

# پویایی اطلاعات حسابداری در ارزشگذاری سهام: تحلیلی بر اساس صنعت

محمد امری اسرمی<sup>۱</sup>، محمد علی آقایی<sup>۲\*</sup>

۱. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

۲. دانشیار حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

پذیرش: ۹۵/۱۰/۱۴

دریافت: ۹۵/۷/۱۹

## چکیده

گروه‌های صنعتی، تعاملات درون‌گروهی و برون‌گروهی دارند. در این مطالعه برای بررسی پویایی خطی اطلاعات، از دوازده گروه صنعتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شد. از دو معیار اندازه‌گیری محافظه‌کاری شامل معیار «نسبت جمع قیمت به جمع ارزش دفتری سهام» و «نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری» استفاده شده است. برای اصلاح آثار عوامل خاص در صنعت، این نسبت روندزایی شد و همچنین جهت کنترل آثار هر صنعت، تورم و عوامل مؤثر بر شاخص‌های صنایع مختلف در دوره‌های زمانی مورد مطالعه از دو معیار - میانگین سالیانه تفاضل ارزش بازار و ارزش دفتری و شاخص هر صنعت - استفاده شد. نتایج تحلیل صنعت نشان می‌دهد که معیار «نسبت جمع قیمت به جمع ارزش دفتری» دارای همبستگی قوی می‌باشد و در نقطه مقابل با به‌کارگیری میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری روندزایی شده نتایج همبستگی قوی‌تر می‌شود. در نهایت استاندارد کردن متغیرها بر اساس شاخص هر صنعت در مقایسه با استاندارد کردن بر اساس میانگین سالیانه تفاضل ارزش بازار و ارزش دفتری منجر به نتایج قوی‌تری در ضرایب مدل‌های ارزش‌گذاری بر اساس صنعت می‌شود. بنابراین برای ارزیابی و تحلیل پویایی خطی اطلاعات در گروه‌های صنعتی به همراه گنجاندن عوامل محیطی همچون سیاست‌های محافظه‌کاری در حسابداری، نوع صنعت، شاخص‌های بازار بورس، نرخ هزینه سرمایه، نرخ تورم، سیاست‌های توزیع سود نقدی، ارزش دفتری و قیمت‌های گذشته و حال اوراق بهادار می‌توان مدل‌های ارزش‌گذاری مبتنی بر سود باقیمانده را به کار رفت.

**واژه‌های کلیدی:** پویایی اطلاعات، ارزش‌گذاری سهام، محافظه‌کاری حسابداری، سودهای حسابداری، صنعت



## ۱- مقدمه

گروه‌های صنعتی و گروه‌های استراتژیک پویا می‌باشند [۱، ص ۶۹]. متغیرها در سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی روابط متقابل دارند، این سیستم‌ها در عین پیچیدگی به‌طور فزاینده‌ای منجر به اثرگذاری بر یکدیگر می‌شوند و از طریق این اثرگذاری رفتار نهایی آنها مشخص می‌گردد، روابط علت و معلولی و اثرگذاری پدیده‌های مختلف بر یکدیگر، با توجه به بعد زمان و دریافت بازخور مداوم بررسی می‌شود [۲، ص ۹۲]. همچنین براساس مفهوم پویایی گروه‌ها، رابطه‌ای بین تعداد اعضای هیأت مدیره و عملکرد شرکت بررسی نمودند [۳، ص ۶۷۴]. پویایی گروه شرکت‌ها و پویایی گروه استراتژیک در دوره‌های رشد، افت و سرعت حرکت بین گروه‌ها برای دوره‌های طولانی مورد بررسی قرار گرفته است [۴]. پویایی گروه، رشته‌ای تحقیقاتی که هدف آن پیشبرد دانش انسان در مورد گروه‌ها، قوانین تکوین و تحول آنها و روابط متقابل گروه‌ها با افراد، دیگر گروه‌ها و مؤسسات بزرگ است. گروه، دو یا چند نفر می‌باشند که به هم وابسته‌اند و با تعامل اجتماعی بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند [۵].

پویایی گروه، یک سیستم از رفتارها و فرایندهای روانی درون یک گروه اجتماعی (پویایی درون‌گروهی)، و یا بین گروه‌های اجتماعی (پویایی بین‌گروهی) رخ می‌دهد. از پویایی گروه می‌تواند در درک رفتار تصمیم‌گیری، ردیابی گسترش بیماری‌ها در جامعه، ایجاد فن‌های درمانی مؤثر و پیگیری و پیروی ظهور و محبوبیت ایده‌ها و فناوری‌های جدید می‌تواند مفید باشد [۶، ص ۴۴]. بک استرام و همکاران [۶، ص ۴۴] معتقدند سه عامل اصلی وجود دارد که می‌تواند بر انسجام (قانون همکاری خوب در گروه و بین گروه‌ها) تأثیر بگذارد: (۱) عوامل گروهی، (۲) عوامل محیطی، (۳) عوامل فردی و عوامل رهبری.

خدیور و جواهری [۷، ص ۱۲۰] به نقل از ویل [۸] بیان می‌کنند که نقش‌های کلیدی سازمانی، اجتماعی و عوامل روانشناسی در تصمیم‌ها و استراتژی‌های کسب‌وکار، رقابت و تکامل بازار با استفاده از رویکرد پویایی سیستم برای استراتژی شرکت‌ها قابل بیان است [۷، ص ۱۲۰]. در بازار سرمایه، شرکت‌های عضو صنایع مختلف نیز به عنوان گروه‌هایی که دارای پویایی درون‌گروهی و برون‌گروهی می‌باشند. حال، هدف این مطالعه بررسی پویایی گروه‌های صنعتی براساس اطلاعات حسابداری، اطلاعات بازار سرمایه و عوامل محیطی تأثیرگذار است.

برای دستیابی به این هدف با بهره‌گیری از مدل‌های سود باقیمانده تلاش می‌شود تا میزان پویایی اطلاعات حسابداری و غیرحسابداری با ارزش‌گذاری سهام شرکت‌های عضو گروه‌های صنعتی کشف شود. تاکنون درباره ویژگی وابستگی<sup>۱</sup> ضرایب تابع ارزش‌گذاری ناشی از عوامل محیطی از قبیل، نوع صنعت، تورم، نرخ هزینه سرمایه، سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری، سیاست‌های توزیع سود نقدی، پیشرفت چندان‌ی مشاهده نشده است. با اینکه پژوهشگران درباره چگونگی تأثیر سیاست‌های حسابداری بر ساختار مدل‌های سود باقیمانده، مدل‌هایی را ارائه کردند، پشتوانه تجربی این مدل‌ها در بهترین حالت ضعیف و اغلب متناقض می‌باشد [۹، ص ۱؛ ۱۰، صص ۲-۳] و به دلیل عدم یکنواختی درونی داده‌های تاریخی [۱۱، ص ۲۸۳]، نمی‌توان مدل‌های غیر خطی طراحی کرد [۹، ص ۱]. همچنین، نادیده گرفتن تعدیل مازاد ناخالص سبب ایجاد سوگیری در عبارت‌های توابع مربوط به ارزش‌های بازیافتی سهام و ارزش‌های اختیار واقعی سهام می‌شود [۱۲، ص ۲۹۰]. از این رو برای کنترل سوگیری یاد شده محافظه‌کاری شرطی و غیر شرطی در حسابداری نیز در مدل‌ها تأثیرگذار خواهد بود.

بنابراین نارسایی‌های یاد شده، ضرورت بررسی پویایی خطی اطلاعات را آشکار می‌سازد. آزمون‌های تجربی این مطالعه در بازار سرمایه ایران، براساس صنعت، جهت بررسی برخی از مسائل در این باره طراحی شده است که شامل ساختار اصلی مدل‌های سود باقی‌مانده و کارایی معیارهای مختلف اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری می‌باشد.

این پژوهش، تردیدهای اساسی درباره ساختار اصلی مدل ارزش‌گذاری اولسون [۱۳]، می‌پرز [۹] و اشتون و همکاران [۱۴] را بازبینی می‌کند. آزمون این مطالعه از دو مرحله<sup>۲</sup> جداگانه تشکیل می‌شود. در مرحله ابتدایی، مقدار پارامترهای در مدل‌های پویایی خطی اطلاعاتی برآورد می‌شود. چگونه مدل‌های ارزش‌گذاری سود باقیمانده، تناظر یک به یک با همبستگی در پویایی خطی اطلاعات دارند و اینکه چگونه در طی زمان، انواع سودها و ارزش دفتری با ویژگی سری زمانی ارزش سهام همبستگی دارند.

ادامه این مقاله به این شرح می‌باشد. در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه پژوهش و در بخش سوم فرضیه‌های پژوهش و روش‌شناسی پژوهش به همراه معرفی مدل‌های تجربی پویایی اطلاعات سودهای حسابداری و تعاریف متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود. در بخش چهارم، آماره‌های استنباطی برای بررسی فرضیه‌ها بیان می‌شود. بخش پنجم نتایج و



محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش‌های آینده بحث و بررسی می‌شود.

## ۲- مبانی نظری پژوهش

پویایی اطلاعات حسابداری حاکی از آن است که ارزش سهام تابعی از اطلاعات حسابداری سال جاری و اطلاعات حسابداری سال قبل می‌باشد [۱۲: ۱۳، ص ۶۶۲: ۱۵، ص ۶۹۵: ۱۶، ص ۲۲۰: ۱۷، ص ۷۲-۷۴: ۱۸، ص ۳۹۵: ۱۹، ص ۳۶۳]. مقدار اثرگذاری اطلاعات سال گذشته روی اطلاعات سال جاری بستگی به عوامل محیطی دارد [۱۳: ۱۵، ص ۶۶۲: ۱۵، ص ۶۹۵: ۱۶، ص ۲۲۰: ۲۰، ص ۶: ۲۱، ص ۹۳]. عوامل محیطی بر متغیرهای حسابداری و ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام در دوره‌های جاری و آینده تغییراتی ایجاد می‌کنند [۱۲: ۱۳، ص ۴: ۱۴، ص ۲۲۰]. این عوامل تأثیرگذار بر پویایی اطلاعات حسابداری شامل سیاست‌های حسابداری [۹: ۱، ص ۲۲: ۲۱، ص ۱۰، ص ۳-۴: ۲۳، ص ۶۵: ۲۴، ص ۶۹۷: ۱۸، ص ۳۸۹: ۲۵، ص ۵۶]، هزینه سرمایه [۱۰: ۱، ص ۶: ۲۰، ص ۷]، اهرم [۲۵: ۲۶، ص ۵۶: ۲۶، ص ۲۱۴: ۲۷، ص ۳۹۲: ۲۵، ۵۶]، تورم [۱۰: ۱، ص ۲۸: ۷، ص ۶۰: ۴۱، ص ۹۳: ۲۹، ص ۳۹۳]، اندازه شرکت [۲۵: ۲۶، ص ۵۶: ۲۶، ص ۲۱۴: ۲۷، ص ۳۹۲]، نوع صنعت [۲۵: ۲۶، ص ۵۶: ۲۶، ص ۲۱۴: ۲۷، ص ۳۹۲: ۳۰، ص ۸]، سیاست‌های توزیع سودهای نقدی [۱۰: ۱، ص ۴: ۳۱] و نرخ رشد سودهای نقدی [۱۰: ۱، ص ۴: ۳۱] می‌باشند. اطلاعات حسابداری سال جاری و اطلاعات حسابداری سال قبل تابعی از سیاست‌های حسابداری می‌باشد [۹: ۱، ص ۱۹: ۱۹، ص ۳۰: ۳۰، ص ۲]. پس سیاست حسابداری، اطلاعات حسابداری را تغییر می‌دهد [۱۰: ۱، صص ۲-۳] و اطلاعات حسابداری، ضرایب عوامل محیطی را تغییر می‌دهند؛ یعنی مقدار پویایی اطلاعات تغییر می‌کند.

