

تاثیر دفعات بازنگری پیش‌بینی سود هر سهم بر نقدشوندگی، هزینه سرمایه سهام عادی و ارزش شرکت

محمد مرادی*

استادیار گروه حسابداری، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران

مریم آذرنیاد

کارشناس ارشد رشته حسابداری، دانشگاه ارشد دماوند، تهران، ایران

سهراب حسین زاده

دانشجوی کارشناسی ارشد رشته حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران

چکیده

یکی از راه‌های تعامل مدیران با بازارهای سرمایه، ارائه اطلاعات در رابطه با سود شرکت است، مدیران نه تنها با استفاده از افشا اطلاعات مربوط به سود، نیازهای اطلاعاتی استفاده‌کنندگان را تامین می‌کنند، بلکه می‌توانند با استفاده از آن رفتار بازار را تحت تاثیر قرار دهند. یکی از این اطلاعات مربوط به سود، پیش‌بینی سود و تعداد دفعات بازنگری آن می‌باشد. پژوهش حاضر بر آن است تا تاثیر دفعات بازنگری در سود را در سه ویژگی مالی مهم شرکت‌ها شامل نقدشوندگی، هزینه سرمایه سهام عادی و ارزش شرکت بررسی نماید. در این پژوهش تعداد ۱۱۱ شرکت از طی سالهای ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ مورد آزمون قرار گرفته‌اند. آزمون فرضیه‌ها با استفاده از رگرسیون چندگانه خطی به روش حداقل مربعات تعمیم یافته انجام شده است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که بین دفعات بازنگری در سود پیش‌بینی شده، با نقدشوندگی و ارزش شرکت، رابطه معناداری وجود ندارد، لیکن یکی از معیارهای مهم و تاثیرگذار در هزینه سرمایه سهام عادی شرکت می‌باشد. به این صورت که با افزایش در دفعات بازنگری و تعدد تعدیل پیش‌بینی سود هر سهم، هزینه سرمایه سهام عادی نیز افزایش پیدا می‌کند.

واژگان کلیدی: دفعات بازنگری پیش‌بینی سود، نقدشوندگی، هزینه سرمایه، ارزش شرکت.

* ایمیل نویسنده عهده‌دار مکاتبات: moradimt@ut.ac.ir

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۱۲/۱۶ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۶/۳/۹

۱- مقدمه

یکی از ابزارهای تعامل مدیران شرکت‌ها با بازار، ارائه اطلاعاتی در مورد سود شرکت است، که بدین وسیله شرکت‌ها می‌توانند رفتار بازار را تحت تاثیر قرار دهند. سودهای پیش‌بینی شده توسط مدیریت در ارزیابی شرکت‌ها و تاثیرگذاری بر قیمت سهام شرکت‌ها معیار بااهمیتی است (کاج، ۲۰۰۲؛ ۴). این سودهای پیش‌بینی شده، بیان‌کننده انتظارات مدیریت در مورد رویدادهای آتی است که ممکن است به وقوع بپیوندد. پیش‌بینی سود باید اطلاعاتی را فراهم کند که منطقی و به موقع باشد تا بتواند نیازهای استفاده‌کنندگان را برطرف نماید و به تبع آن، تاثیر خود بر شرکت را به نحو مناسبی نشان دهد. زمانی که پیش‌بینی سود شرکت به دفعات مورد بازنگری قرارگیرد، منجر به بهبود محیط کسب اطلاعاتی شرکت می‌شود، انتقال اخبار به بازار سرمایه با سرعت بیشتری انجام می‌گیرد و سرمایه‌گذاران به آسانی به اطلاعات دسترسی پیدا می‌کنند (یانگ چن و همکاران، ۲۰۱۶؛ ۱۱۷). امروزه به دلیل گسترش فعالیت‌های اقتصادی، توسعه بازارهای مالی و رونق سرمایه‌گذاری در بازارهای سرمایه به خصوص بورس اوراق بهادار توسط اشخاص حقیقی و حقوقی، مهم‌ترین ابزار جهت اتخاذ تصمیمات درست و کسب منفعت مورد انتظار و استفاده بهینه و مطلوب از امکانات مالی، دسترسی به اطلاعات درست و به موقع و تحلیل دقیق و واقع بینانه آن می‌باشد (دارابی و امام جمعه، ۱۳۹۳؛ ۵۷). از آن‌جا که سرمایه‌گذاران برای اتخاذ تصمیم نیازمند اطلاعاتی در مورد دورنمای آتی شرکت هستند، شرکت‌ها ملزم به ارائه پیش‌بینی سود می‌باشند. به عبارتی دیگر، سرمایه‌گذاران، اعتبار دهندگان و سایر استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی، علاوه بر اطلاعات تاریخی، نیاز به یکسری اطلاعات از واحد تجاری دارند که بتوانند منافع حاصل از سرمایه‌گذاری خود را پیش‌بینی نمایند. از این رو همواره به دنبال دسترسی به اطلاعاتی هستند که روند سودهای آتی را پیش‌بینی نمایند و یکی از این مواردی که می‌تواند به سرمایه‌گذاران در خصوص پیش‌بینی‌های آن‌ها کمک نماید، سود پیش‌بینی شده توسط مدیران می‌باشد (هاشمی و طباطبایی، ۱۳۹۵؛ ۳). انتشار پیش‌بینی سود به بازار این اجازه را می‌دهد که نحوه عملکرد مدیران را در زمینه فعالیت‌های گذشته، حال و آینده ارزیابی نماید و آن را به عنوان عاملی که بر ویژگی‌های مالی شرکت تاثیرگذار است در نظر بگیرد.

با توجه به نتایج متفاوت مطالعات پیشین در ارتباط با کیفیت و کمیت توزیع اعلامیه‌های سود، به عبارتی تعداد دفعات بازنگری پیش‌بینی سود دو دیدگاه کاملاً متضاد توجیه می‌شود. براساس دیدگاه اول، در طول یک دوره مالی ممکن است مدیریت چندین بار در مورد پیش‌بینی سود تجدید نظر کند، این تجدید نظرها ناشی از عدم اطمینان مدیر به تحقق پیش‌بینی‌های انجام شده قبلی است (تعديل پیش‌بینی سود می‌تواند نشانگر عدم دقت در سود پیش‌بینی شده توسط مدیران باشد). البته مورامیا و تاکادا (۲۰۱۷) در پژوهشی، عنوان می‌کنند که این عدم دقت در پیش‌بینی

