مجله دانش حسابداری/ سال دوم/ ش ۷ / زمستان ۱۳۹۰/ ص ۲۷ تا ۴۶

گزارشگری مالی اسمی و پیامدهای آن برای عملکرد شرکت و قیمت سهام در وضعیت تورمی

دکتر ویدا مجتهدزاده*

درناز نیتاز**

تاریخ دریافت: ۹۰/۱/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۰/۶/۲۶

چکیده

این پژوهش به بررسی پیامدهای‌گزارشگری مالی اسمی برای عملکرد شرکت و قیمت سهام در شرایط تورمی می‌پردازد. به این منظور، رابطه بین سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم به عنوان متغیر مستقل و جریانهای نقد عملیاتی آینده، جریانهای نقد آینده حاصل از فروش دارائیها و بازده غیرعادی حاصل از پرتفویهای طبقه‌بندی‌شده بر اساس سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم به عنوان متغیرهای وابسته مورد مطالعه قرار گرفت. متغیر مستقل پژوهش به کمک الگوریتم تعدیل تورم کانچیچکی (۲۰۰۹) محاسبه و در جهت بررسی رابطه بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته از سه الگوی بارث، کِرم و نلسون (۲۰۰۱)، کانچیچکی (۲۰۰۹) و فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شد. همچنین، فرضیه‌ها با تحلیل آماری همبستگی پیرسون آزمون شدند. نتایج با در نظر گرفتن داده‌های ۹۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ نشان داد، هر قدر میزان سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم شرکتی بیشتر باشد، انتظار

* دانشیار حسابداری دانشگاه الزهرا (س)

** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه الزهرا(س)

نویسنده مسئول مقاله: ویدا مجتهدزاده (Email:vida.mojtahed@gmail.com)

می‌رود که آن شرکت در آینده جریانهای نقد عملیاتی کمتری داشته باشد. به علاوه این شرکتها، در آینده بیشتر به فروش دارائی‌های ثابت خود مبادرت می‌ورزند و بازدهی سهام آنها نیز کمتر خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: **گزارشگری مالی اسمی، تورم، سود یا زیان شناسایی نشده ناشی از تورم، بازده غیرعادی.**

مقدمه

صورتهای مالی بر مبنای بهای تمام شده تاریخی تهیه و ارائه می‌شود، زیرا در شرایط غیرآرمانی و در دنیای واقع نمی‌توان صورتهایی تهیه نمود که ارزش فعلی شرکت را منعکس کند. با این حال، اگر نمی‌توان صورتهایی تهیه کرد که از لحاظ نظری صحیح باشد؛ حداقل می‌توان تلاش نمود تا صورتهای مالی مبتنی بر بهای تمام شده تاریخی مفیدتر شود (اسکات[۱]، ۲۰۰۷).

یکی از ویژگیهای کیفی مرتبط با محتوای اطلاعات مفید مالی، مربوط بودن است. مربوط بودن اطلاعات حسابداری می‌تواند به طور بالقوه تحت تأثیر تورم قرار گیرد. در دوره‌های با نرخ تورم بالا یا متضمن نوسانات در بهای کالاها، به دلیل تغییرات در سطح عمومی قیمتها، نظام اندازه‌گیری بهای تمام شده تاریخی از نقطه نظر «مربوط بودن» مورد سؤال قرار می‌گیرد (بند ۷، فصل ۵، مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران، ۱۳۸۷). به علاوه، تورم می‌تواند بر قابل مقایسه بودن که یکی از ویژگیهای کیفی مرتبط با ارائه اطلاعات مفید مالی است، نیز اثر گذارد. هنگامی که قدرت خرید ثابت نباشد، ترکیب پولهای دوره‌های مختلف به قابل مقایسه بودن اطلاعات شرکتها در طول زمان صدمه می‌زند (کانچیچکی[۲]، ۲۰۰۹).

اطلاعات صورتهای مالی در صورتی مفید است که بتواند به پیش‌بینی بازده آینده سرمایه‌گذاری کمک کند. به عبارت دیگر در فرایند تصمیم‌گیری، سرمایه گذاران از اطلاعات صورتهای مالی جاری برای پیش‌بینی توان سودآوری آینده استفاده می‌کنند (اسکات، ۲۰۰۷). بسیاری از تحلیلهای مالی، در برآورد سودآوری آینده، به طور مکرر بر اهمیت تحلیل اجزای نقدی و تعهدی سود جاری تاکید کرده‌اند (اسلون[۳]، ۱۹۹۶). از آنجا

که جریان‌های نقد عملیاتی، عینی‌تر و در نتیجه نسبت به دستکاری مدیریت کمتر آسیب‌پذیر است، مکمل مناسب‌تری برای اطلاعات سود به حساب می‌آید. علی‌رغم اهمیت جریانهای نقد، نتایج تحقیقات قبلی عموماً نشان می‌دهد که سود در توضیح بازده سهام از جریانهای نقد ارجح‌تر است. در واقع، بخش بزرگی از ادبیات به مربوط بودن ارزش اقلام تعهدی و سود تعهدی تعلق دارد. از دید فعالان بازار زمانی که جمع اقلام تعهدی افزایش می‌یابد، اطلاعات جریانهای نقد به عنوان اطلاعات مکمل سود برای تصمیم‌گیری مفید است (دیفوند و هانگ[۴]، ۲۰۰۳).