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<sup>۱</sup> بیان می‌شود [۱۷: ۱، ص ۱۴۶: ۱۲، ص ۲۹۱: ۱۴، ص ۱۶: ۱۹، ص ۳۶۲]. فرایند وینر در ریاضیات یک فرایند تصادفی پیوسته در طول زمان است که به آن حرکت پویایی براونی/استاندارد می‌گویند [۳۲: ۳۳: ۳۴]. این فرایند، یکی از شناخته شده‌ترین فرایندها با نمو مانا تلقی می‌شود و کاربردهای وسیعی در ریاضیات محض و کاربردی، مالی، اقتصاد و فیزیک دارد. فرایند  $W_t$ ، فرایند وینر خوانده می‌شود چنانچه یک فرایند به‌طور همزمان خصوصیات زیر را داشته باشد:

(۱)  $W_0 = 0$  .  $W_t$  تماماً پیوسته باشد، به عبارتی با اطمینان نسبتاً کامل تداوم داشته باشد. (۳)  $W_t$  فرایند با نمو مانا و مستقل باشد و (۴) نمو آن از توزیع نرمال بدین صورت باشد:  $W_t - W_s \sim N(0, t - s)$  برای  $0 \leq t < s$  عبارت آخر، به توزیع نرمال،  $N(\mu, \sigma^2)$ ، با مقدار مورد انتظار  $\mu$  و واریانس  $\sigma^2$  اشاره دارد. وضعیتی که در آن افزایش‌های مستقل وجود دارد؛ به این معنا است که اگر  $0 \leq s_1 < t_1 \leq s_2 < t_2$  پس  $W_{t_1} - W_{s_1}$  و  $W_{t_2} - W_{s_2}$  متغیرهای تصادفی مستقل هستند [۳۳].

ویژگی دیگر فرایند وینر، ویژگی لوی<sup>۳</sup> نامیده می‌شود که در آن فرایند وینر یک مارتینگل مداوم پیوسته با  $W_0 = 0$  و تغییرپذیری درجه دوم<sup>۴</sup>  $[W_t, W_t] = t$  می‌باشد [۳۴]. پژوهشگران زیادی از این موضوع برای تشریح پویایی اطلاعات حسابداری استفاده کردند برای نمونه [۱۷؛ ۹؛ ۱۲؛ ۱۴؛ ۱۰؛ ۲۰؛ ۲۹] نیز از فرایند وینر بهره جسته‌اند. در این مطالعات، شواهدی به همراه استدلال‌های قوی درباره وابستگی ضرایب ارزش‌گذاری با محافظه‌کاری و همبستگی پویایی خطی اطلاعاتی کشف شده است.

### ۳- پویایی اطلاعات، مدل‌های ارزش‌گذاری و محافظه‌کاری

فرض می‌شود مجموعه‌ای از اطلاعات گزارش شده حسابداری وجود دارد، با این فرض که رابطه مازاد خالص (CSR)<sup>۵</sup> 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. براساس با مطالعه اولسون [۱۳، ص ۱۶۶]، یک سیستم بدون سوگیری به همگرایی بلندمدت مورد انتظار ارزش دفتری و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام اشاره دارد، به عبارتی در این سیستم، ثروت برحسب 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 باقیمانده



مثبت یا منفی بوده، متفاوت باشد. بنابراین قضیه حدی زیر برقرار است:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} E_t [P_{t+s} - b'_{t+s}] = \lim_{s \rightarrow \infty} E_t [P_{t+s} - (1 + \chi)b_{t+s}] = 0 \quad \text{رابطه (۱)}$$

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، از این رو یکنواختی بلندمدت در سیاست‌های حسابداری فرض می‌شود. هاگز و همکاران [۳۵، ص ۷۳۶] و اشتون و ونگ [۱۰، ص ۴؛ ۲۰، ص ۸] 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 سیاست‌ها به‌طور یکنواخت به کار گرفته می‌شود اما رویدادهای اقتصادی در شرایط مختلفی که این سیاست به کار گرفته می‌شود، تغییر کند برای مثال در حالت استهلاک شتابدار، ممکن است میانگین ترکیب دارایی برای یک دوره بلندمدت یک رقم ثابت باشد، اما احتمال دارد از سالی به سال دیگر تغییر نماید. تورم - حتی با نرخ‌های پایین و متوسط - می‌تواند باعث ایجاد سوگیری معناداری در تابع ارزش‌گذاری شود [۱۰، ص ۷؛ ۲۸، ص ۳]. در حسابداری بهای تاریخی، تغییر در نرخ تورم در طی زمان سبب تغییر درجه محافظه‌کاری می‌شود [۲۸، ص ۳]. از این رو در حالت محافظه‌کاری شرطی در مدل باسو [۳۰، ص ۲] اندازه و نرخ ظهور اخبار خوب دارای پویایی تصادفی می‌باشد.

مدلسازی مطرح شده توسط اولسون [۱۳، ص ۶۶۴] 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 [۱۳، ص ۶۶۴؛ ۱۲، ص ۱۷؛ ۱۴، ص ۲۲۵؛ ۳۶، ص ۱۹۱]، به گفته اولسون [۱۳، ص ۶۶۴]، رانتهای اقتصادی مورد انتظار بدون سوگیری  $x'_t$  به وسیله رقابت کاهش پیدا می‌کند - که رانتهای با نرخی،  $\omega$ ، کاهش می‌یابد که در آن  $b'_{t-1} - (R - 1)b'_{t-1} = e'_t - R$  و برابر است با یک به‌علاوه هزینه سرمایه، بنابراین می‌توان این موضوع را در معادله زیر نشان داد:

$$x'_{t+1} = \omega x'_t + \varepsilon_{t+1} \quad \text{رابطه (۲)}$$

در این معادله  $\varepsilon_{t+1}$  یک عبارت خطای با میانگین صفر است. در مدل سود باقیمانده اولسون [۱۳، ص ۶۷۵]، رانت اقتصادی، اشاره به سود غیرعادی یا همان سود باقیمانده دارد.

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

مدل بالا بیان می‌کند که ارزش حقوق صاحبان سهام برابر با ارزش دفتری آن به علاوه ارزش تنزیل شده 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 [۳۷].

این رابطه منجر به رابطه ارزش‌گذاری بدون سوگیری زیر می‌شود:

$$V_t' = b_t' + \frac{\omega}{R-\omega} x_t' = \frac{R(1-\omega)}{R-\omega} b_t' + \frac{R\omega}{R-\omega} e_t' - \frac{(R-1)\omega}{R-\omega} d_t' \quad \text{رابطه (۴)}$$

فرض می‌شود سود ( $e_t'$ ) در معادله (۴) همان سود جامع بدون سوگیری باشد.<sup>۱</sup> 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 سودهای مازاد ناخالص،  $de_t$  می‌باشند. براساس روابط حسابداری محافظه‌کاری، معادله (۴) تعدیل و به معادله (۵) به شرح زیر تبدیل می‌شود:

$$E[V_t | A_t] = \frac{R(1-\omega)(1+\lambda)}{R-\omega} b_t + \frac{R\omega(1+\lambda)}{R-\omega} ce_t + \frac{R\omega(1+\lambda)}{R-\omega} de_t + \frac{\omega}{R-\omega} d_t \quad \text{رابطه (۵)}$$

در رابطه (۵) رابطه مازاد خالص تجدید نظر شده به این شرح است:  $b_t = b_{t-1} + ce_t + de_t - d_t$ . بنابراین به پیروی از مطالعه اولسون [۱۷، ص ۱۵۱]، سودهای مازاد ناخالص تعدیل شده (به‌وسیله سودهای نقدی) را می‌توان به‌وسیله تفاوت بین افزایش‌های در ارزش دفتری سهام و سودهای (اصلی)<sup>۲</sup> گزارش شده؛ یعنی  $[b_t - b_{t-1}] - ce_t - d_t$  برآورد کرد که در این معادله علامت  $d_t$  نشان‌دهنده سودهای نقدی خالص (از صدور سهام جدید و بازخرید سهام) می‌باشد.

به طور مشابه، رابطه (۵) را می‌توان برحسب عبارت‌های ارزش دفتری ابتدای دوره و



سودهای اصلی غیر عادی با استفاده از رابطه CSR به صورت زیر بازنویسی کرد:

رابطه (۶)

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

در این معادله عبارت سودهای اصلی غیرعادی،  $x_t$  به این صورت تعریف می‌شود دوره‌های متوالی رانت‌های اقتصادی بلندمدت به وسیله رقابت کاسته می‌شود - همان‌طور که در رابطه (۲) یاد شد- و تغییرات در ارقام مازاد ناخالص، غیرقابل پیش‌بینی می‌باشند.<sup>۸</sup>

در تجزیه و تحلیل لیتنر [۳۱] 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 زیر را پیروی می‌کنند:

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

پوپ و ونگ [ ۱۸، ص ۳۹۳ ] 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 به وسیله سیستم گزارشگری باید به دلیل سیاست‌های حسابداری محافظه‌کاری تعدیل شوند که به شکل رابطه (۸) ظاهر می‌شود:

$$x_{t+1} = \omega x_t + \omega_2(Rb_{t-1} - b_t) + \varepsilon_{t+1} \quad \text{رابطه (۸)}$$

علاوه بر این، اگر  $\omega_2 > 0$  باشد، آن گاه حسابداری محافظه‌کارانه است. در رابطه (۷)،  $\omega_2$  شکل خاصی را فرض می‌کند؛ یعنی  $\omega_2 = \chi(1 + g - \omega)$  و محافظه‌کاری متناظر با ارزش‌های مثبت برای  $(0 < \omega < 1)$  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 پویایی‌های اطلاعاتی سودهای غیرعادی نشان داد.

در مقایسه با مدل فلتهم و اولسون [ ۱۵ ]، این شکل برای پویایی‌های خطی اطلاعاتی حداقل دو مزیت دارد. اول، مهم نیست از کدام عامل را برای حذف اثر تورم سنتی، مانند ارزش دفتری و ارزش دفتری یکسال قبل استفاده می‌کنیم، محافظه‌کاری گنجانده شده در



پویایی‌های خطی اطلاعاتی بر علامت پارامتر مذکور،  $\omega_2$ ، تأثیر نمی‌گذارد [۱۰، ص ۲۸:۷، ص ۵]. دوم و مهم‌تر اینکه نیازی 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 [۱۰، ص ۷].

#### ۴- پیشینه پژوهش

کولی و کوادرینی [۳۸، ص ۱۲۸۶] براساس مدل پویایی تحلیلی<sup>۱</sup> عوامل مؤثر در پویایی شرکت (رشد، تغییر شغل، خروج) را یافتند علاوه بر تفاوت‌های در فناوری، شامل تفاوت‌های در نوع صنعت، شوک‌های پایدار و ترکیب این دو می‌تواند بر اندازه شرکت تأثیر بگذارد. از دیدگاه واتس [۲۶، ص ۲۰۷؛ ۲۷، ص ۲۸۷] انتخاب سیاست‌های محافظه‌کارانه با اهرم، اندازه و فرصت‌های رشد شرکت رابطه دارد. از این رو می‌توان انتظار داشت که تأثیر محافظه‌کاری در بین صنایع مختلف متفاوت می‌باشد، لذا اهرم و فرصت‌های رشد در بین صنایع مختلف متفاوت است [۱۰، ص ۲].

