1	0	0/0	0/0	0/0
ارزش بازار به ارزش دفتری (mb)	0/147	0/039	0/111	0/103	0/009	0/102	1	0/01	0/03	0/23
محافظه‌کاری شرطی (CS)	-0/233	-0/533	-0/105	-0/369	-0/416	-0/214	0/066	1	0/0	0/0
اندازه (Size)	0/253	0/176	0/164	0/199	0/101	0/229	0/057	-0/345	1	0/0
اهرم مالی (Lev)	-0/234	-0/539	-0/105	-0/345	-0/422	-0/202	-0/032	0/968	-0/168	1

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۲- تشخیص نوع مدل

جهت تشخیص نوع مدل، دو آزمون اجرا شده است؛ ابتدا آزمون چاو یا F لیمر برای بررسی یکسان بودن عرض از مبدأها به عبارتی ناهمسانی عرض از مبدأها وجود نداشته باشد. با پذیرش این فرضیه، شیب‌ها برای مقاطع مختلف یکسان بوده و از مدل رگرسیون با داده‌های ترکیب شده باید استفاده کرد. سپس، آزمون هاسمن اجرا شده تحت فرض صفر این آزمون، برآوردگر اثرات ثابت و برآوردگر اثرات تصادفی سازگار می‌باشند اما اگر فرضیه صفر برقرار نباشد تنها برآوردگر اثرات ثابت سازگار است و برآوردگر اثرات تصادفی سازگار نخواهد بود. ارتباطی بین جزء اخلال مربوط به عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آن‌ها از یکدیگر مستقل هستند. در حالی که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلال موردنظر و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد. از آنجایی که به وجود همبستگی بین اجزاء اخلال و متغیر توضیحی، مشکل تورش و ناسازگاری ایجاد می‌شود، بنابراین بهتر است در صورت پذیرفته شدن H_1 (رد H_0) برای آزمون فرضیات از روش اثرات ثابت استفاده شود. هنگامی که بین اجزاء اخلال و متغیر توضیحی همبستگی وجود نداشته باشد (قبول H_0)، هر دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی سازگار هستند ولی روش اثرات ثابت ناکارا بوده و بایستی برای آزمون فرضیات از روش اثرات تصادفی استفاده شود (بالتاجی[۱۶]، ۲۰۰۸).

جدول ۳- آزمون‌های چاو و هاسمن

	نوع آزمون		مقدار آماره	سطح احتمال	نتیجه
مدل (۱)	آزمون چاو	F	۳/۱۸	۰/۰۰	داده‌های پانلی
		χ^2	۵۱۳/۹۶	۰/۰۰	
	آزمون هاسمن	χ^2	۱۴/۰۱	۰/۰۰۷	اثرات ثابت
مدل (۲)	آزمون چاو	F	۳/۱۲	۰/۰۰	داده‌های پانلی
		χ^2	۵۰۶/۴۸	۰/۰۰	
	آزمون هاسمن	χ^2	۱۶/۲۳	۰/۰۰۳	اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های چاو و هاسمن در جدول ۳ و هم‌چنین نتایج آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل تحقیق باید با استفاده از روش داده‌های پانل با اثرات ثابت برآورد شود.

۴-۳- آمار استنباطی و آزمون فرضیه

در تجزیه‌وتحلیل بعدی به نتایج به‌دست‌آمده از رابطه ۱۲ همانند مدل ۲ در جداول ۳ و ۴ اشاره خواهد شد.

جدول ۴- ضرایب ارزش‌گذاری و محافظه‌کاری رتبه‌بندی دهکی بر اساس ضرایب محافظه‌کاری (MB)

دهک j	میانگین MB	مدل ۱				مدل ۲			
		α_{1j}	α_{2j}	α_{3j}	α_{4j}	α_{1j}	α_{2j}	α_{3j}	α_{4j}
۱	-۰/۷۳	-۰/۰۰۱۴	۰/۳۴۷	-۰/۰۶۷	۰/۲۱۲	۰/۰۴۱	۰/۰۰۲	-۰/۱۹۲	۰/۴۲۷
۲	۰/۹۲	۰/۷۶۸	۰/۲۵۸	۰/۱۷۷	۰/۲۳۵	۰/۲۶۱	۰/۶۰۸	-۰/۰۱۳	۲/۳۳
۳	۱/۲۳	۱/۰۴۴	-۰/۰۱۱	۰/۰۶۶	۰/۷۳۲	۰/۳۰۷	۱/۰۱۷	۰/۰۹۴	۱/۳۴۹
۴	۱/۵۶	۱/۳۲۳	۰/۰۴۰	-۰/۰۴۹	۰/۲۸۸	۰/۲۵۳	۰/۷۵۵	۰/۴۳۲	۱/۹۰۶
۵	۱/۸۹	۱/۸۶۳	۰/۰۴۰	-۰/۰۷۶	-۰/۰۰۹	۰/۹۶۵	۱/۳۷۹	۰/۱۱۸	۰/۴۳۲
۶	۲/۲	۲/۱۶۳	۰/۰۴۶	-۰/۱۰۶	۰/۰۶۷	۱/۱۷	۰/۶۸۴	۰/۳۸	۱/۶۷۶
۷	۲,۶۶	۲/۳۵۹	۰/۴۷۵	-۰/۰۰۷	۰/۲۳۹	۰/۵۲۶	۰/۹۳۱	-۰/۳۱۰	۲/۰۸
۸	۳/۳,۳۲۳۲	۲/۸۳۳	۰/۰۱۲	-۰/۱۶	۰/۶۴۳	۱/۷۰۲	۱/۰۸۱	۰/۱۷۱	۱/۰۳۷
۹	۴/۳۲	۳/۶۸۶	۰/۰۱۴۵	۰/۰۹۹	۰/۳۳۶	۱/۹۸۲	۲/۰۶۳	۰/۵۷۸	۰/۵۴۹
۱۰	۹/۵۲	۴/۰۸۰	-۰/۰۵۱	-۰/۲۹۷	۲/۱۳۲	۱/۶۷۳	۳/۴۷۱	۰/۳۰۳	۰/۶۴۲
میانگین	۲/۵۸۹	۲/۰۱	۰/۱۳	-۰/۰۴	۰/۴۹	۰/۸۹	۱/۲۰	۰/۱۶	۱/۲۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در جدول ۴ و ۵، میانگین مقادیر ارزش بازار به ارزش دفتری (MB) و محافظه‌کاری شرطی حسابداری (C-score) را برای هریک از ۱۷۲ شرکت در نمونه محاسبه شد. هر شرکت در دهک‌هایی بر اساس میانگین مقادیر ارزش بازار به ارزش دفتری و C-score طبقه‌بندی شدند. از داده‌های پانلی با اثرات ثابت برای محاسبه مقادیر ضرایب α_{1j}، α_{2j}، α_{3j} و α_{4j} با استفاده از مدل‌های ۱ و ۲ استفاده شد. در مدل‌های ۱ و ۲، i بیانگر شرکت، در دهک j در دوره t است. P_t، b_t، ce_t، x_t، de_t و d_t به ترتیب بیانگر قیمت، ارزش دفتری، سودهای اصلی، سودهای غیرعادی، اقلام مازاد ناخالص، و سود سهام می‌باشد.

