

بررسی تجربی عوامل مؤثر بر بازده سهام: جنبه‌های مختلف اثرگذار بر تصمیم‌گیری

اعظم ولی زاده لاریجانی*

استادیار، حسابداری، دانشگاه الزهراء (س)، تهران

پریسا سادات بهبهانی نیا

استادیار، حسابداری، دانشگاه الزهراء (س)، تهران

چکیده

با توجه به اهمیت برآورد بازده سهام به عنوان معیار بااهمیت مبنای تصمیم‌گیری بسیاری از سرمایه‌گذاران، هدف از انجام این تحقیق تعیین مجموعه متغیرهایی است که بیشترین ارتباط معنی‌دار را با بازده سهام داشته باشند و در پیش‌بینی آن نقش قابل ملاحظه‌ای ایفا کنند. برای این منظور، براساس ادبیات و پیشینه تحقیق، متغیرهای اثرگذار بر بازده آتی سهام شرکت‌ها در قالب شش گروه صورت‌های مالی، کیفیت افشا، راهبری شرکتی، کیفیت حسابرسی، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی طبقه‌بندی و روابط بین این متغیرها با بازده آتی سهام مورد آزمون قرار گرفت. جامعه آماری این تحقیق شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۹۳ می‌باشد و برای انجام این تحقیق از روش‌های تحلیل همبستگی، تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل مسیر استفاده شد. نتایج تحقیق نشان داد که گروه‌بندی متغیرهای استخراج شده از پژوهش‌های گذشته به منظور تاکید بر جنبه‌های مختلف اثرگذار بر بازده سهام، به طور معنی‌داری به درستی صورت گرفته است و متغیرهای مورد بررسی دارای تاثیر معنی‌داری بر بازده سهام می‌باشند. به عبارت دقیق‌تر، متغیرهای سود خالص، جریان‌های نقد عملیاتی، سود تقسیمی و اقلام تعهدی (از گروه صورت‌های مالی)، مالکیت خانوادگی و مالکیت عمومی غیردولتی (از گروه راهبری شرکتی)، امتیاز قابلیت اتکا و امتیاز به موقع بودن (از گروه کیفیت افشا)، دوره تصدی حسابرس و تخصص حسابرس (از گروه کیفیت حسابرسی)، اندازه شرکت و نقدشوندگی (از گروه ویژگی‌های بازار سهام) و تغییرات قیمت دلار، سکه بهار آزادی، نفت خام، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و نرخ سود تضمین شده سالانه اوراق مشارکت (از گروه عوامل اقتصادی)، با بازده آتی سهام ارتباط معنی‌داری دارند و در پیش‌بینی آن به نحوی بااهمیت اثرگذارند.

واژگان کلیدی: بازده سهام، راهبری شرکتی، کیفیت حسابرسی، ویژگی‌های بازار سهام.

۱- مقدمه

یکی از بخش‌های اقتصادی هر کشور، بازار اوراق بهادار می‌باشد. در بازار اوراق بهادار این امکان فراهم می‌شود که پس‌اندازهای کوچک به نحو بهینه در مسیر حرکت به سوی سرمایه‌گذاری‌های بزرگ‌تری قرار گیرد. امروزه در بسیاری از کشورها، بورس‌های اوراق بهادار نقش قابل ملاحظه‌ای در رشد اقتصادی ایفا می‌نمایند و با قیمت‌گذاری صحیح، کاهش ریسک، تجهیز منابع و تخصیص بهینه سرمایه، افزایش رونق اقتصادی را فراهم می‌کنند.

در بورس‌های اوراق بهادار، تصمیم‌گیری در رابطه با گزینه‌های مطلوب سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاران مسئله بزرگی است. به طور کلی و براساس نظریه تصمیم، شخص تصمیم‌گیرنده با توجه به شرایط نامطمئن مایل است تا از بین گزینه‌های موجود، بهترین را انتخاب نماید. این تصمیم‌گیری‌ها بخردانه است. به عبارت دیگر، شخص تصمیم‌گیرنده در تصمیم‌گیری‌های خود بالاترین مطلوبیت را مورد توجه قرار می‌دهد. سرمایه‌گذاران با توجه به نااطمینانی اثرگذار بر تصمیم‌گیری‌های خود و در راستای کاهش آن، همواره با کسب اطلاعات جدید و با استفاده از قاعده بیز، انتظارات قبلی خود را تعدیل و در جهت حداکثر کردن مطلوبیت خود تلاش می‌کنند (برد و همکاران، ۲۰۱۱: ۲).

اما یکی از موضوعات مهم و اساسی که همواره مورد توجه و دغدغه سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران بازارهای سرمایه قرار می‌گیرد، معیار انتخاب و ارزیابی سرمایه‌گذاران در زمان انتخاب سهام شرکت‌ها است. به نظر می‌رسد که از دیدگاه سرمایه‌گذاران، میزان افزایش ثروت چه از طریق افزایش قیمت و ارزش شرکت و چه از طریق سود نقدی حائز اهمیت است. بنابراین، احتمالاً بازده سهام معیار بااهمیتی در تصمیم‌گیری‌های مالی بسیاری از سرمایه‌گذاران به شمار می‌رود. از سوی دیگر، مروری بر تحقیقات نشان می‌دهد که عوامل مربوط به شش گروه صورت‌های مالی (یائو و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۱۵)؛ کیفیت افشا (موصلی و حسینی، ۲۰۰۹: ۳۶)؛ سازوکارهای راهبری شرکتی (لی و لین، ۲۰۱۰: ۴۷)؛ کیفیت حسابرسی (بوگجا، ۲۰۱۱: ۲۷۸)؛ ویژگی‌های بازار سهام (لیچسکی و ورونکوا، ۲۰۱۲: ۸) و عوامل کلان اقتصادی (ایزودنمی و عبدالهی، ۲۰۱۱: ۲۴) از جمله عوامل مؤثر بر بازده سهام و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران می‌باشد. اهمیت این عوامل به حدی است که سازمان بورس و اوراق بهادار در راستای حمایت از حقوق سرمایه‌گذاران و ساماندهی و توسعه بازار شفاف و منصفانه اوراق بهادار، اقدام به تدوین دستورالعمل‌هایی نظیر دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت‌شده نزد سازمان (۱۳۸۶)، دستورالعمل مؤسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار (۱۳۹۱)، دستورالعمل کنترل‌های داخلی (۱۳۹۱) و دستورالعمل راهبری شرکتی (در مرحله پیش از تصویب) نموده است (سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران سازمان بورس و اوراق بهادار).^۱

این تحقیق به دنبال تعیین عوامل اثرگذار بر بازده سهام با پاسخ به این پرسش است که آیا عوامل مربوط به صورت‌های مالی، کیفیت افشا، راهبری شرکتی، کیفیت حسابرسی، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی بر پیش‌بینی بازده سهام تأثیرگذار است؟ در این راستا، در گروه صورت‌های مالی از متغیرهای سود خالص، سود عملیاتی، خالص جریان‌های نقد عملیاتی، میزان ارقام تعهدی، سود تقسیمی و نسبت بدهی، در گروه سازوکارهای راهبری شرکتی از متغیرهای درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره، درصد مالکیت سهامداران نهادی، مالکیت خانوادگی، مالکیت نهادهای عمومی غیردولتی و مالکیت دولت و نهادهای دولتی، در گروه کیفیت افشا از متغیرهای ویژگی قابلیت اتکای اطلاعات و ویژگی به موقع بودن اطلاعات، در گروه کیفیت حسابرسی از متغیرهای اندازه مؤسسه حسابرسی، دوره تصدی حسابرس و تخصص حسابرس، در گروه ویژگی‌های بازار سهام از متغیرهای ریسک سیستماتیک (بتا)، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت قیمت سهام به سود هر سهم و نقدشوندگی سهام، در گروه عوامل کلان اقتصادی از متغیرهای درصد تغییر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، درصد تغییر قیمت دلار، درصد تغییر قیمت سکه بهار آزادی، درصد تغییر قیمت نفت خام، درصد تغییر تولید ناخالص داخلی و درصد تغییر نرخ سود تضمین شده سالانه اوراق مشارکت، استفاده شده است.

این تحقیق با توجه به جامع‌نگری آن در انتخاب عوامل و متغیرهای اثرگذار بر بازده سهام که در تحقیقات قبل به طور پراکنده مورد بررسی قرار گرفته بود، از نوآوری لازم برخوردار است. به عبارت دیگر، این تحقیق مجموعه متغیرهایی (در قالب ۶ عامل) که می‌تواند در پیش‌بینی بازده سهام مورد استفاده سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران قرار گیرد معرفی می‌کند. این درحالی است که در تحقیقات قبلی تنها یک یا دو عامل با در نظر گرفتن متغیرهای محدود، مورد توجه قرار گرفته است. همچنین برای تعیین متغیرهای مزبور از روش‌های تحلیل همبستگی، تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل مسیر استفاده شده است که از این حیث نیز نوآوری مناسبی را برای آن فراهم آورده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در مطالعاتی که تاکنون در زمینه بازده سهام انجام شده است، رابطه بسیاری از متغیرهای مالی و غیرمالی با بازده سهام مورد مطالعه قرار گرفته است که این متغیرها عمدتاً از جمله فاکتورهای مربوط به عامل صورت‌های مالی، راهبری شرکتی، کیفیت افشا، کیفیت حسابرسی، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی، می‌باشند. از این رو، با توجه به موضوع این تحقیق، در ادامه، مبانی نظری مربوط به رابطه بین عوامل فوق‌الذکر با بازده سهام مورد توجه قرار می‌گیرد.

مبانی نظری تاثیرگذاری عوامل مربوط به صورت‌های مالی بر بازده سهام

رابطه ارزشی صورت‌های مالی بر پایه این بحث است که اعداد حسابداری واقعیت اقتصادی شرکت‌ها را منعکس می‌کنند (الاکرا و علی، ۲۰۱۲: ۵۳۶). پس از انجام تحقیق اساسی بال و براون (۱۹۶۸) و سایر تحقیقات، نقش سود حسابداری در اطلاعات مربوط به حجم و قیمت بازار اوراق بهادار به صورت گسترده‌ای مورد مطالعه قرار گرفت (کوتاری، ۲۰۰۱: ۱۱۷). براساس یافته‌های تعداد بسیاری از تحقیقات، صورت‌های مالی واحدهای تجاری شامل اقلامی است که نقش حیاتی در شکل‌گیری ارزش‌های بازار سهام دارند. این یافته‌ها بعد از بهبود استانداردهای حسابداری بین‌المللی در سال ۲۰۰۰ و انتشار و به‌کارگیری آن در سراسر جهان، قوت گرفت (گلزاکوس و همکاران، ۲۰۱۲: ۵۶). از سوی دیگر، در بازارهای سرمایه همواره این امکان وجود دارد که افراد پس از اتخاذ تصمیم با کسب اطلاعات بیشتر در دیدگاه خود تجدیدنظر کنند. از این رو، نظریه تصمیم‌گیری، اطلاعات را شواهدی می‌داند که به صورت بالقوه بر تصمیم افراد اثر می‌گذارد (اسکات، ۲۰۱۲: ۹۱).

به طور کلی در بازارهای سرمایه سرمایه‌گذاران به گزارش‌های مالی بیش از هر اطلاعات دیگری اتکا می‌کنند و اعداد مندرج در این گزارش‌ها می‌تواند بر اطمینان سرمایه‌گذاران اثرگذار باشد. سرمایه‌گذاران به دنبال فرصت‌هایی هستند تا منابع مازاد خود را در بازار سرمایه کارا سرمایه‌گذاری کنند و یکی از منابع مورد استفاده آن‌ها برای این تصمیم‌گیری، صورت‌های مالی است (اکران، ۲۰۱۶). مرور تحقیقات گذشته نشان می‌دهد که شواهد بین‌المللی متعددی مبنی بر اهمیت اطلاعات صورت‌های مالی و رابطه ارزشی آن‌ها وجود دارد. آن‌ها به رابطه ارزشی سود خالص، جریان‌های نقدی، ارزش دفتری و به طور کلی متغیرهای حسابداری و غیرحسابداری توجه داشته‌اند. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام معیاری برای سنجش عملکرد گذشته و سود خالص جاری معیاری برای سنجش عملکرد آتی است. بنابراین، این معیارها معمولاً به عنوان مبنایی برای ارزشگذاری شرکت استفاده می‌شوند. معیار جریان‌های نقدی نیز اطلاعات مرتبطی در مورد فرصت‌ها یا تهدیدهای رشد شرکت فراهم می‌کند (هتو و یانگ، ۲۰۱۶: ۵۹؛ کاروناراتن و راجاپاکس، ۲۰۱۲: ۳).

اطلاعات حسابداری با کیفیت، شرط لازم برای کارکرد سالم بازارهای اوراق بهادار و به طور کلی اقتصاد می‌باشد و اهمیت زیادی برای سرمایه‌گذاران، شرکت‌ها و تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری دارد (ارکان، ۲۰۱۶؛ هلسترون، ۲۰۰۶). تحقیقات تجربی بسیاری در سال‌های اخیر نشان داده‌اند که اقلام صورت‌های مالی واحدهای تجاری نقش بااهمیتی در شکل‌گیری ارزش‌های بازار سهام دارند (ساهور و ورما، ۲۰۱۷: ۵؛ گلزاکوس و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۵).

مبانی نظری تاثیرگذاری عوامل کیفیت افشا بر بازده سهام

در دهه گذشته، بازارهای مالی ملی و بین‌المللی دچار بحران‌های مالی فراوان شده‌اند که یکی از دلایل آن، وجود اطلاعات مالی غیرشفاف و ناکافی بوده است (سپریدهاران و همکاران، ۲۰۰۲: ۴۵). با توجه به فضای رقابتی و تغییر شرایط کسب و کار، اعتبار و سطح مقبولیت شرکت‌ها، از مهمترین دغدغه‌ها برای آن‌ها می‌باشد. از سوی دیگر، در محیط پرتلاطم امروز، بسیاری از سرمایه‌گذاران در تدوین راهبردهای خود، برای شفاف‌سازی اطلاعات، اهمیت ویژه‌ای قائل هستند (ادماتی و پفلیدر، ۲۰۰۰).

صورت‌های مالی اساسی به همراه یادداشت‌های همراه آن، مجموعه اطلاعاتی را برای سرمایه‌گذاران و سهامداران فراهم می‌کند که به وسیله آن اقدام به تصمیم‌گیری‌های مالی می‌کنند. از این رو، شفافیت اطلاعات مالی، عنصر کلیدی در تعیین کارایی تصمیمات تخصیص منابع و رشد اقتصادی می‌باشد. به همین دلیل امروزه کمتر کسی می‌تواند اهمیت شفافیت صورت‌های مالی را نادیده بگیرد. تاکنون تعاریف زیادی از شفافیت صورت گرفته است. به عنوان مثال، در فرهنگ لغات وبستر^۲، شفافیت به معنی گشودگی یا آشکار بودن فعالیت، صداقت و قابلیت درک آسان تعریف شده است. علاوه بر این، در سایر فرهنگ‌های لغات تعاریفی از قبیل واضح بودن، ساده بودن و صادقانه بودن ارائه شده است (بوشمن و پیوتروسکی، ۲۰۰۴: ۲۰۸).