سود انجام شده توسط مدیریت، می‌تواند ناشی از در دسترس نبودن اطلاعات اولیه مورد نیاز پیش‌بینی (ضعیف بودن اطلاعات ورودی مورد نیاز پیش‌بینی)، و یا بکارگیری یا تفسیر نادرست این اطلاعات توسط مدیریت می‌باشد. هنگامی که پیش‌بینی مدیران از دقت کمی برخوردار باشد، سرمایه‌گذاران به خوبی قادر به تفسیر اطلاعات پیش‌بینی سود نخواهند بود و همچنین قادر نخواهند بود که معانی مربوط به سود آینده را درک کنند، که این امر منجر به ایجاد عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و ذینفعان می‌شود. در نتیجه عدم اطمینان آن‌ها به پیش‌بینی سود مدیران بالا می‌رود. افزایش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران منجر به کاهش واکنش به این افشا می‌گردد (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۱؛ ۳۴). پژوهش‌ها نشان داده‌اند، افشای اطلاعات برای عموم که برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی انجام می‌شود، می‌تواند با جذب تقاضای سرمایه‌گذاران و افزایش نقدشوندگی، هزینه سرمایه شرکت را کاهش دهد (ثقفی و مرفوع، ۱۳۹۰؛ ۸ به نقل از دیاموند و ورچیا، ۱۹۹۱). براساس دیدگاه دوم، تجدید نظرها ممکن است ناشی از دستیابی مدیر به اطلاعات جدید درخصوص عملکرد آتی شرکت و تمایل او، آگاهی‌دادن به استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی باشد. یکی از راه‌های کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و ذینفعان، افزایش تعداد پیش‌بینی‌های سود است، بدین صورت که هرچه تعداد دفعات پیش‌بینی افزایش یابد، عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد. کاهش عدم تقارن اطلاعاتی منجر به کاهش هزینه سرمایه، افزایش نقدشوندگی سهام و افزایش ارزش شرکت می‌شود (یانگ چن و همکاران، ۲۰۱۶؛ ۱۱۷).

ارتباط بین پیش‌بینی سود و ویژگی‌های مالی شرکت مانند هزینه سرمایه و نقدشوندگی و ارزش شرکت در ادبیات پژوهش از جهات مختلف مورد بررسی قرار گرفته است، لیکن با توجه به مبانی پیش گفته، در مورد اثر تکرار دفعات بازنگری پیش‌بینی سود بر ویژگی‌های ذکر شده تحقیقات اندکی در دسترس است، این پژوهش به بررسی تأثیر تعداد دفعات بازنگری پیش‌بینی سود هر سهم و ویژگی‌های مالی شرکت در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

آن چه در بازارهای سرمایه باید مورد توجه قرار گیرد، این است که بسیاری از افراد که اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند، سرمایه‌گذاران عادی هستند که تنها راه دسترسی آن‌ها به اطلاعات مهم، اطلاعیه‌هایی است که از جانب شرکت‌ها منتشر می‌شود. همانطور که عنوان شد، یک نمونه از این نوع اطلاعیه‌ها، اعلان سود برآوردی هر سهم است که در آن سود پیشنهادی هر سهم از جانب شرکت پیش‌بینی شده و به اطلاع عموم می‌رسد. این پیش‌بینی‌ها، از آنجایی که افشای اطلاعات تلقی می‌شوند، می‌توانند منجر به پیامدهای اقتصادی گوناگونی، نظیر بهبود نقدشوندگی سهام در بازار سرمایه، کاهش هزینه سرمایه شرکت‌ها و افزایش توان پیش‌بینی استفاده‌کننده از اطلاعات

شوند که این موارد نیز نهایتاً منجر به افزایش ارزش شرکت می‌گردد. صرف نظر از هزینه این افشا، مدیران با افشای اختیاری اطلاعات کسب منافع می‌کنند و شرکت‌ها نیز به منظور کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، به طبع آن کاهش هزینه تامین سرمایه و بهبود نقدشوندگی سهام با افشای داوطلبانه اطلاعات در موقعیت بهتری قرار می‌گیرند. لذا یکی از منافع حاصل از افشای اطلاعات، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه‌گذاران است (براون و هیلگیست، ۲۰۰۷؛ ۳). هولدن و استیرک (۲۰۰۸) نشان دادند که دفعات بازنگری، تاثیر مثبتی با حجم معاملات یک شرکت دارد که در صورت مثبت بودن منجر به نقدینگی شرکت می‌شود (هولدن و استیرک، ۲۰۰۸؛ ۸۷۵ و ۸۸۳). براساس برخی از مطالعات صورت گرفته، این موضوع عنوان شده است که بر اثر افزایش افشای اطلاعات مالی، انتظار می‌رود عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه کاهش یابد.

در این صورت، تمایل به خرید و فروش اوراق بهادار و حجم معاملات افزایش می‌یابد و این امر منجر به افزایش نقدشوندگی سهام می‌گردد. اما بر اساس دیدگاه مقابل، افزایش تعداد تجدیدنظر در پیش‌بینی را دلیل بر بی‌دقتی مدیران می‌داند. هرچه تعداد دفعات تجدیدنظر در پیش‌بینی بیشتر باشد، بیانگر عدم دقت اطلاعات ارائه شده از سوی شرکت‌ها و کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران است. این عدم دقت ممکن است ناشی از وجود اطلاعات ناهمگون، یا به موقع منتشر نشدن این اطلاعات باشد، و منجر به افزایش عدم تقارن اطلاعاتی شود. افزایش سطح عدم تقارن اطلاعاتی از طریق افزایش تفاوت دامنه پیشنهادی خرید و فروش سهام خود را نشان می‌دهد.

معمولاً زمانی که اطلاعات تازه‌ای از وضعیت شرکت‌ها در بازار سرمایه منتشر می‌شود، این اطلاعات توسط تحلیل‌گران، سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و بر مبنای آن، تصمیم‌گیری نسبت به خرید یا فروش سهام صورت می‌پذیرد. این اطلاعات و نحوه برخورد به آن بر رفتار استفاده‌کنندگان، به ویژه سرمایه‌گذاران تاثیر گذاشته و باعث افزایش و یا کاهش قیمت و حجم مبادلات سهام می‌شود و نقدشوندگی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. زیرا نحوه برخورد افراد با این اطلاعات جدید نوسانات قیمت‌ها را شکل می‌دهد. هنگامی که اطلاعات افشا شده از کیفیت بالاتری برخوردار باشد، سرمایه‌گذاران اطمینان بیشتری درخصوص برآورد جریان‌های نقدی مورد انتظار شرکت داشته و بنابراین تمایل بیشتری به انجام معامله خواهند داشت تا عدم تعادل در جریان‌های سفارشات که در زمان‌های تغییر در نقدشوندگی بازار رخ می‌دهد را برطرف نمایند (ثقفی و مرفوع، ۱۳۹۰؛ ۵ به نقل از میلر و گروسمن، ۱۹۸۸). با افشای بهتر و بیشتر، سرمایه‌گذاران بیشتری از وضعیت شرکت آگاه خواهند شد و سرمایه‌گذاران بیشتر به معنای آن است که تعداد طرف‌های بالقوه معاملات سهام شرکت بیشتر خواهند بود (ثقفی و

تأثیر دفعات بازنگری پیش‌بینی سود هر سهم بر نقدشوندگی، هزینه سرمایه سهام عادی و ارزش شرکت/۶۵

مرفوع، ۱۳۹۰؛ ۵). با توجه به مبانی نظری و پیشینه بیان شده، فرضیه اول پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

فرضیه ۱: با افزایش دفعات بازنگری پیش‌بینی سود شرکت، نقدشوندگی سهام شرکت افزایش می‌یابد.