مطالعات در زمینه پیامدهای تورم در امریکا طی سالهای ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ به طرح این سئوال پرداختند که آیا آثار تورم با بازده (کوتاه مدت) همان سال سهام رابطه دارد. نتایج نشان داد که داده‌های تعدیل‌شده برای تورم جهت تصمیم‌گیریهای مالی نامربوط می‌باشد. با این حال، ممکن است تورم، پیامدهایی در دوره‌های بلندتر داشته باشد. به بیان دقیق‌تر، چنانچه سود یا زیانهای شناسایی‌نشده ناشی از تورم با گذشت زمان آشکار شود؛ احتمالاً می‌تواند به پیش‌بینی جریانهای نقد آینده شرکت کمک کند. به علاوه، در صورتی که بازار سهام به چنین تأثیری بر جریانهای نقد آینده به طور کامل توجه نکند، سود یا زیان‌های شناسایی نشده ناشی از تورم می‌تواند بر بازده آینده سهام نیز اثر گذارد (کانچیچکی، ۲۰۰۹). این تحقیق، پیامدهای اقتصادی عدم شناسایی اثرات تورم در صورتهای مالی اسمی را مورد کنکاش قرار می‌دهد. به بیان دقیق‌تر، بررسی می‌کند که آیا سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم می‌تواند به پیش‌بینی جریانهای نقد آینده کمک کند، و این‌که آیا سرمایه‌گذاران این اطلاعات را به هنگام اخذ تصمیمات سرمایه گذاری در نظر می‌گیرند؟

پیشینه پژوهش

تقریباً در تمامی کشورهای جهان، تورم یکی از واقعیتهای با اهمیت اقتصادی بشمار می‌رود. تغییر پذیری ارزش پول برای حسابداران امری ناشناخته نمی‌باشد. با این حال، در

رابطه با ابزارهای عملی و نظری تعدیل تورم عدم توافق قابل توجهی وجود دارد (هندریکسن و بردا[۵]، ۱۹۹۲). در سال ۱۹۷۹ هیات استانداردهای حسابداری مالی بیانیه شماره ۳۳ را با عنوان «گزارشگری مالی و تغییر قیمتها» منتشر کرد که بر اساس آن تعدادی از شرکتهای سهامی بزرگ ملزم شدند تا در اطلاعات مکمل خود، گزارشها را بر اساس هر دو مبنای «دلار ثابت» (تعدیل بابت سطح عمومی قیمتها) و «بهای جاری» (ارزش بهای جایگزینی) ارائه کنند (فرایدی[۶]، ۲۰۰۰). در سال ۱۹۸۳ این هیات در بیانیه شماره ۸۹ ادامه ارائه افشاهای مکمل مطابق بیانیه شماره ۳۳ را تشویق کرد ولی الزامی ننمود. بنابراین، عملاً ارائه رسمی چنین افشاهایی خاتمه یافت. دلایل بسیاری در رابطه با الزامی نبودن ارائه صورتهای مالی تعدیل شده بابت سطح عمومی قیمتها مطرح شده است که ماهیتاً همه آنها به عدم مربوط بودن داده‌ها اشاره دارند. البته بخشی از دلایل مرتبط با توانایی تحلیل‌گران در انجام چنین تعدیلات و بخش دیگر مربوط به کاهش نرخ تورم می‌باشد (هندریکسن و بردا، ۱۹۹۲).

در پاسخ به الزام اجرای بیانیه شماره ۳۳ هیات استانداردهای حسابداری مالی، بیور و لندزمن[۷] (۱۹۸۳) یکی از جامع‌ترین مطالعات را در زمینه محتوای اطلاعات افشا شده در گزارشهای مالی در رابطه با بهای جاری و تعدیل شده بابت سطح عمومی قیمتها انجام دادند. آنها نتیجه گرفتند که اطلاعات تعدیل شده بابت تورم نسبت به اطلاعات بهای تمام شده تاریخی در تعیین ارزش شرکت مؤثرتر نمی‌باشد (فرایدی، ۲۰۰۰). بیور و همکاران (۱۹۸۲) و رو[۸] (۱۹۸۰) نیز به نتایج مشابهی دست یافتند. اما تعداد دیگری از تحقیقات، یافته‌های کاملاً متفاوتی دارند. به عنوان مثال، بر اساس داده‌های ناشی از اعمال بیانیه شماره ۳۳ استانداردهای حسابداری مالی، بابلیتز و همکاران[۹] (۱۹۸۵) به این نتیجه رسیدند که متغیرهای تعدیل شده بابت تورم توان توضیحی بیشتری نسبت به متغیرهای بهای تمام‌شده تاریخی دارند. بیلدرسی و رونن[۱۰] (۱۹۸۷) نیز نتیجه گرفتند که داده‌های بهای جاری توان توضیح قیمت سهام را دارند (کرکولاک و بالساری[۱۱]، ۲۰۰۹). انانداراجان و همکاران[۱۲] (۲۰۰۶) نتیجه گرفتند که در ترکیه داده‌های تعدیل شده بابت تورم دارای همبستگی قوی با

ارزش بازار سرمایه است. کرکولاک و بالساری (۲۰۰۹) نیز دریافتند که سود و ارزش دفتری هم بر مبنای بهای تمام شده تاریخی و هم به صورت تعدیل شده بابت تورم به میزان قابل توجهی بر ارزش شرکت موثرند.

بخش دیگری از ادبیات به رابطه بین نرخ تورم و بازده سهام اختصاص دارد. تا اواسط سالهای ۱۹۷۰، بسیاری از اقتصاددانان بر این باور بودند که باید بین بازده واقعی سهام و تورم رابطه‌ای مثبت یا حداقل غیرمنفی وجود داشته باشد. این تفکر، به شکل نسبتاً نامربوطی بر پایه فرضیه فیشر (۱۹۳۰) قرار داشت که بازده واقعی سهام مستقل از انتظارات تورمی است (ستودورای و بهادری[۱۳]، ۲۰۰۹). مطالعات تجربی، رابطه مثبتی بین بازده سهام و تورم در دوره قبل از جنگ جهانی (دوم) یافته‌اند (لی[۱۴]،۲۰۱۰). هر چند تعدادی از پژوهشها نشان می‌دهد که پس از جنگ جهانی (دوم) در ایالات متحده و تعدادی از کشورهای اروپایی، بین بازده واقعی سهام و تورم رابطه منفی معنی‌دار دیده شده است (ستودورای و بهادری، ۲۰۰۹). برای توجیه این رابطه منفی، چندین فرضیه پیشنهاد شده است. مودیلیانی و کان[۱۵] (۱۹۷۹) «فرضیه توهم تورمی» را مطرح و استدلال کردند که سرمایه گذاران، جریانهای نقد واقعی ناشی از سهام را با عوامل اسمی تنزیل می‌نمایند و بنابراین سهام را در دوره‌های با تورم بالا کمتر از واقع ارزشگذاری می‌کنند و بر عکس. زمانی که جریانهای نقد واقعی آشکار گردد، این ارزشگذاری کمتر از واقع از بین می‌رود (اشملینگ و اشریمف[۱۶]، ۲۰۱۰). فاما[۱۷] (۱۹۸۱) «فرضیه نمایندگی» را پیشنهاد داد. وی اظهار نمود که رابطه منفی مشاهده شده بین تورم و بازده سهام، رابطه‌ای غیرحقیقی است. در واقع، این رابطه غیرعادی ناشی از وجود یک رابطه منفی بین تورم و فعالیت واقعی می‌باشد. لازم به ذکر است که در تحلیل فرضیه فیشر، اکثر مطالعات تجربی توجه خود را بر بازده دارایی طی دوره‌های زمانی نسبتاً کوتاه(کمتر از یک سال) معطوف نموده‌اند. با این حال، بودوخ و ریچاردسون[۱۸] (۱۹۹۳) به بررسی رابطه بین تورم و بازده سهام برای دوره‌های زمانی کوتاه مدت (یک سال) و بلند مدت (پنج سال) پرداختند.آنها، با استفاده از داده‌های سالانه بلند مدت در امریکا و بریتانیا، به نتایج جالبی دست یافتند. شواهد نشان داد

