پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۲۸، تابستان ۱۳۹۷، صص ۱۸۱ - ۲۰۶

مدل‌سازی عوامل حسابداری و غیرحسابداری مؤثر بر ثروت سهامداران: برآورد و اعتبارسنجی

اعظم ولی زاده لاریجانی*، پریسا سادات بهبهانی‌نیا**

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۷/۰۳

تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۱/۱۸

چکیده

بازار سهام از بازارهایی است که سرمایه‌گذاران به منظور کسب منافع اقدام به سرمایه‌گذاری در آن می‌کنند. یکی از مهم‌ترین معیارهای تصمیم‌گیری در این بازار، بازده سهام می‌باشد. این تحقیق مدلی برای پیش‌بینی بازده سهام، با استفاده از عوامل صورت‌های مالی، کیفیت افشا، سازوکارهای راهبری شرکتی، کیفیت حسابرسی، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی و با درنظر گرفتن اطلاعات مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ تدوین نموده است. با استفاده از تخمین‌های رگرسیونی و استفاده از روش تحلیل عاملی، متغیرهای سود خالص، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، سود تقسیمی، شاخص قیمت نفت و شاخص قیمت سکه بهار آزادی مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر پیش‌بینی بازده آتی سهام می‌باشند. به منظور تعیین دقت و اعتبار مدل تدوین شده، بازده سهام شرکت‌های نمونه تحقیق (۸۶ شرکت) برای سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ (دوره زمانی ۱۳۹۱/۰۵/۰۱ تا ۱۳۹۶/۰۴/۳۱) پیش‌بینی و خطاهای حاصل از این پیش‌بینی نسبت به بازده واقعی برای همان دوره استخراج گردید. همچنین خطای پیش‌بینی بازده سهام نسبت به بازده واقعی همان دوره برای سایر مدل‌های معتبر پیشین (مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ) محاسبه شد. نتایج حاصل از مقایسه خطای پیش‌بینی این مدل نسبت به بازده واقعی با خطای پیش‌بینی سایر مدل‌ها نسبت به بازده واقعی نشان داد که میزان خطای پیش‌بینی مدل پیشنهادی در مقایسه با سایر مدل‌ها به صورت بااهمیتی کمتر است. از این‌رو، می‌توان گفت که توان پیش‌بینی مدل تدوین شده در این تحقیق در برآورد بازده آتی سهام بالاتر از سایر مدل‌های پیش‌گفته می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، مدل پیش‌بینی بازده سهام براساس اقلام صورت‌های مالی او و پنمن، بازده سهام.

طبقه‌بندی موضوعی: G11, G12, G14

DOI: 10.22051/jera.2017.17364.1800

* استادیار، حسابداری، دانشگاه الزهراء (س)، تهران، (نویسنده مسئول)، (a.valizadeh@alzahra.ac.ir).

** استادیار، حسابداری، دانشگاه الزهراء (س)، تهران، (P.behbahaninia@alzahra.ac.ir).

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. 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. (برد و همکاران، ۲۰۱۱). یکی از سؤالات مطرح این است که معیار انتخاب و ارزیابی سرمایه‌گذاران در زمان انتخاب سهام شرکت‌ها چیست؟ 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، بازده سهام معیار بااهمیتی در تصمیم‌گیری‌های مالی سرمایه‌گذاران به شمار می‌رود.

با توجه به اهمیت بازده سهام برای سرمایه‌گذاران، تاکنون مدل‌های مختلفی برای برآورد این متغیر تدوین شده است که مهمترین آن‌ها عبارت از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT)، مدل پیش‌بینی بازده سهام براساس اقلام صورت‌های مالی او و پنمن و مدل سه عاملی فاما و فرنچ (FFM) می‌باشد. علیرغم این که این مدل‌ها مورد استفاده بسیاری از تحلیل‌گران و سایر استفاده‌کنندگان قرار گرفته، لیکن انتقاداتی نیز به آن‌ها وارد شده است که در بخش مبانی نظری ارائه شده است.

از سوی دیگر، مروری بر تحقیقات نشان می‌دهد که عوامل مربوط به شش گروه صورت‌های مالی (یائو و همکاران، ۲۰۱۱)؛ کیفیت افشا (موصلی و حسینی، ۲۰۰۹)، سازوکارهای راهبری شرکتی (لی و لین، ۲۰۱۰)؛ کیفیت حسابرسی (بوگجا، ۲۰۱۱)، ویژگی‌های بازار سهام (لیسچوسکی و ورونکوا، ۲۰۱۲) و عوامل کلان اقتصادی (ایزودنمی و عبدالهی، ۲۰۱۱) از جمله عوامل مؤثر بر بازده سهام و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران می‌باشد.

از این‌رو، با توجه به انتقاداتی که به مدل‌های قبلی پیش‌بینی بازده سهام وارد شده است و با عنایت به اهمیت و تأثیرگذاری شش عامل فوق‌الذکر بر بازده سهام و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و همچنین با در نظر گرفتن این موضوع که پژوهش‌های انجام شده در بازار

اوراق بهادار ایران نیز تاکنون مدلی برای پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از این عوامل، تبیین ننموده‌اند، این تحقیق در نظر دارد مدل جدیدی برای پیش‌بینی بازده سهام تدوین نماید.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

بورس اوراق بهادار به عنوان یک بازار منسجم و سازمان یافته، یکی از متولیان جذب و سامان دادن صحیح منابع مالی سرگردان و نقدینگی جامعه می‌باشد. از این‌رو، از بین راه‌های مختلف برای سرمایه‌گذاری، خرید سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند از جمله انتخاب‌های افراد سرمایه‌گذار باشد. سرمایه‌گذاران شاخص‌های مختلفی را برای انتخاب سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران مورد توجه قرار می‌دهند که از آن جمله می‌توان به بازده سهام، سودآوری شرکت، سیاست تقسیم سود و... اشاره کرد. یکی از مهمترین شاخص‌های مدنظر سرمایه‌گذاران در انتخاب سرمایه‌گذاری، معیار مالی بازده سهام می‌باشد. تحقیقات مختلف نشان داده‌اند که می‌توان با استفاده از شاخص‌های متعدد، بازده‌های آتی سهام را پیش‌بینی کرد. تاکنون مدل‌های بسیاری برای پیش‌بینی بازده سهام تدوین گردیده است که علیرغم موفقیت نسبی، انتقادهایی نیز به آن‌ها وارد شده است که در ادامه به شرح مختصری از آن‌ها پرداخته می‌شود.

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM): یکی از مدل‌های تبیین کننده بازده سهام، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. این مدل توسط شارپ و لینتر (۱۹۶۰) ارائه شد. اساس این مدل، بر مبنای فرضیه‌هایی است که شامل کارایی بازار، عدم وجود هزینه برای معاملات و عدم وجود محدودیت در سرمایه‌گذاری است. مدل CAPM رابطه تعادلی بین ریسک و نرخ بازده مورد انتظار اوراق بهادار را به شکل زیر بیان می‌کند:

$$E(Ri) = Rf + \beta i[E(RM) - Rf]$$

E (Ri): نرخ بازده مورد انتظار ورقه بهادار، Rf: نرخ بازده بدون ریسک، βi: شاخص ریسک سیستماتیک ورقه بهادار و E (RM): نرخ بازده مورد انتظار پرتفوی بازار است.

در مدل CAPM، صرف ریسک مورد انتظار، تابع مستقیم بتای (β)ورقه بهادار فرض شده است. بتا (β)بیانگر شاخص ریسک سیستماتیک ورقه بهادار است و حساسیت نوسان‌های بازده ورقه بهادار را در قبال نوسان‌های پرتفوی بازار اندازه‌گیری می‌کند. این مدل علیرغم

ویژگی اطلاع‌رسانی و سادگی محاسبات، مورد انتقادهای زیادی قرار گرفته است. از جمله این که ترکیب پرتفوی واقعی بازار قابل شناسایی نیست و در عمل این مدل قابل به‌کارگیری و آزمون نمی‌باشد. همچنین یکی از مفروضات این مدل، کارا بودن بازار است. اما نقص‌هایی در بازار اوراق بهادار مشاهده می‌شود که می‌توان از هزینه‌های مبادله، نرخ‌های متفاوت مالیاتی برای بهره، نرخ‌های متفاوت بهره بدون ریسک، انتظارات ناهمگون سرمایه‌گذاران و اطلاعات ناکافی نام برد (جونز، ۲۰۰۷؛ راس،۱۹۷۶). از این رو، مدل قیمت‌گذاری دیگری توسط راس (۱۹۷۶) ارائه شده است که به نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ معروف است.

نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ :(APT) این نظریه فرض می‌کند که بازده اوراق بهادار از طریق یک مدل چند عاملی قابل استخراج است، اما این عوامل را شناسایی نمی‌کند. مدل APT جانشین مدل CAPM است. این مدل، برخلاف CAPM که تک‌عاملی است، چندعاملی می‌باشد. بنابراین مدل CAPM یک حالت خاص از APT است. این مدل نیز رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار را نشان می‌دهد، با این تفاوت که در این مدل، از مفروضات و رویه‌های متفاوتی استفاده می‌شود. به عنوان مثال، مفهوم اساسی در نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ، قانون وجود یک قیمت است؛ یعنی، دو دارایی (سهم) که در ریسک و بازده مشابه‌اند، نمی‌توانند با قیمت‌های متفاوت فروخته شوند. طبق تعریف، قیمت‌گذاری نادرست ورقه بهادار به طریقی که سود بدون ریسک ایجاد نماید، «آربیتراژ» نامیده می‌شود. فرصت آربیتراژ زمانی حاصل می‌شود که یک سرمایه‌گذار بتواند پرتفویی را با حجم سرمایه‌گذاری صفر تشکیل دهد، به نحوی که سود مطمئن (بدون ریسک) به دست آورد. انتقادات وارد بر این مدل عبارت از مشکلات محاسباتی مربوط به فنون تحلیل عوامل، تفاوت عوامل مؤثر بر قیمت با توجه به پرتفوی‌ها و زمان‌های مختلف و عدم در نظر گرفتن معانی اقتصادی عوامل می‌باشد. یکی دیگر از انتقادهای وارد بر مدل آربیتراژ این است که در آن، تعداد یا ماهیت عواملی که بازده مورد انتظار را متأثر می‌کند، مشخص نگردیده است. در این راستا بیشترین تحقیقات بر عواملی چون شاخص‌های کلان فعالیت اقتصادی، تورم و نرخ بهره متمرکز شده است (ثقفی و شعری، ۱۳۸۳).

مدل پیش‌بینی بازده سهام براساس اقلام صورت‌های مالی: او و پنمن (۱۹۸۹) با استفاده از اقلام صورت‌های مالی به پیش‌بینی بازده سهام پرداختند. رویکرد اتخاذ شده در این تحقیق

فرض می‌کند که قیمت بازار برای تعیین ارزش شرکت کافی است و به این ترتیب، قیمت بازار به عنوان یک الگو برای ارزیابی محتوای اطلاعاتی بروندادهای حسابداری به کار رفته است. او و پنمن با طرح یک روش تجزیه و تحلیل مالی جدید، معیاری خلاصه از صورت‌های مالی استخراج کردند. این معیار، نماگری از جهت سود آتی بود که Pr نامیده شد. او و پنمن با این فرض که سود آتی با ارزش سهام مرتبط است، تلاش کردند تا متغیرهای صورت‌های مالی را، بر مبنای توانایی آن‌ها برای پیش‌بینی سود آتی یک سال بعد شناسایی کنند. به این ترتیب، متغیرهای حسابداری استخراج شده از صورت‌های مالی بر مبنای توانایی آن‌ها برای پیش‌بینی تغییرات سود سال بعد انتخاب شدند. آن‌ها مدل خود را با استفاده از روش لاجیت برآورد کردند. نتایج نشان داد، متغیرهای معنی‌دار برای پیش‌بینی بازده سهام عبارت از رشد نسبت جاری، رشد نسبت آنی، رشد گردش موجودی کالا، رشد نسبت موجودی‌ها به جمع دارایی‌ها، رشد موجودی‌ها به فروش، رشد سود نقدی، رشد بازده حقوق سهامداران، رشد نسبت بدهی به حقوق سهامداران می‌باشد.

مدل سه عاملی فاما و فرنچ :(FFM) اگرچه آزمون‌های تجربی اولیه CAPM پیش‌بینی محوری آن را مبنی بر وجود رابطه خطی مثبت بین ریسک سیستماتیک (β)و بازده سهام مورد تأیید قرار دادند (فاما، ۱۹۷۳). اما برخی مطالعات 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 که در چارچوب مدل CAPM مورد توجه قرار نگرفته‌اند، نظیر اندازه شرکت، نسبت سود به قیمت، نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار و اهرم مالی در تبیین اختلاف بازده سهام نقش مؤثری ایفا می‌کنند (بنز، ۱۹۸۱). فاما و فرنچ (۱۹۹۲) با تلخیص یافته‌های مطالعات پیشین، رابطه بین این متغیرها با بازده مورد انتظار سهام در بازار سرمایه امریکا را آزمون و گزارش کردند که بتا به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، به تنهایی قدرت تبیین رابطه بین ریسک و بازده سهام در طول دوره مورد مطالعه را ندارد. سرانجام، فاما و فرنچ مدل سه‌عاملی β، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را ارائه کردند.

در انتقاد به این مدل، کوتاری و وارنر (۱۹۹۷) معتقدند که نتایج مطالعات فاما و فرنچ تحت تأثیر حذف برخی اقلام از نمونه نهایی قرار گرفته است. دانیل و تیتمن (۱۹۹۷) با انتقاد از تفسیر یافته‌های مطالعات فاما و فرنچ عنوان می‌کنند که اثر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش

بازار، شاخصی برای عوامل ریسک تنوع‌ناپذیر به شمار نمی‌رود، اما بین اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با بازده سهام، همبستگی وجود دارد و می‌توان آن را به جای ساختار کوواریانس بازده‌ها به ویژگی‌های خود بازده‌ها نسبت داد که قادرند تغییرات مقطعی بازده‌ها را توضیح دهند.

علاوه بر مدل‌های فوق‌الذکر، مروری بر تحقیقات نشان می‌دهد که عوامل مربوط به شش گروه صورت‌های مالی (یائو و همکاران، ۲۰۱۱)؛ کیفیت افشا (موصلی و حسینی، ۲۰۰۹)؛ سازوکارهای راهبری شرکتی (لی و لین، ۲۰۱۰)؛ کیفیت حسابرسی (بوگجا، ۲۰۱۱)، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی (لیچسکی و ورونکوا، ۲۰۱۲) از جمله عوامل مؤثر بر بازده سهام و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران می‌باشد. علیرغم انجام این تحقیقات، تاکنون هیچ تحقیق تجربی به بررسی جامع و همزمان تأثیر این عوامل بر بازده سهام و ارائه مدلی برای پیش‌بینی بازده سهام و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران نپرداخته است. در ادامه ادبیات مربوط به رابطه بین عوامل فوق‌الذکر و بازده سهام مورد بحث و بررسی قرار خواهد گرفت.

رابطه بین عامل صورت‌های مالی با بازده سهام

به طور کلی صورت‌های مالی تهیه شده توسط شرکت یکی از منابع اطلاعاتی است که سرمایه‌گذاران در انجام تحلیل‌های خود از آن استفاده می‌کنند. سرمایه‌گذاران منطقی در بین همه اطلاعات در دسترس عموم، به گزارش‌ها و افشاهای مالی برای ارزیابی ریسک و بازدهی و جهت تعیین ارزش شرکت اتکا می‌کنند (هئو و یانگ، ۲۰۱۶؛ کاروناراتن و راجاپاکس، ۲۰۱۲). 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، ۲۰۰۵). 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؛ گلزاکوس و همکاران، ۲۰۱۲). در این راستا، برخی از تحقیقات به رابطه بین بازده سهام و اقلام صورت‌های مالی مانند ارزش دفتری دارایی ها (گلزاکوس و همکاران، ۲۰۱۲؛ یائو و همکاران، ۲۰۱۱)، سود خالص، جریان‌های نقد عملیاتی، نسبت بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام (کاروناراتن و راجاپاکس،

۲۰۱۲) ، سود عملیاتی (حجازی و همکاران، ۲۰۱۱) و اقلام تعهدی (هیرشلیفر و همکاران، ۲۰۰۹) اشاره کرده‌اند. همچنین برخی دیگر به رابطه ارزشی سود تقسیمی اشاره کرده و واکنش بازار به اعلام سود تقسیمی را نشان داده‌اند (داسیلاس و لونتیس، ۲۰۱۱).