جزء اساسی محافظه‌کاری «تأخیر در شناخت افزایش در ارزش اقتصادی دارایی‌ها» می‌باشد [۲۰، ص ۲-۳؛ ۲۲، ص ۲۱۰؛ ۳۰، ص ۴]. نمونه‌هایی از محافظه‌کاری غیر شرطی از قبیل یک روش استهلاک بسیار محتاطانه [۲۰، ص ۳]، به هزینه منظور کردن سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه [۳۹، ص ۳؛ ۴۰، ص ۲۷۷]، نادیده گرفتن سودهای نگهداری ناشی از تورم در ارزش اسمی دارایی‌ها [۲۸، ص ۴۵۹] می‌باشد که منجر به تأخیر در شناخت درآمد اقتصادی و ارزش دارایی‌ها می‌شود. شناخت زودهنگام اخبار بد و تأخیر در شناخت اخبار خوب [۳۰، ص ۳] نمونه‌ای از محافظه‌کاری شرطی می‌باشد که متناسب با الگوی مورد نظر این مقاله می‌باشد. از این رو، رویکرد نظری این مطالعه هم جنبه‌هایی از محافظه‌کاری شرطی و هم غیر شرطی را در بر می‌گیرد.

اگر محافظه‌کاری تنها فرایندی باشد که شناخت سودهای اقتصادی را به تأخیر می‌اندازد، پس می‌توان ملاحظه کرد که یک روش برای بررسی این موضوع شناسایی تأثیر محافظه‌کاری بر پویای خطی اطلاعاتی می‌باشد [۲۹، صص ۵-۸]. در راستای چنین استدلالی پژوهشگران مختلفی - همانند [۹؛ ۱۵]- بررسی‌هایی انجام داده‌اند. این پژوهشگران استدلال



می‌کنند که محافظه‌کاری حسابداری در پویایی اطلاعاتی منعکس می‌شود و به وسیله افزودن یک جزء تأخیری ارزش دفتری با یک ضریب مثبت، درجه محافظه‌کاری را افزایش می‌دهد. به هر حال، گرچه برخی تحقیقات تجربی نتوانستند ضریبی مثبت برای ارزش دفتری در فرمول‌بندی خودشان از پویایی‌های خطی اطلاعاتی پیدا کنند (برای مثال نگاه کنید به [۹]).

پوپ و ونگ [۱۸، ص ۳۹۲]، کلاب [۱۹، ص ۳۶۱]، اشتون و ونگ [۱۰، ص ۴-۵] معتقدند ساختار پویایی خطی به کار رفته به وسیله مدل ارزش‌گذاری مبتنی بر سود باقیمانده مستلزم به کارگیری دو عامل تأخیری<sup>۱</sup> مربوط به ارزش دفتری می‌باشد. اشتون و ونگ [۱۰، ص ۱] وابستگی ضرایب تابع ارزش‌گذاری به دو معیار مختلف محافظه‌کاری - نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MB) [۴۱] و C-score [۲۵] را آزمون کردند. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری یک معیار طبیعی برای محافظه‌کاری مترکم شده می‌باشد [۴۱، ص ۱۶۱؛ ۴۲، ص ۱۳۱]. علی‌رغم نارسایی‌ها و محدودیت‌های آن، این نسبت، معیاری آسان و پر کاربرد می‌باشد، برای مثال نگاه کنید به [۲۳]. اساساً این نسبت معیاری از محافظه‌کاری ترازنامه است که به طور عمده ناشی از ارزش‌گذاری کمتر از واقع دارایی‌ها می‌باشد [۱۰، ص ۳]. ضعف آن این است که این معیار، اجزایی از سیاست‌های مالی را در بر می‌گیرد که به طور لزوم با محافظه‌کاری حسابداری ارتباط ندارد، فاما و فرنچ [۴۲، ص ۱۳۱] معتقدند نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، فرصت‌های رشد شرکت‌ها را نیز در بر دارد. از آن جایی که این نسبت به عنوان یک نماگر پیشرو درباره شرکت‌ها نگرسته می‌شود، از این معیار برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام می‌تواند مفید باشد. به هر حال به دلیل اهمیت برجسته آن، با استفاده از این معیار، یک رابطه 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.

در نظریه‌های مربوط به این حوزه، واتس [۲۶، ص ۲۰۷؛ ۲۷، ص ۲۸۷] پیشنهاد می‌کند محافظه‌کاری با اهرم، اندازه و فرصت‌های رشد شرکت رابطه دارد. از این رو وی معتقد است که می‌توان انتظار داشت تأثیر محافظه‌کاری در بین صنایع مختلف متفاوت می‌باشد، از این رو در بین صنایع مختلف، اهرم و فرصت‌های رشد متفاوت است [۱۰، ص ۳]. باسو [۳۰]، مفاهیم و اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی در حسابداری را بررسی کردند پس از وی، خان

و واتس [۲۵] معیار C-score را بر مبنای مدل باسو [۳۰] 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 [۱۰، ص ۱۴؛ ۲۵، ص ۱۳۲]. گیولی و همکاران [۲۳، ص ۶۷] رابطه میان تعدادی از متغیرهای نیابتی<sup>۱۱</sup> برای محافظه‌کاری را آزمون کردند که شامل: «معیار به موقع بودن» [۳۰]، مقدار «ذخیره‌های ثبت نشده» [۴۳]، حساسیت بازده جاری شرکت نسبت به تغییر در سرمایه‌گذاری‌های نقدی و تغییر تأخیر در دارایی‌های عملیاتی [۴۴]، و نسبت ارزش دفتری دارایی‌های عملیاتی به ارزش بازار آنها [۲۳] می‌باشند. مطابق با پژوهش‌های قبلی، آنان یک همبستگی منفی بین معیار باسو [۳۰] و معیارهای جایگزین از محافظه‌کاری [۴۵، ۲۴] یافتند. استدلال گیولی و همکاران [۲۳] 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 [۱۰، ص ۱] شواهدی قوی از همبستگی معیار محافظه‌کاری، با استفاده از معیار ارزش بازار به ارزش دفتری ارائه دادند.

اعتمادی و احمدی [۶۶، ص ۱] در پژوهشی بیان کردند که اندازه و عمر شرکت، اهرم مالی، سودآوری شرکت و صنعت، سرمایه‌گذاران نهادی و میزان دارایی‌های نامشهود و حجم هزینه تبلیغات و تحقیق و توسعه و مخارج سرمایه‌ای از عوامل تأثیرگذار بر محافظه‌کاری در حسابداری می‌باشند. براساس نتایج این پژوهش، بین محافظه‌کاری و سودآوری شرکت و میزان هزینه‌های پژوهش و توسعه و مخارج سرمایه‌ای، رابطه مستقیم و بین محافظه‌کاری و اهرم مالی و عمر شرکت رابطه معکوس برقرار است. خدادادی و عرفانی [۴۷، ص ۱] شواهدی از بازار بورس ایران یافتند که فرض پویایی خطی اطلاعات را در تمام مدل‌های آماری مبتنی بر مدل اولسون [۱۳] تأیید شد، همچنین نتایج نشان می‌دهد که نوع صنعت و فشردگی سرمایه، پایداری سودهای غیرعادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین نوع صنعت و فشردگی سرمایه دارای محتوای اطلاعاتی بوده و به عنوان سایر اطلاعات در مدل اولسون [۱۳] منعکس می‌شود. رجبی و موسوی [۲، ص ۱۰۷] آثار



متغیرهای درونزا بر بهره‌وری گروه‌های صنعتی را ارزیابی کردند و پیشنهاد دادند پویایی متغیرهای برونزا می‌تواند بر بهره‌وری گروه‌های صنعتی تأثیرگذار باشند و با توجه به الگوی پویایی سیستمی مورد تحلیل قرار گیرند. قالیباف اصل و همکاران [ ۲۱، ص ۹۳ ] با استفاده از رویکرد تحلیل عاملی نشان دادند که نرخ بازده بدون خطر پذیری بازار سرمایه و بازار پول و اثر عوامل کلان اقتصادی از قبیل صادرات، واردات، نرخ ارز، قیمت سکه طلا، قیمت نفت، شاخص بورس، حجم پول، تورم و تعداد پروانه‌های ساختمانی بر بازده ماهانه سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران دارای هم حرکتی می‌باشد. شاه طهماسبی و همکاران [ ۴۸، ص ۸۱ ] از رویکرد میانجی‌گری ابعاد قابلیت‌های پویا و تعدیل‌گری عوامل محیطی استفاده کردند. آنها تحلیل سرمایه‌های اجتماعی بیرونی را در دو دسته مدیرمحور و سازمان‌محور بر مزیت رقابتی سازمانی انجام دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که سرمایه اجتماعی سازمان‌محور به‌شدت بر تمام ابعاد میانجی تأثیر داشته است.

## ۵- فرضیه‌های پژوهش

براساس مباحث مطرح شده در این پژوهش، عوامل تأثیرگذار بر پویایی اطلاعات حسابداری شامل سیاست‌های حسابداری، هزینه سرمایه، اهرم، تورم، اندازه شرکت، نوع صنعت و سیاست‌های توزیع سودهای نقدی و نرخ رشد سودهای نقدی می‌باشند. اطلاعات حسابداری سال جاری و اطلاعات حسابداری سال قبل تابعی از سیاست‌های حسابداری می‌باشد [ ۹، ص ۱؛ ۲۶، ص ۲۰۸؛ ۲۷، ص ۲۸۹؛ ۳۰، ص ۵]. واتس [ ۲۶، ص ۲۰۸؛ ۲۷، ص ۲۸۹ ] معتقد است محافظه‌کاری با اهرم، اندازه و فرصت‌های رشد شرکت رابطه دارد. از این رو، وی معتقد است که می‌توان انتظار داشت تأثیر محافظه‌کاری در بین صنایع مختلف متفاوت می‌باشد، با توجه به اینکه محور اصلی پژوهش حاضر، صنایع مختلف می‌باشد، فرضیه‌های قابل طرح به این شرح می‌باشد:

**فرضیه اصلی: سیاست‌های حسابداری، پویایی خطی اطلاعات حسابداری را جهت ارزش‌گذاری سهام در صنایع مختلف تعدیل می‌کند.**

(الف) سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری ضرایب ارزش دفتری سهام، سودهای اصلی، سودهای مازاد ناخالص و سودهای نقدی خالص را برای ارزش‌گذاری سهام در

صنایع مختلف تعدیل می‌کند.

(ب) سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری ضرایب ارزش دفتری دوره قبل، سودهای اصلی غیرعادی و سودهای مازاد ناخالص تعدیل شده و سود نقدی خالص را برای ارزشگذاری سهام در صنایع مختلف تعدیل می‌کند.

### ۶- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی می‌باشد. همچنین براساس ماهیت مطالعه، از نوع توصیفی بوده و از نظر زمان نیز، جزء پژوهش‌های گذشته‌نگر می‌باشد. لازم به ذکر است این پژوهش، از نظر کاربرد، جزء پژوهش‌های نتیجه‌گرا و از نظر نوع داده، جزء پژوهش‌های کمی و توصیفی - تحلیلی و از نوع همبستگی است. در این پژوهش از آمار استنباطی (تحلیل پانلی و تحلیل F) برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است. شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ مورد پژوهش قرار گرفته‌اند. در این پژوهش نمونه‌گیری به روش حذف سیستماتیک با اعمال محدودیت‌هایی به شرح زیر انجام شده است:

- (۱) شرکت‌ها براساس صنعت در ۱۲ صنعت طبقه‌بندی شدند و صنایعی که حداقل ۴ شرکت را در نمونه این پژوهش داشته باشند، در آزمون‌ها گنجانده شده‌اند.
  - (۲) از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۳ عضو بورس اوراق بهادار تهران بوده باشد.
  - (۳) معاملات سهام آنها در دوره مورد بررسی (۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳) بیش از چهار ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.
  - (۴) به دلیل تفاوت موجود در فعالیت‌ها، از دسته شرکت‌های واسطه‌گری مالی، لیزینگ و نهادهای پولی و مالی نیز نباشند و شرکت‌های چند رشته‌ای نباشند.
  - (۵) به منظور افزایش قابلیت مقایسه، دوره زمانی شرکت‌های نمونه منتهی به پایان اسفند ماه باشد و همچنین سال مالی خودشان را در محدوده دوره ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۳ تغییر نداده باشند.
  - (۶) تمام اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها در دسترس باشد.
- با اعمال شرایط و محدودیت‌های بالا، فرضیه پژوهش با استفاده از داده‌های ۱۳۰ شرکت



برای ۷ سال متوالی، به تعداد ۹۱۰ مشاهده شرکت - سال برای ۱۲ صنعت مختلف مورد آزمون قرار گرفته است.