که در دوره زمانی کوتاه (یک سال)، تورم با بازده اسمی سهام تقریباً رابطه‌ای ندارد. در حالی که، در دوره زمانی بلند (پنج سال)، معادله فیشر برقرار و این رابطه مثبت می‌باشد (باچر[۱۹]، ۲۰۰۴).

در ایران نیز در زمینه رابطه تورم و ارزش شرکت یا بازده سهام تحقیقات متعددی انجام شده است؛ هرچند به نتیجه قطعی و یکسانی نرسیده‌اند. صامتی و مرادیان تهرانی (۱۳۸۶) رابطه معنی‌داری بین نرخ تورم و ارزش شرکتها مشاهده ننمودند. مشیری و همکاران (۱۳۸۹) نتیجه گرفتند که رابطه تورم و بازده سهام در افق زمانی کوتاه مدت منفی و در افق زمانی میان‌مدت و بلندمدت مثبت می‌باشد. پاشایی‌فام و امیدی‌پور (۱۳۸۸) دریافتند که متغیر نرخ تورم در بلند مدت تاثیر منفی بر بازده واقعی سهام نشان می‌دهد.

فرضیه‌های پژوهش

با بررسی ادبیات و پیشینه تحقیق، فرضیه‌های زیر مطرح شد:

فرضیه اول: بین سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم و جریانهای نقد عملیاتی آینده رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم و جریانهای نقد آینده حاصل از فروش داراییها رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم و بازده غیرعادی حاصل از پرتفویهای طبقه‌بندی شده بر اساس سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم، رابطه معنی‌داری وجود دارد.

روش‌پژوهش

این تحقیق از دیدگاه شیوه استدلال قیاسی، بر مبنای هدف کاربردی و بر مبنای روش مورد استفاده از نوع همبستگی می‌باشد و از مقیاس اندازه‌گیری نسبی در آن استفاده شده است.

جامعه آماری، روش نمونه‌گیری و حجم نمونه

جامعه آماری این پژوهش شامل شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۷۸-۱۳۸۷می‌باشد. همچنین، نمونه‌گیری به روش مرحله‌ای و با در نظر گرفتن معیارهای زیر انجام شد:

۱. نام شرکت تا پایان سال ۱۳۷۷ در فهرست شرکتهای پذیرفته شده در بورس درج شده باشد.
۲. سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۳. در دوره مورد نظر تغییر سال مالی نداده باشد.
۴. نماد معاملاتی شرکت به تابلوی غیر رسمی بورس منتقل نشده باشد.
۵. جزء شرکتهای سرمایه‌گذاری، بیمه، هلدینگ، بانک و لیزینگ نباشد.
۶. اطلاعات مالی شرکت طی دوره مورد مطالعه در دسترس باشد.

از ۲۸۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۳۷۷، پس از اعمال ویژگیهای فوق به صورت مرحله‌ای در نهایت ۹۸ شرکت به عنوان نمونه باقی ماند.

روش محاسبه متغیر مستقل

برای محاسبه سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم که متغیر مستقل تحقیق است از الگوریتم تعدیل تورم استفاده شد (کانچیچکی، ۲۰۰۹):

سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم = سود واقعی- سود اسمی

سود اسمی از صورت سود و زیان قابل استخراج است. سود واقعی سال t به روش زیر محاسبه گردید (همان منبع):

سود واقعی$_t$= [سود انباشته تعدیل شده$_t$-سود انباشته تعدیل شده$_{t-1}$]+سود سهام تعدیل شده$_t$- سایر اقلام موثر بر سود انباشته بدون تاثیر مستقیم بر سود خالص$_t$

در ادامه نحوه تعدیل هریک از اجزای معادله سود واقعی ارائه می‌شود (کانچیچکی، ۲۰۰۹):

۱) سود انباشته تعدیل شده در سالt: سود انباشته تعدیل شده در سال t به صورت عدد باقی‌مانده برابرساز و با کمک ترازنامه سال t بدست آمد. از آن جا که اقلام پولی ترازنامه سال t، خود در قالب پول سال t بیان شده‌اند، نیازی به تعدیل نداشتند. نحوه تعدیل هریک از اقلام ترازنامه جهت بدست‌آوردن سود انباشته تعدیل شده در سال t به شرح زیر است (کانچیچکی، ۲۰۰۹):

۱-۱) دارائیهای ثابت مشهود: برای تعدیل دارائی ثابت مشهود به پول معادل در پایان سالt فرض شد که تعداد سالهای عمر دارایی ثابت پیش از تاریخ بررسی با عمر باقی‌مانده دارائی ثابت مشهود برابر است. بنابراین:

عمر مفید باقی مانده دارایی ثابت$_t$ = خالص دارایی ثابت مشهود /استهلاک سالانه$_t$

و

دارایی ثابت مشهود تعدیل شده$_t$ = خالص دارایی ثابت مشهود$_t$ × شاخص قیمت مصرف کننده در پایان سال t */ شاخص قیمت مصرف کننده در (۱۲ ×عمر مفید باقی مانده دارایی ثابت مشهود) ماه قبل از پایان سال* t

*دارایی ثابت یک قلم غیر پولی است.