نظریه‌های مختلفی چون نظریه نمایندگی و نظریه علامت‌دهی از موضوع کیفیت افشا حمایت می‌کنند. براساس نظریه نمایندگی، مدیران برای کاهش هزینه‌های نمایندگی بین خود و مالکان شرکت، انگیزه دارند تا اطلاعات مالی را به شکل قابل اتکا و به موقع در اختیار افراد برون‌سازمانی قرار دهند. افشای بیشتر اطلاعات می‌تواند منجر به کاهش هزینه‌های نمایندگی شده و جریان‌های نقدی که به سهامداران تعلق می‌گیرد و نیز ارزش شرکت را افزایش دهد. مطابق با نظریه علامت‌دهی، در شرایطی که الزامی برای گزارشگری مالی وجود ندارد نیز، شرکت‌ها برای گزارش داوطلبانه به بازار سرمایه دارای انگیزه هستند. شرکت‌ها برای دستیابی به منابع کمیاب سرمایه، با هم رقابت می‌کنند و برای موفقیت در این رقابت، انتشار داوطلبانه اطلاعات ضروری است. در صورت افشای داوطلبانه، شرکت می‌تواند بدون اینکه ناگزیر شود قیمت‌ها را کاهش دهد، حجم بزرگی از سهام خود را به فروش برساند. بنابراین، با افزایش تقاضا، قیمت سهام و ارزش بازار شرکت افزایش می‌یابد (ولک، ۲۰۰۶: ۲۵۳).

برای اندازه‌گیری کیفیت افشا فاکتورهای مختلفی چون در دسترس بودن، مربوط بودن و کیفیت و قابلیت اطمینان و به موقع بودن (هلسترون، ۲۰۰۶: ۱؛ بوشمن و پیوتروسکی، ۲۰۰۴: ۲۰۷؛ ویشوانات و کافمن، ۲۰۰۱: ۴۱) مطرح شده است.

مطالعات تجربی در خصوص افشا، نشان داده است که افزایش اطلاعات عمومی، ارزش شرکت را از طریق کاهش هزینه سرمایه شرکت و یا افزایش جریان‌های نقد متعلق به سهامداران و یا هر

دو، افزایش می‌دهد. شفافیت اطلاعاتی منجر به کاهش هزینه سرمایه صاحبان سهام و هزینه بدهی‌ها می‌شود و از این رو منافع برای اوراق بهادار شرکت دارد. شفافیت بالا امکان فرصت‌طلبی مدیران را کاهش داده و می‌تواند ارزش شرکت را افزایش دهد (الاکرا و علی، ۲۰۱۲: ۵۳۳؛ حسن و همکاران، ۲۰۰۹: ۷۹) از معیارهای مهم کیفیت افشا به موقع بودن و قابلیت اتکای اطلاعات می‌باشد (ان‌جی و همکاران، ۲۰۱۲: ۱).

مبانی نظری تاثیرگذاری عوامل سازوکارهای راهبری شرکتی بر بازده سهام

تحقیقات انجام شده نشان داده‌اند که برقراری نظام راهبری شرکتی برای سرمایه‌گذاران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و موجب افزایش ارزش سهام شرکت می‌شود (لی و لین، ۲۰۱۰). این نظام بستر دسترسی آسان‌تر به منابع مالی، کاهش هزینه سرمایه و عملکرد بهتر ذی‌نفعان را فراهم می‌کند (دیزینگای و فکوبا، ۲۰۱۷؛ کیندا و همکاران، ۲۰۱۷؛ محمد و الو، ۲۰۱۶؛ کلاسنس و یارتوگلو، ۲۰۱۳).

نظام‌های راهبری شرکتی مؤثر از دو دیدگاه نظریه نمایندگی و نظریه ذی‌نفعان منجر به پاسخ‌گویی، خلق ارزش از طریق کارآفرینی، خلاقیت، توسعه و تحقیق و فراهم کردن ساختارهای کنترلی متناسب با ریسک‌ها می‌شود (شورای گزارشگری مالی انگلستان، ۲۰۱۰: ۱؛ بورس اوراق بهادار استرالیا، ۲۰۱۰: ۳). تحقیقات انجام شده نشان داده‌اند که برقراری نظام راهبری شرکتی برای سرمایه‌گذاران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و موجب افزایش ارزش سهام شرکت می‌شود (محمد و الو، ۲۰۱۶: ۳۲؛ لی و لین، ۲۰۱۰: ۵۲). برخی تحقیقات نشان داده‌اند که بهبود نظام راهبری منجر به افزایش بااهمیت ارزش شرکت می‌شود (موری و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۶۰). این نتیجه به ویژه در کشورهای مشهودتر است، که از سرمایه‌گذاران حمایت قانونی کافی به عمل نمی‌آید (بلک و همکاران، ۲۰۱۱: ۲). مهم‌ترین دلایل پیاده‌سازی راهبری شرکتی در سطح شرکت‌ها شامل کاهش هزینه سرمایه، عملکرد بهتر و واکنش مناسب‌تر سرمایه‌گذاران است. بحران‌های مالی اخیر نیز نشان داده است که اشکالات راهبری شرکتی در سطح شرکت‌ها اثرات منفی قابل توجهی در کل اقتصاد دارد (محمد و الو، ۲۰۱۶). از جمله سازوکارهای مؤثر راهبری شرکتی وجود اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره، اعضای مستقل هیئت‌مدیره، کمیته حسابرسی، کمیته انتصابات، کمیته ریسک، سرمایه‌گذاران نهادی، سهامداران عمده (شورای گزارشگری مالی انگلستان، ۲۰۱۰: ۱؛ حساس یگانه و سلیمی، ۱۳۹۰: ۱)، حقوق رأی‌دهی سهامداران در کنترل شرکت، مالکیت خانوادگی و مالکیت دولتی (لی و لین، ۲۰۱۰: ۴۷) می‌باشد.

مبانی نظری تاثیرگذاری عوامل کیفیت حسابرسی بر بازده سهام

سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه برای اتخاذ تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری، توازن بین ریسک و بازده را مبنای تصمیم‌گیری خود قرار می‌دهند. آن‌ها علاقمند به برآورد بازده مورد انتظار آتی

سرمایه‌گذاری خود به کمک اطلاعات گزارش شده توسط شرکت‌ها و سایر شواهد می‌باشند. هر میزان که کیفیت اطلاعات ارائه شده از سوی شرکت‌ها بالاتر باشد، از میزان ابهام در برآورد بازده مورد انتظار آن‌ها کاسته شده و ریسک اطلاعات کاهش خواهد یافت. یکی از عوامل اصلی که موجب ارتقای کیفیت اطلاعات و کاهش ریسک اطلاعاتی گزارش‌های منتشره از سوی شرکت‌ها می‌شود، ارائه خدمات حسابرسی با کیفیت بالاتر می‌باشد. تقاضا برای انجام حسابرسی صورت‌های مالی براساس نظریه‌های نمایندگی و فرضیه‌های مباشرت، اطلاعات و بیمه قابل توجیه است. براساس مفاهیم مستتر در این نظریه‌ها، استفاده از خدمات حسابرسی موجبات کاهش تضاد منافع بین مدیران و مالکان را کاهش داده و لذا افزایش ارزش باقی‌مانده برای سهامداران را به دنبال دارد. تحقیقات انجام شده نشان داده‌اند که حسابرسی با کیفیت بالاتر، اعتبار اطلاعات تهیه شده را بهبود می‌بخشد و به استفاده‌کنندگان به خصوص سرمایه‌گذاران فرصت می‌دهد با اعتماد بیشتری وضعیت مالی و نتایج عملکرد شرکت را مورد تجزیه و تحلیل قرار دهند. به طور کلی برای حساب‌برسان مستقل سه نقش اطمینان‌بخشی، اطلاعاتی و بیمه‌ای در بازار سرمایه تصور می‌باشد. منظور از نقش اطمینان‌بخشی این است که آن‌ها قابلیت اتکای اطلاعات مالی که توسط افراد درون‌سازمانی تهیه شده است را تأیید می‌کنند. همچنین نقش اطلاعاتی به معنای این است که گزارشات مالی حسابرسی شده در مقابل گزارش‌های حسابرسی نشده کیفیت بالاتری دارد و سرمایه‌گذاران برای آن‌ها ارزش بیشتری قائل هستند (فرناندو و همکاران، ۲۰۱۷). براساس مطالعات انجام شده نیز کیفیت حسابرسی آثار بااهمیتی بر بازار سهام و تصمیم‌گیری سهامداران دارد (بوگجا، ۲۰۱۱: ۲۸۱؛ حساس‌یگانه و همکاران، ۱۳۹۱: ۴۴). از جمله معیارهای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی می‌توان به شاخص‌هایی چون شهرت حسابرس، اندازه مؤسسه حسابرسی، دوره تصدی مؤسسه حسابرسی در شرکت صاحبکار، تعدیلات سنواتی و تخصص حسابرس در یک صنعت برای اندازه‌گیری آن استفاده کرده‌اند (فرناندو و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۵، ربو و ربو، ۲۰۱۵: ۵۶۲؛ سینق و سینق، ۲۰۱۲: ۱؛ گانی و همکاران، ۲۰۰۷: ۳).

مبانی نظری تاثیرگذاری عوامل ویژگی‌های بازار سهام بر بازده سهام

بسیاری از تحقیقاتی که در خصوص پیش‌بینی بازده سهام انجام شده‌اند، از نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده نموده‌اند. این نظریه که اولین بار توسط شارپ و لیتنر مطرح شد، تنها عامل مؤثر در پیش‌بینی بازده سهام را ریسک سیستماتیک (β) می‌داند (رحمانی و همکاران، ۲۰۰۶: ۳). اگرچه آزمون‌های تجربی اولیه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پیش‌بینی محوری آن را مبنی بر وجود رابطه خطی مثبت بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام، مورد تأیید قرار دادند، با این وجود نتایج مطالعات اخیر حکایت از این دارد که ضریب بتا به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، توان تشریح اختلاف میانگین بازده سهام را ندارد و غیر از بتا متغیرهای دیگری نظیر اندازه شرکت، نسبت سود به قیمت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و

اهرم مالی در تعیین اختلاف بازده سهام نقش مؤثری ایفا می‌کنند. نتایج تحقیقات فاما و فرنچ (۱۳۹۲) و سایر محققین نشان داد که عوامل دیگری چون اندازه (چوانگ، ۲۰۱۲: ۱)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (لم و تام، ۲۰۱۱: ۲۲۱۷)، نسبت سود هر سهم به قیمت بازار سهام (لی، ۲۰۱۱: ۱۳۶)، نسبت فروش به قیمت بازار (هرن، ۲۰۱۱: ۱۵۷)، نسبت قیمت سهام به سود هر سهم (بائر و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۶۵)، نقدشوندگی سهام (هاید و شریف، ۲۰۱۰: ۱۹۸) و حجم معاملات سهام (ملکیل و جون، ۲۰۰۹: ۲۲۷) در توضیح رفتار بازده سهام نقش قابل توجهی دارند. این عوامل، همه از جمله ویژگی‌های بازار سهام می‌باشد.

مبانی نظری تاثیرگذاری عوامل عوامل کلان اقتصادی بر بازده سهام

عدم توافق محققین درخصوص توانایی نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای توصیف بازده‌های مورد انتظار و نیز عدم کفایت آن برای آزمون کارایی بازار منجر به شکل‌گیری نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ شد (ایزودنمی و عبدالهی، ۲۰۱۱: ۲۶). نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ نسخه دیگری از نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. هر دو مدل نرخ بازده انتظاری یک دارایی ریسکی را برابر نرخ بازده بدون ریسک به علاوه مضربی از صرف ریسک می‌دانند. اما نگاه این دو رقیب به صرف ریسک متفاوت است. به عبارت دیگر، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، بازده سهام واحدهای تجاری را به طیفی از شاخص‌های کلان اقتصادی ارتباط می‌دهد. براساس مفاهیم مطرح شده، قیمت سهام هر شرکت متأثر از عوامل بسیاری است. این عوامل به دو دسته تقسیم می‌شوند، عوامل درونی و عوامل برونی. عوامل درونی شامل سوددهی، ریسک، سیاست‌های تقسیم سود، عملکرد مدیران شرکت و ... است که به نوبه خود سبب افزایش تقاضا برای سهام شرکت و در نتیجه افزایش قیمت سهم آن می‌شود. برخی از عوامل که بر قیمت سهام و بازار اوراق بهادار تأثیر می‌گذارند، خارج از کنترل شرکت می‌باشد. از جمله مهم‌ترین این عوامل متغیرهای کلان اقتصادی است که نوسانات و تغییرات هر یک از این متغیرها به تنهایی و یا در مجموع بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارند (تقوی و محمدزاده، ۱۳۸۱: ۱۸).

تاکنون مطالعات بسیاری به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده‌های سهام پرداخته‌اند. از جمله این متغیرها می‌توان به ساختار زمانی نرخ‌های بهره، تورم غیرمنتظره، صرف ریسک، قیمت دلار، عرضه پول (آرجوب و همکاران، ۲۰۰۹: ۳۶)، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت طلا (آروری و همکاران، ۲۰۱۳: ۱)، قیمت سکه بهار آزادی (پژویان و عزیزی، ۱۳۷۸: ۱۰؛ تقوی و بیابانی، ۱۳۸۲: ۱۳)، شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت (بویوکوالواری، ۲۰۱۰: ۴۰۴)، تغییرات قیمت نفت (اوسکنباو و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۹۸۵)، تولید ناخالص داخلی (وید و می، ۲۰۱۳: ۱) و نرخ سود تضمین شده سالانه اوراق مشارکت (پژویان و عزیزی، ۱۳۷۸: ۱۰) اشاره کرد.

پیشینه تحقیق

هئو و یانگ (۲۰۱۶)، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار کره را طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که صورت‌های مالی شرکت‌ها به محض افشا توان مناسبی در پیش‌بینی صورت‌های مالی دارند اما پس از گذشت مدت زمان، این توان به میزان قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد.

محمد و الو (۲۰۱۶) با بررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار مصر طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۴ نشان دادند که سازوکارهای راهبری شرکتی پر قدرت می‌تواند تأثیر مثبتی بر بازده سهام داشته باشند. اما این سازوکارها بر حجم و میزان معاملات سهام شرکت‌ها بی تأثیر است.

ریو و ربو (۲۰۱۵)، با بررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار رومانی نشان دادند که کیفیت گزارش حسابرسی بر رابطه بین صورت‌های مالی و بازده سهام اثرگذار است و این رابطه را تقویت می‌کند.