رابطه بین عامل سازوکارهای راهبری شرکتی و بازده سهام

در سال‌های اخیر، راهبری شرکتی از جنبه‌های اصلی و پویای تجارت محسوب شده و مورد توجه بسیار، قرار گرفته است. نظام راهبری شرکتی، سازوکاری است که تحت آن، شرکت‌ها مدیریت و کنترل می‌شوند (شورای گزارشگری مالی انگلستان، ۲۰۱۰). 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؛ حساس یگانه و سلیمی، ۱۳۹۰)، حقوق رأی‌دهی سهامداران در کنترل شرکت، مالکیت خانوادگی (لی و لین، ۲۰۱۰) و مالکیت دولتی (کلاسنس و یارتوگلو، ۲۰۱۲) می‌باشد. 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 فکویا، ۲۰۱۷؛ کیندا و همکاران، ۲۰۱۷؛ محمد و الوا، ۲۰۱۶؛ کلاسنس و یارتوگلو، ۲۰۱۲).

رابطه بین عامل کیفیت افشا با 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 (سیریدهاران و همکاران، ۲۰۰۲). 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 پفلیدرر، ۲۰۰۰).

از معیارهای مهم کیفیت افشـــا، به‌موقع بودن و قابلیت اتکای اطلاعات می‌باشـــد (ان جی و همکاران، ۲۰۱۲). مطالعات تجربی در خصـوص افشـا، نشـان داده اسـت که افزایش اطلاعات عمومی، ارزش شـرکت را از طریق کاهش هزینه سـرمایه شـرکت و یا افزایش جریان‌های نقد متعلق به سـهامداران و یا هر دو، افزایش می‌دهد (دیبوسـکی و همکاران، ۲۰۱۷؛ الاکرا و علی، ۲۰۱۲؛ حسن و همکاران، ۲۰۰۹؛ بوستون و پلاملی، ۲۰۰۱).

رابطه بین عامل کیفیت حسابرسی با بازده سهام

وقوع بحران‌های مالی اخیر، نقش حیاتی و مهم گزارشگری مالی معتبر و با کیفیت را پررنگ نموده اســت. این بحران‌ها، ضــرورت توجه به نقشــی که "کیفیت حســابرســی" در ارتقای گزارشـگری مالی دارد را بیش از پیش نمایان نموده‌اند. دسـتیابی به کیفیت بالای گزارشـگری مالی، بســتگی به درســتی عمل هر یک از حلقه‌های زنجیره عرضــه گزارشــگری مالی دارد. حسابر سی مستقل به‌عنوان یکی از حلقه‌های این زنجیره، نقش قابل توجهی در حفظ و تقویت کیفیت گزارشــگری مالی ایفا می‌کند (هیئت اســتاندارد های بین‌المللی حســابرســی و اطمینان‌بخشی، ۲۰۱۱).

خدمات حســابرســی نقش بااهمیتی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش مشــکلات نمایندگی بین مدیران و سهامداران و مشکلات نمایندگی بین سهامداران و اعتباردهندگان دارد که ایفای این نقش‌ها بسـتگی به کیفیت حسـابرسـی دارد (العجمی، ۲۰۰۹) . برخی از مطالعات انجام شـده نشـان داده‌اند که کیفیت حسـابرسـی آثار بااهمیتی بر بازار سـهام و تصـمیم‌گیری ســهامداران دارد (بوگجا، ۲۰۱۱). این مطالعات برای اندازه‌گیری کیفیت حســابرســی از شاخص‌های مختلفی چون تخصص و ا ستقلال حسابرس (فیرت و همکاران، ۲۰۱۲)، گردش حسابرس (چی و همکاران، ۲۰۰۹)، اندازه مؤ سسه حسابر سی و خو شنامی حسابرس (بوگجا، ۲۰۱۱) و تعدیلات ســنواتی (فرناندو و همکاران، ۲۰۱۷، ربو و ربو، ۲۰۱۵ و گانی و همکاران، ۲۰۰۷) استفاده کرده‌اند.

رابطه بین عامل ویژگی‌های سهام در بازار با بازده سهام

بسیاری از تحقیقاتی که در خصوص پیش‌بینی بازده سهام انجام شده‌اند، از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده نموده‌اند. این مدل که اولین بار توسط شارپ و لینتر به‌کار گرفته شد، تنها عامل مؤثر در پیش‌بینی بازده سهام را ریسک سیستماتیک (β) می‌داند (رحمانی و همکاران، ۲۰۰۶). اما نتایج تحقیقات فاما و فرنچ (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲) و سایر محققین نشان داد که عوامل دیگری چون اندازه شرکت (چوآنگ و همکاران، ۲۰۱۲)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (لم و تم، ۲۰۱۱) ، نسبت سود هر سهم به قیمت بازار سهام (لی، ۲۰۱۱)، نسبت فروش به قیمت بازار (هرن، ۲۰۱۱)، نسبت قیمت سهام به سود هر سهم (بائوئر و همکاران، ۲۰۱۰) ، نقدشوندگی سهام (هاید و شریف، ۲۰۱۰) و حجم معاملات سهام، در توضیح رفتار بازده سهام نقش قابل توجهی دارند. این عوامل، همه از جمله ویژگی‌های بازار سهام می‌باشد.

برخی تحقیقات، تأثیر عوامل مؤثر بر قیمت سهام را مورد بررسی قرار داده و اذعان کرده‌اند که نقدشوندگی سهام (لیچسکی و ورونکوا، ۲۰۱۲؛ فلوراکیس و همکاران، ۲۰۱۱؛ فنگ و همکاران، ۲۰۰۹) و اندازه شرکت (لیچسکی و ورونکوا، ۲۰۱۲؛ رحمانی و همکاران، ۲۰۰۶)، رابطه مثبت بااهمیتی با ارزش سهام شرکت دارند.

رابطه بین عوامل کلان اقتصادی با بازده سهام

عدم توافق محققین درخصوص توانایی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه‌ای برای توصیف بازده های مورد انتظار و نیز عدم کفایت آن برای آزمون کارایی بازار منجر به شکل گیری نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ شد (ایزودنمی و عبدالهی، ۲۰۱۱) . این نظریه، بازده سهام واحدهای تجاری را به طیفی از شاخص‌های کلان اقتصادی ارتباط می‌دهد (کتل، ۲۰۰۱). نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ با این فرض شروع می‌شود که بازده‌های اوراق بهادار به تعداد ناشناخته‌ای از عوامل مربوط می‌شود که چهار مورد اصلی آن عبارت از تورم، صرف ریسک، ساختار زمانی نرخ‌های بهره و تولید صنعتی است (آرجوب و همکاران، ۲۰۰۹)

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 (تیریاکی و همکاران، ۲۰۱۷؛ آرجوب و همکاران، ۲۰۰۹)، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت طلا (آروری و همکاران، ۲۰۱۳)، قیمت سکه بهار آزادی (پژویان و عزیزی، ۱۳۷۸؛ تقوی و بیابانی، ۱۳۸۲)، شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت (بویکوزوری، ۲۰۱۰)، تغییرات قیمت نفت (آسکنبایو و همکاران، ۲۰۱۱)، تولید ناخالص داخلی (وید و می، ۲۰۱۳) و نرخ سود تضمین شده سالانه اوراق مشارکت (پژویان و عزیزی، ۱۳۷۸) اشاره کرد.