۱-۲) موجودی کالا: برای تعدیل موجودی کالا از نسبت گردش موجودی کالا استفاده شد. بنابر فرض، موجودی کالای پایان سال در میانه عمر مفید خود قرار دارد:

گردش موجودی کالا$_t$=بهای تمام شده کالای فروش رفته$_t$ / نصف (موجودی کالا در ابتدای سال t + موجودی کالا در پایان سال t)

و

موجودی کالای تعدیل شده$_t$= موجودی کالا$_t$ × ش.ق.م در پایان سال t/ ش. ق.م در نصف (۱۲/گردش موجودی کالا$_t$) ماه قبل از پایان سال t

* ش.ق.م: شاخص قیمت مصرف کننده

* موجودی کالا یک قلم غیرپولی است.

۱-۳) سایر دارائیها:

سایر داراییها$_t$ = جمع داراییها$_t$ - موجودی کالا$_t$ - خالص داراییهای ثابت مشهود$_t$

* فرض شد که سایر دارائی‌ها جزو اقلام پولی هستند (کانچیچکی، ۲۰۰۹).

۱-٤) سهام عادی و صرف سهام: برای تعدیل این بخش، سهام عادی و صرف سهام به دو لایه تقسیم شد: لایه اول، دربرگیرنده تمامی انتشارهای سهام شرکت از زمان تاسیس آن تا پایان سال t-1 و لایه دوم، مشتمل بر انتشارهای جدید سهام طی سال t (کانچیچکی، ۲۰۰۹).

لایه اول:

سهام عادی و صرف سهام تعدیل شده$_t$ = (سهام عادی+صرف سهام)$_{t-1}$ × ش.ق.م در پایان سال t / ش.ق.م در ۱۲ ماه پیش از پایان سال t

لایه دوم: فرض بر این است که انتشارهای جدید طی سال به صورت یکنواخت به وقوع پیوسته‌اند (کانچیچکی،۲۰۰۹). بنابراین، این انتشارها با شاخص قیمت مصرف‌کننده متوسط سال تعدیل شدند.

انتشارهای جدید تعدیل شده$_t$ = [(سهام عادی + صرف سهام)$_t$ - (سهام عادی + صرف سهام)$_{t-1}$] × ش.ق.م در پایان سال t/ متوسط ش.ق.م در سال t

* سهام عادی و صرف سهام از اقلام غیرپولی ترازنامه هستند.

۱- ۵) سایر اقلام پولی حقوق صاحبان سهام به جز سود انباشته به شرح زیر محاسبه شد:

سایر اقلام پولی حقوق صاحبان سهام به جز سود انباشته$_t$ = جمع داراییها$_t$ - جمع بدهیها$_t$ - سود انباشته$_t$ - سهام عادی$_t$ - صرف سهام$_t$

* فرض شد که سایر اقلام حقوق صاحبان سهام به جز سود انباشته، از اقلام پولی هستند.

۱-٦) سود انباشته تعدیل شده سال t به شکل زیر بدست آمد:

سود انباشته تعدیل شده$_t$= موجودی کالای تعدیل شده$_t$ + خالص داراییهای ثابت مشهود تعدیل شده$_t$ + سایر داراییها$_t$ سهام عادی و صرف سهام تعدیل شده$_t$ انتشارهای جدید تعدیل شده$_t$ سایر اقلام پولی حقوق صاحبان سهام به جز سود انباشته$_t$ جمع بدهیها$_t$

* در این معادله جمع بدهیها، سایر دارائیها و سایر اقلام حقوق صاحبان سهام به جز سود انباشته، اقلام پولی در نظر گرفته شدند.

۲) سود انباشته تعدیل‌شده در سال t-1: سود انباشته تعدیل شده در سال t-1 نیز به روشی مشابه با سود انباشته تعدیل‌شده سال t محاسبه گردید. با این تفاوت که در محاسبه سود انباشته تعدیل‌شده سال t-1 علاوه بر اقلام غیرپولی، اقلام پولی موجود در ترازنامه سال t-1 نیز به پول معادل در سال t تعدیل شدند (کانچیچکی، ۲۰۰۹):

قلم پولی تعدیل شده= قلم پولی× شاخص تورم در پایان سال t / شاخص تورم در پایان سال t-1

هم‌چنین، سهام عادی و صرف سهام تعدیل شده در سال t-1 همانند سال t در نظر گرفته شد (کانچیچکی، ۲۰۰۹).

۳) سود سهام عادی: سومین جزء در معادله سود واقعی، سود سهام عادی است که جهت حذف اثر سایر عوامل موثر بر تغییرات سود انباشته طی سال به آن اضافه گردید. با فرض این‌که سود سهام عادی به صورت یکنواخت طی سال توزیع شده‌است (کانچیچکی، ۲۰۰۹):

سود سهام عادی تعدیل شده$_t$ = سود سهام عادی$_t$ × ش.ق.م در پایان سال t/ متوسط ش.ق.م در سال t

٤) سایر اقلام موثر بر سود انباشته بدون تاثیر مستقیم بر سود خالص: بر اساس الگوریتم مورد استفاده، این رویدادها در پایان سال مالی t به‌وقوع می‌پیوندند. بنابراین با آنها رفتاری مشابه با اقلام پولی شد. از آن‌جا که این قلم، از اقلام پولی موجود در ترازنامه سال t بود، نیازی به تعدیل بابت تورم نداشت (کانچیچکی، ۲۰۰۹).

سایر اقلام موثر بر سود انباشته بدون تاثیر مستقیم بر سود خالص$_t$=سود انباشته$_t$ −سود انباشته$_{t-1}$ −سودخالص$_t$ + سود سهام عادی$_t$

بررسی رابطه متغیر مستقل و متغیرهای وابسته

آزمون رابطه بین سود یا زیانهای شناسایی‌نشده ناشی از تورم و جریانهای نقد عملیاتی آینده

به منظور بررسی رابطه بین سود یا زیانهای شناسایی‌نشده ناشی از تورم و جریانهای نقد عملیاتی آینده الگو بارث، کِرَم و نلسون[۲۰] (۲۰۰۱) بسط داده و به آن عامل سود یا زیان‌های شناسایی‌نشده ناشی از تورم افزوده شد. جهت آزمون، افق زمانی چهار سال در نظر گرفته شد (کانچیچکی، ۲۰۰۹):

$$CFO_{t+I} = \alpha+\beta_{RMN}RMN_t + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2\Delta AR_t + \gamma_3\Delta INV_t + \gamma_4\Delta AP_t + \gamma_5 DEPN_t + \gamma_6 OTHER_t+\varepsilon_{t+i} \quad (1)$$

CFO_{t+i}، جریانهای نقد عملیاتی آینده؛ RMN، سود یا زیان شناسایی نشده ناشی از تورم؛ AR حسابهای دریافتنی؛ INV، موجودی کالا؛ AP، حسابهای پرداختنی؛ DEPN، استهلاک؛ و OTHER، خالص سایر اقلام تعهدی می‌باشد. با توجه به افق زمانی چهارساله برای پیش‌بینی متغیر وابسته، i بین ۱ تا ۴ تغییر می کند. همچنین، Δ نشاندهنده تغییر از تاریخ t+i-2 تا t+i-1 می‌باشد.