شفانا و همکاران (۲۰۱۳)، رفتار مورد انتظار بازده سهام را نسبت به دو ویژگی اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار سریلانکا طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار دادند. روش آزمون آن‌ها مشابه روش آزمون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) بود. نتایج تحقیق نشان داد که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار رابطه با اهمیت منفی با بازده مورد انتظار سهام دارد؛ در حالی که اندازه شرکت رابطه بااهمیتی با بازده مورد انتظار سهام ندارد.

آروری و همکاران (۲۰۱۳)، رابطه بین قیمت‌های جهانی طلا و بازده سهام را طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۱ در شرکت‌های بورسی کشور چین مورد بررسی قرار دادند. روش تحقیق مورد استفاده آن‌ها مدل‌های چندمتغیری گارچ بوده است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که بین قیمت‌های جهانی طلا و بازده سهام شرکت‌ها رابطه معنی‌داری وجود دارد. همچنین یافته‌های تحقیق نشان داد که قیمت‌های سال‌های گذشته طلا نقش بااهمیتی در توضیح بازده و تغییرات بازار سهام کشور چین دارند و می‌بایست در پیش‌بینی بازده‌های سهام مورد استفاده قرار گیرد. اندرو و همکاران (۲۰۱۲)، تأثیر سازوکارهای قوی راهبری شرکتی را بر سقوط قیمت‌های آتی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس امریکا طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۹ بررسی کردند. روش تحقیق مورد استفاده آن‌ها رگرسیون چندگانه و سازوکارهای مورد بررسی آن‌ها عبارت از ساختار مالکیت، شفافیت اطلاعات حسابداری و ساختار هیئت‌مدیره است. نتایج نشان داد که بکارگیری سازوکارهای قوی راهبری شرکتی از کاهش قیمت‌های آتی سهام پیشگیری می‌کند. این نتایج برای شرکت‌های صنعتی که رقابت در آن کمتر است، مصداق بیشتری دارد.

الاکرا و علی (۲۰۱۲)، اثر افزایش افشای اختیاری که ناشی از خصوصی‌سازی و تغییر ساختار راهبری شرکتی است را بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اردن، طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۴ بررسی کردند. آن‌ها از روش پانل و آزمون‌های تک متغیری و چند متغیری برای آزمون‌های فرضیه‌های تحقیق استفاده کردند و نشان دادند که افزایش افشای اختیاری موجب افزایش ارزش شرکت می‌شود. همچنین یافته‌های تحقیق آن‌ها نشان داد که ارزش شرکت رابطه بااهمیتی با نوع صنعت دارد؛ لیکن بین ارزش شرکت با رشد و نقدشوندگی شرکت رابطه معنی‌داری مشاهده نگردید.

سینق و سینق (۲۰۱۲)، رابطه بین تخصص صنعت حسابرسان (به عنوان شاخص کیفیت حسابرسان) و ارزیابی قیمت پایین در عرضه‌های عمومی اولیه^۴ در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار استرالیا طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ را بررسی کردند. تخصص صنعت حسابرسان بر اساس روش پرتفوی اندازه‌گیری شد. روش مورد استفاده در این تحقیق رگرسیون پول بود و نتایج نشان داد که رابطه بااهمیتی بین تخصص صنعت حسابرسان و قیمت‌گذاری پایین در عرضه‌های عمومی اولیه وجود ندارد.

یائو و همکاران (۲۰۱۱)، تأثیر رشد دارایی‌ها بر بازده سهام را در ۹ بازار سهام آسیای جنوب شرقی طی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۷ بررسی نمودند و نشان دادند که بین رشد دارایی‌ها و بازده‌های آتی سهام رابطه منفی بااهمیتی وجود دارد. این رابطه در بازارهای سهامی ضعیف‌تر است که دارایی‌های شرکت‌های آن‌ها، نرخ رشد هموارتر و مستمرتری دارند و بازارهایی که شرکت‌های آن بیشتر بر تأمین مالی بانکی اتکا می‌کنند. همچنین نتایج نشان داد که راهبری شرکتی، حمایت سرمایه‌گذار و مسائل حقوقی بر میزان تأثیر رشد دارایی‌ها بر بازده سهام، اثرگذار نمی‌باشد.

امیدی‌پور (۱۳۹۱)، تأثیر نوسانات قیمت نفت، نرخ ارز، تورم و قیمت نفت را بر بازده واقعی سهام شرکت‌ها طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۵ مورد بررسی قرار داد. برای اندازه‌گیری متغیر نوسان قیمت نفت از مدل خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی و شرطی تعمیم‌یافته استفاده شده است. پس از آن با تعیین وقفه بهینه و تعداد روابط بلندمدت، در نهایت الگوی تصحیح خطای برداری برآورد گردید. نتایج تحقیق وی نشان داد که دو متغیر نوسان قیمت نفت و قیمت نفت به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بازده سهام شرکت‌ها اثر مثبت دارند؛ در حالی که متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم در بلندمدت بر بازده سهام به صورت معنی‌دار، تأثیر منفی دارند.

کردستانی و علوی (۱۳۹۰)، به مطالعه رابطه بین شفافیت سود حسابداری و هزینه سرمایه سهام عادی برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ پرداختند. براساس مطالعات نظری آن‌ها، شفافیت بر عملکرد شرکت‌ها تأثیر مثبتی دارد و می‌تواند از منافع سهامداران حفاظت کند. بالا رفتن اعتماد سهامداران و کاهش صرف ریسک، بازده مورد انتظار را کاهش داده و ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. آن‌ها هزینه سرمایه سهام عادی را

بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ محاسبه کردند. فرضیه تحقیق به دو روش آماری داده‌های مقطعی و ترکیبی آزمون شد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد شرکت‌هایی که شفافیت سود بالاتری دارند هزینه سرمایه سهام عادی کمتری را تجربه می‌کنند.

تحقیقات بسیاری در خصوص جنبه‌های مختلف اثرگذار بر بازده سهام وجود دارد که در انتخاب متغیرها در ادامه ارائه می‌گردد. وجود متغیرهای زیاد، باعث گردید محققین در بررسی‌های خود متغیرهای تکرارشونده را انتخاب نمایند و بر اساس همین متغیرهای انتخاب شده، فرضیات تحقیق را تدوین نمایند.

فرضیه‌های تحقیق

به منظور دستیابی به هدف و در راستای پاسخ به پرسش تحقیق، فرضیه‌های تحقیق به شرح زیر است:

۱. عوامل صورت‌های مالی با بازده آتی سهام شرکت رابطه معنی‌داری دارند.
۲. سازوکارهای راهبری شرکتی با بازده آتی سهام شرکت رابطه معنی‌داری دارند.
۳. کیفیت افشا با بازده آتی سهام شرکت رابطه معنی‌داری دارد.
۴. کیفیت حسابرسی با بازده آتی سهام شرکت رابطه معنی‌داری دارد.
۵. ویژگی‌های بازار سهام با بازده آتی سهام شرکت رابطه معنی‌داری دارند.
۶. عوامل کلان اقتصادی با بازده آتی سهام شرکت رابطه معنی‌داری دارند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در گام اول این تحقیق، به منظور آزمون فرضیه‌های شش‌گانه، از مدل رگرسیون چندگانه و آزمون t استیودنت در محیط نرم‌افزار Eviews استفاده گردید. قبل از تحلیل رگرسیون، مفروضات رگرسیون خطی شامل استقلال خطاها با استفاده از آزمون دوربین واتسون، عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل با استفاده از تولرانس و عامل تورم واریانس، نرمال بودن خطاها و نرمال بودن متغیر وابسته با استفاده از کولموگروف - اسمیرنوف بررسی شده است.

در بخش دوم، برای تعیین برازندگی و روایی رابطه بین عوامل شش‌گانه و متغیرهای مشاهده شده از روش تحلیل عاملی تأییدی و برای تحلیل روابط بین عوامل شش‌گانه و متغیر وابسته، از روش تحلیل مسیر استفاده گردیده است. تحلیل‌های مذکور در محیط نرم‌افزار Lisrel انجام می‌پذیرد. برای آزمون معنی‌داری روابط بین متغیرها و عوامل شش‌گانه و نیز روابط بین عوامل شش‌گانه و متغیر وابسته، از شاخص آماری t استفاده شده است. به این معنا که متغیرهایی که دارای مقادیر بزرگتر از ۱,۹۶ هستند، از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. همچنین به منظور ارزیابی برازندگی مدل در تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل مسیر از شاخص نیکویی برازش^۵ (GFI) و شاخص ریشه میانگین مجذورات خطای برآورد^۶ (RMSEA) استفاده شده است. هرچه

شاخص GFI نزدیک به یک و یا شاخص RMSEA کوچک‌تر و نزدیک به صفر باشد، برازش رابطه مناسب‌تر است (هومن، ۱۳۹۰: ۱۱۲).

جامعه آماری تحقیق و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری تحقیق شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد، که اطلاعاتشان برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفت. انتخاب نمونه از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معیارهای زیر انجام شد: نام شرکت از ابتدای سال ۱۳۸۲ تا پایان سال ۱۳۹۳ در فهرست بورس درج شده باشد. شرکت از جمله شرکت‌های فعال در بخش واسطه‌گری مالی (از قبیل بانک‌ها و شرکت‌های بیمه)، نباشد.

پایان سال مالی شرکت مطابق با پایان سال شمسی (منتهی به پایان اسفندماه) باشد و در طی دوره مورد مطالعه تغییر سال مالی نداده باشند. شرکت طی دوره مورد مطالعه زیان‌ده و همچنین مشمول مفاد ماده ۱۴۱ اصلاحیه قانون تجارت نشده باشد.

مدل‌های تحقیق

برای آزمون هر یک از فرضیه‌های تحقیق از مدل‌های زیر استفاده شده است که در تمامی مدل‌ها، متغیرهایی که نیاز به هم مقیاس‌سازی داشته‌اند بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم شده‌اند. صورت‌های مالی: برای بررسی رابطه بین اقلام صورت‌های مالی و بازده سهام، معیارهای سود خالص (کاروناراتن و راجاپاکس، ۲۰۱۲: ۳)، سود عملیاتی (کاروناراتن و راجاپاکس، ۲۰۱۲: ۳؛ حجازی و همکاران، ۲۰۱۲: ۳۲)، خالص جریان‌های نقد عملیاتی، نسبت بدهی (کاروناراتن و راجاپاکس، ۲۰۱۲: ۳)، اقلام تعهدی (هیرشلیفر و همکاران، ۲۰۰۹: ۳۸۹) و سود تقسیمی (داسیلاس و لوتنیس، ۲۰۱۱: ۳۰۲) در نظر گرفته و مدل همبستگی شماره ۱ آزمون شد (هیرشلیفر و همکاران، ۲۰۰۹: ۳۸۹؛ کاروناراتن و راجاپاکس، ۲۰۱۲: ۳؛ اوهلسون، ۱۹۹۵: ۶۶۱).

مدل ۱

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 NI_{it}/A_{it} + \alpha_2 ONI_{it}/A_{it} + \alpha_3 OCF_{it}/A_{it} + \alpha_4 DIV_{it}/A_{it} + \alpha_5 ACC_{it}/A_{it} + \alpha_6 LEV_{it} + \alpha_7 SIZE_{it} + \epsilon_{it}$$

RET_{it+1} : بازده آتی سهام تعدیل شده نسبت به بازده بازار است. بازده آتی سهام شرکت به صورت تفاوت قیمت سهام بین دو تاریخ مجمع عمومی عادی سالیانه (از تاریخ $t-1/05/01$ تا $t+1/13/01$)، به علاوه سایر عواید ناشی از خرید سهام مانند مزایای ناشی از حق تقدم، سهام جایزه و سود نقدی سهام، تقسیم بر قیمت سهام در اول دوره محاسبه شده است (متغیر وابسته).

NIit: سود خالص شرکت در پایان سال مالی می‌باشد.
ONIit: سود حاصل از فعالیت‌های عملیاتی شرکت در پایان سال مالی می‌باشد.
OCFit: خالص جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی شرکت در پایان سال مالی می‌باشد.
DIVit: سود تقسیمی مصوب مجمع عمومی عادی سالیانه صاحبان سهام شرکت می‌باشد.
ACCit: اقلام تعهدی یا همان بخش تعهدی سود خالص مندرج در صورت سود و زیان می‌باشد که با استفاده از رویکرد صورت جریان وجوه نقد (سود خالص منهای خالص جریان وجوه نقد عملیاتی) محاسبه شده است.
LEVit: نسبت بدهی است که از تقسیم ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال مالی حاصل شد.

Ait: ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال مالی می‌باشد.
SIZEit: لگاریتم ارزش بازار شرکت که به صورت حاصلضرب تعداد سهام منتشر شده شرکت در قیمت سهام در پایان سال مالی محاسبه شد (متغیر کنترلی).
سازوکارهای راهبری شرکتی: برای بررسی رابطه بین سازوکارهای راهبری شرکتی و بازده سهام، معیارهای درصد مدیران غیرموظف، درصد سهامداران نهادی (شورای گزارشگری مالی انگلستان، ۲۰۱۰؛ حساس‌یگانه و سلیمی، ۱۳۹۰: ۱)، مالکیت خانوادگی (لی و لین، ۲۰۱۰: ۴۷)، مالکیت نهادهای عمومی غیردولتی و مالکیت دولت و نهادهای دولتی، در نظر گرفته و مدل همبستگی شماره ۲ آزمون شد (ازین، ۲۰۱۱: ۱۳۷؛ پنگ و جیانگ، ۲۰۱۰: ۲۵۳).

مدل ۲

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 NER_{it} + \alpha_2 INSR_{it} + \alpha_3 FO_{it} + \alpha_4 PO_{it} + \alpha_5 SO_{it} + \alpha_6 LEV_{it} + \alpha_7 SIZE_{it} + \epsilon_{it}$$

NERit: درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره به کل اعضای هیئت‌مدیره که اطلاعات مربوط به آن در گزارش فعالیت هیئت‌مدیره در پایان سال مالی شرکت درج می‌شود. مدیران غیرموظف اعضای پاره‌وقت هیئت‌مدیره می‌باشند که در شرکت کار اجرایی ندارند و حقوق ثابت ماهانه یا سالانه دریافت نمی‌کنند.

INSRit: درصد سهامداران نهادی که درصد سهام شرکت در اختیار شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های بازنشستگی، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌های تأمین سرمایه، مؤسسات مالی، بانک‌ها و اشخاص حقیقی و حقوقی دارای مالکیت بیش از ۵ درصد سهام (براساس تعریف سازمان بورس و اوراق بهادار)، می‌باشد.

FOit: کنترل شرکت توسط گروه‌های خانوادگی می‌باشد. در صورتی که یک شرکت تحت کنترل گروه‌های خانوادگی باشد، این متغیر یک و در غیر این صورت، صفر در نظر گرفته شد.