سود پیش‌بینی شده، که با توجه به اطلاعات در دسترس مدیریت، تهیه می‌شود، در فواصل زمانی مختلف در اختیار بازار سرمایه قرار می‌گیرد هر چه اطلاعات در فواصل زمانی کوتاه‌تری گزارش شود به دلیل بالا بودن سطح اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران ریسک اطلاعاتی شرکت پایین خواهد بود. همین نکته باعث کاهش ریسک کلی سرمایه‌گذاری در شرکت و کاهش بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران خواهد شد (کردستانی و مجدی، ۱۳۸۶؛ ۸۹-۹۰). افشای بیشتر اطلاعات صرف نظر از هزینه افشای اطلاعات اضافی از یک سو هزینه معاملات سهام را کاهش می‌دهد که این امر به کاهش نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران و کاهش هزینه حقوق صاحبان سهام منجر می‌شود و از سوی دیگر با افزایش میزان افشا در گزارش‌های سالانه، بازار سهام شرکت شفاف‌تر شده و این امکان را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌نماید که با اطمینان بیشتری پارامترهای موثر بر قیمت سهام را برآورد نمایند (بوتوسان، ۱۹۹۷؛ ۳۲۴). بر این اساس تأثیر دفعات بازنگری پیش‌بینی سود بر هزینه سرمایه سهام عادی، دارای بار مثبت است. افزایش افشا توسط مدیران موجب کاهش تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران می‌گردد و کاهش تقارن اطلاعاتی با اثر گذاری بر بازار سرمایه، موجب کاهش بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران می‌شود. این بازده مورد انتظار همان هزینه سرمایه سهام برای شرکت است. افشا در قالب پیش-بینی سود هر سهم توسط مدیر با خطای پایین، دقت بالاتر و ارائه به موقع دارای محتوای اطلاعاتی است که توان کاهش بی‌اعتمادی سرمایه‌گذاران در بازار را داراست. جذب اعتماد سرمایه‌گذاران به بازار، باعث افزایش قیمت پیشنهادی سهام شرکت‌ها شده است که این خود بر کاهش هزینه سرمایه و سهولت جذب سرمایه در بازار سرمایه موثر است (سلیمانی و طاهری، ۱۳۹۱؛ ۸). از طرفی دیگر، یافته‌های رولاند (۱۹۷۸) حاکی از آن است که با افزایش تعداد دفعات انتشار پیش-بینی، کیفیت ارائه شده از جانب مدیران مخدوش شده و واکنش منفی بازار سرمایه را به دنبال خواهد داشت (رولاند، ۱۹۷۸؛ ۴۴۶-۴۴۷). بر اساس پیشینه نظری و تجربی پیش‌گفته، فرضیه دوم به صورت ذیل تدوین می‌گردد:

فرضیه ۲: با افزایش دفعات بازنگری پیش‌بینی سود شرکت، هزینه سرمایه سهام عادی کاهش پیدا می‌کند.

تکرار پیش‌بینی سود می‌تواند در واکنش بازار به پیش‌بینی‌های مدیریت نقش ایفا کند. برای نمونه هاتن و استوکن (۲۰۰۷) در پژوهش خود نشان دادند، هنگامی که مدیران با ارائه پیش‌بینی‌های

قبلی دقیق تر و مکررتر، مشهور شدند، واکنش سرمایه‌گذاران به پیش‌بینی‌های آن‌ها شدیدتر می‌شود. آن‌ها بیان کردند شرکت‌هایی که پیش‌بینی مکررتری را منتشر می‌کنند، رابطه قوی‌تری را بین بازده و سود همان سال تجربه می‌کنند. و این امر منجر به افزایش ارزش شرکت می‌شود (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۱؛ ۳۴ به نقل از هاتن و استوکن، ۲۰۰۷). حیدرپور و خواجه محمود (۱۳۹۲؛ ۴۴) به بررسی ارتباط پیش‌بینی سود توسط مدیریت با ارزش و ریسک شرکت می‌پردازند. در این پژوهش، اثر فراوانی پیش‌بینی سود هر سهم، دقت پیش‌بینی سود هر سهم، اعتبار پیش‌بینی سود هر سهم و انتشار پیش‌بینی سود هر سهم را بر ریسک و ارزش شرکت مورد آزمون قرار گرفته‌است و نتایج حاکی از آن است که بین فراوانی پیش‌بینی سود هر سهم با ارزش شرکت ارتباط وجود دارد. فورستر و همکاران (۲۰۰۹؛ ۲۲-۲۳) در تحقیق خود تاثیر افشای اختیاری پیش‌بینی سود مدیریت بر ارزیابی سرمایه‌گذاران از ریسک و ارزش شرکت پرداختند.

در این تحقیق ویژگی‌های پیش‌بینی سود را از جهات مختلفی مانند تعداد دفعات پیش‌بینی سود، انتشار پیش‌بینی سود، اعتبار پیش‌بینی سود، دقت پیش‌بینی سود را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافته‌اند که پیش‌بینی سود مدیریت رابطه مستقیم و معناداری با ارزش شرکت دارد و این رابطه زمانی شدیدتر است که شرکت‌ها، پیش‌بینی با دفعات بیشتر و به موقع‌تر با دقت بیشتر منتشر کرده باشند. بر اساس پیشینه نظری و تجربی پیش گفته، فرضیه سوم به صورت ذیل تدوین می‌گردد: فرضیه ۳: با افزایش دفعات بازنگری پیش‌بینی سود شرکت، ارزش شرکت افزایش پیدا میکند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- مدل تحقیق و نحوه اندازه‌گیری متغیرها

مدل پژوهش، برای هر فرضیه، به صورت زیر ارائه می‌گردد:

مدل ۱:

$$Liquidity_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnF_{it} + \beta_2 Price_{it} + \beta_3 LowPrice_{it} + \beta_4 RVOL_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در این مدل متغیرها به شرح زیر، تعریف عملیاتی می‌شوند:

Liquidity: گردش سهام منتشره، حجم سهام معامله شده تقسیم بر تعداد سهام منتشره شرکت (شاخص نقدشوندگی)

LnF: لگاریتم طبیعی دفعات بازنگری بعلاوه یک

Price: لگاریتم طبیعی قیمت سهم در پایان سال مالی

LowPrice: کمترین قیمت سهام در پایان معاملات سال،، اگر قیمت سهام در پایان سال مالی

پایین تر از ۲/۰۰۰ ریال بود، برابر با یک در غیر اینصورت صفر

RVol: انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی

تأثیر دفعات بازنگری پیش‌بینی سود هر سهم بر نقدشوندگی، هزینه سرمایه سهام عادی و ارزش شرکت/۶۷

ROA: نسبت سود خالص بعد از کسر مالیات به جمع دارایی‌های ابتدا دوره

مدل ۲:

$$COEC_{it} = \theta_0 + \theta_1 LnF_{it} + \theta_2 B/M_{it} + \theta_3 Lev_{it} + \theta_4 Beta_{it} + \theta_5 Saleg_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

COEC: هزینه سرمایه سهام عادی

B/M: ارزش دفتری شرکت نسبت به ارزش بازار.