آزمون رابطه بین سود یا زیانهای شناسایی‌نشده ناشی از تورم و جریانهای نقد آینده حاصل از فروش دارائیها

برای آزمون توان سود یا زیانهای شناسایی‌نشده ناشی از تورم در پیش‌بینی جریانهای نقد آینده حاصل از فروش دارائیها از الگو زیر استفاده شد(کانچیچکی، ۲۰۰۹):

$$CF_PPESale_{t+i} = \alpha + \beta_{RMN} RMN_t + \beta_1 CF_PPESale_{t+i-1} + \varepsilon_{t+I} \quad (۲)$$

$CF_PPESale_{t+i}$ (جریانهای نقد آینده حاصل از فروش دارائیها) متغیر وابسته، RMN (سود یا زیان شناسایی نشده ناشی از تورم) متغیر مستقل و $CF_PPESale_{t+i-1}$ (جریانهای نقد حاصل از فروش دارائیها) متغیر کنترلی می‌باشد. در این معادله به جهت هماهنگی با رگرسیون (۱)، تغییرات i بین ۱ تا ۴ در نظر گرفته شد.

آزمون رابطه بین سود یا زیانهای شناسایی‌نشده ناشی از تورم و بازده غیرعادی

به منظورآزمون رابطه سود یا زیانهای شناسایی‌نشده ناشی از تورم و بازده غیرعادی، برای هر دوره ۱۰ پرتفوی به گونه‌ای ساخته‌شد که تمامی مشاهدات شرکتها با سود یا زیان شناسایی نشده ناشی از تورم پایین (بالا) در پرتفوی شماره ۱ تا ۱۰ دسته‌بندی گردید. پس از آن بازده آینده ماهانه هر پرتفوی محاسبه شد و به کمک الگو فاما و فرنچ[۲۱] (۱۹۹۳) بازده غیرعادی در سطح پرتفوی به دست آمد. به بیان دیگر، در این‌جا وجود تفاوت معنی‌دار بین α_p(بازده غیرعادی) پرتفویهای با سود شناسایی‌نشده پایین و α_p پرتفویهای با سودشناسائی نشده بالا آزمون شد (کانچیچکی، ۲۰۰۹):

$$R_{p,m}-R_{f,m} = \alpha_p + \beta_{p,MKTRF}MKTRF_m + \beta_{p,SMB}SMB_m + \beta_{p,HML}HML_m\ \varepsilon_{p,m} \quad (۳)$$

$R_{p,m}-R_{f,m}$ (بازده ماهانه پرتفوی p منهای نرخ بازده بدون ریسک ماهانه) متغیر وابسته، α_p (بازده غیر عادی پرتفوی) ثابت مدل،MKTRF (بازده اضافی ماهانه بازار)، SMB (عامل ارزش بازار (ماهانه))،HML (عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (ماهانه)) متغیرهای کنترلی و ε خطای مدل می‌باشد.

محاسبه متغیرهای کنترلی HML, SMB, MKTRF

برای محاسبه متغیرهای کنترلی تحقیق از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شد. در این راستا، در پایان تیر ماه هر سال t+1 سهام بر اساس اندازه (قیمت ضربدر تعداد سهام) رتبه‌بندی و بر مبنای میانه اندازه، به دو دسته کوچک و بزرگ تقسیم شد. هم‌چنین به ترتیب بر اساس ۳۰٪ کمترین (پایین)، ۴۰٪ میانی (متوسط) و ۳۰٪ بیشترین (بالا) نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار ، به سه دسته طبقه‌بندی گردید. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام عادی و ارزش بازار هر دو به تاریخ پایان اسفند سال t در نظر گرفته شد. از تقاطع این دو نوع دسته‌بندی شش پرتفوی: S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H ساخته شد. برای هر شش پرتفوی، بازده ماهانه موزون بر اساس ارزش بازار از ابتدای مرداد ماه سال t+1 تا پایان تیر ماه سال t+2 محاسبه و پرتفویها در پایان تیر ماه سال t+2

مجدداً تشکیل گردید. محاسبه بازده‌ها به این دلیل از مرداد ماه سال t+1 شروع شد که از مقدار ارزش دفتری سال t اطمینان حاصل شود (کانچیچکی، ۲۰۰۹). SMB در هر ماه برابر با تفاوت میانگین ساده بازده‌های سه پرتفوی سهام کوچک (S/L, S/M, S/H) و میانگین ساده بازده‌های سه پرتفوی سهام بزرگ (B/L, B/M, B/H) و HML در هر ماه برابر با تفاوت میانگین ساده بازده‌های دو پرتفوی با نسبت BE/ME بالا (S/H, B/H) و میانگین ساده بازده‌های دو پرتفوی با نسبت BE/ME پایین (S/L, B/L) می‌باشد. MKTRF در هر ماه برابر با بازده اضافی بازار (RM-RF) است. RM بازده پرتفویی می‌باشد که از سهام موجود در شش پرتفوی مرتب شده بر اساس اندازه و نسبت BE/ME تشکیل شده است. RF نرخ ماهانه بازده بدون ریسک می‌باشد (کانچیچکی، ۲۰۰۹).