POit: کنترل شرکت توسط نهادهای عمومی غیردولتی می‌باشد. در صورتی که یک شرکت تحت کنترل نهادهای عمومی غیردولتی باشد، این متغیر یک و در غیر این صورت، صفر در نظر گرفته شد.

SOit: کنترل شرکت توسط دولت و نهادهای دولتی می‌باشد. در صورتی که یک شرکت تحت کنترل دولت یا نهادهای دولتی باشد، این متغیر یک و در غیر این صورت، صفر در نظر گرفته شد.

کیفیت افشا: برای بررسی رابطه کیفیت افشا و بازده سهام، معیارهای امتیاز قابلیت اتکای اطلاعات و امتیاز به موقع بودن اطلاعات (ان جی، ۲۰۱۲: ۱) در نظر گرفته و مدل همبستگی شماره ۳-۳ آزمون شد (الاکرا و علی، ۲۰۱۲: ۵۳۳؛ حسن و همکاران، ۲۰۰۹: ۷۹).

مدل ۳

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{it} + \alpha_2 TS_{it} + \alpha_3 ASIZE_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 Git + \varepsilon_{it}$$

RSit: ویژگی قابلیت اتکای اطلاعات است که امتیاز آن توسط سازمان بورس و اوراق بهادار به صورت سالانه محاسبه می‌شود و از طریق سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران بورس و اوراق بهادار در اختیار عموم قرار می‌گیرد. معیار محاسبه امتیاز قابلیت اتکای اطلاعات، میزان نوسان‌ها و تغییرات در پیش‌بینی‌های درآمد هر سهم شرکت و همچنین تفاوت‌های بین مبالغ پیش‌بینی شده و عملکرد واقعی حسابرسی شده آن می‌باشد (سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران سازمان بورس و اوراق بهادار).

TSit: ویژگی به موقع بودن اطلاعات است که امتیاز آن توسط سازمان بورس و اوراق بهادار به صورت سالانه محاسبه می‌شود و از طریق سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران بورس و اوراق بهادار در اختیار عموم قرار می‌گیرد. امتیاز به موقع بودن اطلاعات براساس زمان ارسال اطلاعات (پیش‌بینی‌های درآمد هر سهم، صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای حسابرسی‌نشده، صورت وضعیت پرتفوی، اظهارنظرهای حسابرسان نسبت به پیش‌بینی درآمد هر سهم اولیه و شش‌ماهه و صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای شش ماهه، صورت‌های مالی حسابرسی‌نشده و شده پایان دوره مالی و برنامه زمانبندی پرداخت سود سهامداران) توسط شرکت در مقاطع تعیین‌شده در «دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت‌شده نزد سازمان» (۱۳۸۷) و با لحاظ نمودن میزان تاخیر در ارسال اطلاعات، مورد محاسبه قرار گرفته است (سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران سازمان بورس و اوراق بهادار).

ASIZEit: از تقسیم ارزش دفتری دارایی‌ها به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی، حاصل شد (متغیر کنترلی).

Git: از تقسیم سود عملیاتی سال جاری به سود عملیاتی سال گذشته حاصل شد (متغیر کنترلی). کیفیت حسابرسی: برای بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و بازده سهام، معیارهای اندازه مؤسسه حسابرسی (بوگجا، ۲۰۱۱)، طبقه مؤسسه حسابرسی (مطابق با آخرین طبقه‌بندی سازمان بورس

و اوراق بهادار براساس دستورالعمل طبقه‌بندی مؤسسات حسابرسی و اشخاص موضوع ماده ۱۰ دستورالعمل مؤسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار، دوره تصدی حسابرسی (چای و همکاران، ۲۰۰۹: ۳۵۹)، و تخصص حسابرسی (کارسون، ۲۰۰۹: ۳۵۵؛ حساس یگانه و همکاران، ۱۳۹۱: ۴۳) در نظر گرفته و مدل همبستگی شماره ۴ آزمون شد (بوگجا، ۲۰۱۱: ۲۷۸؛ بیکر و التانیبت، ۲۰۱۱: ۵؛ سینق و سینق، ۲۰۱۲: ۱).

مدل ۴

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 AUDSIZE_{it} + \alpha_2 TENU_{it} + \alpha_3 SPEC_{it} + \alpha_4 SIZE_{it} + \alpha_5 BM_{it} + \alpha_6 ERANQ_{it} + \alpha_7 D_{it}/E_{it} + \alpha_8 ROE_{it} + \epsilon_{it}$$

$AUDSIZE_{it}$: این متغیر بیانگر اندازه مؤسسه حسابرسی می‌باشد. در این تحقیق مؤسسات حسابرسی به دو دسته بزرگ و کوچک تقسیم شدند. سازمان حسابرسی و مؤسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار که بیش از ۴ شریک دارند، به عنوان مؤسسات حسابرسی بزرگ تلقی شده و سایر مؤسسات به عنوان مؤسسات حسابرسی کوچک در نظر گرفته شدند (مجتهدزاده و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۳۰). این متغیر برای مؤسسات حسابرسی بزرگ، یک و برای سایر مؤسسات حسابرسی صفر، در نظر گرفته شد.

$TENU_{it}$: تعداد سال‌هایی که یک مؤسسه حسابرسی، حسابرسی مستقل شرکت صاحبکار می‌باشد.

$SPEC_{it}$: این متغیر بیانگر تخصص حسابرسی می‌باشد. سهم بازار مؤسسه حسابرسی به عنوان شاخصی برای تخصص حسابرسی در صنعت تلقی گردید؛ زیرا اولویت در صنعت حسابرسی را نسبت به سایر مؤسسات حسابرسی نشان می‌دهد. هرچه سهم بازار حسابرسی بیشتر باشد، تخصص در صنعت و تجربه حسابرسی نسبت به سایر رقبیان بیشتر است. سهم بازار حسابرسی به صورت نسبت مجموع دارایی‌های تمام صاحبکاران هر مؤسسه حسابرسی در صنعت خاص به مجموع دارایی‌های تمام صاحبکاران در این صنعت در پایان سال، محاسبه گردید. در پایان، مؤسساتی به عنوان متخصص صنعت در نظر گرفته شدند که سهم بازارشان بیش از $[1,2 \times]$ (شرکت‌های موجود در یک صنعت $\div 1$) باشد (پالمروز، ۱۹۸۶: ۱۰۲). این متغیر برای مؤسسات حسابرسی متخصص یک و برای سایر مؤسسات حسابرسی صفر، در نظر گرفته شد.

BM_{it} : نسبت حقوق صاحبان سهام مندرج در ترازنامه شرکت به ارزش بازار شرکت در پایان سال مالی می‌باشد. ارزش بازار شرکت، به صورت حاصلضرب تعداد سهام منتشر شده شرکت در قیمت سهام در پایان سال مالی محاسبه گردید (متغیر کنترلی).

$EARNQ_{it}$: به معنای نقدشوندگی سود است که از تقسیم جریان‌های نقد حاصل از عملیات به سود خالص در پایان سال مالی، حاصل گردید (متغیر کنترلی).

ROE_{it} : از تقسیم سود خالص به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی، حاصل شد (متغیر کنترلی).

ویژگی‌های بازار سهام: برای بررسی رابطه بین ویژگی‌های بازار سهام شرکت و بازده سهام آن، معیارهای ریسک سیستماتیک (رحمانی و همکاران، ۲۰۰۶: ۳)، اندازه شرکت (لیچسکی و ورونکوا، ۲۰۱۲: ۸)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (لم و تام، ۲۰۱۱: ۲۲۱۷)، نسبت قیمت سهام به سود هر سهم (بائر، ۲۰۱۰: ۱۶۵) و نقدشوندگی سهام (هاید و شریف، ۲۰۱۰: ۱۹۸) در نظر گرفته و مدل همبستگی شماره ۵ آزمون شد (لیچسکی و ورونکوا، ۲۰۱۲: ۸؛ رحمانی و همکاران، ۲۰۰۶: ۳).

مدل ۵

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_{it} + \alpha_2 SIZE_{it} + \alpha_3 BM_{it} + \alpha_4 Pit/Eit + \alpha_5 LQ_{it} + \alpha_6 Dit/Eit + \epsilon_{it}$$

β_{it} : این متغیر بیانگر ریسک سیستماتیک سهام شرکت می‌باشد و از نسبت کواریانس بازده سهام شرکت و بازده شاخص بازار به واریانس بازده بازار در هر سال حاصل شده است. Pit/Eit : از تقسیم قیمت سهام شرکت بر سود خالص به ازای هر سهم در پایان سال مالی، حاصل شد.

LQ_{it} : درصد روزهای انجام معامله به عنوان شاخصی برای نقدشوندگی سهام در نظر گرفته شده است. درصد روزهای انجام معامله از تقسیم تعداد روزهایی که سهام شرکت حداقل یک بار داد و ستد شده است بر کل روزهای معاملاتی بورس اوراق بهادار، به دست آمد.

عوامل کلان اقتصادی: برای بررسی رابطه عوامل کلان اقتصادی و بازده سهام، معیارهای شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (نرخ تورم) (آرجوب و همکاران، ۲۰۰۹: ۳۶)، شاخص قیمت دلار (آرجوب و همکاران، ۲۰۰۹: ۳۶)، شاخص قیمت سکه بهار آزادی (پژویان و عزیزی، ۱۳۷۸: ۱۰؛ تقوی و بیابانی، ۱۳۸۲: ۱۷)، شاخص قیمت نفت (بویوکوالواریسی، ۲۰۱۰: ۴۰۴)، تولید ناخالص داخلی (وید و می، ۲۰۱۳: ۱) و نرخ سود تضمین شده سالانه اوراق مشارکت (پژویان و عزیزی، ۱۳۷۸: ۱۰) در نظر گرفته شده و مدل همبستگی شماره ۶ آزمون شد (بویوکوالواریسی، ۲۰۱۰: ۴۰۴؛ آرجوب و همکاران، ۲۰۰۹: ۳۶).

مدل ۶

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CPI_{it} + \alpha_2 FEX_{it} + \alpha_3 GLD_{it} + \alpha_4 OIL_{it} + \alpha_5 GDP_{it} + \alpha_6 IRB_{it} + \epsilon_{it}$$

CPI_{it} : درصد تغییر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی سال جاری نسبت به سال گذشته می‌باشد که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

FEX_{it} : درصد تغییر متوسط قیمت دلار (دلار آمریکا) سال جاری نسبت به سال گذشته می‌باشد که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

GLDit: درصد تغییر متوسط قیمت سکه بهار آزادی سال جاری نسبت به سال گذشته می باشد که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است. OILit: درصد تغییر متوسط قیمت نفت سال جاری نسبت به سال گذشته می باشد که توسط سازمان کشورهای صادرکننده نفت خام (اوپک) به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

GDPit: درصد تغییر تولید ناخالص داخلی سال جاری نسبت به سال گذشته می باشد که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

IRBit: درصد تغییر متوسط نرخ سود تضمین شده سالانه اوراق مشارکت سال جاری نسبت به سال گذشته می باشد که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

بر اساس تحلیل رگرسیون مدل های همبستگی فوق، شاخص هایی که از نظر آماری تأثیر بااهمیت بر تصمیم گیری سرمایه گذاران در حداکثر کردن بازده سهام دارند، شناسایی می شوند. سپس این شاخص ها بر اساس تحلیل عاملی تأییدی مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرند تا این اطمینان ایجاد شود که شاخص های انتخابی می توانند به صورت همزمان با بازده آتی سهام رابطه معنی دار داشته باشند.

نتایج آمار توصیفی

به منظور شناخت بهتر ماهیت جامعه مورد پژوهش و آشنایی بیشتر با متغیرهای تحقیق، قبل از تجزیه و تحلیل داده های آماری، لازم است این داده ها توصیف شود. توصیف آماری داده ها، گامی در جهت تشخیص الگوی حاکم بر آن ها و پایه ای برای تبیین روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش به کار می رود. آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق به تفکیک زیر در نگاره ۱ نمایش داده شده است. از جمله نکات قابل توجه در این نگاره، اطلاعات مربوط به امتیاز افشا و اطلاع رسانی شرکت ها نشان می دهد که متوسط امتیاز قابلیت اتکا و به موقع بودن اطلاعات آن ها بالغ بر ۵۲ و ۵۸ می باشد. همچنین، این نگاره نشان می دهد که طی مدت مورد مطالعه، دوره تصدی حسابرسان مستقل در شرکت های صاحبکار به طور متوسط ۲،۶۲ سال می باشد. علاوه بر این، میانگین تغییرات قیمت سکه بهار آزادی و نفت خام قابل توجه است.

نگاره ۱- آمار توصیفی

انحراف معیار	میانگین	بیشترین	کمترین	نام متغیر	نماد متغیر
۰،۴۲	۰،۰۲	۰،۹۰	-۰،۶۸	بازده سهام	RET _{it}
۰،۱۳	۰،۱۲	۱،۲۲	-۰،۳۸	نسبت سود خالص به ارزش دفتری دارایی ها	NI _{it} /A _{it}
۰،۱۷	۰،۱۸	۰،۹۵	-۰،۰۴	نسبت سود عملیاتی به ارزش دفتری دارایی ها	ONI _{it} /A _{it}
۰،۳۱	۰،۱۴	۳،۰۲	-۰،۳۰	نسبت خالص جریان های نقد عملیاتی به ارزش دفتری دارایی ها	OCF _{it} /A _{it}
۰،۴۱	۰،۱۲	۲،۳۹	۰،۰۰	نسبت سود تقسیمی به ارزش دفتری دارایی ها	DIV _{it} /A _{it}
۰،۳۸	-۰،۰۲	۰،۹۱	-۳،۰۲	نسبت اقلام تعهدی به ارزش دفتری دارایی ها	ACC _{it} /A _{it}