در این تحقیق براساس ادبیات اخیر مرتبط با تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر بازده سهام که در بالا به آن‌ها اشاره شده است، اقلام شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (تورم)، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت نفت، شاخص قیمت سکه بهار آزادی، شاخص قیمت دلار، نرخ سود تضمین شده اوراق مشارکت، پایه پولی و قیمت مسکن به عنوان عوامل مهم کلان اقتصادی که می‌تواند بر بازده سهام اثرگذار باشد، انتخاب شدند (پژویان و عزیزی، ۱۳۷۸).

فرضیه‌های تحقیق

گروه اول: بازده آتی سهام شرکت با سود خالص/سود عملیاتی/خالص جریان‌های نقد عملیاتی/میزان اقلام تعهدی و سود تقسیمی، رابطه معنی‌دار دارد (به منظور جلوگیری از تطویل و هم‌چنین پرهیز از تکرارنویسی، فرضیات به صورت گروهی نوشته شده است).

گروه دوم: بازده آتی سهام شرکت با درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره/درصد مالکیت سهامداران نهادی/ مالکیت خانوادگی/ مالکیت نهادهای عمومی غیردولتی و مالکیت دولت و نهادهای دولتی، رابطه معنی‌دار دارد.

گروه سوم: بازده آتی سهام شرکت با ویژگی قابلیت اتکای اطلاعات و ویژگی به موقع‌بودن اطلاعات، رابطه معنی‌دار دارد.

گروه چهارم: بازده آتی سهام شرکت صاحبکار با اندازه مؤسسه حسابرسی/ طبقه مؤسسه حسابرسی/ دوره تصدی حسابرس و تخصص حسابرس، رابطه معنی‌دار دارد.

گروه پنجم: بازده آتی سهام شرکت با ریسک سیستماتیک (بتا) / اندازه شرکت/ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار/ نسبت قیمت سهام به سود هر سهم و نقد شوندگی سهام، رابطه معنی‌دار دارد.

گروه ششم: بازده آتی سهام شرکت با 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، رابطه معنی‌دار دارد.

روش تحقیق

در این تحقیق به منظور تبیین مدل پیش‌بینی بازده سهام، ابتدا با مطالعه مبانی نظری تحقیق و تحقیقات پیشین، چارچوبی حاوی عوامل مؤثر بر پیش‌بینی بازده سهام و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در شش گروه صورت‌های مالی، کیفیت افشا، سازوکارهای راهبری شرکتی، کیفیت حسابرسی، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی، تبیین و تأثیر این عوامل بر بازده آتی سهام با تدوین شش گروه فرضیه بررسی شده است. فرضیه‌های طرح شده براساس شش مدل همبستگی تحلیل رگرسیون چندگانه مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاصل، شاخص‌هایی را نشان خواهد داد که بر پیش‌بینی بازده سهام، تأثیر معنی‌دار دارند. سپس با استفاده از شاخص‌های معنی‌دار در مرحله قبل، سازه اولیه مدل پیش‌بینی بازده سهام طراحی و برازندگی و روایی آن با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل مسیر مورد بررسی قرار گرفته است. پس از حصول اطمینان نسبت به برازندگی و روایی مناسب مدل، به منظور تدوین مدلی مقتصدانه و با استفاده از روش رگرسیون گام به گام، مدل پیش‌بینی بازده سهام تبیین گردیده است (دوره برازش مدل از ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰). در پایان، نتایج مدل برازش شده با نتایج برازش مدل‌های معتبر پیشین (مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، مدل پیش‌بینی بازده سهام براساس اقلام صورت‌های مالی و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ) مقایسه شده است. همچنین توانایی و دقت مدل‌ها در پیش‌بینی بازده سهام برای پنج سال مالی آتی (از تاریخ ۱۳۹۱/۰۵/۰۱ تا تاریخ ۱۳۹۶/۰۴/۳۱) با یکدیگر مقایسه گردیده است.

جامعه آماری تحقیق و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری تحقیق شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌با شد، که اطلاعاتشان برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۹۵ (به‌دلیل نیاز به اطلاعات سال قبل و بعد) مورد برر سی قرار گرفت. انتخاب نمونه از بین شـــرکت‌های پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معیارهای زیر انجام شد:

نام شـرکت از ابتدای سـال ۱۳۸۲ تا پایان سـال ۱۳۹۵ در فهرسـت بورس درج شـده باشـد؛ شرکت از جمله شرکت‌های فعال در بخش وا سطه‌گری 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؛ نماد معاملاتی شرکت طی سال‌های مورد مطالعه فعال و حداقل یک بار در سال معامله شده با شد؛ اطلاعات شرکت در دوره مورد مطالعه در دسـترس باشـد که این اطلاعات از سـایت‌های کدال، فناوری اطلاعات بورس و نرم‌افزارهای حاوی داده‌های صورت‌های مالی جمع‌آوری شده است.

مدل‌های تحقیق

برای آزمون فرضـیه‌های شـش‌گانه تحقیق به ترتیب از مدل‌های ۱ تا ۶ به شـرح زیراسـتفاده شده است:

مدل آزمون فرضیه‌های گروه اول: مدل ۱

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

RET_{it+1}: بازده آتی سهام تعدیل شده نسبت به بازده بازار است. بازده آتی سهام شرکت به صـورت تفـاوت قیمـت سـهـام بین دو تـاریخ مجمع عمومی عـادی سـالیـانـه (از تـاریخ ۱۳xt+1/۰۵/۰۱تا تاریخ ۱۳xt+2/۰۵/۰۱)، به علاوه سـایر عواید ناشـی از خرید سـهام مانند مزایای نا شی از حق تقدم، سهام جایزه و سود نقدی سهام، تقسیم بر قیمت سهام در اول دوره محاسبه شده است (متغیر وابسته).

NI_{it}: سود خالص شرکت در پایان سال مالی می‌باشد.

ONI_{it}: سود حاصل از فعالیت‌های عملیاتی شرکت در پایان سال مالی می‌باشد.

OCF_{it}: خالص جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی شرکت در پایان سال مالی می‌باشد.

DIV_{it}: سود تقسیمی مصوب مجمع عمومی عادی سالیانه صاحبان سهام شرکت می‌باشد.

ACC_{it}: اقلام تعهدی یا همان بخش تعهدی سود خالص مندرج در صورت سود و زیان می‌باشد که با استفاده از رویکرد صورت جریان وجوه نقد محاسبه شده است.

LEV_{it}: نسبت بدهی ا ست که از تقسیم ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال مالی حاصل شد.

A_{it}: ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال مالی می‌باشد.

$SIZE_{it}$: لگاریتم ارزش بازار شرکت که به صورت حاصلضرب تعداد سهام منتشر شده شرکت در قیمت سهام در پایان سال مالی محاسبه شد (متغیر کنترلی).

مدل آزمون فرضیه‌های گروه دوم: مدل ۲

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

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

$INSR_{it}$: 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، می‌باشد.

FO_{it}: 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.

PO_{it}: 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.

SO_{it}: 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.

مدل آزمون فرضیه‌های گروه سوم: مدل ۳

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

RS_{it}: ویژگی قابلیت اتکای اطلاعات است که امتیاز آن توسط سازمان بورس و اوراق بهادار به صورت سالانه محاسبه می شود 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).

TS_{it}: ویژگی به موقع‌بودن اطلاعات است که امتیاز آن توسط سازمان بورس و اوراق بهادار به صورت سالانه محاسبه می شود 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 و ضعیت پرتفوی، اظهارنظرهای حسابرس نسبت به پیش بینی 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).

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

G_{it}: از تقسیم سود عملیاتی سال جاری به سود عملیاتی سال گذشته حاصل شد (متغیر کنترلی).

مدل آزمون فرضیه‌های گروه چهارم: مدل ۴

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 AUDSIZE_{it} + \alpha_2 AUDCLASS_{it} + \alpha_3 TENU_{it} + \alpha_4 SPEC_{it} + \alpha_5 SIZE_{it} + \alpha_6 BM_{it} + \alpha_7 ERANQ_{it} + \alpha_8 D_{it}/E_{it} + \alpha_9 ROE_{it} + \varepsilon_{it}$$

$AUDSIZE_{it}$: 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.