جدول شماره ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	چارک اول	چارک سوم
CFO	۱۰۳۹۲۱/۵	۲۴۰۱۶/۵	۴۱۳۳۸۸/۷	۷۶۳۹/۵	۷۵۵۳۴/۷
RMN	۶۸۳۳۶۵/۵	-۵۵۸۰/۴	۰/۲۲۲۷۳۹۶۶	-۱۹۸۲۲۰	۳۲۸۹۶۹/۸
AR	۸۱۷۰۲/۸	۷۶۰۵/۵	۵۰۸۲۶۷/۱	۸۹۵/۲۵	۲۹۶۹۸/۵
INV	۴۶۱۸۶/۳	۷۰۵۲/۵	۲۲۴۴۸۰/۱	۲۹۳/۲۵	۲۲۲۱۵/۲۵
AP	۶۱۳۷۷/۴۵	۴۵۹۲	۴۱۹۵۹۱/۱	-۸۲۷/۵	۲۰۰۶۷/۷
DEPN	۱۶۴۱۹/۴	۸۹۷۳/۵	۶۵۳۱۳/۰۱	۱۷۰۴	۹۱۳۹/۷۵
OTHER	-۲۴۱۷۷/۳	-۴۷۹۲/۵	۳۱۹۳۴۳/۷	-۱۷۵۲۶/۳	۳۴۴۵
CFPPESale	۳۷۱۲/۷۱	۴۰۱	۱۶۱۸۲/۷۷	۵۴/۲۵	۱۲۵۷/۷۵
$R_{p,m}$-$R_{f,m}$	۳/۸۰۵	۰/۶۵۰	۱۲/۵۴۸	-۳/۰۸۸	۷/۵۹۰
$MKTRF_m$	۲/۹۳۰	-۰/۱۳۵	۱۰/۲۷۳	-۳/۴۹۳	۵/۳۴۰
SMB_m	۰/۷۹۹	۱/۰۶۶	۹/۱۹۱	-۱/۶۶۸	۴/۸۶۷
HML_m	۰/۱۹۳	-۰/۱۵۵	۶/۹۷۸	-۳/۹۹۶	۳/۴۰۶

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها

پیش از تجزیه و تحلیل داده‌هاآمار توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود. توصیف آماری داده‌ها گامی در جهت تشخیص الگوی حاکم بر آنها و پایه‌ای برای تبیین روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش بکار رفته است. در جدول شماره ۱ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، چارک اول و چارک سوم ارائه شده است که در مراحل بعد در معادلات رگرسیون مورد استفاده قرار گرفت.

برای آزمون فرضیه‌ها، روش تحلیل واریانس و محاسبه ضرائب مدل رگرسیونی بکار گرفته و معنی‌دار بودن ضرائب مدل با استفاده از آماره t و سطح خطای ۵٪ بررسی شده است. در خاتمه، پیش‌فرضهای مدل مورد آزمون قرار گرفت تا در صورت برقراری، امکان پذیرش نتایج آزمون فراهم شود. نتایج آزمون برقراری پیش‌فرضها، نشان داد که همگی آنها برقرار بوده‌اند. این آزمونها شامل آزمون مستقل بودن خطاها، آزمون ثابت بودن واریانس خطاها و آزمون نرمال بودن خطاهابود.

نتایج آزمون فرضیه اول

الگوی رگرسیونی جهت آزمون فرضیه اول، شامل α ضریب ثابت، β ضریب RMN و γ_1 تا γ_6 ضرایب متغیرهای کنترلی می‌باشد. در جدول شماره دو نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول آورده شده است.

فرضیه صفر به این صورت طراحی شد که هر ضریب در الگوی رگرسیونی برابر با صفر است. چنانچه p-value کمتر از $\alpha=0.05$ باشد، ضریب مخالف صفر(فرض H_0 تایید نمی‌شود) و در صورتی که بیشتر از $\alpha=0.05$ باشد، ضریب برابر با صفر است (فرض H_0 تأیید می‌شود). بر این اساس، در همه الگوها غیر از CFO_{t+2} رابطه معنی‌داری بین RMN به عنوان متغیر مستقل و CFO_{t+i}به عنوان متغیر وابسته وجود داشت و این رابطه در تمامی الگوها منفی و معکوس بود. در نتیجه، فرضیه اول تأییدگردید و بین سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم و جریانهای نقد عملیاتی آینده رابطه معنی‌داری وجود دارد.

جدول شماره ۲: ضرایب الگوی رگرسیونی فرضیه اول

الگوی CFO_{t+1}

ضریب	α	RMN	CFO	ΔAR	ΔINV	ΔAP	DEPN	OTHER
مقدار برآوردی	-۱۰۶۶۰	-۰/۰۰۳	۱/۰۲۹	۱/۴۸۹	۰/۱۵۶	-۱/۰۷۶	۰/۰۸۷	۰/۹۰۷
آماره t	-۰/۶۹۴	-۴/۵۰۵	۱۷/۴۴۳	۱۵/۶۴۲	۱/۲۳۶	-۹/۲۰۶	۰/۱۴۹	۱۳/۶۲۰
P-Value	۰/۴۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۱۷	۰/۰۰۰	۰/۸۸۱	۰/۰۰۰

الگوی CFO_{t+2}

ضریب	α	RMN	CFO	ΔAR	ΔINV	ΔAP	DEPN	OTHER
مقدار برآوردی	۱۶۶۵۱/۳	۰/۰۰۱	-۰/۰۴۱	۰/۳۱۰	-۰/۳۶۱	-۰/۴۱۵	۱۰/۶۵۴	۰/۵۰۴
آماره t	۰/۷۵۶	۱/۴۰۰	-۰/۵۱۱	۲/۴۹۲	-۳/۱۰۸	-۳/۱۴۰	۲۰/۴۳۲	۴/۱۸۳
P-Value	۰/۴۵۰	۰/۱۶۲	۰/۶۰۹	۰/۰۱۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

الگوی CFO_{t+3}

ضریب	α	RMN	CFO	ΔAR	ΔINV	ΔAP	DEPN	OTHER
مقدار برآوردی	-۷۲۸۲/۶	-۰/۰۰۹	۰/۹۶۸	۰/۳۴۲	-۰/۹۲۴	-۰/۵۰۸	۱۰/۰۳۴	-۰/۱۴۰
آماره t	-۰/۳۰۷	-۸/۱۸۵	۱۰/۵۴۶	۳/۸۹۰	-۸/۸۶۲	-۴/۷۹۷	۱۸/۳۷۱	-۱/۲۴۰
P-Value	۰/۷۵۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۱۶

الگوی CFO_{t+4}

ضریب	α	RMN	CFO	ΔAR	ΔINV	ΔAP	DEPN	OTHER
مقدار برآوردی	-۱۴۹۷۱/۱	-۰/۰۰۷	۱/۳۲۳	۰/۴۹۶	-۰/۳۸۲	-۰/۱۶۶	۶/۸۴۴	۰/۵۷۲
آماره t	-۰/۵۲۷	-۵/۷۷۴	۱۳/۶۵۷	۵/۷۰۹	-۳/۳۴۸	-۱/۶۵۰	۱۱/۳۳۶	۴/۸۷۴
P-Value	۰/۵۹۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۱۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

نتایج آزمون فرضیه دوم

الگوی رگرسیونی جهت آزمون فرضیه دوم، شامل α، ضریب ثابت، β ضریب RMN و γ_1 ضریب متغیر کنترلی می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم در جدول شماره سه آورده شده است.