جدول ۵- ضرایب ارزش‌گذاری و محافظه‌کاری رتبه‌بندی دهکی بر اساس ضرایب محافظه‌کاری C-Score

دهک j	میانگین CScore	مدل ۱				مدل ۲			
		α_{1j}	α_{2j}	α_{3j}	α_{4j}	α_{1j}	α_{2j}	α_{3j}	α_{4j}
۱	۰/۰۰۷۷	۰/۹۰۰	۰/۹۹۴	۰/۱۲۸	۲/۸۹۱	۱/۲۵۵	۲/۷۸۹	۰/۵۳۴	۱/۲۶۷
۲	۰/۰۵۸	۰/۸۷۹	۰/۵۴۲	-۰/۷۸۶	۴/۳۰۸	۰/۰۳۰	-۰/۷۶۳	-۱/۲۵۶	۶/۶۶۳
۳	۰/۰۷۸	۱/۶۶۶	۲/۵۲۳	۰/۵۲۱	۰/۳۰۴	۰/۸۸۳	۵/۲۶۴	۰/۱۴۷	-۱/۵۴۳
۴	۰/۰۹۵	۲/۲۱۱	۱/۴۷۱	۰/۷۰۰	۱/۸۷۳	۱/۶۹۰	۲/۳۵۳	۰/۱۹۹	۱/۶۰۸
۵	۰/۱۱۱	۰/۸۷۳	۱/۳۹۳	-۰/۰۶۳	۳/۵۱۵	۱/۴۶۱	۱/۳۵۹	-۰/۷۶۵	۳/۵۰۱
۶	۰/۱۳	۰/۴۸۰	۱/۷۱	-۰/۲۴۵	۲/۰۱۵	۰/۶۶۹	۲/۶۹۸	-۰/۷۷۰	۰/۷۴۸
۷	۰/۱۵۲	۱/۱۷۰	۲/۵۳۵	-۱/۵۳۳	۰/۸۸۱	۱/۱۹۶	۳/۲۰۳	-۲/۰۱۲	۰/۳۵۳
۸	۰/۱۸۳	۰/۵۲۴	۲/۰۹۵	۰/۴۰۶	-۱/۵۴۳	۰/۹۴۳	۲/۴۲۰	۰/۰۸۸	-۱/۳۵۵
۹	۰/۲۳۷	- ۰/۰۴۳	۰/۱۸۳	-۰/۳۶۹	۳/۳۸۷	۰/۱۷۹	-۰/۴۶۸	-۰/۶۱۵	۳/۶۶۵
۱۰	۰/۵۸۱	۰/۰۰۹	۰/۳۴۴	۰/۰۲۵	۰/۲۶۷	-۰/۰۰۶	۰/۲۰۸	-۰/۱۰۳	۰/۹۰۱
میانگین	۰/۱۶۳	۰/۸۷	۱/۳۷۹	-۰/۱۲۲	۱/۷۹	۰/۹۲۳	۱/۹۵	-۰/۴۶	۱/۵۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مدل نظری این مطالعه، پیش‌بینی می‌کند که ضرایب ارزش دفتری، ارزش دفتری یک سال قبل (ضرایب α_{1j})، سودها و سودهای غیرعادی (ضرایب α_{2j}) و همچنین اقلام مازاد ناخالص (ضرایب α_{3j}) باید افزایش یکنواختی با درجهٔ محافظه‌کاری داشته باشند. وقتی میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MB) به عنوان یک معیار نیابتی از محافظه‌کاری غیرشرطی حسابداری بکار گرفته می‌شود، جدول ۴ نشان می‌دهد که در حالت ارزش دفتری سال جاری و سال قبل در مدل ۱ و ۲، یعنی (α_{1j})، سودهای غیرعادی در مدل ۲ یعنی (α_{2j})، این پیش‌بینی تأیید می‌شود. ولی برای

سودهای اصلی در مدل ۱، یعنی (α_{2j})، و اقلام مازاد ناخالص در هر دو مدل، یعنی (α_{3j})، پیش‌بینی بالا رد می‌شود. از طرف دیگر سودهای نقدی خالص هیچ‌گونه رابطه‌ای در رتبه‌بندی‌های دهکی نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری نشان نمی‌دهد که این موضوع در راستای فرضیه‌های دوم می‌باشد[۱۷]. جهت اعتبارسنجی نتایج بالا، در مباحث بعدی آزمون اضافی اجرا و تفسیر شده است.