Lev: نسبت بدهی‌های بلندمدت شرکت به کل دارایی‌های شرکت

Beta: نسبت کوواریانس بازده سهام و بازده بازار بر واریانس بازده پرتفوی بازار (شاخص کل)

Saleg: درصد رشد فروش (نسبت تفاضل فروش دوره جاری و دوره قبل به فروش دوره قبل)

مدل ۳:

$$Q_{it} = \delta_0 + \delta_1 LnF_{it} + \delta_2 Age_{it} + \delta_3 ROA_{it} + \delta_4 Cumret_{it} + \delta_5 Saleg_{it} + \delta_6 RVOL_{it} + \delta_7 Beta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Q: نسبت ارزش بازار شرکت به ارزش دفتری

Age: لگاریتم طبیعی سنوات ورود شرکت به بورس و اوراق بهادار

CumRet: مجموع بازده‌های ماهانه تعدیل شده بازار برای ۱۲ ماه در مورد سهام i برای سال t

سایر متغیرها، همانند آنچه که بیشتر تعریف شد، می‌باشند.

۲-۳- متغیرهای پژوهش

نقدشوندگی

در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری متغیر نقدشوندگی از معیار معاملاتی، گردش سهام منتشره (حجم سهام معامله شده تقسیم بر تعداد سهام منتشره شرکت) استفاده شده است. مطابق با (رحمانی و همکاران، ۱۳۸۹؛ ۴۵-۴۶).

هزینه سرمایه سهام عادی

در این پژوهش با پیروی از تحقیقات فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) و رحمانی و فلاح نژاد (۱۳۸۹)، به منظور اندازه‌گیری هزینه‌ی سرمایه عادی از روش نسبت سود به قیمت سهام تعدیل شده‌ی صنعت استفاده شده است. در این روش، ابتدا میانگی نسبت سود به قیمت برای تمامی شرکت‌هایی که دارای سود مثبت در سال t هستند، جداگانه برای هر صنعت محاسبه می‌شود (حداقل پنج شرکت با سود مثبت برای هر صنعت در سال t نیاز است). سپس، سود به قیمت تعدیل شده‌ی صنعت به صورت سود به قیمت شرکت تقسیم بر میانگی سود به قیمت صنعت در سال t محاسبه می‌شود (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵؛ ۳۰۸). این نسبت اهمیت سودهایی را که در مقابل قیمت کوچک است، حفظ می‌کند و شاخص مطلوب‌تری از هزینه‌ی سرمایه سهام عادی است. به طوری که با افزایش قیمت، سهامداران انتظار دارند که سود در آینده نزدیک افزایش یابد (رحمانی و فلاح نژاد، ۱۳۸۹؛ ۲۱). که به شرح زیر است:

$$COEC_{it} = \frac{E_{it}/P_{it}}{MED_{kit}} \quad (۴)$$

که در آن E_{it} سود پیش‌بینی شده‌ی هر سهم شرکت i برای سال t که از سایت‌های بورسی استخراج شده است، P_{it} قیمت هر سهم شرکت در پایان سال t و MED_{kit} نماد میانه‌ی نسبت‌های سود پیش‌بینی شده به قیمت صنعت k ام که شرکت i قرار دارد برای سال t . براساس تحقیق شارفمن و فرناندو (۲۰۰۸) از سود پیش‌بینی شده‌ی هر سهم به جای سود هر سهم استفاده شده است (شارفمن و فرناندو، ۲۰۰۸؛ ۵۷۷).

کیوتوبین (شاخص ارزش شرکت)

نسبت ارزش بازار شرکت به ارزش دفتری (یا ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت). بدین ترتیب که ارزش دفتری دارایی‌های شرکت در مخرج کسر استفاده شده و در صورت کسر نیز ارزش بازار شرکت (مجموع ارزش سهام شرکت و ارزش دفتری بدهی‌ها) قرار داده می‌شود. (حیدرپور و خواجه محمود، ۱۳۹۲؛ ۳۲-۳۳؛ فورستر و همکاران، ۲۰۰۹؛ ۱۲).

$$Q_{it} = \frac{(MVS+BVD)}{BVA} \quad (۵)$$

که در آن، MVS ارزش بازار سهام عادی (قیمت هر سهم در پایان دوره مالی ضربدر تعداد سهام منتشر شده شرکت) BVD ، ارزش دفتری بدهی‌ها و BVA ، ارزش دفتری دارایی‌ها، می‌باشند.

دفعات بازنگری در پیش‌بینی سود

مطابق با پژوهش فورستر و همکاران (۲۰۰۹)، این متغیر از طریق لگاریتم طبیعی تعداد دفعات بازنگری در پیش‌بینی سود بعلاوه یک حاصل می‌شود (حیدرپور و خواجه محمود، ۱۳۹۲؛ ۳۳ به نقل از فورستر و همکاران، ۲۰۰۹).

مطابق پژوهش‌های صورت گرفته، سهامی که قیمت پایین‌تری دارند، نقدشوندگی پایین‌تری را نشان می‌دهند (یانگ چن و همکاران، ۲۰۱۶؛ ۱۲۰). بنابراین، قیمت و پایین‌ترین قیمت به عنوان متغیرهای کنترل در مدل اول وارد می‌شوند. از آنجایی که نوسان قیمت سهام باعث هزینه نگهداری سهام خریداری شده بازارگردان‌ها می‌شود، انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی نیز به عنوان متغیر کنترل مدل اول در نظر گرفته شده است (یانگ چن و همکاران، ۲۰۱۶؛ ۱۲۰).

طبق مطالعات فاما و فرنچ (۱۹۹۲) انتظار می‌رود که بازده مورد انتظار سهام (هزینه سرمایه سهام عادی) با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بتا، رابطه مثبت داشته باشند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲؛ ۴۴۹-۴۵۰). علاوه بر آن طبق تئوری‌های مرتبط با ساختار سرمایه، هزینه سرمایه سهام عادی با اهرم مالی شرکت (نسبت بدهی بلندمدت به کل دارایی‌ها) رابطه مثبت دارد و همچنین با افزایش درصد رشد شرکت، هزینه سرمایه سهام عادی افزایش می‌یابد (یانگ چن و همکاران، ۲۰۱۶؛ ۱۲۱). بنابراین متغیرهای فوق‌الذکر به عنوان متغیرهای کنترل وارد مدل دوم می‌شوند.

تأثیر دفعات بازنگری پیش‌بینی سود هر سهم بر نقدشوندگی، هزینه سرمایه سهام عادی و ارزش شرکت/۶۹

بر اساس پژوهش فنگ و همکاران (۲۰۰۹؛ ۱۶۳) متغیرهای کنترلی زیر وارد مدل سوم می‌گردند: سنوات حضور در بورس، نسبت سود خالص به جمع دارایی‌ها، انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی، درصد رشد فروش، مجموع بازده‌های ماهانه تعدیل شده، بتا (شاخص ریسک سیستماتیک). هر کدام از موارد فوق‌الذکر به نحوی بر ارزش شرکت اثرگذاراند. برای مثال هرچه نسبت سود خالص به جمع دارایی‌های شرکت بیشتر باشد، شرکت از بهره‌وری بالاتری برخوردار است و ارزش آن افزایش می‌یابد. یا با استدلالی مشابه در مورد انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی و بتا، که هر دو به نوعی شاخصی از ریسک می‌باشند، هر چه ریسک کمتر باشد، ارزش شرکت نیز بیشتر است و بالعکس.