## ۷- مدل‌های تجربی پژوهش و تعاریف عملیاتی

برای آزمون‌های همزمان معادله‌های ارزش‌گذاری، (۵) و (۶)، رابطه (۵) را به شکل زیر بازنویسی می‌شود:

رابطه (۷)، مدل (۱):

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

و تحلیل‌ها مبتنی بر گروه ز قرار می‌گیرند، فرض می‌شود گروه ز در درجه محافظه‌کاری حسابداری  $\chi$  متجانس می‌باشند. در بررسی‌های تجربی، گروه ز، گروه‌بندی شرکت‌های نمونه براساس صنعت انجام می‌شود. از رگرسیون برای برآوردهایی از  $\alpha_{1j}$ ,  $\alpha_{2j}$ ,  $\alpha_{3j}$  and  $\alpha_{4j}$  کمک گرفته می‌شود که بر معیار محافظه‌کاری  $\chi$  تأکید می‌کنند. از این شیوه برای آزمون فرضیه الف استفاده شده است. به طور مشابه می‌توان رابطه (۶) را به شکل زیر ارائه کرد:

رابطه (۸)، مدل (۲):

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

از این رابطه برای آزمون فرضیه (ب) استفاده می‌شود.

در پژوهش حاضر داده‌ها به دلیل تغییرات در سرمایه شرکت، داده‌ها و اطلاعات سال گذشته تعدیل شده است و همچنین از قیمت سهم سه ماه بعد از پایان سال مالی جهت بررسی تأثیر اطلاعات پایان سال مالی بر قیمت‌ها استفاده شده است.

علی‌رغم روندها و مشاهدات غیرعادی انتظار می‌رود که مقادیر انباشته ارزش بازار به ارزش دفتری کاهش پیدا کند [۴۱، ص ۱۶۷]. مطابق با شرط هم‌گرایی به کار رفته در رابطه (۱) بالا، همچنین سنجه نسبت  $\Sigma P_t$  به  $\Sigma b_t$  استفاده می‌شود که مجموع طی زمان برای هر یک از شرکت‌ها و برای همه شرکت - سال‌ها برای یک گروه‌بندی صنایع می‌باشد.

نخست ضرایب  $\alpha_{ij}$ ,  $i = 1 - 4$  برای هر گروه صنعتی ز با استفاده از معادله (۵) و (۶)، برآورد شدند. سپس از ضرایب حاصل شده در مقایسه با دو معیار ترجیحی محافظه‌کاری، (۱) میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و (۲) نسبت بلندمدت برای ارزش بازار به

ارزش دفتری، رگرسیون گرفته شد.

برای تحلیل پانل صنعت، براساس مطالعه اشتون و ونگ [۱۰، ص ۲۰]، ارزش‌های بازار به ارزش دفتری برای هر صنعت با استفاده از رابطه زیر روندزایی شد:

$$\left(\frac{P}{b}\right)_j = \frac{1}{N_{i \in j}} \frac{1}{T} \sum_{i \in j} \sum_t \left[ \frac{P_{ijt}}{b_{ijt}} - \left(\frac{P}{b}\right)_t \right] + \frac{\bar{P}}{b} \quad \text{رابطه (۹)}$$

که در آن  $N$  تعداد شرکت‌های در صنعت  $j$ ،  $T$  تعداد سال‌های نمونه،  $\left(\frac{P}{b}\right)_t = \frac{1}{N_i} \sum_i \frac{P_{it}}{b_{it}}$  یعنی میانگین  $MB$  برای هر سال  $t$  و  $\frac{\bar{P}}{b} = \frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{P}{b}\right)_t$ ، یعنی میانگین  $MB$  برای تمام سال‌ها.

که در آن،  $p$ ، قیمت هر سهم؛  $b$ ، ارزش دفتری هر سهم؛  $N$ ، تعداد نمونه شرکت‌های در صنعت و  $T$ ، تعداد کل دوره‌های پژوهش می‌باشد.

از نتایج رابطه بالا در تحلیل‌های مبتنی بر صنعت استفاده شده است.

#### تعریف عملیاتی هر یک از این متغیرها به شرح زیر است:

بازده‌های آتی<sup>۱۲</sup> برابر با سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه تقسیم بر ارزش بازار سهام سال قبل است. بازده حقوق سهامداران<sup>۱۳</sup> برابر با سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه تقسیم بر ارزش دفتری سهام سال قبل است. اندازه<sup>۱۴</sup> برابر با لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق سهامداران است. اهرم<sup>۱۵</sup> برابر با جمع بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم بر ارزش بازار سهام است. سودهای غیرعادی ( $x_t$ ) 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 سالیانه استفاده شده است<sup>۱۶</sup> و این نرخ به عنوان یک عامل تنزیل در مدل‌های ارزش‌گذاری به کار گرفته می‌شود<sup>۱۷</sup>.  $b_t$ ، ارزش دفتری هر سهم در زمان  $t$  می‌باشد.  $MB$ ، نسبت ارزش بازار هر سهم به ارزش دفتری هر سهم می‌باشد.



## ۸- یافته‌های تجربی پژوهش

برای بررسی ساختار پویای خطی اطلاعات حسابداری در صنایع مختلف و همچنین آزمون فرضیه اصلی، یک پایگاه داده‌های پانلی از ۱۳۰ شرکت طی دوره ۱۳۸۷ - ۱۳۹۳، با کل مشاهدات ۹۱۰ شرکت - سال برای شرکت‌های عضو بورس تشکیل شده است. شرکت‌های نمونه در ۱۲ صنعت براساس داده‌های پانلی نامتوازن گروه‌بندی شدند. از منابعی نظیر تدبیرپرداز، رهاورد نوین، سایت بورس و کدال جهت استخراج داده‌های واقعی شرکت‌ها استفاده شده است. متغیرهای پژوهش به کمک اکسل محاسبه شدند و از نتایج آن به عنوان ورودی نرم‌افزار Eviews9 استفاده شد.

## ۹- تحلیل استنباطی و آزمون فرضیه براساس صنعت

نتایج این تحلیل‌ها مبتنی بر مدل (۱) و (۲) ذکر شده، در جدول‌های بعدی گزارش می‌شود. جدول ۱ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری با آثار ثابت دوره‌ای براساس صنعت گروه‌بندی شده است. مقدار آماره  $t$  نشانگر سطح معناداری ضرایب در مدل (۱) و (۲) را نشان می‌دهد، به عبارتی چنانچه مقدار آماره‌های  $t$  در خارج از فاصله (۱,۶۵ تا -۱,۶۵) قرار داشته باشد، در سطح ۱۰٪ معنادار است و چنانچه آنها در خارج از فاصله (۱,۹۶ تا -۱,۹۶) قرار داشته باشند، در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشد.

جدول ۱ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری گروه‌بندی براساس صنعت آثار ثابت دوره‌ای

صنعت j	مدل (۲)				مدل (۱)				
	$\alpha_{4j}$	$\alpha_{3j}$	$\alpha_{2j}$	$\alpha_{1j}$	$\alpha_{4j}$	$\alpha_{3j}$	$\alpha_{2j}$	$\alpha_{1j}$	
۱	ضرایب	۱,۸۳۹	۲,۳۶۴	۰,۱۵۸	-۱,۵۴۷	۱,۱۰۱	۲,۶۶۱	۰,۹۴۷	-۱,۰۷
	t-value	۷,۲۸۳	۷,۷۶۷	۰,۵۴۵	-۱,۵۹۵	۴,۴۶۱	۸,۳۷۵	۴,۵۳۳	-۱,۰۵۱
۲	ضرایب	۱,۲۳۵	۰,۷۱	-۰,۷۸۷	۴,۱۱۷	۱,۰۷۵	۲,۱۲۲	-۰,۶۰۹	۳,۳۸۲
	t-value	۴,۳۶۸	۲,۹۱۷	-۳,۰۷۲	۸,۸۳۹	۵,۰۳۷	۷,۸۱۵	-۳,۲۲۰	۷,۸۱۹
۳	ضرایب	۲,۱۱۴	۰,۶۷۸	۰,۱۲۵	۲,۸۳۹	۰,۴۲۵	۴,۵۶۵	-۰,۱۶۵	۰,۹۲۳
	t-value	۶,۰۸۱	۲,۲۳۵	۰,۵۱۵	۵,۳۵۲	۲,۱۴۵	۱۸,۵۰۲	-۱,۲۱۵	۳,۳۳۵



ادامه جدول ۱

صنعت j	مدل (۱)				مدل (۲)			
	$\alpha_{4j}$	$\alpha_{3j}$	$\alpha_{2j}$	$\alpha_{1j}$	$\alpha_{4j}$	$\alpha_{3j}$	$\alpha_{2j}$	$\alpha_{1j}$
۴	ضرایب	-۰,۴۱۷	۳,۱۹۱	۰,۶۵	۰,۵۳۲	۰,۶۵	۳,۱۹۱	-۰,۴۱۷
	t-value	-۰,۷۱۱	۴,۳۸۲	۱,۰۸۲	۰,۳۴۹	۰,۳۴۹	۴,۳۸۲	-۰,۷۱۱
۵	ضرایب	۰,۹۸۳	۱,۱۳۸	-۰,۴۲۳	۳,۲۱۶	-۰,۴۲۳	۱,۱۳۸	۰,۹۸۳
	t-value	۲,۰۸۳	۳,۰۲۶	-۱,۵۰۵	۶,۹۴۰	-۱,۵۰۵	۳,۰۲۶	۲,۰۸۳
۶	ضرایب	-۰,۰۱۳	۱,۹۰۹	۰,۰۳۵	۱,۴۸۷	۰,۰۳۵	۱,۹۰۹	-۰,۰۱۳
	t-value	-۰,۰۲۳	۴,۸۶۶	۰,۱۰۰	۲,۹۸۵	۰,۱۰۰	۴,۸۶۶	-۰,۰۲۳
۷	ضرایب	-۰,۴۶۸	۰,۷۱۴	۰,۰۹۸	۲,۱۴۶	۰,۰۹۸	۰,۷۱۴	-۰,۴۶۸
	t-value	-۱,۴۰۳	۲,۹۵۸	۰,۵۸۴	۳,۸۰۶	۰,۵۸۴	۲,۹۵۸	-۱,۴۰۳
۸	ضرایب	۰,۳۰۶	۲,۴۴۱	۰,۲۳۹	-۰,۰۲۹	۰,۲۳۹	۲,۴۴۱	۰,۳۰۶
	t-value	۰,۸۲۵	۸,۴۵۳	۰,۷۵۸	-۰,۰۵۵	۰,۷۵۸	۸,۴۵۳	۰,۸۲۵
۹	ضرایب	۰,۱۲۷	۲,۰۱۴	۰,۰۲۲	۰,۳۴۶	۰,۰۲۲	۲,۰۱۴	۰,۱۲۷
	t-value	-۰,۳۹۶	۵,۰۱۸	۰,۴۲۹	۰,۴۴۱	۰,۴۲۹	۵,۰۱۸	-۰,۳۹۶
۱۰	ضرایب	-۲,۳۶۷	۹,۹۶۲	۱,۱۷۶	-۱۰,۳۹۴	۱,۱۷۶	۹,۹۶۲	-۲,۳۶۷
	t-value	-۳,۲۹۸	۹,۹۵۷	۰,۹۰۴	-۶,۰۴۹	۰,۹۰۴	۹,۹۵۷	-۳,۲۹۸
۱۱	ضرایب	۱,۷۵۷	۰,۱۵۷	-۰,۵۹۲	۱,۱۰۴	-۰,۵۹۲	۰,۱۵۷	۱,۷۵۷
	t-value	۱,۷۰۱	۰,۵۰۶	-۱,۰۹۵	۲,۰۲۷	-۱,۰۹۵	۰,۵۰۶	۱,۷۰۱
۱۲	ضرایب	-۰,۶۵	۱,۱۰۷	۱,۵۵۳	-۱,۵۵۳	۱,۵۵۳	۱,۱۰۷	-۰,۶۵
	t-value	-۱,۳۳۲	۱,۵۲۴	۴,۰۵	-۰,۹۳۳	۴,۰۵	۱,۵۲۴	-۱,۳۳۲