وقتی درجه محافظه‌کاری بر اساس C-score طبقه‌بندی می‌شود، همان طور که در جدول ۵، نشان داده شد، نتایج فرضیه‌ها به طور خیلی ضعیف تأیید می‌شود. در نگاه اول، نشان می‌دهد که به طور کلی نبود یکنواختی با برخی شواهد مربوط به وابستگی مثبت در حالت ارزش دفتری جاری و ارزش دفتری یک سال قبل (α_{1j}) آشکار می‌سازد. این موضوع البته با این واقعیت سازگاری دارد که C-score نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری را به عنوان یک جزئی از ساختار خودش در خود می‌گنجاند. ضعف C-score این است که ساختارش پیشنهاد می‌کند گرایش و انگیزه‌ای برای یک شرکت جهت ادامه سیاست‌های محافظه‌کارانه در حسابداری ایجاد می‌کند. در مقام مقایسه، استفاده از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری به‌عنوان معیاری از محافظه‌کاری با طرح نظریه قبلی در رابطه ۱ سازگاری دارد. همچنین باید یادآور شد که این آزمون برای یکنواختی یک آزمون الحاقی از مدل اولسون (۱۹۹۵)، تعدیلات نظری برای پارامترهای اصلی ایجاد شده در این مقاله بعلاوه مناسب بودن اندازه‌گیری این مطالعه از محافظه‌کاری می‌باشد. وقتی نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری به عنوان معیاری از محافظه‌کاری بکار گرفته می‌شود وجود روابط مثبت مشاهده می‌شود، البته با این انگیزه هیچ‌گونه اعتباری برای فرایند مدل‌سازی ایجاد نمی‌شود. لذا نیاز به انجام آزمون‌های تجربی بیشتر است تا خطی بودن و متناسب بودن وابستگی ضرایب ارزش‌گذاری در نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری - همان‌طور که در فرضیه‌های (الف)، (ب)، به کار گرفته شده - بررسی شود.

جدول ۶ یک تحلیل رگرسیون خطی از این ضرایب αij، $i = 1 - 4$ در مقابل میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری همانند جدول ۴، برای هر یک از ۱۰ دهک ارائه می‌کند. آشکار است که رابطه ارزش دفتری جاری، سودهای غیرعادی و ارزش دفتری یک سال قبل قوی و معنی‌دار است که در آن‌ها، ضریب تعیین ارزش دفتری جاری، برابر با ۸۷٫۶٪؛ ارزش دفتری یک سال قبل، برابر با ۷۰٫۲٪؛ سودهای غیرعادی در مدل ۲ برابر با ۹۱٫۶٪؛ و سودهای نقدی در مدل ۲ برابر با ۵۱٫۱٪ در رگرسیون مربوط به دهک مبتنی بر ارزش بازار به ارزش دفتری می‌باشد. در این مضمون مدل ۲ به طور خاصی در آن رابطه‌های خطی مثبت قوی برای سودهای غیرعادی، ارزش دفتری یک سال قبل و مازاد ناخالص را نشان می‌دهد همچنین برخلاف پیش‌بینی مدل ۲، برای سودهای نقدی رابطه معنی‌داری حاصل شده است. اما، برای عبارت‌های سودهای اصلی، و سودهای نقدی در مدل

۱ رابطه معنی‌دار یافت نشد و همچنین برای اقلام مازاد ناخالص در مدل‌های ۱ و ۲ سطح معنی‌داری به ۵٪ نرسیده یعنی رابطه‌ای معنی‌دار برای اقلام مازاد ناخالص یافت نشده است که برخلاف پیش‌بینی‌های نظری این مطالعه می‌باشد. از آنجایی که این ضرایب αij، توابعی از هزینه سرمایه (R) و پایداری سودهای غیرعادی (ω) می‌باشند، این نتایج دور از انتظار نیست. هزینه سرمایه و پایداری سودهای غیرعادی به احتمال زیاد بین شرکت‌های با دهک‌های محافظه‌کاری مشابه متفاوت می‌باشد.

جدول ۶- تحلیل رگرسیون ضرایب نسبی در جدول ۴ بر اساس میانگین MB

بخش اول: تحلیل مدل ۱						**بخش سوم: تحلیل مدل ۱، ضرایب استاندارد شده**		
	ارزش دفتری (α_{1j})	**سود اصلی** (α_{2j})	**مازاد ناخالص** (α_{3j})	**سود نقدی** (α_{4j})			**سود اصلی در مقایسه با ارزش دفتری**	**سود اصلی در مقایسه با اقلام مازاد ناخالص**
MB	۰/۴۵۱	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۸	۰/۰۴۷	c_1		-۰/۲۲۸	۰/۰۹۶
t-value	۷/۵۱۷	-۰/۵۴۵	-۰/۳۹۳	۰/۵۰۹	t-value		-۰/۴۳۲	۰/۵۳۷
Constant	۰/۹۸۲	۰/۱۹۷	-۰/۰۷۱	۰/۴۷۵	c_0		۰/۰۰	۰/۰۰
t-value	۴/۳۱۷	۲/۶۱۲	-۰/۸۷۱	۱/۳۴۷	t-value		۰/۰۰	۰/۰۰
R^2	٪۸۷/۶	٪۳/۶	٪۱/۹	٪۳/۱	R^2		٪۱۵/۱	٪۳/۵
بخش دوم: تحلیل مدل ۲						بخش چهارم: تحلیل مدل ۲، ضرایب استاندارد شده		
	ارزش دفتری سال قبل (α_{1j})	سود غیرعادی (α_{2j})	مازاد ناخالص (α_{3j})	سود نقدی (α_{4j})			سود غیرعادی در مقایسه با ارزش دفتری سال قبل	سود غیرعادی در مقایسه با اقلام مازاد ناخالص
MB	۰/۲۴۴	۰/۴۲۹	۰/۰۷۲	۲/۱۶۶	c_1		۱/۲۰۲	۰/۱۳۶
t-value	۴/۳۴۵	۹/۳۳۴	۱/۵۵۱	۶/۴۰۱	t-value		۳/۰۵۱	۱/۲۳۸
Constant	۰/۸۴۷	۰/۲۷۷	-۰/۰۲۹	-۰/۲۵۸	c_0		۰/۰	۰/۰
t-value	۴/۳۴۵	۱/۵۹	-۰/۱۶۴	-۲/۸۹۲	t-value		۰/۰	۰/۰
R^2	٪۷۰/۲	٪۹۱/۶	٪۲۳/۱	٪۵۱/۱	R^2		٪۵۳/۸	٪۱۶/۱
$\frac{\alpha_{2j}-\bar{\alpha}_2}{\bar{\alpha}_2} = c_2 + c_3\frac{\alpha_{3j}-\bar{\alpha}_3}{\bar{\alpha}_3}$ و $\frac{\alpha_{2j}-\bar{\alpha}_2}{\bar{\alpha}_2} = c_0 + c_1\frac{\alpha_{1j}-\bar{\alpha}_1}{\bar{\alpha}_1}$								