۳-۳- نمونه و دوره تحقیق

جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹۴ در بورس فعال بوده‌اند. شرکت‌های مورد رسیدگی براساس معیارهای زیر انتخاب می‌شوند:

۱. طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ تغییر سال مالی و توقف عملیات نداشته باشند.
 ۲. دوره مالی منتهی به پایان اسفندماه باشد.
 ۳. اطلاعات مورد نیاز آن‌ها از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ در دسترس باشد.
- بر اساس ضوابط فوق، نمونه پژوهش، شامل ۱۱۱ شرکت، معادل ۷۷۷ سال-شرکت گردید. داده‌های مورد نیاز از نرم افزار ره‌آورد نوین گردآوری شده است و در پی آن با جمع بندی و محاسبات مورد نیاز در صفحه گستره اکسل، برای تجزیه و تحلیل آماده شده‌اند. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات آزمون رگرسیون چند متغیره بوده که با استفاده از نرم افزار Eviews انجام شده است.

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- آمار توصیفی

درنگاره ۱، اطلاعات مربوط به آمار توصیفی متغیرها، به صورت خلاصه ارائه شده است.

نگاره (۱). آمار توصیفی

متغیر	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
نقدشوندگی	۰/۲۸	۰/۱۳	۳/۲۸	۰/۰۰	۰/۳۹
شاخص هزینه سرمایه سهام عادی	-۰/۴۱	۱/۰۰	۳۷/۳۸	۱۴/۷۲	۱۱/۲۱
شاخص کیوتوبین	۱/۳۷	۱/۲۳	۱۰/۴۷	۰/۱۱	۰/۷۲

۰/۳۱	۰/۰۰	۲/۴۰	۱/۶۱	۱/۶۰	لگاریتم طبیعی دفعات بازنگری بعلاوه یک
۰/۴۸	۰/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۶۳	کمترین قیمت سهام در سال مالی
۱/۰۱۱	۶/۰۱	۱۱/۰۷	۸/۰۰۱	۸/۱۰	لگاریتم طبیعی قیمت سهام در پایان سال
۰/۳۴	-۷/۹۰	۱/۹۵	۰/۱۰	۰/۱۱	نسبت سود خالص بعد از مالیات به جمع دارایی‌ها
۳/۸۱	۰/۹۸	۴۰/۲۱	۴/۳۷	۵/۰۵	انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی
۱/۱۲	-۷/۵۶	۹/۳۳	۰/۶۳	۰/۷۴	شاخص ریسک سیستماتیک
۰/۸۴	-۶/۴۸	۳/۳۵	۰/۴۹	۰/۵۲	نسبت ارزش دفتری شرکت به ارزش بازار
۰/۱۱	۰/۰۰	۱/۳۸	۰/۰۵	۰/۰۹	نسبت بدهی بلندمدت به کل دارایی‌ها
۰/۹۵	-۰/۹۷	۲۰/۷۹	۰/۱۴	۰/۲۲	درصد رشد فروش
۰/۴۲	۱/۹۵	۳/۸۹	۲/۸۴	۲/۸۴	لگاریتم طبیعی سنوات حضور در بورس
۱۲/۶۸	۵۳/۰۶	۵۷/۹۶	۱/۷۳	۱/۸۹	مجموع بازده‌های ماهانه تعدیل شده بازار
-					

از این نگاره می‌توان دریافت که از آنجایی که متغیر دفعات بازنگری در پیش‌بینی سود هر سهم لگاریتم طبیعی این پیش‌بینی هاست، بازه تغییرات این متغیر، حداکثر تعدیل پیش‌بینی سود هر سهم را تا هشت بار در نشان می‌دهد. البته شرکت‌هایی نیز بوده‌اند که در طی سال مالی سود پیش‌بینی شده خود را مورد بازنگری قرار نداده باشند. در مورد لگاریتم طبیعی سنوات حضور در بورس نیز می‌توان چنین استنباط کرد که میانگین حضور در بورس شرکت‌های نمونه این پژوهش، به حدوداً ۱۷ سال می‌رسد. همچنین در مورد نسبت سود خالص بعد از مالیات به جمع دارایی‌های می‌توان گفت به صورت میانگین شرکت‌ها، بازده ۱۲ درصد را داشته‌اند. در مورد نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت‌ها این موضوع استنباط می‌شود که به صورت میانگین شرکت‌ها در بازار سهام، دوبرابر ارزش دفتری خالص دارایی‌های خود ارزش گذاری می‌شوند. البته شرکت‌هایی نیز بوده‌اند که این آماره در مورد آنها کمتر از صفر است و دلیل آن نیز این است که حساب حقوق صاحبان سهام آنها در ترازنامه (ارزش دفتری) کمتر از صفر و در واقع منفی است که البته ممکن است به دلیل زیان انباشته یا به دلیل منفی بودن سایر اقلام سود و زیان جامع، جمع حقوق صاحبان سهام منفی شده باشد. درصد رشد فروش شرکت‌ها نیز به صورت میانگین ۲۰ است و نمونه مورد تحقیق نیز متشکل از شرکت‌هایی است که به صورت میانگین ۹ درصد از دارایی‌های خود را از محل بدهی‌های بلند مدت تامین کرده‌اند. در مورد شاخص هزینه سرمایه سهام عادی صاحبان سهام نیز این آماره بدین صورت قابل تفسیر است که میانه نسبت سود به قیمت شرکت‌های نمونه، به سود به قیمت صنعتی که شرکت در آن فعالیت دارد (شاخص هزینه

تأثیر دفعات بازنگری پیش‌بینی سود هر سهم بر نقدشوندگی، هزینه سرمایه سهام عادی و ارزش شرکت/۷۱

سرمایه سهام عادی)، ۱ می‌باشد. این بدان معناست که میانه شرکت‌های نمونه، سود به قیمتی مشابه با سود به قیمت صنعتی که در آن فعالیت می‌کنند را دارند. در مورد نقدشوندگی نیز می‌توان اظهار کرد که به صورت میانگین یک چهارم سهام در دست سهام‌داران شرکت‌ها در طی سال مالی مورد معامله قرار گرفته و این رقم حداکثر ۳/۲۷ برابر سهام در جریان و حداقل نزدیک صفر می‌باشد.

۲-۴- تعیین روش برآورد مدل‌ها

به منظور انتخاب روش برآورد مدل به صورت ترکیبی یا تلفیقی از آزمون F لیمر و به منظور انتخاب رویکرد اثرات ثابت یا تصادفی از آزمون هاسمن بهره گرفته شده است. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای هر سه مدل در نگاره (۲) درج گردیده است.

نگاره (۲) - نتایج حاصل از تعیین روش برآورد مدل

مدل‌ها	آماره آزمون	مقدار آزمون	آماره معناداری	نتیجه
مدل اول	F	۴/۰۰۵۳۶۸	۰/۰۰۰	روش تابلویی
مدل دوم	F	۲/۴۰۹۹۲۸	۰/۰۰۰	روش تابلویی
مدل سوم	F	۲/۴۳۸۹۱۹	۰/۰۰۰	روش تابلویی

همچنین نتایج حاصل از آزمون هاسمن در نگاره (۳) درج گردیده است.