$AUDCLASS_{it}$: این متغیر بیانگر طبقه مؤسسه حسابرسی می‌باشد. با توجه به دستورالعمل طبقه‌بندی مؤسسات حسابرسی و اشخاص موضوع ماده ۱۰ دستورالعمل مؤسسات حسابرسی معتمد مصوب ۱۳۹۱/۱۱/۲۸ سازمان بورس و اوراق بهادار، مؤسسات حسابرسی معتمد به چهار گروه، طبقه‌بندی شده‌اند که نتایج آن در سایت رسمی سازمان بورس قابل مشاهده می‌باشد. این متغیر برای مؤسسات حسابرسی طبقه اول، یک و برای سایر مؤسسات حسابرسی، صفر در نظر گرفته شد.

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

$SPEC_{it}$: این متغیر بیانگر تخصص حسابرس می‌باشد. سهم بازار مؤسسه حسابرسی به عنوان شاخصی برای تخصص حسابرس در صنعت تلقی گردید؛ زیرا اولویت در صنعت حسابرس را

نسبت به سایر مؤسسات حسابرسی نشان می‌دهد. هرچه سهم بازار حسابرس بیشتر باشد، تخصص در صنعت و تجربه حسابرس نسبت به سایر رقیبان بیشتر است. سهم بازار حسابرس 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 [۱. ۲×) شرکت‌های موجود در یک صنعت÷۱)]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 ماندگاری 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).

مدل آزمون فرضیه‌های گروه پنجم: مدل ۵

$$RET_{it+1}= \alpha_0 + \alpha_1\beta_{it} + \alpha_2 SIZE_{it} + \alpha_3 BM_{it} + \alpha_4 P_{it}/E_{it} + \alpha_5 LQ_{it} + \alpha_6 D_{it}/E_{it} + \varepsilon_{it}$$

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 حاصل شد.

P_{it}/E_{it}: 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، به‌دست آمد.

مدل آزمون فرضیه‌های گروه ششم: مدل۶

$$RETit+1= \alpha0 + \alpha1CPIit + \alpha2FEXit + \alpha3GLDit + \alpha4OILit + \alpha5GDPit + \alpha6IRBit + \varepsilon it$$

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 امریکا) سال جاری نسبت به سال گذشته می‌باشد که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

GLD_{it}: درصد تغییر متوسط قیمت سکه بهار آزادی سال جاری نسبت به سال گذشته می‌باشد که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

OIL_{it}: درصد تغییر متوسط قیمت نفت سال جاری نسبت به سال گذشته می‌باشد که توسط سازمان کشورهای صادرکننده نفت خام (اوپک) به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

GDP_{it}: درصد تغییر تولید ناخالص داخلی سال جاری نسبت به سال گذشته می‌باشد که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

IRB_{it}: درصد تغییر متوسط نرخ سود تضمین شده سالانه اوراق مشارکت سال جاری نسبت به سال گذشته می‌باشد که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

نتایج آمار توصیفی

به‌منظور شناخت بهتر ماهیت جامعه مورد پژوهش و آشنایی بیشتر با متغیرهای تحقیق، نتایج آمار توصیفی مربوط به برخی از مهم‌ترین متغیرهای تحقیق به تفکیک مشخصه‌های مرکزی و پراکندگی توزیع به منظور جلوگیری از تطویل بحث جزییات آن در نگاره ۱ نمایش داده شده است.

یافته‌های تحقیق

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق با استفاده از تحلیل رگرسیون چندگانه

نتایج آزمون فرضیه‌های گروه اقلام صورت‌های مالی

نگاره (۱). نتایج آمار توصیفی تحقیق

	۶۸۸ سال-شرکت	تعداد مشاهدات		دوره زمانی: ۱۳۹۰- ۱۳۸۳		
نماد متغیر	نام متغیر	کمترین	بیشترین	میانگین	میانه	انحراف معیار
RET_{it}	بازده سهام	-۰/۷۴	۰/۸۸	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۳۹
NI_{it}/ A_{it}	نسبت سود خالص به ارزش دفتری دارایی‌ها	-۰/۴۷	۱/۱۹	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۱۵
ONI_{it}/ A_{it}	نسبت سود عملیاتی به ارزش دفتری دارایی‌ها	-۰/۰۳	۰/۹۷	۰/۲۰	۰/۱۷	۰/۱۶
OCF_{it}/ A_{it}	خالص جریان‌های نقد عملیاتی به ارزش دفتری دارایی‌ها	-۰/۳۱	۲/۹۹	۰/۲۰	۰/۱۵	۰/۳۲
DIV_{it}/ A_{it}	نسبت سود تقسیمی به ارزش دفتری دارایی‌ها	۰/۰۰۰	۲/۴۱	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۳۷
ACC_{it}/ A_{it}	نسبت اقلام تعهدی به ارزش دفتری دارایی‌ها	-۳/۰۸	۰/۸۲	-۰/۰۷	-۰/۰۲	۰/۳۶
NER_{it}	درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره	۰/۰۰۰	۱	۰/۶۴	۰/۶۰	۰/۱۹
$INSR_{it}$	درصد سهامداران نهادی	۰/۰۰۰	۰/۹۹	۰/۶۶	۰/۷۸	۰/۳۱
FO_{it}	مالکیت خانوادگی	۰/۰۰۰	۱	۰/۲۹	۰/۰۰۰	۰/۴۶
PO_{it}	مالکیت نهادهای عمومی غیردولتی	۰/۰۰۰	۱	۰/۳۹	۰/۰۰۰	۰/۴۹
SO_{it}	مالکیت دولت و نهادهای دولتی	۰/۰۰۰	۱	۰/۲۷	۰/۰۰۰	۰/۴۴
RS_{it}	امتیاز قابلیت اتکای اطلاعات	۰/۰۰۰	۹۹/۹۴	۵۴/۳۹	۵۳/۸۱	۲۶/۳۸
TS_{it}	امتیاز به موقع بودن اطلاعات	۰/۰۰۰	۱۰۰	۵۹/۵۸	۶۰/۶۵	۲۶/۶۰
$AUDSIZE_{it}$	اندازه مؤسسه حسابرسی	۰/۰۰۰	۱	۵۵	۱	۰/۵۰
$AUDCLASS_{it}$	طبقه مؤسسه حسابرسی	۰/۰۰۰	۱	۰/۶۷	۱	۰/۴۷
$TENU_{it}$	دوره تصدی حسابرس	۱	۸	۲/۶۳	۲	۱/۷۲
$SPEC_{it}$	تخصص حسابرس	۰/۰۰۰	۱	۰/۴۳	۰/۰۰۰	۰/۴۹
β_{it}	ریسک سیستماتیک	-۵/۷۱	۹/۷۴	۰/۳۹	۰/۲۳	۱/۴۰
$SIZE_{it}$	اندازه شرکت	۱۳/۳۷	۳۱/۴۹	۲۶/۹۳	۲۶/۷۵	۱/۶۷
BM_i	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۰۲	۳/۲۷	۰/۶۵	۰/۵۲	۰/۴۶
P_{it}/E_{it}	نسبت قیمت سهام به سود هر سهم	-۹/۰۳	۵۸/۶۰	۶/۸۵	۵/۶۱	۶/۰۳
LQ_{it}	نقدشوندگی سهام	۰/۰۰۰	۰/۹۸	۰/۵۰	۰/۵۲	۰/۲۸
CPI_t	درصد تغییر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی	۰/۱۰	۰/۲۷	۰/۱۶	۰/۱۴	۰/۰۵
FEX_t	درصد تغییر قیمت دلار	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۲
GLD_t	درصد تغییر قیمت سکه بهار آزادی	۰/۱۸	۰/۷۴	۰/۲۹	۰/۱۹	۰/۱۸
OIL_t	درصد تغییر قیمت نفت	-۰/۳۴	۰/۴۵	۰/۲۲	۰/۲۶	۰/۲۳
GDP_t	درصد تغییر تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰۰	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۲
IRB_t	درصد تغییر نرخ سود تضمین شده اوراق مشارکت	-۰/۱۱	۰/۱۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۷

با ا ستفاده از مدل ۱ رابطه بین اقلام صورت‌های مالی با بازده آتی سهام به روش رگر سیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات ثابت زمانی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در نگاره 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 معنی‌داری وجود ندارد که نشان می‌دهد تمامی فرضیات گروه یک مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. همچنین براساس نتایج آزمون، آماره فیشر در برازش مدل برابر با ۳۶/۰۹۹ می‌باشد که در سطح خطای کمتر از ۱٪ معنی‌دار است. ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل برابر با ۰/۲۶۳ است که نشان می‌دهد ۲۶/۳ درصد از تغییرات بازده آتی سهام، به‌وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

علاوه بر این، نتایج آزمون پیش‌فرض‌های رگرسیون خطی در نگاره مذکور مشاهده می‌شود. نتایج حاصل از اجرای آزمون استقلال خطاها نشان می‌دهد که مقدار آماره آزمون دوربین-واتسون، ۱/۹۶۸ است. با توجه به آن که آماره مزبور بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد می‌توان تایید نمود که خطاها یا تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل رگرسیون، مستقل از یکدیگرند.