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مدل‌سازی ارزش‌گذاری نظری این پژوهش در راستای معادله‌های ۵ و ۶، به طور ضمنی اشاره دارند که نه تنها رابطه بین سودها، سودهای غیرعادی و اقلام مازاد ناخالص باید یکنواخت باشند

همچنین آن‌ها باید نسبتی از ۱ + χ با شیب ضرایب بر اساس مدل سود باقی‌مانده اولسون (۱۹۹۵)، همانند معادله ۴ باشند. این ایده در فرضیه‌های (الف) و (ب) بیان شده است.

در جدول ۶، بخش‌های اول و دوم در ستون‌های ۲ تا ۵، وابستگی ضرایب α_{ij}، i= 1,4، به عبارتی، چهار متغیر بالا، برای هر دهک j برآورد شده در جدول ۴ متناظر با میانگین مقادیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MB) برای هر دهک j، با استفاده از رگرسیون معمولی (OLS) گزارش شد. ستون‌های ۷ و ۸ ضرایب مربوط به c_i، i=1,4 در رگرسیون را گزارش می‌کند.

با مقایسه شیب ضرایب رگرسیون نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری با دامنه‌های نظری میان چارکی در جدول ۷، دیده می‌شود که، در مدل ۱ ضریب ارزش دفتری جاری ۰/۴۵۱، اقلام مازاد ناخالص ۰/۰۰۸-، و در مدل ۲ سود غیرعادی ۰/۴۲۹، اقلام مازاد ناخالص ۰/۰۷۲ و سود نقدی ۲/۱۶۶ در دامنه نظری میان چارکی قرار می‌گیرند. نکته جالب توجه این است که بقیه ضرایب در بالای دامنه میان چارکی قرار گرفته‌اند یعنی، در مدل ۱ ضرایب سود اصلی ۰/۰۱۱-، ضرایب سود نقدی ۰/۰۴۷ و در مدل ۲ ضرایب ارزش دفتری سال قبل ۰/۲۴۴ در بالای دامنه میان چارکی قرار گرفته‌اند. با رجوع مجدد به جدول ۴، این نکته آشکار می‌شود که میانگین ضرایب سودهای نقدی ۰/۴۹ و ۱/۲۴، به ترتیب در مدل ۱ و ۲ در بخش بالایی چارک سوم قرار می‌گیرد[18]. در جدول ۴، میانگین ضرایب (α_{1j}) برای ارزش دفتری جاری در مدل ۱ برابر با ۲/۰۱، و میانگین ضرایب (α_{2j}) برای سود غیرعادی، در مدل ۲ برابر با ۱/۲۰ می‌باشد. به طور کل رفتار میانگین ضرایب در جدول ۴ مشابه ضرایب جدول ۶ می‌باشد و نتایج مشابهی از آن‌ها حاصل می‌شود.

جدول ۷- دامنه میان چارکی برآورد شده برای پارامترها در معادله‌های ۵ و ۶ بر اساس mb

	شکل ریاضی پارامتر	منبع مدل	چارک پایین	میانه	چارک بالا	میانگین ضرایب جدول ۴	ضرایب جدول ۶
ارزش دفتری (b_t)	$\frac{R(1-\omega)}{R-\omega}$	رابطه ۵، مدل ۱	۰/۱۸۰	۱/۸۸	۳/۵۴۱	۲/۰۱	۰/۴۵۱
سود اصلی (e_t)	$\frac{R\omega}{R-\omega}$	رابطه ۵، مدل ۱	۰/۴۷۳	۰/۳۱۵	۰/۷۲۷	۰/۱۳	-۰/۰۱۱
مازاد ناخالص	$\frac{R\omega}{R-\omega}$	رابطه ۵، مدل ۱	-۰/۴۶۵	-۰/۰۴۷	-۰/۰۰۶	-۰/۰۴	-۰/۰۰۸
سود نقدی	$\frac{\omega}{R-\omega}$	رابطه ۵، مدل ۱	۳/۱۰۴	۱/۱۱۴	۰/۹۲۲	۰/۴۹	۰/۰۴۷