LEV _{it}	نسبت بدهی	۰,۱۲	۰,۹۴	۰,۶۲	۰,۶۰	۰,۱۶
NER _{it}	درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره	۰,۰۰	۱,۰۰	۰,۶۵	۰,۶۰	۰,۱۶
INSR _{it}	درصد سهامداران نهادی	۰,۰۰	۰,۹۹	۰,۶۳	۰,۷۷	۰,۳۴
FO _{it}	مالکیت خانوادگی	۰,۰۰	۱,۰۰	۰,۲۸	۰,۰۰	۰,۴۵
PO _{it}	مالکیت نهادهای عمومی غیردولتی	۰,۰۰	۱,۰۰	۰,۴۲	۰,۰۰	۰,۴۶
SO _{it}	مالکیت دولت و نهادهای دولتی	۰,۰۰	۱,۰۰	۰,۲۶	۰,۰۰	۰,۴۳
RS _{it}	امتیاز قابلیت اتکای اطلاعات	۰,۰۰	۹۹,۹۲	۵۲,۰۱	۵۳,۰۲	۲۸,۱۲
TS _{it}	امتیاز به موقع بودن اطلاعات	۰,۰۰	۱,۰۰	۵۸,۰۴	۶۲,۶۴	۲۴,۵۵
AUDSIZE _{it}	اندازه مؤسسه حسابرسی	۰,۰۰	۱,۰۰	۰,۵۷	۱,۰۰۰	۰,۴۸
TENU _{it}	دوره تصدی حسابررس	۱,۰۰	۸,۰۰	۲,۶۲	۲,۰۲	۱,۶۹
SPEC _{it}	تخصص حسابررس	۰,۰۰	۱,۰۰	۰,۴۲	۰,۰۰	۰,۴۳
β	ریسک سیستماتیک	-۵,۶۲	۹,۶۸	۰,۳۴	۰,۲۲	۱,۳۵
SIZE _{it}	اندازه شرکت	۱۳,۳۳	۳۲,۳۰	۲۷,۱۲	۲۵,۷۰	۱,۷۲
BM _t	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰,۰۳	۳,۱۳	۰,۶۶	۰,۵۴	۰,۵۶
P _{it} /E _{it}	نسبت قیمت سهام به سود هر سهم	-۹,۱۲	۵۸,۶۵	۷,۶۳	۵,۱۸	۵,۳۵
LQ _{it}	نقدشوندگی سهام	۰,۰۰	۰,۹۸	۰,۵۲	۰,۵۳	۰,۲۶
CPI _t	درصد تغییر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی	۰,۱۱	۰,۲۸	۰,۱۴	۰,۱۳	۰,۰۶
FEX _t	درصد تغییر قیمت دلار	۰,۰۲	۰,۰۴	۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۰۲
GLD _t	درصد تغییر قیمت سکه بهار آزادی	۰,۱۹	۰,۷۴	۰,۳۰	۰,۲۰	۰,۱۶
OIL _t	درصد تغییر قیمت نفت	-۰,۳۳	۰,۴۶	۰,۲۳	۰,۲۴	۰,۲۵
GDP _t	درصد تغییر تولید ناخالص داخلی	۰,۰۰	۰,۰۸	۰,۰۶	۰,۰۵	۰,۰۳
IRB _t	درصد تغییر نرخ سود تضمین شده اوراق مشارکت	-۰,۱۲	۰,۱۵	-۰,۰۰۱	۰,۰۰	۰,۰۶
ASIZE _{it}	نسبت ارزش دفتری دارایی‌ها به حقوق صاحبان سهام	۱,۰۰	۱۴,۰۰	۲,۹۷	۲,۵۸	۱,۳۶
G _{it}	نرخ رشد سود عملیاتی	۰,۰۲	۸,۹۰	۱,۴۲	۱,۱۱	۰,۸۴
D _{it} /E _{it}	نسبت بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام	۰,۱۲	۹,۴۵	۱,۹۳	۱,۶۵	۱,۳۴
EARNQ _{it}	نسبت جریان‌های نقد عملیاتی به سود خالص	-۶,۴۰	۸,۹۶	۱,۲۹	۱,۰۷	۱,۴۳
ROE _{it}	نسبت سود خالص به حقوق صاحبان سهام	-۰,۵۹	۴,۴۸	۰,۳۷	۰,۳۴	۰,۳۴

۴- یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون فرضیه اول: اقلام صورت‌های مالی

نگاره ۲- نتایج آزمون فرضیه اول- اقلام صورت‌های مالی

	$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 NI_{it}/A_{it} + \alpha_2 ONI_{it}/A_{it} + \alpha_3 OCF_{it}/A_{it} + \alpha_4 DIV_{it}/A_{it} + \alpha_5 ACC_{it}/A_{it} + \alpha_6 LEV_{it} + \alpha_7 SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$							
	Intercept	NI _{it}	ONI _{it}	OCF _{it}	DIV _{it}	ACC _{it}	LEV _{it}	SIZE _{it}
مقدار ضرایب	۰,۳۸۷	۰,۵۶۶	۰,۰۶۰	۰,۱۷۸	۰,۲۷۲	۰,۱۵۴	-۰,۰۱۲	-۰,۰۲۰
آماره t	۱,۶۴۷	۶,۰۱۳	۰,۴۴۳	۲,۳۸۹	۵,۳۹۰	۳,۱۲۲	-۰,۱۳۴	-۲,۳۱۸
p-value	۰,۱۰۰	۰,۰۰۰*	۰,۶۵۸	۰,۰۱۷*	۰,۰۰۰*	۰,۰۰۲*	۰,۸۹۳	۰,۰۲۱*
تولرانس		۰,۷۰۷	۰,۳۵۶	۰,۲۳۱	۰,۳۹۰	۰,۴۴۹	۰,۸۹۷	۰,۸۸۸
عامل تورم واریانس		۱,۴۱۵	۲,۸۱۱	۴,۳۲۲	۲,۵۶۵	۲,۲۲۷	۱,۱۱۵	۱,۱۲۶
نرمال بودن متغیر وابسته								
			خطاها					معنی‌داری مدل
KS			انحراف معیار		F	Sig	Adj.R ²	DW
Sig	۰,۹۲۴	۰,۳۶۱	۰,۰۰۰	۰,۹۹۴	۳۶,۰۹۹	۰,۰۰۰	۰,۲۶۳	۱,۹۶۸
(LM)			۰,۶۸۶ ² = χ		۰,۴۰۷ Sig =			

*: معنی‌داری سطح خطای ۵ درصد

با استفاده از مدل ۱، رابطه بین اقلام صورت‌های مالی با بازده آتی سهام به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات ثابت زمانی^۷ مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در نگاره شماره ۲ نشان می‌دهد که بین سود خالص، جریان‌های نقد عملیاتی، سود تقسیمی و اقلام تعهدی با بازده آتی سهام رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. لیکن، بین سود عملیاتی و نسبت بدهی با بازده آتی

سهام رابطه معنی داری وجود ندارد. همچنین براساس نتایج آزمون، آماره فیشر در برازش مدل برابر با ۳۶,۰۹۹ می باشد که در سطح خطای کمتر از ۱٪ معنی دار است. ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل برابر با ۰,۲۶۳ است که نشان می دهد ۲۶,۳ درصد از تغییرات بازده آتی سهام، به وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می شوند.

علاوه بر این، نتایج آزمون پیش فرض های رگرسیون خطی در نگاره مذکور مشاهده می شود. نتایج حاصل از اجرای آزمون استقلال خطاها نشان می دهد که مقدار آماره آزمون دوربین- واتسون، ۱,۹۶۸ است. با توجه به آن که آماره مزبور بین ۱,۵ و ۲,۵ قرار دارد می توان تأیید نمود که خطاها یا تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش بینی شده توسط مدل رگرسیون، مستقل از یکدیگرند. همچنین از آنجا که آماره LM معنی دار نمی باشد، از این طریق نیز می توان نتیجه گرفت که بین خطاها خودهمبستگی وجود ندارد. از این رو اولین پیش فرض استفاده از رگرسیون، مورد تأیید می باشد. تولرانس و عامل تورم واریانس متغیرهای مستقل در نتایج آزمون به ترتیب بیشتر از ۰,۱ و کمتر از ۱۰ بوده و بیانگر عدم وجود هم خطی بین متغیرهای مستقل می باشد. اعداد مربوط به مقادیر استاندارد باقیمانده نشان می دهد که میانگین و انحراف معیار مقادیر به ترتیب صفر و ۰,۹۹۴ است و توزیع خطاها شبیه به توزیع نرمال است. از این رو می توان استنباط نمود که خطاها دارای توزیع نرمال می باشند. آزمون کولموگروف- اسمیرنوف متغیر وابسته در مدل مورد بررسی یعنی بازده سهام نشان می دهد که آماره مزبور برابر با ۰,۹۲۴ می باشد که در سطح خطای ۵٪ دارای توزیع نرمال است.

شایان ذکر است که به به دلیل وجود تحلیل های مشابه در خصوص آزمون پیش فرض های رگرسیون در سایر آزمون فرضیه ها، این مبحث در در مواردی بعدی تکرار نشده است.

نتایج آزمون فرضیه دوم: سازوکارهای راهبری شرکتی

نگاره ۳- نتایج آزمون فرضیه دوم- سازوکارهای راهبری شرکتی

$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1NER_{it} + \alpha_2INSR_{it} + \alpha_3FO_{it} + \alpha_4PO_{it} + \alpha_5SO_{it} + \alpha_6LEV_{it} + \alpha_7SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$								
	Intercept	NER _{it}	INSR _{it}	FO _{it}	PO _{it}	SO _{it}	LEV _{it}	SIZE _{it}
مقدار ضرایب	-۰,۱۹۱	۰,۰۵۲	۰,۱۰۷	۰,۰۹۸	۰,۰۶۴	۰,۰۶۴	-۰,۰۸۹	۰,۰۰۳
آماره t	-۰,۶۲۶	۰,۶۸۳	۱,۸۳۸	۲,۹۶۷	۱,۹۸۲	۱,۸۵۹	-۰,۹۵۳	۰,۲۷۹
p-value	۰,۵۳۱	۰,۴۹۴	۰,۰۶۷	۰,۰۰۳*	۰,۰۴۸*	۰,۰۶۳	۰,۳۴۱	۰,۷۷۹
تولرانس		۰,۹۷۹	۰,۹۸۶	۰,۹۱۶	۰,۸۵۷	۰,۹۱۰	۰,۹۱۸	۰,۸۴۱
عامل تورم واریانس		۱,۰۲۲	۱,۰۱۴	۱,۰۹۱	۱,۱۶۷	۱,۰۹۹	۱,۰۸۹	۱,۱۹۰
	خطاها							معنی داری مدل
میانگین	انحراف معیار			F	Sig	Adj.R ²	DW	
۰,۰۰۰	۰,۹۹۴			۲,۰۴۲	۰,۰۴۸	۰,۰۱۳	۲,۱۱۵	
استقلال خطاها (LM)		۰,۴۷۴ ² = χ		۰,۴۹۰ Sig =				

*: معنی داری در سطح خطای ۵ درصد

با استفاده از مدل ۲، رابطه سازوکارهای راهبری شرکتی با بازده آتی سهام به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات تصادفی زمانی^۱ مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در نگاره ۳ نشان می‌دهد بین مالکیت خانوادگی و مالکیت عمومی غیردولتی با بازده آتی سهام رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. لیکن بین درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره و مالکیت دولتی با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد. همچنین براساس نتایج آزمون، آماره فیشر در برازش مدل برابر با ۲,۰۴۲ می‌باشد که در سطح خطای کمتر از ۵٪ معنی‌دار است. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل برابر با ۰,۰۱۳ است که نشان می‌دهد ۱,۳ درصد از تغییرات بازده آتی سهام، به وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

نتایج آزمون فرضیه سوم: کیفیت افشا

نگاره ۴- نتایج آزمون فرضیه سوم- کیفیت افشا

$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{it} + \alpha_2 TS_{it} + \alpha_3 ASIZE_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 G_{it} + \varepsilon_{it}$						
	Intercept	RS _{it}	TS _{it}	ASIZE _{it}	LEV _{it}	G _{it}
مقدار ضرایب	-۰,۰۱۳	۰,۰۰۱	۰,۰۰۲	۰,۰۰۹	-۰,۲۷۵	-۰,۰۰۲
آماره t	-۰,۱۳۷	۲,۰۰۷	۲,۵۳۳	۰,۵۳۷	-۱,۵۹۵	-۰,۴۱۴
p-value	۰,۸۹۱	۰,۰۴۵*	۰,۰۱*	۰,۵۹۱	۰,۱۱۱	۰,۶۷۹
۲						
تولرانس		۰,۴۹۱	۰,۴۷۶	۰,۲۷۹	۰,۲۷۲	۰,۹۸۴
عامل تورم واریانس		۲,۰۳۶	۲,۰۹۹	۳,۵۹۰	۳,۶۸۳	۱,۰۱۶
خطاها						
میانگین	انحراف معیار			F	Sig	Adj.R ²
۰,۰۰۰	۰,۹۹۵			۸,۰۸۷	۰,۰۰۰	۰,۰۶۹
استقلال خطاها (LM)	$\chi^2 = ۰,۰۷۸$			Sig = ۰,۷۷۹		DW ۱,۸۸۸

معنی‌داری مدل

*: معنی‌دار در سطح خطای ۵ درصد

با استفاده از مدل ۳ رابطه بین ویژگی‌های کیفیت افشا (امتیاز قابلیت اتکا و امتیاز به موقع بودن)، با بازده آتی سهام به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات تصادفی زمانی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در نگاره ۴ نشان می‌دهد که بین امتیاز قابلیت اتکا و امتیاز به موقع بودن اطلاعات مالی شرکت با بازده آتی سهام آن رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. همچنین براساس نتایج آزمون، آماره فیشر در برازش مدل برابر با ۸,۰۸۷ می‌باشد که در سطح خطای کمتر از ۱٪ معنی‌دار است. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل برابر با ۰,۰۶۹ است که نشان می‌دهد ۶,۹ درصد از تغییرات بازده آتی سهام، به وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

نتایج آزمون فرضیه چهارم: کیفیت حسابداری

نگاره ۵- نتایج آزمون فرضیه چهارم- کیفیت حسابداری

$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 AUDSIZE_{it} + \alpha_2 TENU_{it} + \alpha_3 SPEC_{it} + \alpha_4 SIZE_{it} + \alpha_5 BM_{it} + \alpha_6 ERANQ_{it} + \alpha_7 D_{it}/E_{it} + \alpha_8 ROE_{it} + \varepsilon_{it}$									
	Intercept	SIZE _{it} AUD	TENU _{it}	SPEC _{it}	SIZE _{it}	BM _{it}	ERNQ _{it}	D _{it} /E _{it}	ROE _{it}
مقدار ضرایب	۰٫۹۳۵	-۰٫۰۵۲	۰٫۰۳۶	۰٫۰۸۸	-۰٫۰۴۲	-۰٫۰۲۹	۰٫۰۰۱	-۰٫۰۶۶	۰٫۱۵۳
t آماره	۳٫۳۱۲	-۱٫۳۰۷	۴٫۰۰۱	۳٫۱۶۱	-۳٫۳۱۹	-۱٫۶۵۶	۱٫۷۱۹	-۵٫۰۱۰	۳٫۹۸۵
p-value	۰٫۰۰۱*	۰٫۱۶۶	۰٫۰۰۰*	۰٫۰۰۲*	۰٫۰۰۰*	۰٫۱۱۴	۰٫۰۹۹	۰٫۰۰۰*	۰٫۰۰۰*
تولرانس		۰٫۵۶۷	۰٫۸۹۹	۰٫۷۰۸	۰٫۶۵۸	۰٫۷۰۸	۰٫۹۳۴	۰٫۸۴۵	۰٫۶۵۸
عامل تورم واریانس		۱٫۷۶۳	۱٫۱۱۲	۱٫۴۱۳	۱٫۵۲۰	۱٫۴۱۲	۱٫۰۷۱	۱٫۱۸۴	۱٫۵۱۹
	Std. RES	میانگین		انحراف معیار		F	sig	Adj.R ²	DW
		۰٫۰۰۰		۰٫۹۹۱		۱۵٫۶۴۵	۰٫۰۰۰	۰٫۲۷۸	۱٫۹۷۱
	استقلال خطاها (LM)	$\chi^2 = ۰٫۷۱۱$				Sig = ۰٫۴۰۴			