جدول ۱ رابطه بین ضرایب ارزشگذاری  $\alpha_{1j}, \alpha_{2j}, \alpha_{3j}, \alpha_{4j}$  و محافظه‌کاری را که از طریق نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری اندازه‌گیری شده است، گزارش می‌کند. ۱۳۰ شرکت در ۱۲ صنعت به صورت نامتوازن گروه‌بندی شدند. ضرایب  $\alpha_{1j}, \alpha_{2j}, \alpha_{3j}$  و  $\alpha_{4j}$  برای هر صنعت j با استفاده از مدل پانل آثار ثابت در مدل‌های (۱) و (۲)، بر مبنای هر سهم برآورد شدند. در جدول ۱ مشاهده می‌شود که در راستای فرضیه الف، شیب ضرایب ارزش دفتری، سود اصلی، ارزش دفتری سال قبل و سود غیرعادی مبتنی بر معیار ارزش بازار به ارزش



دفتری معنادار می‌باشند، در حالی که برای مازاد ناخالص و سودهای نقدی معنادار نیست. از جدول ۱ می‌توان مشاهده کرد که ضرایب مازاد ناخالص ( $\alpha_{3j}$ ) و سود نقدی ( $\alpha_{4j}$ ) در هر دو مدل در صنایع مختلف متفاوت می‌باشند. برای تحلیل و درک ارتباط بین ضرایب فوق با میزان محافظه‌کاری از جدول ۲ جهت تحلیل محافظه‌کاری براساس صنعت استفاده شده است. برای انجام آزمون‌ها از دو معیار محافظه‌کاری (الف) میانگین نسبت قیمت به ارزش دفتری برای شرکت‌ها طی دوره نمونه و (ب) نسبت جمع قیمت به جمع ارزش دفتری در طی دوره نمونه در دو مدل رگرسیون جداگانه استفاده شد، نتایج در جدول ۲ آمده است. در هر دو مدل، استفاده از معیار «نسبت جمع قیمت به جمع ارزش دفتری» نتایج قوی‌تری را ارائه می‌کند. وقتی از معیار «میانگین نسبت قیمت به ارزش دفتری» به‌عنوان معیار محافظه‌کاری استفاده می‌شود، نتایج مدل (۱) اندکی قوی‌تر از مدل (۲) بوده است. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری به‌عنوان معیار محافظه‌کاری در مورد علامت‌ها و معناداری ضرایب مشابه بودند. به هر حال هم ضریب تعیین و آماره‌های  $t$  ارقام کوچکی می‌باشند.

جدول ۲ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری براساس طبقه‌بندی صنعت

متغیرهای وابسته ضرایب مدل (۱)								
ضریب سود نقدی		ضریب سود مازاد ناخالص		ضریب سود اصلی		ضریب ارزش دفتری		
۲,۸۳۱	۱,۵۴۶	۰,۰۳۸	۰,۴۸۳	-۰,۱۸۸	۰,۷۱۳	۱,۱۱۵	-۱,۱۹۳	عدد ثابت
۰,۷۵۷	۰,۳۲۳	۰,۰۵۵	۰,۵۶۴	-۰,۰۷۴	۰,۲۱۷	۰,۸۶۳	-۰,۷۶۳	t-value
-	-۰,۵۸۶	-	-۰,۱۲۰	-	۰,۶۴۲		۰,۶۷۵	$\frac{\sum P_i}{\sum b_i}$
	-۰,۲۹۲		-۰,۳۳۵		۰,۴۶۵		۱,۰۲۹	t-value
-۱,۰۲۱	-	۰,۰۶۴	-	۰,۹۲۲	-	-۰,۲۸۸	-	میانگین MB
-۰,۷۴		۰,۲۵۴		۰,۹۸۶		-۰,۶۰۴		t-value
۰,۰۵۱۹	۰,۰۰۸۵	۰,۰۰۶۴	۰,۰۱۱۱	-۰,۰۸۸۶	۰,۰۲۱۲	۰,۰۳۵۱	۰,۰۹۵۷	R <sup>2</sup>

ادامه جدول ۲

متغیرهای وابسته ضرایب مدل (۲)								
ضریب سود نقدی		ضریب سود مازاد ناخالص		ضریب سود غیرعادی		ضریب ارزش دفتری سال قبل		
۰,۷۱۹	۱,۶۵۳	۰,۵۳۷	۰,۳۴۲	۲,۷۴۷	۱,۵۵۱	۰,۲۳۱	-۰,۵۱۳	عدد ثابت
۰,۴۰۵	۰,۷۵۴	۰,۹۴	۰,۴۶۲	۱,۸۱۵	۰,۸۴۹	۰,۳۷۹	-۰,۷۲۶	t-value
-	-۰,۴۵۲	-	-۰,۱۵۹	-	۰,۶۹۵	-	۰,۳۹۲	$\frac{\sum P_i}{\sum b_i}$
	-۰,۴۹۱		-۰,۵۱۳		۰,۹۰۸		۱,۳۲۳	t-value
-۰,۰۴۴		-۰,۲۱۸		۰,۱۶۰		۰,۰۶۳		میانگین MB
-۰,۰۶۷	-	-۱,۰۳۴	-	۰,۲۸۷	-	۰,۲۸۱	-	t-value
۰,۰۰۰۴۴	۰,۰۲۳۶	۰,۰۹۶۶	۰,۰۲۵۶	۰,۰۰۸۲	۰,۰۷۶۱	۰,۰۰۷۸	۰,۱۴۸۹	R <sup>2</sup>

زمانی که از میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری روند زدایی شده استفاده می‌شود، نتایج خیلی قوی‌تر می‌شود به طوری که این موضوع تأثیر عوامل دوره‌ای و صنعت بر این نسبت را نشان می‌دهد.

جدول ۳ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری براساس طبقه‌بندی صنعت روندزدایی شده

متغیرهای وابسته ضرایب مدل (۱)								
ضریب سود نقدی		ضریب سود مازاد ناخالص		ضریب سود اصلی		ضریب ارزش دفتری		
۱,۹۲۱	۱,۵۴۶	۰,۲۴۷	۰,۴۸۳	-۰,۰۳۶	۰,۷۱۳	-۰,۶۸۴	-۱,۱۹۳	عدد ثابت
۰,۳۷۵	۰,۳۲۳	۰,۲۶۸	۰,۵۶۴	-۰,۰۱	۰,۲۱۷	-۰,۳۹۵	-۰,۷۶۳	t-value
	-۰,۵۸۶		-۰,۱۲۰		۰,۶۴۲		۰,۶۷۵	$\frac{\sum P_i}{\sum b_i}$
	-۰,۲۹۲		-۰,۳۳۵		۰,۴۶۵		۱,۰۲۹	t-value
-۰,۷۴۲	-	-۰,۰۱۸	-	۰,۹۵۶	-	۰,۴۵۱	-	میانگین MB
-۰,۳۴۷		-۰,۰۴۸		۰,۶۵۷		۰,۶۲۵		t-value
۰,۰۱۱۹	۰,۰۰۸۵	۰,۰۰۰۲۳	۰,۰۱۱۱	۰,۰۴۱۴	۰,۰۲۱۲	۰,۰۳۷۶	۰,۰۹۵۷	R <sup>2</sup>



ادامه جدول ۳

متغیرهای وابسته ضرایب مدل (۲)								
ضریب سود نقدی		ضریب سود مازاد ناخالص		ضریب سود غیرعادی		ضریب ارزش دفتری سال قبل		
۱,۵۹۲	۱,۶۵۳	۰,۳۰۲	۰,۳۴۲	۱,۸۳۱	۱,۵۵۱	-۰,۵۳۲	-۰,۵۱۳	عدد ثابت
۰,۶۷۵	۰,۷۵۴	۰,۳۷۸	۰,۴۶۲	۰,۹۱۹	۰,۸۴۹	-۰,۶۹۶	-۰,۷۲۶	t-value
	-۰,۴۵۲		-۰,۱۵۹		۰,۶۹۵		۰,۳۹۲	$\frac{\sum P_i}{\sum b_i}$
	-۰,۴۹۱		-۰,۵۱۳		۰,۹۰۸		۱,۳۲۳	t-value
-۰,۴۲۲		-۰,۱۴۱		۰,۵۶۹		۰,۳۹۷		میانگین MB
-۰,۴۲۹	-	-۰,۴۲۲	-	۰,۶۸۵	-	۱,۲۴۴	-	t-value
۰,۰۱۸۱	۰,۰۲۳۶	۰,۰۱۷۵	۰,۰۲۵۶	۰,۰۴۴۹	۰,۰۷۶۱	۰,۱۳۴	۰,۱۴۸۹	R <sup>2</sup>

برای مثال میزان ضریب تعیین در جدول ۳ پر رنگ شده با جدول ۲ مقایسه شود که در این صورت می‌توان به تغییر در ضرایب پی برد.

در آزمون نهایی، نیز نتایج مدل‌های (۱) و (۲) براساس صنعت و براساس هر یک از شرکت‌ها مقایسه شدند. به منظور اینکه بتوان برآوردهای رگرسیونی معقول از  $\epsilon$  ضرایب- $\alpha$  به همراه یک عبارت ثابت انجام داد، این گروه از شرکت‌ها متشکل از ۱۳۰ شرکت با ۹۱۰ مشاهده در ۱۲ صنعت نامتوازن طی دوره نمونه از ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ می‌باشند.

نتایج تحلیل در جدول‌های ۴، ۵، ۶ و ۷ گزارش شده است. از مدل (۱) و (۲) برای برآورد ضرایب ارزشگذاری استفاده شد. برای بررسی آثار هر صنعت نیز، تورم و عوامل مؤثر بر شاخص‌های صنایع مختلف، به پیروی از مطالعه اشتون و ونگ [۱۰، ص ۲۰] از شاخص بازار و تفاوت سالیانه بین میانگین قیمت بازار و میانگین ارزش دفتری به عنوان عامل حذف اثر تورم استفاده شد. در این جدول رابطه بین  $\alpha_{ki}$  ( $k = 1, 2, 3, 4$ ) و اندازه محافظه‌کاری  $\chi_i$  با گنجاندن متغیرهای مجازی صنعت گزارش شد. از دو معیار نیز برای محافظه‌کاری استفاده شد: (i) میانگین نسبت قیمت به ارزش دفتری برای شرکت در دوره نمونه و (ii) نسبت جمع قیمت به جمع ارزش دفتری در طی دوره نمونه.