	شکل ریاضی پارامتر	منبع مدل	چارک پایین	میانه	چارک بالا	میانگین ضرایب جدول ۴	ضرایب جدول ۶
ارزش دفتری سال قبل (b_{t-1})	R	رابطه ۶، مدل ۲	۰/۲۶۷	۱/۲۰۰	۲/۲۲۶	۰/۸۹	۰/۲۴۴
سود غیرعادی (χ_t)	$\frac{R}{R-\omega}$	رابطه ۶، مدل ۲	-۰/۰۹۱	۰/۸۸۷	۲/۸۳۱	۱/۲۰	۰/۴۲۹
مازاد ناخالص	$\frac{R}{R-\omega}$	رابطه ۶، مدل ۲	-۰/۵۱۴	-۰/۱۲۹	۰/۳۶۱	۰/۱۶	۰/۰۷۲
سود نقدی	$\frac{\omega}{R-\omega}$	رابطه ۶، مدل ۲	۴/۰۰۱	۲/۳۹۸	۱/۱۶۱	۱/۲۴	۲/۱۶۶

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در اینجا باید یادآور شد که مقادیر پارامترها نسبت به مقادیر پارامتر اطلاعاتی،ω، خیلی حساس می‌باشند. ولی، برخلاف آن، مقادیر هزینه سرمایه، چندان نسبت به مقادیر پارامتر اطلاعاتی حساس نمی‌باشد.

با استفاده از نتایج گزارش شده در جدول ۴ و ۵، تحلیلی انجام شد که در آن مقادیر استاندار شده[19] مربوط به ضرایب سودهای غیرعادی در مقایسه با اقلام ارزش دفتری یک سال قبل و اقلام مازاد ناخالص رگرسیون گرفته شد. نتایج برای مدل‌های ۱ و ۲ در دو ستون آخر بخش‌های سوم و چهارم از جدول ۶ نمایش داده شد. در وضعیت مدل ۱، هیچ‌گونه شواهدی از وجود یک رابطه بین ضرایب استاندار شده سودهای اصلی و ارزش‌های دفتری و همچنین رابطه‌ای بین ضرایب استاندار شده سودهای اصلی با اقلام مازاد ناخالص وجود ندارد. به هر حال، باید در نظر داشت که هر دو عامل رگرسیون گیرنده و رگرسیون شونده تحت تأثیر خطاهای در متغیرها می‌باشد، که به احتمال زیاد موجب ایجاد یک برآورد کمتر از واقع از شیب ضریب واقعی می‌شود. همچنین تعدیل ضرایب به وسیله معیار بلندمدت از ارزش بازار به ارزش دفتری در راستای تئوری مورد نظر این مقاله می‌باشد.

در این مرحله تنها می‌توان از دیدگاه کلی نتایج ناشی از به‌کارگیری مدل ۱ را بیان کرد، که مستلزم در نظر گرفتن قیمت، ارزش دفتری، سودهای اصلی و سودهای نقدی می‌باشد که چندان رضایت‌بخش نیستند. همچنین باید بیان کرد که اگر تنها بر اساس مقادیر ضریب تعیین قضاوت شود، مدل ۲ نسبت به مدل ۱ برتری دارد. یک علت این موضوع، احتمالاً ناشی از طبقه‌بندی اقلام

سود و سرمایه است. اگر رابطه مازاد خالص بازنویسی شود، بدین شکل $b_t - d_{et} + d_t = Rx_t + b_{t-1}$ می‌شود. پس مشاهده می‌شود که ارزش دفتری قبل از کسر سود نقدی[۲۰] منهای اقلام مازاد ناخالص را می‌توان برحسب عبارت‌های سودهای غیر عادی و ارزش دفتری سال قبل نوشت. حال، سود غیرعادی کل برابر با سود عملیاتی غیرعادی خواهد بود با این فرض که سود مالی غیر عادی در یک بازار سرمایه کارا صفر باشد. بنابراین تفکیک نمودن اقلام مختلف تشکیل‌دهنده، به خصوص آن‌هایی که رابطه آن‌ها با انتخاب رویه‌های حسابداری مشخص نیست، به احتمال زیاد بر ضرایب ارزش‌گذاری و در نتیجه آن بر وابستگی آن‌ها با محافظه‌کاری تأثیر دارد. این مسئله به احتمال زیاد برای اقلامی مانند ارزش‌های دفتری انتهای دوره، تعدیلات مازاد ناخالص و تعدیلات برای سهام سرمایه جدید بیشتر رایج است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله، بر اساس مطالعه اولسون (۱۹۹۵، ۱۹۹۹)، فلتام و اولسون (۱۹۹۵)، اشتون و همکاران (۲۰۰۳، ۲۰۰۴) و اشتون و ونگ (۲۰۰۸، ۲۰۱۳، ۲۰۱۵) مدل جدیدی از پویایی خطی اطلاعات حسابداری و وابستگی ضرایب ارزش‌گذاری بر عوامل محیطی شامل نرخ هزینه سرمایه، سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری، تورم، اهرم مالی با استفاده از مدل سود باقی مانده ارائه شده توسط اولسون (۱۹۹۵) در بازار سرمایه ایران را مطالعه شد. این مدل مبتنی بر یک بینش ساده اما قوی می‌باشد که عمل حسابداری محافظه‌کارانه صرفاً شناخت سود عادی نامطمئن را به تأخیر می‌اندازد. ساختار به دست آمده نتایج مدل‌سازی پارامتریک قبلی را در بر می‌گیرد، که شامل نمونه‌های خاصی از عملیات حسابداری محافظه‌کارانه در مطالعات انجام شده توسط فلتام و اولسون (۱۹۹۶)، اشتون و ونگ (۲۰۰۸) و باسو (۱۹۹۷) می‌باشد. این تشکیل مجدد تابع ارزش‌گذاری همچنین منجر به فرمول‌بندی جدیدی از هم‌بستگی پویایی خطی می‌شود. علاوه بر این، از طریق استدلال و همچنین به طور تجربی نشان داده شد که ناتوانی در کشف محافظه‌کاری در پویایی خطی اطلاعاتی اغلب مربوط به تشخیص نادرست مسئله و تنوع مدل اقتصادسنجی در پژوهش‌های گذشته می‌باشد.