همچنین از آن‌جا که آماره LM معنی‌دار نمی‌باشد، از این طریق نیز می‌توان نتیجه گرفت که بین خطاها خودهمبستگی وجود ندارد. از این رو اولین پیش فرض استفاده از رگرسیون، مورد تأیید می‌باشد. تولرانس و عامل تورم واریانس متغیرهای مستقل در نتایج آزمون به ترتیب بیشتر

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

از ۰/۱ و کمتر از ۱۰ بوده و بیانگر عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل می‌باشد. اعداد مربوط به مقادیر استاندارد باقیمانده نشان می‌دهد که میانگین و انحراف معیار مقادیر به ترتیب صفر و ۰/۹۹۴ است و توزیع خطاها شبیه به توزیع نرمال است.

نگاره (۲). نتایج آزمون فرضیه‌های گروه اقلام صورت‌های مالی

	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	۰/۱	/۰۰۰* ۰	۰/۶۵۸	/۰۱۷* ۰	/۰۰۰* ۰	/۰۰۲* ۰	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	Sig		میانگین	انحراف معیار	F	Sig	Adj. R^2	DW
۰/۹۲۴	۰/۳۶۱		۰/۰۰۰	۰/۹۹۴	۳۶/۰۹۹	۰/۰۰۰	۰/۲۶۳	۱/۹۶۸
استقلال خطاها (LM)			χ^2 = ۰/۶۸۶		Sig =۰/۴۰۷			

* :معنی‌داردر سطح خطای ۵ درصد

از این‌رو می‌توان استنباط نمود که خطاها دارای توزیع نرمال می‌باشند. آزمون کولموگروف–اسمیرنوف متغیر وابسته در مدل مورد بررسی یعنی بازده سهام نشان می‌دهد که آماره مزبور برابر با ۰/۹۲۴ می‌باشد که در سطح خطای ۵٪ دارای توزیع نرمال است. شایان ذکر است که به دلیل وجود تحلیل‌های مشابه در خصوص آزمون پیش‌فرض‌های رگرسیون در سایر آزمون فرضیه‌ها، این مبحث در در مواردی بعدی تکرار نشده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نگاره (۳). نتایج آزمون فرضیه‌های گروه سازوکارهای راهبری شرکتی

	Intercept	NER_{it}	$INSR_{it}$	FO_{it}	PO_{it}	SO_{it}	LEV_{it}	$SIZE_{it}$
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	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			معنی‌داری 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)	χ^2 = ۰/۴۷۴	Sig =۰/۴۹۰			

نتایج آزمون فرضیه‌های گروه سازوکارهای راهبری شرکتی

با استفاده از مدل ۲، رابطه سازوکارهای راهبری شرکتی با بازده آتی سهام به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات تصادفی زمانی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در نگاره شماره 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. علاوه بر این، ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل برابر با ۱۰/۰۱۳است که نشان می‌دهد ۱/۳ درصد از تغییرات بازده آتی سهام، به‌وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

نتایج آزمون فرضیه‌های گروه کیفیت افشا

با استفاده از مدل ۳، رابطه بین ویژگی‌های کیفیت افشا (امتیاز قابلیت اتکا و امتیاز به موقع‌بودن)، 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 به‌موقع 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 ۸/۰۸۷می‌باشد که در سطح خطای کمتر از ۱٪ معنی‌دار است. علاوه بر این، ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل

برابر با ۰/۰۶۹ است که نشان می‌دهد ۶/۹ درصد از تغییرات بازده آتی سهام، به‌وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

نتایج آزمون فرضیه‌های گروه کیفیت حسابرسی

با استفاده از مدل ۴، رابطه بین معیارهای کیفیت حسابرسی با بازده آتی سهام به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی با مدل اثرات ثابت زمانی مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در

نگاره (۴). نتایج آزمون فرضیه‌های گروه کیفیت افشا

	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*	۰/۰۱۲*	۰/۵۹۱	۰/۱۱۱	۰/۶۷۹		
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			معنی‌داری مدل				
	انحراف معیار	میانگین		F	Sig	Adj. R^2	DW	
	۰/۹۹۵	۰/۰۰۰		۸/۰۸۷	۰/۰۰۰	۰/۰۶۹	۱/۸۸۸	
استقلال خطاها (LM)	χ^2 = ۰/۰۷۸		Sig =۰/۷۷۹					

نگاره ۵ نشان می‌دهد که بین متغیرهای دوره تصدی حسابرس و تخصص حسابرس با بازده آتی سهام رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. درحالی که بین اندازه مؤسسه حسابرسی و طبقه مؤسسه حسابرسی 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، به‌وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

نتایج آزمون فرضیه‌های گروه ویژگی‌های بازار سهام شرکت

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، به‌وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شوند.

نگاره (۵). نتایج آزمون فرضیه‌های گروه کیفیت حسابرسی

	Intercept	AUD $SIZE_{it}$	$AUDCLASS_{it}$	$TENU_{it}$	$SPEC_{it}$	$SIZE_{it}$	BM_{it}	$EARNQ_{it}$	D_{it}/E_{it}	ROE_{it}
مقدار ضرایب	۰/۹۴۷	-۰/۰۴۶	-۰/۰۶۸	۰/۰۲۹	۰/۰۹۷	-۰/۰۳۸	-۰/۰۵۶	۰/۰۰۲	-۰/۰۳۷	۰/۱۸۸
tآماره	۳/۳۱۹	-۱/۳۰۸	۱/۸۶۷	۳/۲۷۸	۳/۱۴۱	-۳/۷۱۷	-۱/۶۳۲	۱/۶۹۱	-۴/۰۴۹	۳/۸۵۴
p-value	۰/۰۰۱*	۰/۱۹۱	۰/۰۶۲	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۰*	۰/۱۰۳	۰/۰۹۱	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*
تولرانس		۰/۵۶۷	۰/۵۸۴	۰/۸۹۹	۰/۷۰۸	۰/۶۵۸	۰/۷۰۸	۰/۹۳۴	۰/۸۴۵	۰/۶۵۸
عامل تورم واریانس		۱/۷۶۳	۱/۷۱۳	۱/۱۱۲	۱/۴۱۳	۱/۵۲۰	۱/۴۱۲	۱/۰۷۱	۱/۱۸۴	۱/۵۱۹
	میانگین		انحراف معیار			F	Sig	Adj. R^2	DW	
	Std. RES	۰/۰۰۰	۰/۹۹۲			۱۵/۶۴۶	۰/۰۰۰	۰/۲۷۹	۱/۹۶۶	
(LM) استقلال خطاها				χ^2 = ۰/۷۰۲		Sig = ۰/۴۰۲				