جدول ۴ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری براساس تحلیل صنعت مدل (۱)

استاندارد شده براساس شاخص بازار		استاندارد شده براساس میانگین سالیانه تفاضل قیمت و ارزش دفتری			
-۰,۰۶۸	-۰,۱۲۵	۱,۶۹۰	۱,۰۷۳	عدد ثابت	بخش الف) متغیر وابسته: ضریب ارزش دفتری
-۰,۶۶۶	-۰,۱۵۰	۱,۰۶۹	۰,۷۳۲	t-value	
	۰,۲۴۹		۰,۲۰۵	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۰,۷۱۳		۰,۳۳۳	t-value	
۰,۴۳۶		-۰,۰۶۱		میانگین MB	
۱,۲۲۵		-۰,۰۹۲		t-value	
۰,۱۳۱	۰,۰۴۸	۰,۰۰۱	۰,۰۱۱	R <sup>2</sup>	
۰,۷۶۸	۱,۰۵۴	۳,۵۴۲	۳,۳۴۰	عدد ثابت	بخش ب) متغیر وابسته: ضریب سود اصلی
۰,۴۷۹	۰,۶۹۹	۰,۷۶۴	۰,۷۷۲	t-value	
	۰,۳۳۲		-۰,۶۱۲	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۰,۵۲۵		-۰,۳۳۷	t-value	
۰,۴۵۲		-۰,۶۹۴		میانگین MB	
۰,۶۷۵		-۰,۳۵۸		t-value	
۰,۰۴۴	۰,۰۲۷	۰,۰۱۳	۰,۰۱۱	R <sup>2</sup>	
-۰,۸۷۵	-۰,۲۹۰	-۲,۳۹۵	-۱,۲۵۷	عدد ثابت	بخش پ) متغیر وابسته: ضریب سود مازاد ناخالص
-۱,۰۹۴	-۰,۳۶۱	-۱,۳۱۹	-۰,۷۱۱	t-value	
	۰,۲۵۵		۰,۳۰۳	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۰,۷۵۷		۰,۴۰۸	t-value	
۰,۵۰۴		۰,۷۸۷		میانگین MB	
۱,۵۰۸		۱,۰۳۹		t-value	
۰,۱۸۵	۰,۰۵۴	۰,۰۹۷	۰,۰۱۶	R <sup>2</sup>	
۰,۰۰۷	-۱,۶۲۲	-۷,۴۳۹	-۴,۹۷۶	عدد ثابت	بخش پ) متغیر وابسته: ضریب سود نقدی
۰,۰۰۲	-۰,۵۵۱	-۰,۸۲۲	-۰,۵۸۶	t-value	
	۰,۵۱۱		۰,۲۶۲	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۰,۴۱۴		۰,۰۷۴	t-value	
-۰,۱۹۰		۱,۳۱۴		میانگین MB	
-۰,۱۴۳		۰,۳۴۸		t-value	
۰,۰۰۲	۰,۰۱۷	۰,۰۱۲	۰,۰۰۱	R <sup>2</sup>	



مقایسه جدول‌های ۴ و ۵ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری براساس تحلیل صنعت نشانگر چند نتیجه مهم می‌باشد: اول با مقایسه مقدار ضریب تعیین در دو مدل، استاندارد کردن براساس شاخص هر صنعت منجر به نتایج قوی‌تری در مقایسه با استاندارد کردن براساس میانگین سالیانه تفاضل ارزش بازار و ارزش دفتری می‌شود. دوم، مدل (۲) ضریب تعیین بالاتر و قوی‌تری دارد که نشانگر بهبود مدل است. سوم همانند نتایج جدول ۱، در مدل (۱) ضرایب ارزش دفتری، سود اصلی و در مدل (۲) ضرایب ارزش دفتری سال قبل و سود غیرعادی قوی‌تر می‌باشند.

جدول ۵ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری براساس تحلیل صنعت مدل (۲)

استاندارد شده براساس شاخص بازار		استاندارد شده براساس میانگین سالیانه تفاضل قیمت و ارزش دفتری			
-۰,۳۶۴	-۰,۰۶۵	۳,۲۱۷	۲,۳۳۲	عدد ثابت	بخش الف) متغیر وابسته: ضریب ارزش دفتری سال قبل
-۰,۹۵۲	-۰,۱۵۹	۱,۹۸۲	۱,۴۹۷	t-value	
	۰,۳۳۰		-۰,۱۷۸	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۱,۹۱۲		-۰,۲۷۳	t-value	
۰,۴۵۵		-۰,۵۵۵		میانگین MB	
۲,۸۴۵		-۰,۸۱۹		t-value	
۰,۴۴۷	۰,۲۶۸	۰,۰۶۳	۰,۰۰۷	R <sup>2</sup>	
۱,۱۰۳	۱,۲۸۸	۲,۲۷۳	۵,۳۷۵	عدد ثابت	بخش ب) متغیر وابسته: ضریب سود غیر عادی
۰,۷۳	۰,۹۰۹	۰,۲۶۶	۰,۶۸۳	t-value	
	۰,۶۳۳		-۱,۵۹۹	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۱,۰۶۶		-۰,۴۸۴	t-value	
۰,۷۰۷		-۰,۲۵۷		میانگین MB	
۱,۱۲۱		-۰,۰۷۲		t-value	
۰,۱۱۲	۰,۱۰۲	۰,۰۰۱	۰,۰۲۳	R <sup>2</sup>	

ادامه جدول ۵

استاندارد شده براساس شاخص بازار		استاندارد شده براساس میانگین سالیانه تفاضل قیمت و ارزش دفتری			
-۱,۱۷۰	-۰,۳۹۳	-۳,۷۴۶	-۱,۵۵۱	عدد ثابت	بخش پ) متغیر وابسته: ضریب سود مازاد ناخالص
-۱,۶۱۳	-۰,۵۱۹	-۱,۱۸۹	-۰,۵۰۶	t-value	
	۰,۱۹۳		۰,۳۴۵	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۰,۶۰۷		۰,۲۶۹	t-value	
۰,۵۲۴		۱,۲۸۱		میانگین MB	
۱,۷۲۹		۰,۹۷۵		t-value	
۰,۲۳۰	۰,۰۳۵	۰,۰۸۷	۰,۰۰۷	R <sup>2</sup>	
۱,۲۷۲	۰,۱۸۵	-۶,۳۲۷	-۵,۴۵۴	عدد ثابت	بخش پ) متغیر وابسته: ضریب سود نقدی
۰,۶۷۱	۰,۱۰۲	-۰,۶۲۲	-۰,۵۷۴	t-value	
	-۰,۱۵۲		۰,۳۵۶	$\sum P_i / \sum b_i$	
	-۰,۲۰۰		۰,۰۸۹	t-value	
-۰,۶۱۶		۰,۷۲۶		میانگین MB	
-۰,۷۷۹		۰,۱۷۱		t-value	
۰,۰۵۷	۰,۰۰۴	۰,۰۰۳	۰,۰۰۱	R <sup>2</sup>	

جدول‌های ۶ و ۷ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری براساس تحلیل سری زمانی هر یک از شرکت‌ها در مدل (۱) و مدل (۲) در ۱۲ صنعت مورد بررسی طی دوره نمونه را گزارش می‌کند. برای آزمون نخست با استفاده از مدل‌های (۱) و (۲) برای هر شرکت، تحلیل سری زمانی با استفاده از داده‌های استاندارد شده براساس دو معیار «میانگین سالیانه تفاضل ارزش بازار و ارزش دفتری» و «شاخص صنعت» انجام شد و نتایج آن با دو معیار محافظه‌کاری شامل (الف) نسبت جمع قیمت به جمع ارزش دفتری، (ب) میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، رگرسیون گرفته شد.



جدول ۶ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری براساس تحلیل سری زمانی هر یک از شرکت‌ها مدل (۱)

استاندارد شده براساس شاخص بازار		استاندارد شده براساس میانگین سالیانه تفاضل قیمت و ارزش دفتری			
۰,۰۶۶۴	-۰,۰۲۱۸	۲,۶۸۵	۰,۷۶۲	عدد ثابت	بخش الف) متغیر وابسته: ضریب ارزش دفتری
۱,۳۶۲	-۰,۰۲۵۸	۴,۶۸۳	۰,۷۶۲	t-value	
	۰,۳۲۵		۰,۵۴۰	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۰,۹۷۳		۱,۳۶۷	t-value	
-۰,۰۴۶		-۰,۲۲۳		میانگین MB	
-۰,۰۴۵۴		-۱,۸۹۹		t-value	
۰,۰۰۲	۰,۰۰۷۳	۰,۰۲۹	۰,۰۱۵	R <sup>2</sup>	
۱,۷۷۸	۰,۰۴۰۴	-۰,۸۷۵	۰,۱۵۲	عدد ثابت	بخش ب) متغیر وابسته: ضریب سود اصلی
۳,۳۷۶	۰,۰۴۴۷	-۰,۹۲۲	۰,۰۹۲	t-value	
	۰,۷۳۸		-۰,۰۳۳	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۲,۰۶۸		-۰,۰۵۰۶	t-value	
۰,۰۹۷		۰,۰۸۶		میانگین MB	
۰,۸۹۵		-۰,۹۲۲		t-value	
۰,۰۰۶	۰,۰۰۳۲	۰,۰۰۲	۰,۰۰۲	R <sup>2</sup>	
۰,۰۴۹۶	-۰,۸۴۲	-۰,۳۷۷	۰,۰۳۳	عدد ثابت	بخش پ) متغیر وابسته: ضریب سود مازاد ناخالص
۱,۳۰۱	۱,۳۷۱	-۰,۰۴۹۵	۰,۰۲۵	t-value	
-۰,۰۷۰	-۰,۰۲۴۹		-۰,۰۰۵۴	$\sum P_i / \sum b_i$	
-۰,۸۹۲	-۰,۰۹۵۱		-۰,۰۱۰۳	t-value	
		۰,۰۰۹		میانگین MB	
		۰,۰۵۸۲		t-value	
۰,۰۰۶	۰,۰۰۷	۰,۰۰۳	۰,۰۰۰۱	R <sup>2</sup>	
-۰,۰۱۹۴	-۰,۰۵۶۷	-۱,۳۲۶	-۶,۳۸۴	عدد ثابت	بخش پ) متغیر وابسته: ضریب سود نقدی
-۰,۰۲۳۷	-۰,۰۳۹۸	-۰,۰۸۶۵	-۲,۴۷۷	t-value	
	-۰,۱۲۷		۲,۴۲۱	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۰,۲۲۷		۲,۳۸۰	t-value	
-۰,۰۰۲۷		۰,۰۱۴۵		میانگین MB	
-۰,۰۱۵۷		۰,۰۴۴۵		t-value	
۰,۰۰۰۲	۰,۰۰۰۴	۰,۰۰۲	۰,۰۰۴۳	R <sup>2</sup>	



جدولهای ۶ و ۷ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری براساس تحلیل سری زمانی هر یک از شرکت‌ها را در دو مدل (۱) و (۲) نشان می‌دهد. مقایسه این دو جدول چند نتیجه مهم را مشخص می‌کند: اول، به‌طور کل نتایج تحلیل سری زمانی براساس هر شرکت بسیار ضعیف‌تر از تحلیل براساس صنعت می‌باشد. دوم، با مقایسه مقادیر ضریب تعیین و مقدار اماره  $t$ ، مدل (۲) ضریب تعیین بالاتری نسبت به مدل (۱) دارد. سوم، با مقایسه نتایج متناظر در جدول‌های ۴ و ۵ می‌توان دریافت که نتایج مدل (۲) که براساس شاخص صنعت استاندارد شده در تحلیل براساس هر شرکت معکوس شده است، به عبارتی در تحلیل براساس شرکت‌ها، معیار جمع قیمت بازار به جمع ارزش دفتری در مدل (۲) قوی‌تر از معیار میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری می‌باشد.