آزمون دیگر، بررسی مدل‌های ارزش‌گذاری تجدید نظر شده بود. این مدل‌ها عموماً متکی به مدل اولسون (۱۹۹۵) بوده است و از دو معیار محافظه‌کاری شامل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MB) و ضریب محافظه‌کاری شرطی حسابداری (C-score) استفاده شده است. معیار محافظه‌کاری شرطی (C-score) در مقایسه با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MB) ضعیف عمل می‌نماید و پیشنهادی که C-score توضیح می‌دهد در واقع یک معیاری از گرایش به سوی

پیروی از یک سیاست حسابداری محافظه‌کارانه می‌باشد. C-score به عنوان یک ابزار برای رتبه‌بندی مطالعات تجربی انجام شده در این مقاله خیلی ضعیف می‌باشد. معیار برتر، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری می‌باشد، که رابطه نزدیکی با ساختار ارزش‌گذاری دارد، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برای عبارت‌های ارزش دفتری و عبارت‌های سود خوب عمل نموده است. همچنین شواهد قوی از رابطه نسبی مستقیم با معیار محافظه‌کاری یافت شد. یک نوآوری دیگر حاصل از مدل جدید در این پژوهش این است که روشی برای تشریح اقلام مازاد ناخالص در تشریح مدل‌های تجربی مبهم در گذشته می‌باشد.

علیرغم بسیاری از مشاهدات مثبت، محدودیت عمده در این مطالعه این است که بسیاری از سؤالات مربوط به ساختار مدل‌های سود باقی‌مانده اولسون (۱۹۹۵) را بی‌پاسخ رها نموده است. اولین و مهم‌ترین مورد در ارتباط با ضرایب ارزش‌های دفتری و سودهای غیرعادی می‌باشد که این‌ها با تعدیلات محافظه‌کاری نامربوط باشد. تقریباً تمام شواهد در این مقاله و همچنین پژوهشگران قبلی (مانند، دچو و همکاران، ۱۹۹۹) پیشنهاد می‌کنند که ضریب ارزش دفتری کوچک می‌باشد. همچنین در این مطالعه، ضریب اقلام مازاد ناخالص نیز کوچک می‌باشد. اشتون و ونگ (۲۰۱۳) این موضوع را به دلیل تعدیلات ترکیبی در ارزش دفتری و سودهای حسابداری می‌دانند راهکار پیشنهادی آن‌ها این است که باید به طور جداگانه و جزئی‌تر، دارایی‌ها را در مدل ابتکاری قرار داد، بدین صورت که دارایی‌ها به دارایی‌های عملیاتی و دارایی‌های مالی تفکیک شود. در این مطالعه از داده‌های انباشته شده استفاده شده است. در مقام مقایسه، به پیروی از اشتون و ونگ (۲۰۰۸) از داده‌های تعدیل شده بابت تغییرات سرمایه استفاده شد. این موضوع منجر به ارزش‌های بالاتر برای پایداری سودهای غیرعادی و تا حدودی نتایج قوی‌تر برای توزیع‌های سود نقدی می‌شود. که برای موضوع مورد بحث این مطالعه مناسب‌تر می‌باشد. یک برخورد رسمی‌تر برای دارایی‌های عملیاتی و مالی این است که اقلام مازاد ناخالص ممکن است بتواند برخی از این مسائل را حل نماید و مدل‌های ارزش‌گذاری قابل اجرا برای حسابداری ایجاد نماید.

فهرست منابع

۱) آقایی، محمد علی و کامیار سمیعی تبریزی، (۱۳۹۰)، "بررسی محافظه‌کاری حسابداری و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در طول چرخه‌های تجاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

۲) افلاطونی، عباس، (۱۳۹۵)، "تأثیر رشد شرکت بر رابطه بین ارزش بازار، ارزش دفتری و سود"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۸، صص ۱-۲۱.

۳) بنی مهد، بهمن و قادر رحمن نژاد، (۱۳۹۶)، "محتوای ارزشی سود تقسیم شده در شرکت‌ها"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۹، صص ۱۷-۲۸.

۴) خالو زاده، حمید و علی خاکی صدیق، (۱۳۸۴)، "مدل‌سازی و پیش‌بینی قیمت سهام با معادله دیفرانسیل تصادفی"، تحقیقات اقتصادی، ۶۹، صص ۱- ۲۶.

۵) دستگیر، محسن، احمد گوگرد چیان و ستاره آدمیت، (۱۳۹۴)، "رابطه بین کیفیت سود (پراکندگی سود) و بازده سهام"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۷، صص ۲۱-۳۷.

۶) صالحی، مهدی، محمدرضا عباس زاده و احمد احمدی، (۱۳۹۸)، "بررسی اثرات محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی بر رفتار سرمایه‌گذاری و بازدهی آتی شرکت‌ها"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۱(۴۲)، صص ۱- ۲۲.

۷) فروغی، داریوش و منوچهر میرزایی، (۱۳۹۱)، "تأثیر محافظه‌کاری شرطی در حسابداری را بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران"، پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، دوره ۴، شماره ۲، پیاپی ۶۳/۳، صص ۷۷-۱۱۷.

۸) زنجیردار، مجید و زهرا رفیعی، (۱۳۹۶)، "تأثیر ضریب واکنش سود بر روابط اعتماد بیش از حد مدیریت و محافظه‌کاری مشروط"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۹، صص ۱۱۳-۱۳۶.

۹) سالاری، مهناز و مهدی بهار مقدم، (۱۳۹۲)، "تأثیر گزارشگری محافظه‌کارانه استهلاک بر ارزش بازار سهام، رابطه ارزشی سود و پایداری سود"، پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۱، صص ۱۰۵-۱۲۲.