پرتال جامع علوم انسانی

نگاره (۶). نتایج آزمون فرضیه‌های گروه ویژگی‌های بازار سهام شرکت

	Intercept	β_{it}	$SIZE_{it}$	BM_{it}	P/E_{it}	LQ_{it}	D/E_{it}	
ضرایب	۰/۵۹۸	۰/۰۰۳	-۰/۰۲۲	-۰/۰۵۴	-۰/۰۰۱	۰/۲۱۲	-۰/۰۲۲	
آماره t	۱/۹۶۸	۰/۵۹۸	-۲/۲۱۳	-۱/۳۲	-۰/۶۲۴	۴/۲۳۲	-۲/۰۷۳	
p-value	۰/۰۵*	۰/۵۵	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	۱/۲۶	۱/۰۹۵	۱/۲۸۵	۱/۰۵۲	

خطاها		معنی‌داری مدل				
میانگین	انحراف معیار		F	Sig	Adj. R^2	DW
۰/۰۰۰	۰/۹۹۵		۴/۴۶۲	۰/۰۰۰	۰/۰۳۳	۱/۹۶۹

Std. RES

استقلال خطاها (LM)	χ^2 = ۰/۱۶۲	Sig = ۰/۶۸۷

نتایج آزمون فرضیه‌های گروه عوامل کلان اقتصادی

با ا ستفاده از مدل ۶، رابطه بین عوامل کلان اقتصادی با بازده آتی سهام به روش رگر سیون 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، به‌وسیله 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، می‌توان سازه اولیه‌ای برای مدل پیش‌بینی بازده سهام به شرح نمودار ۱ در نظر گرفت. مطابق با این سازه، بازده آتی سهام را می‌توان با استفاده از شش عامل غیرقابل مشاهده (مکنون)

صورت‌های مالی، کیفیت افشا، سازوکارهای راهبری شرکتی، کیفیت حسابرسی، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی پیش‌بینی کرد. هر یک از عوامل غیرقابل مشاهده با استفاده از تعدادی مشخص از متغیرهای مشاهده شده اندازه‌گیری می‌شوند.

نگاره (۷). نتایج آزمون فرضیه‌های گروه عوامل کلان اقتصادی

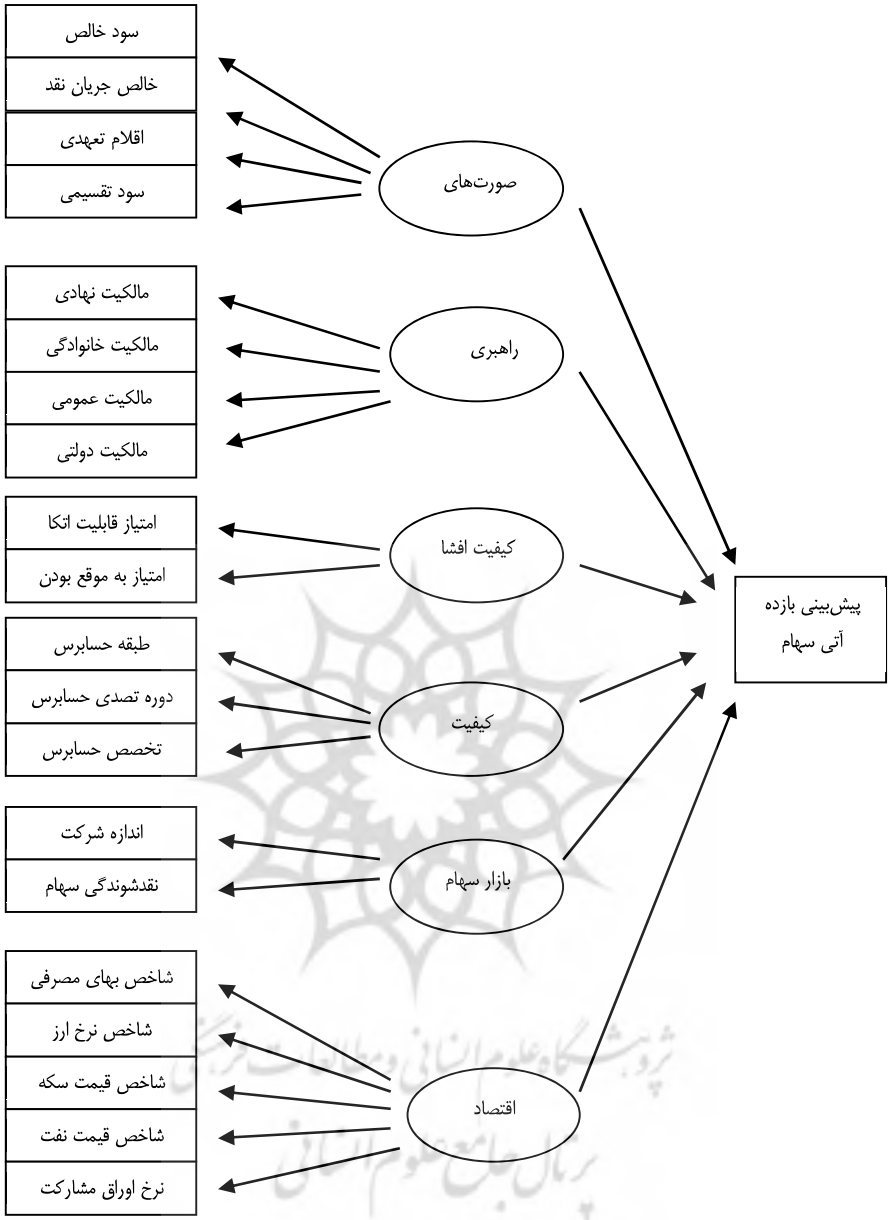
		Intercept	CPI_{it}	FEX_{it}	GLD_{it}	OIL_{it}	GDP_{it}	IRB_{it}	
مقدار ضرایب		−۰/۷۵۲	۳/۵۱۵	۶/۶۹۱	−۰/۵۱۲	۰/۲۷۳	۱/۳۹۳	−۰/۹۶۷	
آماره t		−۶/۲۰۱	۷/۱۲۷	۵/۳۴۴	−۵/۰۵۵	۳/۰۳۲	۱/۳۶۷	−۲/۹۰۶	
p-value		۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۲*	۰/۱۷۲	۰/۰۰۳*	
تولرانس			۰/۴۲۰	۰/۵۹۰	۰/۶۵۵	۰/۵۳۶	۰/۵۷۴	۰/۴۰۱	
عامل تورم واریانس			۲/۳۷۸	۱/۶۹۴	۱/۵۲۶	۱/۸۶۶	۱/۷۴۲	۲/۴۹۷	
		خطاها			معنی‌داری مدل				
	میانگین	انحراف معیار			F	Sig	Adj. R^2	DW	
Std. RES	۰/۰۰۰	۰/۹۹۵			۱۸/۹۳۴	۰/۰۰۰	۰/۱۴۵	۲/۱۵۲	
استقلال خطاها (LM)			χ^2 = ۰/۰۰۰		Sig = ۰/۹۸۴				

برای تعیین برازندگی سازه فوق 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 تحلیل عاملی تأییدی برای آزمون معنی‌داری متغیرهای مورد نظر در مدل از آماره t استفاده شده است. نتایج مربوط به بررسی معنی‌داری متغیرها در تحلیل عاملی تأییدی نشان می‌دهد که آماره t برای تمام ضرایب متغیرها بالاتر از ۱.۹۶است 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. علاوه بر این، به منظور ارزیابی برازندگی مدل مورد استفاده در تحلیل عاملی تأییدی از شاخص نیکویی برازش (GFI)استفاده شد. هرچه این شاخص نزدیکتر به یک باشد، مدل با داده‌های مورد استفاده برازش بهتری دارد. در این تحقیق، شاخص GIF با مقدار ۰/۹۴ نزدیک به یک می‌باشد که نشان می‌دهد مدل از برازش خوبی برخوردار است و داده‌ها به نحو مناسبی ساختار 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. هرچقدر این آماره کوچک‌تر و نزدیک به صفر باشد، نشان‌دهنده برازش مناسب مدل است. با توجه به این که در

این تحقیق شاخص RMSEA بالغ بر ۰/۰۴۴ و نزدیک به صفر می‌با شد، نیکویی برازش مدل مجدداً مورد تأیید قرار می‌گیرد.