جدول ۷ ضرایب ارزشگذاری و محافظه‌کاری براساس تحلیل سری زمانی هر یک از شرکت‌ها مدل (۲)

استاندارد شده براساس شاخص بازار		استاندارد شده براساس میانگین سالیانه تفاضل قیمت و ارزش دفتری			
۱,۳۳۸	-۰,۱۲۳	۲,۳۳۷	۰,۲۷۶	عدد ثابت	ضریب ارزش (الف) متغیر وابسته: بخش ارزش دفتری سال قبل
۳,۷۸۸	-۰,۲۰۶	۴,۱۷۴	۰,۲۸۹	t-value	
	۰,۶۲۸		۰,۷۳۷	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۲,۶۵۸		۱,۹۴۷	t-value	
-۰,۰۱۱		-۰,۱۳۰		میانگین MB	
-۰,۱۴۶		-۱,۰۸۳		t-value	
۰,۰۰۰۲	۰,۰۵۲۳	۰,۰۱۰	۰,۰۳۰	R <sup>2</sup>	
۲,۸۷۳	۰,۰۵۰۲	۰,۰۵۷۸	۰,۶۶۰	عدد ثابت	ضریب سود غیرعادی (ب) متغیر وابسته: بخش سود غیرعادی
۴,۷۰	۰,۴۸۶	۰,۴۸۰	۰,۳۱۴	t-value	
	۱,۰۸۴		۰,۰۶۳	$\sum P_i / \sum b_i$	
	۲,۶۵۱		۰,۰۷۶	t-value	
۰,۰۳۰		۰,۰۷۲		میانگین MB	
۰,۲۴۰		۰,۲۹۰		t-value	
۰,۰۰۰۵	۰,۰۰۵۲	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰۱	R <sup>2</sup>	



ادامه جدول ۷

استاندارد شده براساس شاخص بازار		استاندارد شده براساس میانگین سالیانه تفاضل قیمت و ارزش دفتری			
۰,۱۳۰	۰,۷۲۱	۰,۴۵۲	-۰,۸۹۴	عدد ثابت	ضریب سود مازاد ناخالص بخش (پ) متغیر وابسته:
۰,۳۹۸	۱,۲۷۱	۰,۷۰۵	-۰,۸۰۱	t-value	
	-۰,۴۰۱		۰,۶۲۰	$\sum P_i / \sum b_i$	
	-۱,۷۸۷		۱,۴۱۲	t-value	
-۰,۱۰۲		۰,۰۲۳		میانگین MB	
-۱,۵۱۳		۰,۱۷۲		t-value	
۰,۰۱۸	۰,۰۲۴	۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۶	R <sup>2</sup>	
-۰,۳۶۹	۰,۶۰۶	-۲,۶۹۵	-۴,۵۰	عدد ثابت	ضریب سود نقدی بخش (پ) متغیر وابسته:
-۰,۳۲۴	۰,۳۰۶	-۱,۷۲۵	-۱,۶۶۴	t-value	
	-۰,۴۴۴		۱,۰۲۷	$\sum P_i / \sum b_i$	
	-۰,۵۶۷		۰,۹۶۲	t-value	
-۰,۰۱۱		۰,۱۷۰		میانگین MB	
-۰,۰۴۶		۰,۵۲۸		t-value	
۰,۰۰۰۱	۰,۰۰۲۵	۰,۰۰۲۲	۰,۰۰۷	R <sup>2</sup>	

در چهار جدول بالا (جدول‌های ۴، ۵، ۶ و ۷) مشاهده می‌شود که ضرایب ارزش دفتری، سود اصلی، ارزش دفتری یک سال قبل، سود غیرعادی دارای علامت‌های صحیح و معناداری می‌باشند. همچنین باید یادآور شد که در اغلب موارد، اعداد ثابت در رگرسیون‌ها به‌طور معناداری متفاوت از صفر نمی‌باشند که فرضیه وابستگی متناسب بر معیار محافظه‌کاری نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری را تأیید می‌کند. ضرایب مازاد ناخالص، سودهای نقدی (که خالص جریان نقدی سهام‌داران تعریف می‌شود) یک وابستگی ضعیف دارند. از این رو با مقایسه مطالعه اشتون و ونگ [۱۰؛ ۲۰] که در جامعه آماری دیگری انجام شد، بخشی از این پژوهش مشابه آنها مبتنی بر هر یک از شرکت‌ها با داده‌های مشابه با استفاده از مدل (۱) و (۲) می‌باشد. در این مطالعه سودهای نقدی را به‌عنوان جریان‌های خالص نقدی سهام‌داران (

بعد از تعدیل بابت صدور سهام جدید) استفاده شده است. قابل ذکر است که شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران سیاست منظمی برای تقسیم سود نقدی به کار نمی‌گیرند و این مسئله می‌تواند یکی از دلایل عمده نتایج ضعیف در ضرایب مدل‌ها باشد.

## ۱۰- نتیجه‌گیری

پویایی صنعت در طول عمر صنعت تغییر می‌کند، مانند صنایع جوانی که دارای پویایی بالایی هستند ولی با گذر زمان و به بلوغ رسیدن صنعت از شدت پویایی آنها کاسته می‌شود [۴۹، ص ۲]. محققان پیشین تلاش کردند مدل‌هایی قابل اجرا برای اندازه‌گیری ساختار پویایی صنعت ارائه دهند. در ساختارهای سازنده هر چند نیاز نیست که تأیید شود تمامی عوامل بدون ارتباط با هم هستند ولی چون از روش رگرسیون چندگانه استفاده شده است، همبستگی چند جانبه شاخص‌ها می‌تواند مشکلی جدی برای مطالعه باشد، چرا که وجود مسیرهای بسیار، ممکن است تشخیص تأثیر جداگانه هر یک از عوامل را غیرممکن کند.

با بررسی‌های انجام شده می‌توان نتیجه گرفت که پویایی صنعت ساختاری چند جانبه دارد [۴۹، صص ۲-۳]. در این مطالعه هدف تحلیل پویایی گروه‌های صنعتی با استفاده از اطلاعات حسابداری و غیرحسابداری بوده است.

بررسی اثر انتشار اطلاعات خاصی بر رفتار گروه‌ها و افرادی مانند سرمایه‌گذاران فردی و نهادی از نظریه‌های پویایی گروه‌ها در حوزه جامعه‌شناسی و روان‌شناسی استفاده می‌نماید. همچنین برای کمک به مدیریت جهت اجرای وظایف راهبری، برنامه‌ریزی، نظارت، کنترل و سایر فعالیت‌های استراتژیک می‌توان از نظریه‌های پویایی سیستم و پویایی عصبی استفاده شد.

در این مقاله برای بررسی پویایی خطی اطلاعات حسابداری، ۱۲ گروه صنعتی تشکیل شدند و براساس مطالعه اولسون [۱۳؛ ۱۷]، فلتهم و اولسون [۱۵]، اشتون و همکاران [۱۲؛ ۱۴] و اشتون و ونگ [۱۰؛ ۲۰؛ ۲۹]، مدل جدیدی از پویایی خطی اطلاعات حسابداری و وابستگی ضرایب ارزش‌گذاری به عوامل محیطی شامل نوع صنعت، نرخ هزینه سرمایه، سیاست‌های محافظه‌کارانه حسابداری، تورم، اهرم مالی، سیاست‌های توزیع سود نقدی در بازار سرمایه ایران مورد مطالعه قرار گرفت. مدل ارائه شده در این مطالعه براساس یک بینش ساده اما قوی می‌باشد که عمل حسابداری محافظه‌کاری صرفاً شناخت سود عادی نامطمئن را به تأخیر



می‌اندازد. ساختار به دست آمده، نتایج مدلسازی در مطالعات فلتهام و اولسون [۲۲]، ص ۲۱۵ و [۲۱۶]، اشتون و ونگ [۲۰] و باسو [۳۰] را در بر می‌گیرد. این بازسازی تابع ارزش‌گذاری همچنین منجر به فرمول‌بندی جدیدی از همبستگی پویایی خطی می‌شود.

آزمون دیگر این مطالعه، بررسی مدل‌های ارزش‌گذاری مبتنی بر سود باقیمانده می‌باشد و از معیارهای محافظه‌کاری شامل معیار نسبت جمع قیمت به جمع ارزش دقتی سهام و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MB) استفاده شده است. برای اصلاح آثار عوامل خاص در صنعت، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری با استفاده از رابطه (۹) روندزایی شد. همچنین برای بررسی آثار هر صنعت، تورم و عوامل مؤثر بر شاخص‌های صنایع مختلف، در دوره‌های زمانی مورد مطالعه از دو معیار - شامل (۱) میانگین سالیانه تفاضل ارزش بازار و ارزش دفتری و (۲) شاخص هر صنعت - استفاده شد. به‌طور خلاصه نتایج بدین شرح می‌باشد:

(۱) در مدل‌های (۱) و (۲)، استفاده از معیار «نسبت جمع قیمت به جمع ارزش دفتری» نتایج قوی‌تری ارائه می‌کند.

(۲) وقتی از معیار «میانگین نسبت قیمت به ارزش دفتری» به‌عنوان معیار محافظه‌کاری استفاده می‌شود نتایج مدل (۱) اندکی قوی‌تر از مدل (۲) می‌باشد. به هر حال در هر دو مورد بالا، هم ضریب تعیین و هم آماره‌های  $t$  ارقام کوچکی می‌باشند.

(۳) زمانی که از میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری روندزایی شده استفاده می‌شود، نتایج خیلی قوی‌تر می‌شود به طوری که این موضوع تأثیر عوامل دوره‌ای و صنعت بر این نسبت را نشان می‌دهد.

(۴) ضرایب ارزش‌گذاری براساس تحلیل صنعت نشان می‌دهد که استاندارد کردن متغیرها براساس شاخص هر صنعت منجر به نتایج قوی‌تری در مقایسه با استاندارد کردن براساس میانگین سالیانه تفاضل ارزش بازار و ارزش دفتری می‌شود و همچنین، مدل (۲) ضریب تعیین بالاتر و قوی‌تری دارد که نشانگر بهبود مدل است. در مدل (۱) ضرایب ارزش دفتری، سود اصلی و در مدل (۲) ضرایب ارزش دفتری سال قبل و سود غیرعادی دارای همبستگی قوی‌تر می‌باشند.

(۵) ضرایب ارزش‌گذاری براساس تحلیل سری زمانی هر یک از شرکت‌ها در مدل (۱) و

مدل (۲) نشان می‌دهد که نتایج تحلیل سری زمانی براساس هر شرکت بسیار ضعیف‌تر از تحلیل براساس صنعت می‌باشد. با مقایسه مقادیر ضریب تعیین و مقدار آماره  $t$ ، مدل (۲) ضریب تعیین بالاتری نسبت به مدل (۱) دارد. نتایج مدل (۲) که براساس شاخص صنعت استاندارد شده در تحیل براساس هر شرکت معکوس شده است، به عبارتی در تحیل براساس شرکت‌ها، معیار جمع قیمت به جمع ارزش دفتری در مدل (۲) قوی‌تر از معیار میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری می‌باشد.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، معیاری مرجح می‌باشد، زیرا که رابطه نزدیکی با ساختار ارزش‌گذاری داشته است، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برای عبارتهای ارزش دفتری و عبارتهای سود خوب عمل کرده است. همچنین شواهد قوی از رابطه نسبی مستقیم با معیار محافظه‌کاری کشف شد. یک نوآوری دیگر حاصل از مدل جدید در این پژوهش این است که روشی برای نحوه برخورد با اقلام مازاد ناخالص برای تشریح مشاهده‌های تجربی مبهم گذشته کمک می‌کند.