نگاره (۳) - نتایج حاصل از تعیین روش تعیین اثرات تصادفی یا ثابت

مدل‌ها	آماره آزمون	مقدار آزمون	آماره معناداری	نتیجه
مدل اول	χ^2	۵۵/۹۱۴۶۴۸	۰/۰۰	اثرات ثابت
مدل دوم	χ^2	۳۱/۶۲۹۴۶۴	۰/۰۰۰۱	اثرات ثابت
مدل سوم	χ^2	۲۰/۵۸۷۳۴۴	۰/۰۰۴۴	اثرات ثابت

با توجه به نتایج فوق، در برآورد مدل‌ها باید از روش داده‌های ترکیبی استفاده شود. همچنین با توجه به آزمون هاسمن رویکرد مورد استفاده در برآورد مدل‌ها روش اثرات ثابت خواهد بود.

۳-۴- بررسی مفروضات کلاسیک رگرسیون

در این پژوهش برای آزمون «خودهمبستگی سریالی اجزای خطا»، «همخطی» و «ناهمسانی واریانس اجزای خطا» به ترتیب از «آماره دوربین و اتسون»، «عامل تورم واریانس (VIF)» و «آزمون وایت» استفاده شده است. در ارتباط با آزمون خود همبستگی سریالی (استقلال) اجزای

خطا با توجه به میزان آماره دوربین واتسون و جدول مربوطه، فرضیه عدم وجود خود همبستگی سریالی بین اجزای خطاآزمون شده است. آماره دوربین واتسون برای مدل اول، دوم و سوم به ترتیب ۲/۲۲، ۲/۰۲ و ۱/۸۷ می باشد. در مورد آماره ذکر شده مدل اول، دوم و سوم، این آماره در ناحیه عدم خود همبستگی قرار می گیرد. به منظور بررسی هم خطی بین متغیرهای مستقل از معیار عامل تورم واریانس استفاده شده است. با توجه به اینکه مقادیر آماره VIF برای متغیرهای توضیحی، تماما از ۵ کوچکتر می باشند، از این رو بین متغیرهای مذکور همخطی وجود ندارد. نتایج حاصل از آزمون هم خطی توسط آماره VIF به شرح نگاره (۴) می باشد.

نگاره (۴) - آزمون هم خطی توسط آماره VIF

متغیرهای توضیحی	عامل تورم واریانس
مدل ۱	۱/۰۰۷۵۷۳
لگاریتم طبیعی تعداد پیش بینی ها بعلاوه یک	۲/۴۲۴۲۵۴
قیمت سهم در پایان سال مالی	۱/۹۹۸۲۸۱
کمترین قیمت سهم در پایان معاملات سال	۱/۰۱۹۰۷۸
انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی	۱/۶۳۴۲۱۴
نسبت سود خالص بعد از کسر مالیات به جمع دارایی های ابتدای دوره	
مدل ۲	۱/۰۰۶۵۹
لگاریتم طبیعی تعداد پیش بینی ها بعلاوه یک	۱/۰۳۰۱
شاخص ریسک سیستماتیک	۱/۰۶۵۱۵
نسبت ارزش دفتری شرکت به ارزش بازار	۱/۰۹۸۱۶
نسبت بدهی بلندمدت شرکت به کل دارایی های شرکت	۱/۰۲۷۹۷
درصد رشد فروش	۱/۰۱۲۵۱۷
مدل ۳	۱/۰۰۷۳۱۱
لگاریتم طبیعی سنوات حضور شرکت در بورس	۱/۰۲۵۱۵۵
شاخص ریسک سیستماتیک	۱/۰۱۰۹۷۲
مجموع بازده های ماهانه تعدیل شده بازار	۱/۰۶۲۹۰۹
نسبت سود خالص بعد از کسر مالیات به جمع دارایی های ابتدای دوره	۱/۱۰۱۸۱۴۳
انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی	۱/۰۵۹۲۶۸
درصد رشد فروش	

بر اساس نتایج آزمون وایت، مقدار معنی داری آماره F از ۰/۰۵ کمتر می باشد که نشان دهنده عدم رد ناهمسانی واریانس است. به منظور برطرف ساختن ناهمسانی واریانس در این پژوهش از روش تخمین GLS استفاده شده است.

۴-۴- آزمون فرضیه‌های پژوهش

در نگاره (۵) نتایج حاصل از بررسی مدل اول ارائه گردیده است.

نگاره (۵)- نتایج حاصل از برآورد مدل ۱

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
ضریب ثابت	-۰/۳۰۴۹۵	-۴/۳۸۵۹۵	۰/۰۰۰
لگاریتم طبیعی دفعات بازنگری در سود بعلاوه یک	۰/۰۲۵۸۱۵	۱/۹۵۸۰۱۱	۰/۰۵۰۶
نسبت سود خالص به جمع دارایی‌های اول دوره	۰/۰۴۲۶۴۳	۱/۱۶۶۱۵۸	۰/۲۴۴
انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی	۰/۰۰۲۴۳۲	۱/۱۵۱۳۱۳	۰/۲۵
لگاریتم طبیعی قیمت سهم در پایان سال مالی	۰/۰۶۳۸۹۷	۶/۶۶۲۱۹۱	۰/۰۰۰
کمترین قیمت سهم در پایان معاملات سال	۰/۰۰۵۰۱۷	۶/۳۷۴۸۸۱	۰/۷۰۷۹
آماره F ۸/۰۹۹۳۱۵	سطح معناداری	ضریب تعیین	۰/۵۱۳۰۱۴

شده

با توجه به آماره احتمال F مدل (۸/۰۹۹۳۱۵) معنادار بودن کل مدل تایید می‌شود. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز حاکی از آن است که ۵۱ درصد از نقدشوندگی، توسط متغیرهای توضیح دهنده در مدل تبیین می‌شود. بر اساس نتایج ارائه شده در نگاره (۵) سطح معناداری آماره t مربوط به متغیر دفعات بازنگری در سود (۰/۰۵۰۶-)، بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در سطح معنی داری ۹۵ درصد رابطه معنی داری بین نقدشوندگی و دفعات بازنگری پیش‌بینی سود وجود ندارد. از طرفی با توجه به آماره t مربوط به لگاریتم طبیعی قیمت سهم در پایان سال مالی این متغیر رابطه ای مثبت، با نقدشوندگی دارد. انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی، نسبت سود خالص به جمع دارایی‌های اول دوره و کمترین قیمت سهم در پایان سال مالی نیز همانند متغیر مستقل، رابطه معناداری با نقدشوندگی ندارد. لذا فرضیه اول مبنی بر وجود رابطه مثبت بین دفعات بازنگری در پیش‌بینی سود، رد می‌شود.

در نگاره (۶) نتایج حاصل از بررسی مدل دوم ارائه گردیده است.