جدول شماره ۳: ضرائب مدل رگرسیونی فرضیه دوم

الگو	ضریب	α	RMN	CF-PPESale
CF-PPESalet+1	مقدار برآورد شده	۲۲۸۲/۸	۰/۲۳۰	۰/۵۶۵
	آماره t	۳/۱۴۲	۴/۲۱۱	۱۲/۶۵۹
	P-Value	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰
CF-PPESalet+2	مقدار برآورد شده	۳۴۷۲/۱	۰/۱۲۳	۰/۷۳۹
	آماره t	۲/۰۶۳	-۳/۲۱۶	۷/۵۲۷
	P-Value	۰/۰۴۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
CF-PPESalet+3	مقدار برآورد شده	۱۱۴۰۶/۷	۰/۲۸۰	۰/۵۸۷
	آماره t	۱/۴۳۴	-۴/۵۲۳	۲/۵۸۰
	P-Value	۰/۱۵۳	۰/۰۰۱	۰/۰۱۰
CF-PPESalet+4	مقدار برآورد شده	۱۴۱۵۶/۳	۰/۳۰۲	۰/۲۴۴
	آماره t	۱/۷۷۵	-۵/۳۵۱	۴/۷۷۲
	P-Value	۰/۰۷۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

در این مرحله نیزدر همه الگوها به طور کامل رابطه معنی‌داری بین RMN به عنوان متغیر مستقل و $CF\text{-}PPESale_{t+i}$ به عنوان متغیر وابسته وجود داشت و این رابطه در تمامی الگوها مثبت و مستقیم بود. در نتیجه، فرضیه دوم تأیید گردید و بین سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم و جریانهای نقد آینده حاصل از فروش داراییها رابطه معنی‌داری وجود دارد.

نتایج آزمون فرضیه سوم

الگوی رگرسیونی جهت آزمون فرضیه سوم، شامل α_pضریب ثابت ، $\beta_{p,MKTRF}$ ، $\beta_{p,SMB}$ و $\beta_{p,HML}$ ضرایب متغیرهای کنترلی می‌باشد. در جدول شماره چهار و پنج نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم آورده شده است.

با توجه به p-value هر یک از ضرائب الگو، بازده غیرعادی در سطح هر دوپرتفوی معنی‌دار می‌باشد. هم‌چنین، بازده غیرعادی در سطح پرتفوی پائین مثبت و در سطح پرتفوی بالا منفی به دست آمد. در مرحله بعد برای آزمون فرضیه سوم ضرورت داشت اختلاف بین α_p ثابت الگوی (بازده غیر عادی)در پرتفوی بالا و پرتفوی پائین بررسی شود.

جدول شماره ٤: ضرائب مدل رگرسیونی فرضیه سوم

الگو	ضریب	αp	βP,MKTRF	βp,SMB	βp,HML
پرتفوی پایین	مقدار برآورد شده	۱/۰۵۴	۱/۲۲۷	۰/۲۰۳	-۰/۰۳۶
	آماره t	۴/۰۷۴	۱۵/۴۹۹	۲/۲۸۹	-۰/۳۶۶
	P-Value	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۲۷	۰/۷۱۶
پرتفوی بالا	مقدار برآورد شده	-۲/۳۹۴	۱/۰۹۰	۰/۲۶۳	-۰/۰۷۸
	آماره t	-۲/۳۸۶	۱۰/۰۲۱	۲/۱۶۵	-۰/۵۷۸
	P-Value	۰/۰۲۱	۰/۰۰۰	۰/۰۳۶	۰/۵۶۶

جدول شماره ٥: معنی داری اختلاف بین دو ثابت مدل رگرسیونی فرضیه سوم

الگو	پرتفوی پایین	پرتفوی بالا	اختلاف	آماره t	P-Value
α_P	۱/۰۵۴	-۲/۳۹۴	۳/۴۴۸	۱۱/۲۳۴	۰/۰۰۰

فرضیه صفر به صورت معنی دار نبودن اختلاف بین α_P (بازده غیر عادی) پرتفوی بالا و پائین طراحی گردید. با توجه به اختلاف ۳/۴۴۸ بین بازده غیرعادی دو پرتفوی و نیز مقدار p-value، فرضیه صفر رد شد. بنابراین، اختلاف بین بازده غیرعادی دو پرتفوی معنی‌دار بود و فرضیه سوم تأیید گردید. در نتیجه بین سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم و بازده غیرعادی حاصل از پرتفویهای طبقه‌بندی‌شده بر اساس سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم، رابطه معنی‌داری وجود دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

استانداردهای حسابداری ایران الزام دارد که صورتهای مالی بر مبنای بهای تمام‌شده تاریخی ارائه شود. در دوره ثبات قیمتها، بنظر می‌رسد که این رویه بنیادی حسابداری رضایت بخش است. با این حال، در غیاب ثبات قیمتها و به هنگام تورم، این احتمال وجود دارد که کیفیت اطلاعات حسابداری از نقطه‌نظر مربوط بودن و قابل مقایسه بودن صدمه ببیند. این پژوهش به بررسی پیامدهای گزارشگری مالی اسمی برای عملکرد شرکت و قیمت سهام در شرایط تورمی پرداخت. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهدکه هر قدر میزان سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم شرکتی بیشتر باشد، می‌توان انتظار داشت که آن شرکت در آینده جریانهای نقد عملی آینده کم‌تری داشته باشد. بعلاوه، این شرکتها در آینده بیشتر به فروش داراییهای ثابت خود مبادرت می‌ورزند و بازدهی سهام آنها نیز کمتر خواهد بود. از این‌رو، به مرجع تدوین استانداردهای حسابداری پیشنهاد می‌گردد، الزامی نمودن افشای اطلاعات تعدیل‌شده بابت تورم را مورد بررسی قرار دهد، زیرا این اطلاعات می‌تواند استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی را در تصمیم‌گیریهای اقتصادی کمک کند.