*: معنی دار در سطح خطای ۵ درصد

معنی دار در سطح خطای ۵ درصد

با استفاده از مدل ۴، رابطه بین معیارهای کیفیت حسابداری با بازده آتی سهام به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات ثابت زمانی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در نگاره ۵ نشان می‌دهد که بین متغیرهای دوره تصدی حسابداری و تخصص حسابداری با بازده آتی سهام رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. درحالی که بین اندازه مؤسسه حسابداری با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد. همچنین براساس نتایج آزمون، آماره فیشر در برازش مدل برابر با ۱۵٫۶۴۶ می‌باشد که در سطح خطای کمتر از ۱٪ معنی‌دار است. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل برابر با ۰٫۲۷۹ است که نشان می‌دهد ۲۷٫۹ درصد از تغییرات بازده آتی سهام، به وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

نتایج آزمون فرضیه پنجم: ویژگی‌های بازار سهام شرکت

نگاره ۶- نتایج آزمون فرضیه پنجم- ویژگی‌های بازار سهام

$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_{it} + \alpha_2 SIZE_{it} + \alpha_3 BM_{it} + \alpha_4 P_{it}/E_{it} + \alpha_5 LQ_{it} + \alpha_6 D_{it}/E_{it} + \varepsilon_{it}$									
	Intercept	β_{it}	SIZE _{it}	BM _{it}	P/E _{it}	LQ _{it}	D/E _{it}		
مقدار ضرایب	۰٫۵۹۸	۰٫۰۰۳	-۰٫۰۲۲	-۰٫۰۵۴	-۰٫۰۰۱	۰٫۲۱۲	-۰٫۰۲۲		
t آماره	۱٫۹۶۸	۰٫۵۹۸	-۲٫۲۱۳	-۱٫۳۲۰	-۰٫۶۲۴	۴٫۲۳۲	-۲٫۰۷۳		
p-value	۰٫۰۵۰*	۰٫۵۵۰	۰٫۰۲۷*	۰٫۱۸۷	۰٫۵۳۲	۰٫۰۰۰*	۰٫۰۳۸*		
تولرانس		۰٫۹۴۷	۰٫۷۱۱	۰٫۷۹۴	۰٫۹۱۳	۰٫۷۷۸	۰٫۹۵۱		
عامل تورم واریانس		۱٫۰۵۶	۱٫۴۰۶	۱٫۲۶۰	۱٫۰۹۵	۱٫۲۸۵	۱٫۰۵۲		
	خطاها	میانگین		انحراف معیار		F	Sig	Adj.R ²	DW
	Std. RES	۰٫۰۰۰	۰٫۹۹۵			۴٫۴۳۲	۰٫۰۰۰	۰٫۰۳۳	۱٫۹۶۹
	استقلال خطاها (LM)	$\chi^2 = ۰٫۱۶۲$				Sig = ۰٫۶۸۷			

*: معنی دار در سطح خطای ۵ درصد

با استفاده از مدل ۵، رابطه بین ویژگی‌های بازار سهام با بازده آتی سهام به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات تصادفی زمانی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در نگاره ۶

نشان می‌دهد که بین اندازه شرکت با بازده سهام آن رابطه منفی معنی‌دار و بین نقدشوندگی سهام شرکت با بازده آتی سهام آن رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. اما بین سایر ویژگی‌های بازار سهام با بازده آتی سهام شرکت رابطه معنی‌داری مشاهده نگردید. همچنین براساس نتایج آزمون، آماره فیشر در برازش مدل برابر با ۴,۴۳۲ می‌باشد که در سطح خطای کمتر از ۱٪ معنی‌دار است. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل برابر با ۰,۰۳۳ است که نشان می‌دهد ۳,۳ درصد از تغییرات بازده آتی سهام، به وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

نتایج آزمون فرضیه ششم: عوامل کلان اقتصادی

نگاره ۷- نتایج آزمون فرضیه ششم- عوامل کلان اقتصادی

$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CPI_{it} + \alpha_2 FEX_{it} + \alpha_3 GLD_{it} + \alpha_4 OIL_{it} + \alpha_5 GDP_{it} + \alpha_6 IRB_{it} + \varepsilon_{it}$							
	Intercept	CPI _{it}	FEX _{it}	GLD _{it}	OIL _{it}	GDP _{it}	IRB _{it}
مقدار ضرایب	-۰,۷۵۲	۳,۵۱۵	۶,۶۹۱	-۰,۵۱۲	۰,۲۷۳	۱,۳۹۳	-۰,۹۶۷
آماره t	-۶,۲۰۱	۷,۱۲۷	۵,۳۴۴	-۵,۰۵۵	۳,۰۳۲	۱,۳۶۷	-۲,۹۰۶
p-value	۰,۰۰۰*	۰,۰۰۰*	۰,۰۰۰*	۰,۰۰۰*	۰,۰۰۲*	۰,۱۷۲	۰,۰۰۳*
تولرانس		۰,۴۲۰	۰,۵۹۰	۰,۶۵۵	۰,۵۳۶	۰,۵۷۴	۰,۴۰۱
عامل تورم واریانس		۲,۳۷۸	۱,۶۹۴	۱,۵۲۶	۱,۸۶۶	۱,۷۴۲	۲,۴۹۷
	خطاها						معنی‌داری مدل
Std. RES	میانگین	انحراف معیار		F	Sig	Adj.R ²	DW
	۰,۰۰۰	۰,۹۹۵		۱۸,۹۳۴	۰,۰۰۰	۰,۱۴۵	۲,۱۵۲
(LM)	استقلال خطاها	$\chi^2 = ۰,۰۰۰$		Sig = ۰,۹۸۴			

*: معنی‌دار در سطح خطای ۵ درصد

با استفاده از مدل ۶، رابطه بین عوامل کلان اقتصادی با بازده آتی سهام به روش رگرسیون خطی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در نگاره ۷ نشان می‌دهد که به جز متغیر تولید ناخالص داخلی، سایر عوامل کلان اقتصادی آزمون شده با بازده آتی سهام رابطه معنی‌دار دارند. این رابطه در مورد تغییرات قیمت سکه بهار آزادی و نرخ اوراق مشارکت منفی است. در مورد سایر عوامل آزمون شده رابطه مثبت معنی‌دار مشاهده گردید. همچنین براساس نتایج آزمون، آماره فیشر در برازش مدل برابر با ۱۸,۹۳۴ می‌باشد که در سطح خطای کمتر از ۱٪ معنی‌دار است. همچنین ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل برابر با ۰,۱۴۵ است که نشان می‌دهد ۱۴,۵ درصد از تغییرات بازده آتی سهام، به وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

یافته‌های حاصل از سنجش برازندگی سازه مدل با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل مسیر

نتایج مندرج در بخش اول، یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق را نشان داد. مطابق با این یافته‌ها، شاخص‌هایی که رابطه معنی‌دار با بازده آتی سهام دارند، مشخص شد. بر این اساس، متغیرهای سود خالص، خالص جریان‌های نقد عملیاتی، ارقام تعهدی و سود تقسیمی از گروه صورت‌های مالی، متغیرهای مالکیت خانوادگی و مالکیت عمومی غیردولتی از گروه سازوکارهای راهبری شرکتی، متغیرهای امتیاز قابلیت اتکا و امتیاز به موقع بودن اطلاعات از

گروه کیفیت افشا، متغیرهای دوره تصدی حسابرِس و تخصص حسابرِس از گروه کیفیت حسابرِس، متغیرهای اندازه شرکت و نقدشوندگی سهام از گروه ویژگی‌های بازار سهام و متغیرهای شاخص بهای مصرفی، شاخص نرخ ارز، شاخص قیمت سکه، شاخص قیمت نفت و نرخ اوراق مشارکت از گروه عوامل کلان اقتصادی، دارای روابط معنی‌دار با بازده سهام می‌باشند. برای تعیین برازندگی این روابط به صورت همزمان و ارزیابی روایی تحقیق و به منظور نشان دادن وجود رابطه معنی‌دار بین متغیرهای مشاهده شده و عوامل مورد نظر، از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده گردید. در این تحلیل‌ها، مقدار بار عاملی نشان می‌دهد که نخست، هر متغیر چه میزان با عامل غیرقابل مشاهده مورد بررسی رابطه دارد و دوم، آیا این رابطه معنی‌دار می‌باشد یا خیر. به عبارت دیگر، آیا متغیرهای معرفی شده برای هر عامل به صورت معنی‌دار معرف آن عامل بوده است یا خیر.

در تحلیل عاملی تأییدی برای آزمون معنی‌داری متغیرهای مورد نظر از آماره t استفاده شده است. از این رو، متغیرهایی که دارای مقادیر بزرگتر از ۱,۹۶ هستند از لحاظ آماری معنی‌دار هستند (هومن، ۱۳۹۰). نتایج مربوط به بررسی معنی‌داری متغیرها در تحلیل عاملی تأییدی در نگاره شماره ۷ ارائه شده است.

نگاره ۸- بارهای عاملی و معنی‌داری روابط بین متغیرهای مشاهده شده و عوامل مکنون

متغیر مشاهده شده	مقادیر استاندارد شده (بارهای عاملی)				ضریب تعیین
	صورت‌های مالی	راهبری شرکتی	کیفیت افشا	کیفیت حسابرِس	
	عوامل	ویژگی‌های بازار سهام	عوامل کلان اقتصادی	مقدار t	
NI	۰,۸۱			۱۵,۱۱	۰,۲۸
OCF	۰,۴۶			۱۲,۱۶	۰,۳۲
ACC	۰,۲۳			۱۱,۴۲	۰,۴۸
DIV	۰,۳۳			۱۵,۴۴	۰,۵۵
FO		۰,۳۸		۱۵,۲۱	۰,۲۴
PO		۰,۵۵		۱۵,۵۵	۰,۳۳
RS			۰,۷۲	۱۲,۷۵	۰,۴۲
TS			۰,۴۴	۱۴,۶۵	۰,۳۳
TENU			۰,۲۴	۱۵,۱۱	۰,۳۸
SPEC			۰,۴۲	۱۴,۱۳	۰,۱۵
SIZE			۰,۸۱	۱۳,۱۱	۰,۳۳
LQ			۰,۷۵	۱۵,۶۲	۰,۴۲
CPI			۰,۴۲	۱۴,۰۲	۰,۵۵
FEX			۰,۳۳	۱۳,۵۵	۰,۶۲
GLD			۰,۴۰	۱۴,۲۱	۰,۳۱
OIL			۰,۳۳	۱۰,۱۵	۰,۳۵
IRB			۰,۲۴	۱۴,۳۳	۰,۴۲

مطابق با نگاره ۸، آماره t برای تمام ضرایب متغیرها بالاتر از ۱,۹۶ است که نشان می‌دهد روابط پیش‌بینی شده بین متغیرها و عوامل مکنون در این تحقیق مناسب بوده و متغیرهای مورد بررسی

به درستی در عوامل شش‌گانه دسته‌بندی شده‌اند. به عبارت دیگر، روابط در نظر گرفته شده در مبانی نظری تحقیق مورد تأیید قرار گرفت.

علاوه بر این، به منظور ارزیابی برازندگی ساختار مورد استفاده در تحلیل عاملی تأییدی از شاخص نیکویی برازش (GFI) استفاده شد. هرچه این شاخص نزدیکتر به یک باشد، این ساختار با داده‌های مورد استفاده برازش بهتری دارد. در این تحقیق، شاخص GIF با مقدار ۰,۹۴ نزدیک به یک می‌باشد که نشان می‌دهد برازش خوبی در این زمینه وجود دارد و داده‌ها به نحو مناسبی روابط مذکور را تأیید می‌کنند. از سوی دیگر، شاخص ریشه میانگین مجذورات خطای برآورد (RMSEA) یکی دیگر از آماره‌های سنجش برازش مدل‌های تحلیل عاملی تأییدی می‌باشد. هرچه قدر این آماره کوچک‌تر و نزدیک به صفر باشد، نشان‌دهنده برازش مناسب روابط است. با توجه به این که در این تحقیق شاخص RMSEA بالغ بر ۰,۰۴۴ و نزدیک به صفر می‌باشد، نیکویی برازش مجدداً مورد تأیید قرار می‌گیرد.

معنی‌داری روابط بین عوامل غیرقابل مشاهده (مکنون) و متغیر وابسته (بازده آتی سهام) با استفاده از تحلیل مسیر بررسی شد که نتایج آن در نگاره شماره ۹ ارائه شده است.

نگاره ۹- معنی‌داری ضرایب مدل مسیر

مسیر	ضریب بتا (Beta)	S.E.	t آماره	سطح معناداری
صورت‌های مالی ← پیش بینی بازده	۰,۸۲	۰,۲۸	۱۴,۲۲	*۰,۰۰۰
راهبری شرکتی ← پیش بینی بازده	۰,۲۵	۰,۳۳	۱۳,۸۴	*۰,۰۰۵
کیفیت افشاء ← پیش بینی بازده	۰,۴۱	۰,۴۱	۱۵,۱۲	*۰,۰۰۰
کیفیت حساسرسی ← پیش بینی بازده	۰,۱۹	۰,۳۹	۱۵,۳۶	*۰,۰۰۰
ویژگی‌های بازار سهام ← پیش بینی بازده	۰,۵۰	۰,۲۴	۱۳,۴۱	*۰,۰۰۹
عوامل کلان اقتصادی ← پیش بینی بازده	۰,۳۳	۰,۲۹	۱۴,۴۵	*۰,۰۰۰

ضرایب مسیر هر یک از عوامل مشاهده‌ناپذیر و آماره t مربوط به آن‌ها در نگاره ۹ نشان می‌دهد که عوامل مورد بررسی در این تحقیق که شامل متغیرهای معنی‌دار (با توجه به تحلیل عاملی تأییدی) می‌باشند دارای توانایی لازم برای پیش‌بینی بازده آتی سهام هستند و این توانایی با توجه به این که آماره t تمامی مسیرها بیش از ۱,۹۶ می‌باشد ($pvalue < 0.00$)، از لحاظ آماری معنی‌دار است. در نتیجه می‌توان گفت که متغیرهای مشاهده شده در این تحقیق با توجه به تحلیل عاملی تأییدی تبیین‌کننده‌های مناسبی برای عوامل شش‌گانه بوده و این عوامل نیز خود با توجه به تحلیل مسیر صورت گرفته دارای رابطه معنی‌دار با بازده آتی سهام می‌باشند. به عبارت دیگر، سازه مورد استفاده در این تحقیق، دارای برازندگی مناسب می‌باشد.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادها

در این تحقیق، رابطه ۲۸ متغیر در قالب شش گروه صورت‌های مالی، سازوکارهای راهبری شرکتی، کیفیت افشا، کیفیت حسابرسی، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی با بازده آتی سهام مورد بررسی قرار گرفت.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد که بین سود خالص، جریان‌های نقد عملیاتی، سود تقسیمی و ارقام تعهدی با بازده آتی سهام رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق کاروناراتن و راجاپاکس (۲۰۱۲)، داسیلاس و لونتینز (۲۰۱۱) و مجتهدزاده و قدرتی (۱۳۹۱) مطابقت دارد. لیکن، بین سود عملیاتی و نسبت بدهی با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق کاروناراتن و راجاپاکس (۲۰۱۲) و حجازی و همکاران (۲۰۱۱) مغایرت و با نتایج تحقیق پناهیان و مجتهدی (۱۳۸۷) و ایزری و بهرامی‌کیا (۱۳۸۲) مطابقت دارد. در رابطه با عدم معنی‌داری سود عملیاتی می‌توان گفت که در ایران سرمایه‌گذاران گاهی در هنگام استفاده از صورت سود و زیان تنها به مبلغ سود خالص توجه نشان می‌دهند و به اجزای صورت سود و زیان مانند سود عملیاتی و سود غیرعملیاتی توجه قابل ملاحظه‌ای ندارند. همچنین ممکن است یکی از دلایل عدم معنی‌داری سود عملیاتی، آزمون همزمان ارتباط بین سود خالص و سود عملیاتی با بازده آتی سهام باشد که موجب کم‌رنگ شدن نقش سود عملیاتی در پیش‌بینی بازده سهام شده است.