نگاره (۶)- نتایج حاصل از برآورد مدل ۲

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
ضریب ثابت	-۰/۹۶۱۰۷۶	-۴/۲۷۷۴۴	۰/۰۰۰
لگاریتم طبیعی دفعات بازنگری در سود بعلاوه یک	۰/۳۲۷۷۱۱	۲/۵۲۰۳۷۳	۰/۰۱۲

نسبت ارزش دفتری شرکت به ارزش بازار	۰/۵۱۵۷۰۸	۴/۷۸۹۸۴۴	۰/۰۰۰
شاخص ریسک سیستماتیک	۰/۳۷۷۷۰۱	۱۱/۶۲۹۵	۰/۰۰۱۱
نسبت بدهی‌های بلندمدت شرکت به کل دارایی‌ها	-۳/۲۲۵۶۸۸	-۳/۸۲۸۵۱	۰/۰۰۰۱
درصد رشد فروش	۰/۲۹۷۷۷۶	۲/۶۵۳۵۱۱	۰/۰۰۸۲
آماره F ۵/۷۱۱۹۲۴	سطح معنی ۰/۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۱۲۴۲۳
	داری		

با توجه به آماره احتمال F مدل (۵/۷۱۱) و سطح معنی داری این آماره، معنادار بودن کل مدل تایید می شود. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز حاکی از آن است که ۴۱ درصد از هزینه سرمایه سهام عادی، توسط متغیرهای توضیح دهنده در مدل تبیین می شود. بر اساس نتایج ارائه شده در نگاره (۶) سطح معناداری آماره t مربوط به متغیر دفعات بازنگری در سود (۰/۰۱۲)، کوچکتر از ۰/۰۵ می باشد. بنابراین می توان نتیجه گرفت که در سطح معنی داری ۹۵ درصد رابطه معنی -داری، بین هزینه سرمایه سهام عادی و دفعات بازنگری پیش بینی سود وجود دارد. بدین صورت که با افزایش در دفعات بازنگری در پیش بینی سود، هزینه سرمایه سهام عادی افزایش پیدا خواهد کرد. از طرفی با توجه به معنی داری آماره t مربوط به متغیرهای کنترل، بین نسبت ارزش دفتری شرکت به ارزش بازار شرکت، شاخص ریسک سیستماتیک، و رشد فروش شرکت، با هزینه سرمایه سهام عادی، رابطه مثبت معناداری وجود دارد. لیکن مابین نسبت بدهی‌های بلند مدت به کل دارایی‌های شرکت، با هزینه سرمایه سهام عادی، رابطه منفی معناداری وجود دارد. لذا فرضیه دوم این پژوهش مبنی بر وجود رابطه معکوس بین دفعات بازنگری در پیش بینی سود با هزینه سرمایه سهام عادی، رد می شود.

در نگاره (۷) نتایج حاصل از بررسی مدل سوم ارائه گردیده است.

نگاره (۷) - نتایج حاصل از برآورد مدل ۳

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
ضریب ثابت	۱/۱۶۶۵۵۵	۸/۳۴۳۳۹۶	۰/۰۰۰
لگاریتم طبیعی دفعات بازنگری در سود بعلاوه یک	۰/۰۳۵۴۶۳	۱/۵۰۹۴۷۲	۰/۱۳۱۷
لگاریتم طبیعی سنوات حضور در بورس	۰/۰۰۰۲۰۶	۰/۰۰۴۳۰۹	۰/۹۹۶۶
شاخص ریسک سیستماتیک	-۰/۰۰۳۱۵۵	-۰/۳۰۱۷۷۷	۰/۷۶۲۹
مجموع بازده‌های ماهانه تعدیل شده بازار	-۰۳E۱/۹۲	۲/۱۴۹	۰/۰۳۲
نسبت سود بعد از مالیات به جمع دارایی‌ها	۰/۳۹۲۵۱۹	۴/۹۹۹۲۷۳	۰/۰۰۰

انحراف استاندارد بازده سهام در سال مالی	۰/۰۱۴۹۰۹	۴/۳۶۷۵۶۹	۰/۰۰۰
درصد رشد فروش	۰/۰۹۶۱۳۲	۴/۸۵۷۸۱۶	۰/۰۰۰
آماره F	۶/۲۹۶۰۲۷	سطح معنی داری	۰/۰۰
		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۵۵۷۳۶

با توجه به آماره احتمال F مدل (۶/۲۹۶۰) و سطح معنی داری این آماره، معنادار بودن کل مدل تایید می‌شود. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز حاکی از آن است که ۴۶ درصد از ارزش شرکت، توسط متغیرهای توضیح دهنده در مدل تبیین می‌شود. بر اساس نتایج ارائه شده در نگاره (۷) سطح معناداری آماره t مربوط به متغیر دفعات بازنگری در سود (۰/۱۳۱۷)، بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در سطح معنی داری ۹۵ درصد رابطه معنی داری بین ارزش شرکت و دفعات بازنگری پیش‌بینی سود وجود ندارد. از طرفی با توجه به معنی داری آماره t مربوط به متغیرهای کنترل، بین مجموع بازه‌های ماهانه تعدیل شده بازار برای ۱۲ ماه درمورد سهام i برای سال t، نسبت سود خالص بعد از کسر مالیات به جمع دارایی‌های اول دوره، انحراف استاندارد بازده سهام و رشد فروش با ارزش شرکت، رابطه مثبت معناداری وجود دارد. لیکن رابطه معناداری بین سنوات حضور شرکت در بورس و اوراق بهادار و شاخص ریسک سیستماتیک با ارزش شرکت وجود ندارد. لذا فرضیه سوم این پژوهش مبنی بر وجود رابطه مثبت مابین ارزش شرکت و دفعات بازنگری در پیش‌بینی سود، رد می‌شود.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادها

همانطور که عنوان شد، پیش‌بینی سود، به عنوان ابزاری در اختیار استفاده کنندگان از اطلاعات مالی است، تا علاوه بر ارزیابی عملکرد مدیران، چشم اندازهای آتی شرکت را نیز پیش‌بینی کنند. دفعات بازنگری در این پیش‌بینی توسط بازار سرمایه و سرمایه گذاران رصد می‌شود. همچنین در رابطه با دفعات بازنگری در پیش‌بینی، دو دیدگاه کاملاً متفاوت ارائه گردید، که یکی مبین عدم اطمینان مدیر به تحقق رویدادهای پیش‌بینی شده و عدم دقت در برآوردهای صورت گرفته که باعث افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، کاهش نقدشوندگی و افزایش هزینه سرمایه شرکت می‌شود و دیدگاه دیگر مبتنی بر دستیابی مدیریت، به اطلاعات جدید و تمایل به آگاهی دادن درباره اطلاعات مالی به بازار سرمایه است و در نتیجه کاهش عدم تقارن اطلاعاتی است. با عنایت به یافته‌های پژوهش، رابطه معناداری بین نقدشوندگی و ارزش شرکت، با دفعات بازنگری در پیش‌بینی سود، وجود ندارد. لذا هیچ یک از دو دیدگاه مبنی بر عدم دقت مدیریت در برآوردها در نتیجه افزایش عدم تقارن اطلاعاتی یا تلاش مدیریت به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی به واسطه دستیابی و مخابره اطلاعات مالی جدید، تبیین نمی‌شوند. به عبارت دیگر

دفعات بازنگری در پیش بینی سود، واکنشی از طرف بازار در پی ندارد و دفعات بازنگری در پیش‌بینی سود، تاثیری در ارزش شرکت و نقدشوندگی ندارد. لذا نتایج پژوهش با یافته‌های پژوهش‌های برون و هیلگیست (۲۰۰۷)، هولدن و استیرک (۲۰۰۸)، تقفی و مرفوع (۱۳۹۰)، هاتن و استوکن (۲۰۰۷)، فورستر و همکاران (۲۰۰۹) و حیدرپور و خواجه محمود (۱۳۹۲) مغایر است.