تقریباً تمام شواهد در این مطالعه و همچنین پژوهشگران قبلی مانند [۲۰؛ ۱۰] پیشنهاد می‌کنند که ضریب ارزش دفتری کوچک می‌باشد. همچنین ضریب اقلام مازاد ناخالص نیز کوچک می‌باشند. اشتون و ونگ [۱۰] این موضوع را به دلیل تعدیلات ترکیبی در ارزش دفتری و سودهای حسابداری می‌دانند. قابل ذکر است به پیروی از اشتون و ونگ [۲۰] بابت تغییرات سرمایه، داده‌ها تعدیل شده‌اند. این موضوع منجر به ضرایب بالاتر برای متغیرهای پژوهش شده است زیرا در این مطالعه نتایج با و بدون تعدیلات سرمایه با هم مقایسه شده است.<sup>۸</sup> بالاخره نقش سود غیرعادی و اقلام مازاد ناخالص مدل‌های ارزش‌گذاری انکارناپذیر است، به طوری که این متغیرها می‌توانند برخی از مسائل مدلسازی در حوزه پویایی اطلاعات را حل کنند.

از جمله مهم‌ترین کاربردهای پژوهش حاضر شناسایی میزان پویایی اطلاعات حسابداری در بر قیمت اوراق بهادار و عوامل محیطی مؤثر بر پویایی مزبور، ارائه مدلی برای ارزش‌گذاری اوراق بهادار مبتنی بر سود باقیمانده، شناسایی میزان پویایی با توجه به صنایع مختلف در بازار سرمایه ایران و کارایی شاخص‌های مختلف نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری در ارزش‌گذاری اوراق بهادار مبتنی بر صنایع مختلف می‌باشد. برای مطالعات آینده پیشنهاد می‌شود پویایی غیر خطی اطلاعات حسابداری و سایر مدل‌های ارزش‌گذاری اوراق



بهادار را نیز به کار رفت. همچنین می‌توان متغیرهای کلان اقتصادی را نیز در این مدل‌ها لحاظ کرد.

## ۱۱- پی‌نوشت‌ها

1. specification of the functional dependency
2. Wiener process
3. Lévy
4. Quadratic variation
5. Clean Surplus Relation

$$e'_t = (1 + \chi)ce_t \text{ و } b'_t = (1 + \chi)b_t$$

7. (Core) earnings
۸. این موضوع برابر با این فرض است که اقلام مازاد ناخالص برحسب ارزش منصفانه گزارش می‌شود که ارزش فعلی خالص آتی صفر دارند.

9. Analytical dynamics
10. lags
11. Proxy variables
12. Forward earnings yield
13. ROE
14. Size
15. Lev

۱۶. نرخ بازده بدون ریسک سپرده‌های بانکی کوتاه‌مدت تا یک سال مطابق با اعلام بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، جایگزین نرخ هزینه سرمایه شد. البته در مطالعات گذشته مانند [۱۰؛ ۲۸]، نرخ هزینه سرمایه را به‌طور میانگین ۱۲ درصد برای محاسبه سودهای باقیمانده استفاده کردند.
۱۷. اشتون و ونگ [۱۰، ص ۱۰] هزینه سرمایه زمان‌های مختلف را با میانگین بازده اسناد خزانه برای سال تقویمی مربوط به علاوه یک صرف ریسک فرضی ۵ درصد برآورد کردند. آنها بازده ماهانه اوراق خزانه آمریکا را با سررسید بیش از ۱۰ سال از پایگاه داده‌ها جمع‌آوری کردند. به عقیده اشتون و ونگ [۱۰، ص ۱۰] گرچه این موضوع اهمیت برخی از ضرایب را تغییر می‌دهد، اما به نظر نمی‌رسد که بر علامت ضرایب تأثیر داشته باشد.
۱۸. نتایج این آزمون‌ها در اینجا گزارش نشده است

## ۱۱- منابع

- [1] Fiegenbaum A., Thomas H. (1993) "Industry and strategic group dynamics: Competitive strategy in insurance industry, 1970-84"; *Journal of Management Studies*, 30: 69-105, doi:10.1111/j.1467-6486.1993.tb00296.x.
- [2] Rajabi A., Moosavi-Haghighi M. H., (2013) "Appraisal and calculation of industrial groups with applying the system dynamics approach in 2024 Iran vesion"; *Management Research in Iran*, Vol. 17, No.3, pp. 87-111, [In Persian].
- [3] Dalton D. R., Daily C. M., Johnson J. L., Ellstrand A. E. (1999) "Number of directors and financial performance: A meta-analysis doi: 10.2307/256988", Vol. 42, No. 6. 674-686.
- [4] Mascarenhas B. (1989) "Strategic group dynamics"; *Academic Management Journal*, Vol. 32, No. 2, pp. 333-352.
- [5] Forsyth D.R. (2009) "*Group dynamics*", New York: Wadsworth.
- [6] Backstrom L., Huttenlocher D., Kleinberg J., Lan X. (2006) "*Group formation in large social networks*"; Proceedings of the 12th ACM SIGKDD International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining - *KDD '06*. p. 44.
- [7] Khadivar A., Javaheri S. (2015) "System dynamics simulation for developing and intenerating knowledge management and knowledge strategy"; *Management Research in Iran*, Vol. 19, No.1, pp. 117-146, [In Persian].
- [8] Weil H.B. (2007) "Application of system dynamics to corporate strategy: An evolution of issues and frameworks"; *System Dynamics Review*, Vol. 23, Issue: 2-3, pp. 137-156.
- [9] Myers J. (1999) "Implementing residual income valuation with linear information dynamics"; *The Accounting Review*, Vol. 74 (1), pp. 1-28.
- [10] Ashton D., Wang P. (2013) "Valuation weights linear dynamics and accounting conservatism: An empirical analysis"; *Journal of Business Finance & Accounting*, 40(1) & (2): 1-25.
- [11] Frankel R., Lee C. M. C. (1998) "Accounting valuation, market expectation and

- cross-sectional stock returns"; *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, pp. 283–319.
- [12] 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.
- [13] Ohlson J. (1995) "Earnings, book values, and dividends in equity valuation"; *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11 (2), pp. 661–87.
- [14] Ashton D., T. Cooke, Tippett. M. (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.
- [15] Feltham G., Ohlson J. (1995) "Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities"; *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11 (2), pp. 689–732.
- [16] 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
- [17] Ohlson J. (1999) "On transitory earnings"; *Review of Accounting Studies*, Vol. 4, pp. 145–162.
- [18] Pope F. P., Wang D. P. (2005) "Earnings components, accounting bias and equity valuation"; *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, pp. 387–407.
- [19] Clubb C. (2012) "Information dynamics, dividend displacement, conservatism and earnings measurement: A development of the ohlson (1995) Valuation framework"; *Review of Accounting Studies*, Vol. 18: 360-385.
- [20] Ashton D., Wang P. (2008) "Valuation weights and accounting conservatism", Available at SSRN.
- [21] Ghalibaf-Asl H., Mohammadi Sh., Mazaheri-Far P. (2012) "Analyzing stock return comovement in Tehran stock exchange using APT approach"; *Management Research in Iran*, Vol. 16, No.1, pp. 93-106, [In Persian].



- [22] Feltham G., Ohlson J. (1996) "Uncertainty resolution and the theory of depreciation measurement"; *Journal of Accounting Research*, Vol. 34 (2), pp. 209–234.
- [23] Givoly D., Hayn C., Natarajan A. (2007) "Measuring reporting conservatism"; *The Accounting Review*, Vol. 82 (1), pp. 65–106.
- [24] Pae J., D.B. Thornton, Welker M. (2005) "The link between earnings conservatism and the Price-to-book Ratio"; *Contemporary Accounting Research*, Vol. 22 (3), pp. 693–717.
- [25] Khan M., Watts R. (2009) "Estimation and validation of a firm-year measure of conservatism"; *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 48, pp. 132–150.
- [26] Watts R. (2003a) "Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications"; *Accounting Horizons*, Vol. 17 (3), pp. 207–221.
- [27] Watts R. (2003b) "Conservatism in accounting part II: Evidence and research opportunities"; *Accounting Horizons*, Vol. 17 (4), pp. 287–301.
- [28] Ashton D., K. Peasnell, Wang P. (2011) "Residual Income Valuation Models and Inflation"; *European Accounting Review*, Vol. 20 (3), pp. 459–483.
- [29] Ashton D., Wang P. (2015) "Conservatism in residual income models: theory and supporting evidence"; *Accounting and Business Research*, 45:3, 387-410.
- [30] Basu S. (1997) "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings"; *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, pp. 3–37.
- [31] Lintner J. (1956) "Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings and taxes"; *American Economic Review*, Vol. 46, pp. 97–113.
- [32] Einstein A. (1956) "Investigations on the theory of the brownian movement"; R. Fürth (Ed.) Dover, New York, (English Translation of Preceding Reference).
- [33] Mörters P., Peres Y. (2008) "*Brownian motion*" (*Draft Version*), Retrieved 25.
- [34] Mandelbrot B., Hudson R. (2004) "*The (Mis) behavior of Markets: A fractal view of risk*", Ruin, and Reward.
- [35] Hughes J., J. Li, Zhang M. (2004) "Valuation and accounting for inflation and



- foreign exchange"; *Journal of Accounting Research*, Vol. 42, pp. 731–754.
- [36] Callen J. L., Morel. (2001) "Linear accounting valuation when abnormal earnings are AR (2)"; *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 16 (3), pp 191–204.
- [37] Penman S. H. (2013) "*Financial statement analysis and security valuation*" (Fifth ed.), New York: McGraw-Hill.
- [38] Cooley T. F., Quadrini V. (2001) "Financial markets and firm dynamics"; *The American Economic Review*. Vol. 91, No. 5, pp. 1286-1310.
- [39] Franzen L., Radhakrishnan S. (2009) "The value relevance of R&D across profit and loss firms"; *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 28(1), pp. 16–32.
- [40] Stark A. W. (2008) "Intangibles and research, an overview with specific focus on the UK"; *Accounting and Business Research*, Vol. 38 (3), pp. 275–285.
- [41] Bernard A. B., Durlauf S. N. (1996) "Interpreting tests of convergence"; *Journal of Econometrics*, Vol. 71, pp. 161–173.
- [42] Fama E. F., French K. R. (1995) "Size and book-to-market factors in earnings and returns"; *Journal of Finance*, Vol. 50 (1), pp. 131–155.
- [43] Penman S., Zhang X. (2002) "Accounting conservatism, the quality of earnings and stock returns"; *The Accounting Review*, Vol. 77 (2), pp. 237–264.
- [44] Easton P., Pae J. (2004) "Accounting conservatism and the relation between returns and accounting data"; *Review of Accounting Studies*, Vol. 9 (4), pp. 495–521.
- [45] Beaver W., Ryan S. (2005) "Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling"; *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, pp. 269–309.
- [46] Etemadi H., Ahamadi D. H. (2010) "Assessing the effective factors on accounting conservatism in companies based different measures for conservatism"; *MA Dissertation in Accounting*, Tarbiat Modares University. [In Persian].

- [47] Khodadadi V., Erfani H. (2009) "Investigation the relation between type of industry, market share, and capital compact with abnormal earnings persistence among companies listed in TSE"; *MA Dissertation in Accounting*, Chamran University. [In Persian].
- [48] Shah-Tahmasebi S., Khodadad-Hoseini S. H., Kordnaech A. (2016) "Designing the competitive advantages model based on organizational oriented and managerial oriented external social capital, with clarifying the roles of dynamic capabilities dimensions"; *Management Research in Iran*, Vol. 20, No.1, pp. 81-102, [In Persian].
- [49] Uones-Pour Z. (2014) "Assessing the industry dynamics with a comprehensive conceptual approach"; *The First National Conference on Emerging Trends in Business Management*. [In Persian].