10) Ashton, D., T. Cooke and M. Tippett, (2003), “An Aggregation Theorem for the Valuation of Equity under Linear Information Dynamics”, Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 57, Issues 2–3, PP. 218–240.

11) Ashton D., T. Cooke, M. Tippett and P. Wang, (2004), “Linear Information Dynamics, Aggregation, Dividends and ‘Dirty Surplus’ Accounting”, Accounting and Business Research, Vol. 29(3), PP. 287–320.

12) Ashton, D., K. Peasnell and P. Wang, (2011), “Residual Income Valuation Models and Inflation”, European Accounting Review, Vol. 20(3), PP. 459–83.

13) Ashton D. and P. Wang, (2008), "Valuation Weights and Accounting Conservatism", Online, Available at SSRN: http://ssrn.com.
14) Ashton D. and P. Wang, (2012), "Terminal Valuations, Growth Rates and the Implied Cost of Capital", Review of Accounting Studies, forthcoming.
15) Ashton D. and P. Wang, (2013), "Valuation Weights, Linear Dynamics and Accounting Conservatism: An Empirical Analysis", Journal of Business Finance & Accounting, 40(1) & (2), PP. 1–25.
16) Ashton D. and P. Wang, (2015), "Conservatism in Residual Income Models: Theory and Supporting Evidence", Accounting and Business Research, 45(3), PP. 387-410.
17) Baltagi, B, (2008), "Econometric analysis of panel data" John Wiley & Sons.
18) Basu, S, (1997), "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings", Journal of Accounting and Economics, Vol. 24, PP. 3–37.
19) Beaver, W. and S. Ryan, (2000), "Biases and Lags in Book Value and Their Effects on the Ability of the Book-to-market Ratio to Predict Book Return on Equity", Journal of Accounting Research, Vol. 38 (1), PP. 127–48.
20) Beaver, W. and S. Ryan, (2005), "Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling", Review of Accounting Studies, Vol. 10, PP. 269–309.
21) Callen, J. & Morel. L, (2001), "Linear Accounting Valuation When Abnormal Earnings Are AR (2)", Review of Quantitative Finance and Accounting, Vol. 16 (3), PP. 191–204.
22) Canitz F, Canitz F, Ballis-Papanastasiou P, Ballis-Papanastasiou P, Fieberg C, Fieberg C, et al, (2017), "Estimates and Inferences in Accounting Panel Data Sets: Comparing Approaches", The Journal of Risk Finance, 18(3), PP.268-83.
23) Christensen, J. A. and J. S Demski, (2003), "Accounting Theory: An Information Content Perspective", Irwin/McGraw-Hill.
24) Clubb, C, (2012), "Information Dynamics, Dividend Displacement, Conservatism and Earnings Measurement: A Development of the Ohlson (1995) Valuation Framework", Review of Accounting Studies.
25) Dechow, P. M., Hutton A. P. and Sloan R. G, (1999), "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model", Journal of Accounting and Economics, Vol. 26, PP. 1–34.
26) Easton, P. and J. Pae, (2004), "Accounting Conservatism and the Relation between Returns and Accounting Data", Review of Accounting Studies, Vol. 9(4), PP. 495–521.
27) Einstein A, (1956), "Investigations on the Theory of the Brownian Movement" R. Fürth (Ed.) Dover, New York. (English translation of preceding reference.)
28) Fama, E. F. and K. R. French, (1992), "The Cross-section of Expected Stock Returns", Journal of Finance, Vol. 47(2), PP. 427–66.
29) Fama, E. F. and K. R. French, (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", Journal of Financial Economics, Vol. 33, PP. 3–56.
30) Fama, E. F. and K. R. French, (1995), "Size and Book-to-market Factors in Earnings and Returns", Journal of Finance, Vol. 50(1), PP. 131–55.

31) Feltham G. and J. Ohlson, (1995), "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities", Contemporary Accounting Research, Vol. 11(2), PP. 689–732.
32) Feltham G. and J. Ohlson, (1996), "Uncertainty Resolution and the Theory of Depreciation Measurement", Journal of Accounting Research, Vol. 34(2), PP. 209–34.
33) Frankel, R. and C. M. C. Lee, (1998), "Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-sectional Stock Returns", Journal of Accounting and Economics, Vol. 25, PP. 283–319.
34) Franzen, L. and S. Radhakrishnan, (2009), "The Value Relevance of R&D across Profit and Loss Firms", Journal of Accounting and Public Policy, Vol. 28(1), PP. 16–32.
35) Givoly, D. and C. Hayn, (2000), "The Changing Time-series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?", Journal of Accounting and Economics, Vol. 29(3), PP. 287–320.
36) Givoly, D., C. Hayn and A. Natarajan, (2007), "Measuring Reporting Conservatism", The Accounting Review, Vol. 82(1), PP. 65–106.
37) Hughes, J., J. Li and M. Zhang, (2004), "Valuation and Accounting for Inflation and Foreign Exchange", Journal of Accounting Research, Vol. 42, PP. 731–54.
38) Khan, M. and R. Watts, (2009), "Estimation and Validation of a Firm-year Measure of Conservatism", Journal of Accounting and Economics, Vol. 48, PP. 132–50.
39) Kim, J. B., & Zhang, L, (2016), "Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Evidence", Contemporary Accounting Research, 33(1), PP. 412-441.
40) Lintner, J, (1956), "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings and Taxes", American Economic Review, Vol. 46, PP. 97–113.
41) Mandelbrot, B.; Hudson, R, (2004), "The (Mis)behavior of Markets: A Fractal View of Risk, Ruin, and Reward".
42) Mörters, P.; Peres, Y, (2008), "Brownian motion", (Draft Version), Retrieved 25.
43) Myers, J, (1999), "Implementing Residual Income Valuation with Linear Information Dynamics", The Accounting Review, Vol. 74(1), PP. 1–28.
44) Ohlson, J. A, (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation", Contemporary Accounting Research, Vol. 11(2), PP. 661–87.
45) Ohlson, J. A, (1999), "On Transitory Earnings", Review of Accounting Studies, Vol. 4, PP. 145–62.
46) Ohlson, J. A, (2017), "Valuation and Growth", Online' Available at SSRN. https://ssrn.com
47) Pae, J., D.B. Thornton and M. Welker, (2005), "The Link between Earnings Conservatism and the Price-to-book Ratio", Contemporary Accounting Research, Vol. 22(3), PP. 693–717.
48) Penman, S. H, (2013), "Financial statement analysis and security valuation", (fifth ed.). New York: McGraw-Hill.
49) Penman, S. H., Reggiani, F., Richardson, S. A., & Tuna, A, (2017), "A Framework for Identifying Accounting Characteristics for Asset Pricing Models, with an Evaluation of Book-To-Price", Online'. Available at SSRN: https://ssrn.com/