نتایج این پژوهش با یافته‌های کرکولاک و بالساری (۲۰۰۹)، اناندراجان و همکاران (۲۰۰۶)، فرایدی (۲۰۰۰) و بیلدرسی و رونن (۱۹۸۷) که نتیجه گرفتند داده‌های تعدیل شده بابت تورم بر ارزش شرکت اثر دارد، مطابقت می‌کند. همچنین، نتایج حاصل با یافته‌های

پاشایی فام و امیدی‌پور (۱۳۸۸) و عباسیان و همکاران (۱۳۸۷) نزدیکی بیشتری دارد. البته در دو تحقیق اخیر بین نرخ تورم و بازده سهام رابطه‌ای منفی مشاهده شد، ولی در این تحقیق بین داده‌های تعدیل شده بابت تورم و بازده سهام رابطه‌ای منفی بدست آمد.

انجام تحقیق با محدودیتهایی نیز مواجه بوده است که می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱) جهت محاسبه سود یا زیانهای شناسایی نشده ناشی از تورم، الگوریتم به شیوه مشابهی با داراییهای ثابت مشهود، به تعدیل دارایی نامشهود نیز می‌پردازد (کانچیچکی، ۲۰۰۹). از آنجا که داراییهای نامشهود در شرکتهای نمونه، عمدتاً شامل حق امتیاز، حق انشعاب و مانند آن بود که مستهلک نمی‌گردند، اطلاعات بخش منقضی شده وجود نداشت. بنابراین، از تعدیل جداگانه دارایی نامشهود صرف نظر و دارایی نامشهود به صورت جزیی از سایر داراییها تعدیل شد که شاید در نتایج تأثیر گذاشته باشد.

۲) شاخص قیمت مصرف‌کننده با سال پایه یکسان (۱۰۰=۱۳۷۶) صرفاً از سال ۱۳۵۰ در دسترس می‌باشد که برابر با ۱/۱ است. در مواردی که برای تعدیل داراییهای ثابت مشهود به شاخصی قبل از سال ۱۳۵۰ نیاز بود، به ناچار از شاخص سال ۱۳۵۰ استفاده شد.

یادداشتها

1. Scott
2. Konchitchki
3. Sloan
4. DeFond and Hung
5. Hendriksen and Breda
6. Friday
7. Beaver and Landsman
8. Ro
9. Bublitz
10. Bildersee and Ronen
11. Kirkulak and Balsari
12. Anandarajan
13. Sethu Durai and Bhaduri
14. Lee
15. Modigliani and Cohn
16. Schmeling and Schrimpf
17. Fama
18. Boudoukh and Richardson
19. Boucher
20. Barth, Cram, and Nelson
21. Fama and French

منابع و ماخذ

- پاشائی فام، رامین و رضا امیدی پور. (۱۳۸۸). «بررسی تاثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران». *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، شماره ۵۰، ص‌ص. ۹۳-۱۱۳.
- صامتی، مجید و مهناز مرادیان تهرانی. (۱۳۸۶). «بررسی ارتباط میان ارزش شرکت با نرخ تورم با استفاده از شاخص Q توبین در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۷۳-۱۳۸۳.» *فصلنامه بررسیهای‌اقتصادی*، شماره ۳، ص‌ص. ۴۵-۶۰.
- کمیته تدوین استانداردهای حسابداری. (۱۳۸۷). *اصول و ضوابط حسابداری و حسابرسی: استانداردهای حسابداری*. تهران. سازمان حسابرسی.
- مشیری، سعید، کامران پاکیزه، منوچهر دبیریان و ابوالفضل جعفری. (۱۳۸۹). «رابطه میان بازدهی سهام و تورم: شواهدی تازه بر پایه تجزیه و تحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران.»
- Anandarajan, A., Hasan, I. Isik, I. and McCarthy, C., (2006). "The role of earnings and book values in pricing stocks: evidence from Turkey."*Advances in International Accounting*, Vol. 19, pp. 59–89.
- Boucher, C. (2004). "Stock prices, inflation and stock returns predictability." www.ssrn.com.
- Davis-Friday, P. (2000). "Equity valuation and current cost disclosures: The case of Mexico." www.ssrn.com.
- DeFond, M.L. and Hung, M. (2003). "An empirical analysis of analysts' cash flow forecasts." *Journal of Accounting and Economics,* Vol. 35, pp. 73–100.
- Fama, E. and French, K. (1993). "Common risk factors in the returns of stocks and bonds." *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp. 3-56.
- Hendriksen, E. S. and Van Breda. M.F. (1992). *Accounting Theory*, 5th edition, IRWIN ,Homewood,Boston.
- Kirkulak, B. and Cagnur K. Balsari. (2009). "Value relevance of inflation adjusted equity and income." *The International Journal of Accounting,* Vol. 44, pp. 363–377.
- Konchitchki, Y. (2009). "Inflation and Nominal Financial Reporting: Implications for Performance and Stock Prices." www.ssrn.com.
- Lee, B.S. (2010). "Stock returns and inflation revisited: An evaluation of the inflation illusion hypothesis." *Journal of Banking & Finance*, Vol. 34, pp. 1257–1273.
- Schmeling, M. and Schrimpf, A. (2010). "Expected inflation, expected stock returns, and money illusion: What can we learn from survey expectations." *European Economic Review*, article in press.
- Scott, W.R. (2007). "*Financial accounting theory*", 3rd Edition, Prentice Hall.
- Sethu Durai, S.R. and Bhaduri, S.N. (2009). "Stock prices, inflation and output: Evidence from wavelet analysis*." Economic Modeling,* Vol. 26, pp. 1089-1092.
- Sloan, R. (1996). "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?" *The Accounting Review*, Vol. 71, pp. 289-315.