عدم معنی‌داری نسبت بدهی به این معنی است که سرمایه‌گذاران به ساختار سرمایه شرکت واکنش بااهمیتی نشان نمی‌دهند. یکی از دلایل این موضوع می‌تواند دستوری بودن نرخ‌های تأمین مالی در اقتصاد کشور باشد؛ چرا که مدیران دیگر حق انتخاب زیادی در خصوص اخذ تسهیلات با نرخ‌های متفاوت نداشته و بانک‌ها نیز براساس ریسک هر شرکت، نرخ متفاوتی در نظر نمی‌گیرند. علاوه بر این، استمهال تسهیلات از سوی بانک‌ها برای شرکت‌ها به امری رایج تبدیل شده است که این موضوع نیز می‌تواند اهمیت و نقش ساختار سرمایه در تجزیه و تحلیل وضعیت شرکت از سوی سرمایه‌گذاران را کاهش دهد.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه دوم نشان داد که بین مالکیت خانوادگی و مالکیت عمومی غیردولتی با بازده آتی سهام رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق لی و لین (۲۰۱۰) و اندرو و همکاران (۲۰۱۲) مطابقت دارد. لیکن بین درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره، درصد سهامداران نهادی و مالکیت دولتی با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق کلاسنس و یارتوگلو (۲۰۱۳) و موسوی و همکاران (۲۰۱۱) مغایرت و با برخی از نتایج تحقیق ملکی و همکاران (۱۳۹۲) و طالب‌نیا و محمدزاده (۱۳۸۴) مطابقت دارد. در رابطه با عدم معنی‌داری درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره می‌توان گفت، با توجه به این که اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره در کشور دارای کارکرد مشابهی با اعضای

مستقل هیئت‌مدیره در سایر کشورها نمی‌باشند به طور واقعی نیز نقش کمرنگی در راهبری شرکت‌ها ایفا می‌کنند. به عنوان مثال، عضو مستقل هیئت‌مدیره در سایر کشورها معمولاً رئیس هیئت‌مدیره بوده و نقش قابل ملاحظه‌ای در تصمیم‌گیری‌های هیئت‌مدیره دارد؛ این درحالی است که در کشورمان اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره معمولاً نقش قابل توجهی در هیئت‌مدیره ایفا نمی‌کنند. اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره تنها زمان محدودی (تعداد جلسات محدود) را در شرکت‌های تحت نظارت خود سپری می‌کنند و معمولاً امور اجرایی شرکت با نظارت و سرپرستی اعضای موظف هیئت‌مدیره به سرانجام می‌رسد. همچنین با عنایت به این که براساس مفاد اساسنامه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس به داشتن حداقل یک عضو غیرموظف هیئت‌مدیره بسنده شده است، طبیعی به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاران نسبت به درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره واکنش معنی‌داری نشان ندهند. در رابطه با نقش سهامداران نهادی از منظر سرمایه‌گذاران نیز می‌توان گفت که همه سهامداران نهادی انگیزه‌ای برای دخالت در امور شرکت‌ها را نداشته و صرفاً به سودآوری و کسب منافع کوتاه‌مدت خود می‌اندیشند. علاوه بر این، سهامداران نهادی به دلیل نیاز به تغییر در پرتفوی برای بهبود عملکرد خود، زمان و منابع کافی برای دخالت در نظارت بر شرکت‌های موجود در پرتفوی خود را در اختیار ندارند. از سوی دیگر، با توجه به نوباد بودن مباحث مربوط به سازوکارهای راهبری شرکتی در کشور، اهمیت و تأثیرگذاری این عوامل به طور کافی برای سرمایه‌گذاران مشخص نبوده و ممکن است در تحلیل‌های خود به آن‌ها توجه لازم را نداشته باشند.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه سوم نشان داد که بین امتیاز قابلیت اتکا و امتیاز به‌موقع بودن اطلاعات مالی شرکت با بازده آتی سهام آن رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق ان‌جی و همکاران (۲۰۱۲) و دی‌باسکی و جیل (۲۰۱۱) مطابقت دارد. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه چهارم نشان داد که بین متغیرهای دوره تصدی حسابرس و تخصص حسابرس و بازده آتی سهام رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق باکر و تانیت (۲۰۱۱) و کارسن (۲۰۰۹) مطابقت دارد. درحالی که بین اندازه مؤسسه حسابرسی و طبقه مؤسسه حسابرسی با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق بوگجا (۲۰۱۱) مغایرت و با برخی از نتایج تحقیق سجادی و همکاران (۱۳۹۲) مطابقت دارد. به نظر می‌رسد از دلایل عدم وجود رابطه معنی‌دار بین اندازه مؤسسه حسابرسی و طبقه آن با بازده سهام می‌توان به حسابرسی اکثر شرکت‌های حاضر در نمونه تحقیق توسط حسابرسان دولتی یا حاکمیتی، نبود پاسخ‌خواهی مناسب از حسابرسان در کشور، پایین بودن نقش بیمه‌ای حسابرسان در کشور و متفاوت بودن قوانین و مقررات مربوطه در این خصوص اشاره کرد. همچنین بررسی‌های صورت گرفته نشان می‌دهد که مؤسسات حسابرسی بزرگ در کشور گاهی نسبت به برون‌سپاری قراردادهای حسابرسی خود به مؤسسات حسابرسی کوچک

اقدام می‌نمایند. از این رو امضای گزارش حسابرسی از سوی مؤسسات بزرگ لزوماً به معنای انجام حسابرسی توسط آن‌ها نبوده و این موضوع می‌تواند باعث کاهش کیفیت کار حسابرسی مؤسسات بزرگ گردد.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه پنجم نشان داد که بین اندازه شرکت با بازده سهام آن رابطه منفی معنی‌دار و بین نقدشوندگی سهام شرکت با بازده آتی سهام آن رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق لیسچسکی و ورونکوا (۲۰۱۲) و هاید و شریف (۲۰۱۰) مطابقت دارد. اما بین سایر ویژگی‌های بازار سهام با بازده آتی سهام شرکت رابطه معنی‌داری مشاهده نگردید. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق لام و تام (۲۰۱۱)، بائوئر و همکاران (۲۰۱۰) و رحمانی و همکاران (۲۰۰۶) مغایرت و با برخی از نتایج تحقیق سون (۲۰۱۲) و قائمی و طوسی (۱۳۸۵) مطابقت دارد. خطاهای موجود در بتا (ریسک سیستماتیک) به دلیل محاسبه با استفاده از اطلاعات تاریخی ممکن است یکی از دلایل عمده عدم معنی‌داری رابطه بین بتا و بازده سهام باشد. بتای تاریخی الزاماً دربرگیرنده همه ریسک‌های سیستماتیک پیش‌رو نمی‌باشد؛ این درحالی است که بازار همزمان با تغییر شرایط ریسک‌های جدید را شناسایی کرده و نسبت به آن‌ها واکنش نشان می‌دهد. همچنین با توجه به شرایط خاص بازار اوراق بهادار در ایران و فراوانی بالای روزهایی که قیمت یک سهم به دلایل مختلف از قبیل توقف طولانی‌مدت نماد معاملاتی و وجود صف‌های خرید و فروش، مشخص نمی‌باشد، مشکلات مربوط به خطای محاسبه بتا شدت می‌یابد و این معیار نقش خود را در تبیین بازده سهام از دست می‌دهد. علاوه بر این، تفاوت زیاد بین ارزش‌های دفتری و ارزش بازار به دلیل وجود تورم بالا موجب شده است که نسبت ارزش دفتری به بازار کارایی خود را در قیمت‌گذاری سهام از دست داده است. در رابطه با عدم وجود رابطه معنی‌دار بین نسبت P/E و بازده سهام، برخی از محققین اعتقاد دارند که این نسبت حاکی از انتظارات سرمایه‌گذاران نسبت به آینده بلندمدت شرکت می‌باشد و از این رو بین این نسبت با بازده سال‌های آینده در کوتاه‌مدت رابطه‌ای وجود نخواهد داشت. همچنین نسبت قیمت به عایدی مورد استفاده در بازار اوراق بهادار کشور نسبت مبتنی بر سود پیش‌بینی شده می‌باشد نه سودهای واقعی؛ به همین دلیل سرمایه‌گذاران ممکن است از نسبت P/E آینده‌نگر (قیمت سهام نسبت به سود پیش‌بینی شده) در تحلیل‌های خود استفاده کنند.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه ششم نشان داد که به جز متغیر تولید ناخالص داخلی، سایر عوامل کلان اقتصادی آزمون شده با بازده آتی سهام رابطه معنی‌دار دارند. این نتایج با برخی از نتایج تحقیقات آروری و همکاران (۲۰۱۳)، بویوکزالواری (۲۰۱۰)، آرجوب و همکاران (۲۰۰۹) و مشایخ و مرادخانی (۱۳۸۸) مطابقت دارد. لیکن نتیجه مربوط به عدم وجود رابطه معنی‌دار بین تولید ناخالص داخلی و بازده آتی سهام با نتیجه تحقیق وید و می (۲۰۱۳) مغایرت و با برخی از نتایج تحقیق پورحیدری و پهلوان (۱۳۸۷) مطابقت دارد. پولی بودن اقتصاد کشور

می‌تواند یکی از مهم‌ترین دلایل عدم معنی‌داری تولید ناخالص داخلی به عنوان یک متغیر حقیقی اقتصاد باشد. در این رابطه پژوهان و عزیزی (۱۳۷۸) نیز بیان کرده‌اند که متغیرهای حقیقی در اقتصاد کشور دارای تأثیر کمتری بر قیمت سهام نسبت به متغیرهای پولی می‌باشند که این خود نشان‌دهنده پولی بودن اقتصاد کشور است.

همچنین یکی دیگر از دلایل عدم وجود رابطه معنی‌دار بین متغیر تولید ناخالص داخلی و بازده آتی سهام این است که معمولاً بین تولید ناخالص داخلی و نقدینگی رابطه‌ای وجود ندارد و بازار اوراق بهادار بیشتر از این که با تولید ناخالص داخلی رابطه داشته باشد تحت تأثیر نقدینگی قرار می‌گیرد. از این‌رو، بازده سهام رابطه با اهمیتی با تولید ناخالص داخلی ندارد. از سوی دیگر به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران بدون در نظر گرفتن عملکرد اقتصادی کشور در بازار اوراق بهادار به فعالیت می‌پردازند و بیشتر از عملکرد اقتصادی از هیجان‌های مربوط به تورم، قیمت نفت و تصمیم‌گیری‌های مرتبط با بازارهای رقیب بازار اوراق بهادار تأثیر می‌پذیرند.

در پایان، با توجه به نتایج تحلیل همبستگی، تحلیل عامل تأییدی و تحلیل مسیر، می‌توان گفت که متغیرهای تأیید شده فوق‌الذکر به صورت همزمان با بازده آتی سهام رابطه معنی‌دار دارند. همچنین عوامل و طبقه‌های انتخاب شده (شش گروه) پیش‌بینی‌کننده‌های مناسبی از بازده آتی سهام می‌باشند. علاوه بر این با توجه به نتایج این تحقیق در قسمت تحلیل مسیر (تحلیل رابطه بین عوامل مکنون و بازده آتی سهام) مشاهده می‌شود که از بین عوامل صورت‌های مالی، کیفیت افشا، راهبری شرکتی، کیفیت حسابرسی، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی، مهمترین قلم در پیش‌بینی بازده سهام عوامل صورت‌های مالی می‌باشد.

با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق مبنی بر اهمیت صورت‌های مالی در امر پیش‌بینی بازده سهام، می‌توان به سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران توصیه نمود که در انجام معاملات خود در بازار سرمایه از تحلیل‌های بنیادی غفلت نکنند؛ چراکه نتیجه این تحقیق نشان داد که صورت‌های مالی و حرفه حسابداری سهم قابل توجهی در بازار اوراق بهادار دارد و تحلیل بنیادی در پیش‌بینی بازده سهام می‌تواند کارساز باشد.

همچنین به محققین آتی پیشنهاد می‌شود کارایی بازار اوراق بهادار در سطح متوسط را با استفاده از آخرین داده‌های در دسترس از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی و آزمون قرار دهند. علاوه بر این، انجام این تحقیق با در دست داشتن اطلاعات دیگر بازارهای بورس اوراق بهادار در سایر کشورها توصیه می‌شود.

این پژوهش نیز همانند هر پژوهش دیگری در مسیر خود با محدودیت‌هایی مواجه بود که موجب می‌شود تفسیر نتایج آن با احتیاط صورت پذیرد. از جمله آنکه برای انتخاب متغیرها در هر یک از شش عامل مورد بررسی در این تحقیق، عمدتاً به نتایج تحقیقات قبلی اتکا شد، این درحالی که است که سایر متغیرها که در تحقیقات قبلی کمتر مورد تأکید قرار گرفته‌اند نیز ممکن است در

پیش‌بینی بازده سهام نقش قابل ملاحظه‌ای داشته باشند و این امر می‌تواند نتایج تحقیق را دستخوش تغییر قرار دهد. اگرچه محققین بر این باورند که این محدودیت‌ها بر روایی و پایایی نتایج پژوهش به شکل معنی‌داری اثرگذار نیستند. ضمناً در این خصوص پیشنهاد می‌شود که این تحقیق مجدداً با کسب نظرات خبرگان حرفه حسابداری، مالی و بازار سرمایه انجام شود تا متغیرهایی که احتمالاً تأثیرگذار بوده اما در این تحقیق مورد بررسی قرار نگرفته است، شناسایی شوند.