50) Penman S. and X. Zhang, (2002), "Accounting Conservatism, the Quality of Earnings and Stock Returns", The Accounting Review, Vol. 77(2), PP. 237–64.
51) Pope, F. P. and P. Wang, (2005), "Earnings Components, Accounting Bias and Equity Valuation", Review of Accounting Studies, Vol. 10, PP. 387–407.
52) Stark, A. W, (2008), "Intangibles and Research. An Overview with Specific Focus on the UK", Accounting and Business Research, Vol. 38(3), PP. 275–85.
53) Stark, A. W, (1997), "Linear Information Dynamics, Divided Irrelevance, Corporate Valuation and the Clean Surplus Relation", Accounting and Business Research, Vol. 27(3), PP. 219-228.
54) Watts, R, (2003a), "Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications", Accounting Horizons, Vol. 17(3), PP. 207–21.
55) Watts, R, (2003b), "Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities", Accounting Horizons, Vol. 17(4), PP. 287–301.

یادداشت‌ها

[1] distortions
[2] specification of the functional dependency

[۳] Wiener process

[4] Quadratic variation
[5] Lévy
[6] Clean Surplus Relation

[۷] رابطه‌های $e'_t = (1+\chi)ce_t$ و $b'_t = (1+\chi)b_t$

[8] (core) earnings

[۹] این موضوع برابر با این فرض است که اقلام مازاد ناخالص بر حسب ارزش منصفانه گزارش می‌شود که ارزش فعلی خالص آتی صفر دارند.

[10] lags
[11] Termianl Valuation
[12] Proxy variables

[۱۳] برای برآورد این مدل، آزمون‌های چاو و هاسمن اجرا شد و براساس نتایج آنها، از مدل داده‌ها پانلی با اثرات ثابت استفاده شده است.

[۱۴] میانگین نرخ بازده بدون ریسک سپرده‌های بانکی کوتاه مدت تا یکسال مطابق با اعلام بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، طی دوره نمونه برابر با ۵۵% می‌باشد. در این مطالعه از نرخ ۲۲% بعنوان جایگزین نرخ هزینه سرمایه شده است. دلیل اصلی استفاده از نرخ ۲۲%، نوسان شدید آنها طی دوره مورد مطالعه و همچنین اختلاف‌های (مثبت و منفی) آن نسبت به میانگین بازده سهام شرکتها براساس شاخص بورس تهران می‌باشد. البته در مطالعات گذشته مانند دی چو و همکاران (۱۹۹۹) و یا اشتون و ونگ (۲۰۱۳، ۲۰۱۱)، نرخ هزینه سرمایه، را بطور میانگین ۲۲% برای محاسبه سودهای باقی‌مانده استفاده کردند.

[۱۵] اشتون و ونگ (۲۰۱۳) هزینه سرمایه زمان‌های مختلف را با میانگین بازده اسناد خزانه برای سال تقویمی مربوط بعلاوه یک صرف ریسک فرضی ۵% برآورد نمودند. آن‌ها بازده ماهانه اوراق خزانه آمریکا با سررسید بیش از ۰۰ سال از پایگاه داده‌ها جمع‌آوری کردند. به عقیده اشتون و ونگ (۲۰۱۳) گرچه این موضوع سطح معنی داری برخی از ضرایب را تغییر می‌دهد، به نظر نمی‌رسد که بر علامت ضرایب تأثیر داشته باشد.

[16] Baltagi

[۱۷] ممکن است به نظر آید استفاده از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری بعنوان متغیر وابسته به شدت بر ارزش‌های دفتری جاری تأثیر گذاشته است. با این حال در تعیین ضریب α_{1j}، قیمت از قیمت سه ماه بعد از پایان سال مالی استفاده شده است، در حالی که نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری یک معیار تاریخی مبتنی بر میانگین ارزش‌ها طی دوره‌ای که شرکت‌های موجود در نمونه این مطالعه می‌باشند.

[۱۸] دچو و همکاران (۱۹۹۹) در بررسی خودشان از مدل اولسون (۱۹۹۵) طی دوره ۱۹۷۶- ۱۹۹۵ در رگرسیون‌های قیمت به ارزش‌های دفتری، به سودهای غیر عادی برای ضرایب ارزش دفتری، ۰،۴۰ و ضرایب سودهای غیر عادی، ۳،۸۸ به دست آوردند.

[۱۹] برای مثال در حالت سودهای غیرعادی $j = 1$، $\frac{\alpha_{2,1}-\bar{\alpha}_{2.}}{\bar{\alpha}_{2.}} = \frac{0.002-1.2}{1.2} = -0.998$.

[20] cum-dividend book value