اما در مورد تاثیر دفعات بازنگری پیش بینی سود بر هزینه سرمایه سهام عادی، نتایج حاکی از آن است که رابطه ای مثبت بین این دو متغیر وجود دارد. این بدان معناست که با افزایش در دفعات بازنگری در پیش بینی سود، ارزش شرکت افزایش می یابد. بنابراین فرضیه دوم پژوهش نیز، تایید نمی‌شود. در مورد دیدگاه‌های متناقض نسبت به دفعات بازنگری نیز می‌توان این گونه تفسیر کرد که یافته‌های پژوهش دیدگاه اول را تایید می‌کند. یعنی تعدیل پیش‌بینی سود، نشانگر عدم دقت در سود پیش‌بینی شده توسط مدیران و یا عدم اطمینان مدیریت به تحقق پیش‌بینی‌های انجام شده قبلی است، و سرمایه گذاران نیز قادر به تفسیر این اطلاعات نمی‌باشند. به طبع موارد ذکر شده و به سبب این عدم تقارن اطلاعاتی، نرخ هزینه سرمایه سهام عادی شرکت افزایش پیدا خواهد کرد. چرا که سرمایه‌گذاران نمی‌توانند بدین واسطه، پارامترهای موثر بر قیمت سهام را برآورد نمایند که این مسئله منجر به واکنش منفی بازار سرمایه خواهد بود. یافته پژوهش حاضر در این رابطه، با مطالعات پیشین در این زمینه شامل پژوهش رولاند (۱۹۷۸) مطابقت دارد اما مغایر با یافته‌های سلیمانی و طاهری (۱۳۹۱) و بوتوسان (۱۹۹۷) می‌باشد. با توجه به اینکه دفعات بازنگری در پیش‌بینی سود اثر مثبت بر هزینه سرمایه سهام عادی شرکت دارد، مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس باید همواره این موضوع را مد نظر خود قرار دهند که افزایش در دفعات بازنگری در پیش‌بینی سود، از طرف بازار، به منزله عدم دقت در برآورد سود در نظر گرفته خواهد شد، بنابراین باید پیش‌بینی‌ها، به گونه‌ای بادقت و با تاکید بر اطلاعات صحیح و بکارگیری و تفسیر صحیح اطلاعات ورودی برای پیش‌بینی‌ها باشد. چرا که افزایش در بازنگری سود هر سهم، باعث کاهش کیفیت سود پیش‌بینی شده و واکنش منفی بازار سرمایه خواهد بود. پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی، تاثیر افزایش دفعات بازنگری پیش بینی سود شرکت‌ها، بر بازده‌های غیر عادی و ارزش افزوده اقتصادی و همچنین ارتباط بین افزایش دفعات بازنگری پیش‌بینی سود شرکت با شفافیت در گزارشگری مالی بررسی گردند.

کتاب‌نامه

۱. ثقفی، علی و مرفوع، محمد. (۱۳۹۰)، ریسک نقدشوندگی سهام و کیفیت سود، فصلنامه مطالعات حسابداری، ۸ (۲۹): ۳۷-۱.
۲. حیدرپور، فرزانه و خواجه محمود، زیبا. (۱۳۹۲)، رابطه بین ویژگی‌های پیش‌بینی سود هر سهم توسط مدیریت بر ریسک و ارزش شرکت با هدف آینده‌نگری در تصمیم‌گیری، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۷ (۲۲): ۴۶-۲۵.
۳. دارابی، رویا و امام‌جمعه، سیمین. (۱۳۹۳)، بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر صحت پیش‌بینی سود، فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۳ (۱۰): ۷۱-۵۵.
۴. رحمانی، علی، بشیری منش، نازنین و شاه‌رخی، سیده سمانه. (۱۳۹۱)، بررسی اثر انتشار پیش‌بینی سود بر ضریب واکنش سود آینده، مجله دانش حسابداری، ۳ (۱۰): ۵۰-۲۹.
۵. رحمانی، علی، حسینی، سیدعلی و رضاپور، نرگس. (۱۳۸۹)، رابطه مالکیت نهادی و نقدشوندگی سهام در ایران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۷ (۳): ۵۴-۳۹.
۶. رحمانی، علی و فلاح نژاد، فرهاد. (۱۳۸۹)، تأثیر کیفیت ارقام تعهدی بر هزینه سرمایه سهام عادی، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲ (۳): ۳۰-۱۷.
۷. سلیمانی، غلامرضا و طاهری، ماندانا. (۱۳۹۱)، اثر پیش‌بینی سود هر سهم توسط مدیران بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۵ (۲۰): ۲۷-۷.
۸. کردستانی، غلامرضا و مجدی، ضیاء‌الدین. (۱۳۸۶)، بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه سهام عادی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۴ (۴۸): ۱۰۴-۸۵.
۹. هاشمی، سید عباس و طباطبایی، سیده زهرا. (۱۳۹۵)، تأثیر معیارهای منتخب بر رابطه بین اطمینان بیش از حد مدیریتی و دقت پیش‌بینی سود، دانش حسابداری مالی، ۳ (۴): ۲۲-۱.
10. Botosan, C. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, 72(3): 323-349.
11. Brown, S. & Hillegeis, S. A. (2007). How Disclosure Quality Effects the Level of Information Asymmetry. *Review of accounting studies*, 12(2): 443-477.
12. Diamond D & Verrecchia R (1991) Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *The Journal of Finance*, 46(4): 1325-1359.
13. Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2): 427-465.
14. Fang, V., Noe, T., and Tice, S. (2009), Stock Market Liquidity and Firm Value. *Journal of Financial Economics*, 94: 150-169.

15. Sharfman, M. P. & Fernando, C. S. (2008). Environmental risk management and the cost of capital. *Strategic Management Journal*, 29(6): 569–592.
16. Foerster, G. R., Sapp, S. G. & Shi, Y. (2009). The impact of management earnings forecasts on firm risk and firm value. Working paper, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1464897>.
17. Francis, J., Lafond, R., Olsson, P. & Schipper, k. (2005). The market pricing of accruals quality, *Journal of Accounting and Economics*, 39(2): 295-327.
18. Grossman, S. & Miller, M. (1988). Liquidity and market structure. *The Journal of Finance*, 43(3): 617-633.
19. Holden, C. W. & Stuerke, P. S. (2008). The frequency of financial analysts, forecast revisions: theory and evidence about determinants of demand for predislosure information. *Journal of Business Finance Accounting*, 35: 860-888.
20. Hutton, A. P. & Stocken, P. C. (2007). Effect of reputation on the credibility of management forecasts, Working paper, Boston Dartmouth College, Darmouth, NH.
21. Koch, A. (2002). Financial Distress and the Credibility of Management Earnings Forecasts. Working paper, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=415580>.
22. Muramiya, K. & Takada, T. (2017). A Research Note: Quality of financial inputs and management earnings forecast accuracy in Japan, *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 13(2): 179-191.
23. Ruland, W. (1978). The Accuracy of Forecasts by management and financial analysis. *The Accounting Review*, 8(2): 439-447.
24. Ying Chan, C., Chun Lo, H. & Jing Yang, M. (2016). The revision frequency of earnings forecasts and firm characteristics. *North American Journal of Economics and Finance*, 35: 116-132.