هم‌چنین به دلیل عدم وجود اطلاعات مربوط به رتبه‌بندی موسسات حسابرسی در سال‌های قبل از ۱۳۹۱، نتایج رتبه‌بندی سال ۱۳۹۱، به سال‌های قبل تعمیم داده شد.

یادداشت‌ها

- | | |
|-----------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 1-www.codal.ir | 6-Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) |
| 2-Webster | 7-Time-Fixed Effect Model |
| 3-Sri Lankan | 8-Time-Random Effect Model |
| 4-initial public offerings (IPOS) | ۹- شایان ذکر است که برای آزمون مدل دو متغیر درصد تغییرات قیمت مسکن و درصد تغییرات پایه پولی نیز در نظر گرفته شدند که با توجه به وجود هم‌خطی بالا با سایر متغیرهای مستقل، در نهایت از آزمون کنار گذاشته شدند |
| 5-Goodness of fit index (GFI) | |

کتابنامه

۱. ابزری، مهدی و بهرامی کیا، قاسم، (۱۳۸۲)، بررسی تأثیر ساختار سرمایه بر هزینه سرمایه و قیمت بازاری سهام شرکت‌های صنایع غذایی، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه اصفهان.
۲. امیدپور، رضا، (۱۳۹۱)، بررسی رابطه نوسانات قیمت نفت و بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران، دوماهنامه بررسی‌های بازرگانی، ۵۲: ۱۰۰-۱۱۲.
۳. پژوهیان، جمشید و عزیزی، احمد، (۱۳۷۸)، شناسایی متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر شاخص قیمت سهام، پایان‌نامه دکتری دانشگاه علامه طباطبائی.
۴. پناهیان، حسین و مجتهدی، پیام، (۱۳۸۷)، بررسی رابطه بین نسبت بدهی و هزینه سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بصیرت، ۱۵ (۳۹): ۵۵-۸۰.
۵. تقوی، مهدی و محمدزاده، امیر، (۱۳۸۱)، واکنش بازار سرمایه نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی، پژوهشنامه اقتصادی، ۲(۷): ۱۳-۶۶.
۶. تقوی، مهدی و بیابانی، شاعر، (۱۳۸۲)، اثرات تغییر نرخ ارز بازار آزاد و جریان نقد آتی بر ارزش سهام شرکت‌های سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشنامه اقتصادی، ۳ (۱۱): ۱۳-۳۷.

۷. حساس یگانه، یحیی، ولی‌زاده لاریجانی، اعظم و محمدی، امیر، (۱۳۹۱)، بررسی تأثیر تخصص صنعت حسابرسان بر گزارشگری مالی و واکنش بازار سرمایه، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۵ (۱۹): ۴۳-۶۴.

۸. حساس یگانه، یحیی و سلیمی، محمد جواد، (۱۳۹۰)، مدلی برای رتبه‌بندی حاکمیت شرکتی در ایران، مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۸ (۳۰): ۱-۳۶.

۹. سرمد، زهره، عباس بازرگان و الهه حجازی، (۱۳۹۱)، روش‌های تحقیق در علوم رفتاری، انتشارات آگاه.

۱۰. کردستانی، غلامرضا و علوی، مصطفی، (۱۳۸۹)، بررسی رابطه بین شفافیت سود حسابداری و هزینه سرمایه سهام عادی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی.

۱۱. مجتهدزاده، ویدا و قدرتی، مونا، (۱۳۹۱)، اثر بی‌قاعدگی اقلام تعهدی بر قیمت‌گذاری شرکت‌ها، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۳ (۱۰): ۱۱۹-۱۳۵.

۱۲. مشایخ، شهناز و حاجی‌مرادخانی، حدیثه، (۱۳۸۸)، بررسی رابطه نرخ تورم، نرخ سود تضمین‌شده و بازده طلا بر بازار سهام ایران، تحقیقات حسابداری، ۱ (۴): ۱-۱۸.

۱۳. هومن، حیدرعلی، (۱۳۹۰)، مدل‌یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم‌افزار لیزرل، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).

14. Admati, A., Pfleiderer, p. (2000). Forcing Firm to Talk: Financial Disclosure Regulation and Externalities. *Review of Financial Studies*, 13(3): 479-519 .

15. Al-Akra, M and Ali, M. J, (2012), The value relevance of corporate voluntary disclosure in the Middle-East – The case of Jordan, *Journal of Accounting and Public policy*, 31(5): 533-549 .

16. Arkan, T. (2016). The Importance of Financial Ratios in Predicting Stock Price Trends: A Case Study in Emerging Markets. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia* 79 (1): 13-26.

17. Arouri, M. E. H., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2015). World gold prices and stock returns in China: insights for hedging and diversification strategies. *Economic Modelling*, 44, 273-282.

18. ASX, C. G. C, (2010), *Corporate Governance Principles and Recommendations*, Australian Securities Exchange .

19. Baker, R. A and Al-Thuneibat, A, (2011), Emerald Article: Audit tenure and the equity risk premium: evidence from Jordan, *International Journal of Accounting and Information Management*, 19(1): 5-23 .

20. Bauer, R, Cosemans, M and Schotman, P.C, (2010), Conditional asset pricing and stock market anomalies in Europe, *European Financial Management*, 16 (2): 165-190 .

21. Bird, R, Reddy, K and Yeung, D, (2011), the relationship between uncertainty and the market reaction to information: How Is It Influenced by Market and Stock-Specific Characteristics?, working paper series: The Paul Woolley Centre for Capital Market Dysfunctionalities, UTS, 1: 1-41.
22. Black, B. S., De Carvalho, A. G., & Gorga, É. (2012). What matters and for which firms for corporate governance in emerging markets? Evidence from Brazil (and other BRIK countries). *Journal of Corporate Finance*, 18(4):934-952.
23. Bugeja, M, (2011), Takeover premiums and the perception of auditor independence and reputation, *The British Accounting Review*, 43 (4): 278-293 .
24. Bushman, R and Piotroski, J. D. S. A. J, (2004), What Determines Corporate Transparency?, *Journal of Accounting Research*, 42(2): 207- 252 .
25. Büyükkşalvarcı, A, (2010), The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey, *European Journal of Social Sciences*, 14(3): 404-416 .
26. Carson, E, (2009), Industry Specialization By Global Audit Firm Network, *The Accounting Review*, 84(2):355- 382 .
27. Chi, W, Huang, H, Liao, Y and Xie, H, (2009), Mandatory audit partner rotation, audit quality, and market perception: Evidence from Taiwan, *Contemporary Accounting Research*, 26(2):359-391.
28. Chuang, W. I, Liu, H. H and Susmel, R, (2012), The bivariate GARCH approach to investigating the Relation Between Stock Returns, Trading Volume , and Return Volatility, *Global Finance Journal*, 23(1): 1-15 .
29. Claessens, S., & Yurtoglu, B. B. (2013). Corporate governance in emerging markets: A survey. *Emerging markets review*, 15:1-33.
30. Dasilas, A and Leventis, S, (2011), Stock market reaction to dividend announcements: Evidence from the Greek stock market, *International Review of Economics and Finance*, 20(2): 302-311 .
31. Dzingai, I., & Fakoya, M. B. (2017). Effect of Corporate Governance Structure on the Financial Performance of Johannesburg Stock Exchange (JSE)-Listed Mining Firms. *Sustainability*, 9(6): 867.
32. Ebrahimi, M and Aghaei Chadegani, A, (2011), The Relationship between Earning, Dividend, Stock Price and Stock Return: Evidence from Iranian Companies, *International Conference on Humanities, Society and Culture*, Singapore .
33. EZZINE, H. (2011). A cross Saudi firm Analysis of the impact of corporate governance on the stock price performance during the recent financial crisis. *SABIC Chair for IFMS*.
34. Fernando, G. D., Fernando, G. D., Thevaranjan, A., & Thevaranjan, A. (2017). Impact of audit quality on the components of executive cash compensation. *Journal of Centrum Cathedra*, 10(1): 49-62.

35. FRC, (2010), The UK Corporate Governance Code .
36. Glezakos, M, Mylonakis, J and Kafouros, C, (2012), The Impact of Accounting Information on Stock Prices: Evidence from the Athens Stock Exchange, *International Journal of Economics and Finance*, 4 (2):56-68 .
37. Glezakos, M., Mylonakis, J., and Kafouros, C. (2012). The Impact of Accounting Information on Stock Prices: Evidence from the Athens Stock Exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 4 (2):56-68 .
38. Gunny, K, Krishnan, G. V and Zhang, T. C, (2007), Is Audit Quality associated with Auditor tenure, industry expertise and fee? Evidence from PCAOB opinions, <http://ssrn.com/abstract=1015089> .
39. Hassan, O. M. G, Romilly, P, Giorgioni, G and Power, D, (2009), The value relevance of disclosure: Evidence from the emerging capital market of Egypt, *The International Journal of Accounting*, 44 (1):79-102.
40. Hearn, B, (2011), Size and liquidity effects in Japanese regional stock markets, *Journal of the Japanese and International Economies*, 25 (2): ۱۵۷-۱۸۱.
41. Hejazi, R, Jafari, M and Karimi, A, (2011), The Information content of Accounting Variables In Companies listed in Tehran Stock Exchange (TSE), *Business Management Dynamics*, 1(2): 32-38 .
42. Hellström, K. (2006). The value relevance of financial accounting information in a transition economy: The case of the Czech Republic. *European accounting review*, 15(3): 325-349.
43. Heo, J and Yong, J, (2016), Stock Price Prediction Based on Financial Statements Using SVM, *International Journal of Hybrid Information Technology*, 9(2):57-66.
44. Hirshleifer, D, Hou, K and Teoh, S. H, (2009), Accruals, cash flows, and aggregate stock returns, *Journal of Financial Economics*, 91(3): 389-406 .
45. Hyde, S and Sherif, S, (2010), Tests of the conditional asset pricing model: further evidence from the cross-section of stock returns. *International Journal of Finance & Economics*, 15 (2): 198-211 .
46. Izedonmi, P. F and Abdullahi, I. B, (2011), The Effects of Macroeconomic Factors on the Nigerian Stock Returns: A Sectoral Approach, *Global Journal of Management and Business Research*, 11(7): 24-30 .
47. Karunarathne, W. V. A. D and Rajapakse, R. M. D. A. P, (2012), The Value Relevance Of Financial statements Information: With Special Reference To The Listed Companies In Colombo Stock Exchange, 3rd International Conference On Business And Information .
48. Kinda, A., & Menninger, F. (2017). Corporate Governance and Equity Risk.

49. Kothari, S. P, (2001), Capital markets research in accounting, *Journal of Accounting and Economics* 31(1-3): 105-231.
50. Lam, K. S and Tam, L. K, (2011), Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market, *Journal of Banking and Finance*, 35 (9): 2217–2230 .
51. Lee, (2011), The world price of liquidity risk, *Journal of Financial Economics*, 99 (1): 136–161 .
52. Lee, Lin, C, (2010), An accounting-based valuation approach to valuing corporate governance in Taiwan, *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 6(2): 47–60 .
53. Lischewski, J and Voronkova, S, (2012), Size, value and liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market, *Emerging Markets Review*, 13(1): 8–25 .
54. Malkiel, B and Jun, D, (2009), The value effect and the market for Chinese stocks, *Emerging Markets Review*, 10(4):227–241 .
55. Mohamad, W.S and Elewa, M.M, (2016), The Impact of Corporate Governance on Stock Price and Trade Volume, *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 6(2): 27-44.
56. Morey, M, Gottesman, A, Baker, E and Goldridge, B, (2009), Does better corporate governance result in higher valuations in emerging markets? Another examination using a new data set, *Journal of Banking & Finance*, 33(2): 254–262 .
57. Hussainey, K., & Mouselli, S. (2010). Disclosure quality and stock returns in the UK. *Journal of Applied Accounting Research*, 11(2):154-174.
58. Ng, J., Tuna, I., & Verdi, R. (2013). Management forecast credibility and underreaction to news. *Review of Accounting Studies*, 18(4): 956-986.
59. Ohlson, J. A, (1995), Earnings, book values, and dividends in security valuation, *Contemporary Accounting Research*, 11: 661-688 .
60. Oskenbayev, Y, Yilmaz, M and Chagirov, D, (2011), The impact of macroeconomic indicators on stock exchange performance in Kazakhstan, *African Journal of Business Management*, 5 (7): 2985-2991 .
61. Palmrose, Z. V, (1986), Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence, *Journal of Accounting Research*, 24: 97-110.
62. Peng, M. W and Jiang, Y, (2010), Institutions Behind Family Ownership and Control in Large Firms, *Journal of Management Studies*, 47(2): 253- 273 .
63. Rahmani, A, Sheri, S and Tajvidi, E, (2006), Accounting Variables, Market Variables and Stock Return in Emerging Markets : Case of Iran, <http://ssrn.com/abstract=947288> .

64. Rjoub, H, Tu`rsoy, T and Gu`nnsel, N, (2009), The effects of macroeconomic factors on stock returns: Istanbul Stock Market, *Studies in Economics and Finance*, 26 (1): 36-45 .
65. Robu, M.A and Robu, I.B, (2015), The Influence of the Audit Report on the Relevance of Accounting Information Reported by Listed Romanian Companies, *Procedia Economics and Finance*, 20:562-570.
66. Sahore, N. S., & Verma, A. (2017). Corporate Disclosures and Financial Performance of Selected Indian Manufacturing and Non-Manufacturing Companies. *Accounting and Finance Research*, 6(1): 119.
67. Scott, W. R, (2012), *Financial Accounting Theory*, Toronto: Prentice Hall.
68. Shafana, M, Rimziya, A. F and A.I, (2013), Relationship between Stock Returns and Firm Size, and Book-To-Market Equity: Empirical Evidence from Selected Companies Listed on Milanka Price Index in Colombo Stock Exchange, *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 4(2): 217-225 .
69. Singh, I and Singh, H, (2012), Auditor Industry Specialisation and IPO Underpricing: Recent Australian Evidence, <http://www.business.uwa.edu.au> .
70. Sridharan, U. V., L.Dickes, and W.R.Caines. (2002). The Social Impact of Business Failure: Enron. *Mid-American Journal of Business*, 17(2): 11-21 .
71. Tan, W. K and Tan, Y. J, (2012), An Exploratory Investigation of The Investment Information Search Behavior of Individual domestic investors, *Telematics and Informatics*, 29(2): 187–203 .
72. Vishwanath, T and Kaufmann, D, (2001), Toward Transparency: New Approaches and their Application to Financial, *The World Bank Research Observer*, 16(1): 41-57 .
73. Wade, K. and May, A, (2013), GDP growth and equity market returns, working paper .
74. Yao, T, Yu, T, Zhang, T and Chen, S, (2011), Asset growth and stock returns: Evidence from Asian financial markets, *Pacific-Basin Finance Journal*, 19(1): 115-139.