علاوه بر این، معنی‌داری روابط بین عوامل غیرقابل مشاهده (مکنون) و متغیر وابسته (بازده آتی سهام) با استفاده از تحلیل مسیر بررسی شد. ضرایب مسیر هر یک از عوامل مشاهده‌ناپذیر و آماره t مربوط به آن‌ها 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< ۰/۰۰۰)، 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 صورت‌گرفته دارای رابطه معنی‌دار با بازده آتی سهام می‌باشند. به عبارت دیگر، سازه مورد استفاده در این تحقیق، دارای برازندگی مناسب می‌باشد. علاوه بر این، به منظور ارزیابی برازندگی مدل مورد استفاده در تحلیل مسیر از شاخص نیکویی برازش (GFI)استفاده شد. هرچه این شاخص نزدیکتر به یک باشد، مدل با داده‌های مورد استفاده برازش بهتری دارد. در این تحقیق، شاخص GIF با مقدار ۰/۹۵ نزدیک به یک می‌باشد و نشان می‌دهد مدل از برازش خوبی برخوردار است و داده‌ها به نحو مناسبی ساختار روابط مذکور را تأیید می‌کنند. از سوی دیگر، شاخص ریشه میانگین مجذورات خطای برآورد (RMSEA)یکی دیگر از آماره‌های سنجش برازش تحلیل مسیر است. هرچقدر این آماره کوچک‌تر و نزدیک به صفر باشد، نشان‌دهنده برازش مناسب مدل است. با توجه به این که در این تحقیق آماره RMSEA بالغ بر ۰/۰۶۷ و نزدیک به صفر می‌باشد، نیکویی برازش تحلیل مسیر مجدداً مورد تأیید قرار می‌گیرد که به دلیل حجم قابل توجه مقاله از درج نگاره‌های مربوط به روایی سازه تحقیق و برازندگی مدل، خودداری شده است.

با توجه به نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل مسیر، می‌توان گفت سازه اولیه مدل پیش‌بینی بازده سهام از برازندگی مناسبی برخوردار است و می‌تواند به عنوان مبنایی برای تدوین مدل نهایی مورد توجه قرار گیرد.



شکل (۱). سازه اولیه مدل پیش‌بینی بازده سهام

تدوین مدل پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از تحلیل رگرسیون چندگانه گام به گام

پس از حصول اطمینان نسبت به برازندگی مناسب سازه اولیه مدل پیش‌بینی بازده سهام، در این مرحله با استفاده از تحلیل رگرسیون گام به گام، مربوط‌ترین و مؤثرترین متغیرها در پیش‌بینی بازده سهام انتخاب گردید که نتایج آن در نگاره ۸ ارائه شده است. مطابق با نتایج مندرج در این نگاره از بین متغیرهای مشاهده شده در سازه اولیه مدل، هشت متغیر سود خالص، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، سود تقسیمی، شاخص قیمت نفت، شاخص قیمت سکه بهار آزادی، به موقع‌بودن اطلاعات، شاخص نرخ اوراق مشارکت و مالکیت خانوادگی به ترتیب بیشترین تا کمترین تأثیر معنی‌دار را در پیش‌بینی بازده آتی سهام دارند. لیکن سایر متغیرهای مشاهده شده در سازه اولیه فاقد اثر معنی‌دار در پیش‌بینی بازده سهام می‌باشند.

نتایج رگرسیون گام به گام برای مدل هشتم به همراه آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون در نگاره ۹ ارائه شده است.

نگاره (۸). نتایج آزمون رگرسیون چندگانه گام به گام

model	VAR	Adj. R^2	F	Sig
۱	Intercept; NI_{it}	۰/۲۴۰	۱۴۷/۰۴۹	۰/۰۰۰
۲	Intercept; NI_{it}; CPI_{it}	۰/۳۳۲	۱۱۶/۱۷۹	۰/۰۰۰
۳	Intercept; NI_{it};CPI_{it};DIV_{it}	۰/۳۹۱	۱۰۰/۱۷۴	۰/۰۰۰
۴	Intercept; NI_{it}; CPI_{it}; DIV_{it}; OIL_{it}	۰/۴۱۱	۸۱/۸۰۵	۰/۰۰۰
۵	Intercept; NI_{it}; CPI_{it}; DIV_{it}; OIL_{it} ;GLD_{it}	۰/۴۳۰	۶۷/۶۶۳	۰/۰۰۰
۶	Intercept; NI_{it}; CPI_{it}; DIV_{it}; OIL_{it}; GLD_{it}; TS_{it}	۰/۴۳۵	۶۰/۵۲۰	۰/۰۰۰
۷	Intercept; NI_{it}; CPI_{it}; DIV_{it}; OIL_{it}; GLD_{it}; TS_{it}; IRB_{it}	۰/۴۴۱	۵۳/۱۸۳	۰/۰۰۰
۸	Intercept; NI_{it}; CPI_{it}; DIV_{it}; OIL_{it}; GLD_{it}; TS_{it}; IRB_{it}; FO_{it}	۰/۴۴۵	۴۷/۳۲۵	۰/۰۰۰

علیرغم وجود رابطه معنی‌دار بین هشت متغیر مندرج در نگاره فوق با بازده آتی سهام، در تدوین مدل نهایی از همه متغیرهای مذکور استفاده نشده است. زیرا در تدوین مدل، باید اصل اقتصاد و صرفه‌جویی رعایت شود و ضرورتی ندارد که مدل شامل هر متغیر علی ممکن باشد. گنجاندن تعداد زیاد متغیر در مدل می‌تواند موجب آزمون‌ناپذیری آن شود (هومن، ۱۳۹۰). از

این‌رو انتخاب متغیرهای دارای اولویت از بین هشت متغیر پیش‌بینی کننده ضرورت دارد. از سوی دیگر، نتایج مندرج در نگاره نشان می‌دهد که بعد از قوی‌ترین متغیر پیش‌بین (سود

نگاره (۹). نتایج رگرسیون گام به گام

	Intercept	NI_{it}	CPI_{it}	DIV_{it}	OIL_{it}	GLD_{it}	TS_{it}	IRB_{it}	FO_{it}
ضرایب	-۰/۶۹۱	۰/۶۷۱	۲/۵۸۳	۰/۲۷۹	۰/۴۹۷	-۰/۳۶	۰/۰۰۲	-۰/۶۷۸	۰/۰۵۴
آماره t	-۱۰/۴۶۵	۸/۱۳۰	۶/۸۸۶	۷/۵۴۸	۵/۴۷۱	-۴/۶۳	۴/۳۸۹	-۲/۴۴۶	۱/۹۲۳
p-value	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۱۵*	۰/۰۵*
تولرانس		۰/۷۸۵	۰/۴۷۷	۰/۷۹۱	۰/۸۱۳	۰/۷۰۵	۰/۸۳۰	۰/۴۵۲	۰/۹۸۰
عامل تورم واریانس		۱/۲۷۳	۲/۰۹۸	۱/۲۶۴	۱/۲۳۰	۱/۴۱۸	۱/۲۰۵	۲/۲۱۱	۱/۰۲۱
		میانگین	انحراف معیار			F	Sig	Adj. R^2	DW
	Std. RES	۰/۰۰۰	۰/۹۹۱			۴۹/۱۱۲	۰/۰۰۰	۰/۴۴۹	۲/۲۱۴
استقلال خطاها (LM)		χ^2 = ۱/۸۱۷		Sig = ۰/۱۷۸					

خالص)، متغیرهای شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، سود تقسیمی، شاخص قیمت نفت و شاخص قیمت سکه بهار آزادی هر کدام به ترتیب ۳۸ درصد، ۱۸ درصد، ۵ درصد و ۴/۶ درصد (حدود ۵ درصد و بالاتر از آن) بر مقدار ضریب تعیین تعدیل شده تأثیرگذار می‌باشند؛ لیکن میزان تأثیرگذاری متغیرهای شاخص به موقع بودن اطلاعات، نرخ اوراق مشارکت و مالکیت خانوادگی بر مقدار ضریب تعیین تعدیل شده به ترتیب ۱ درصد، ۱ درصد و ۰/۰۰۹ درصد (کمتر از ۵ درصد) می‌باشد. از این‌رو در تدوین مدل مقتصدانه نهایی پیش‌بینی بازده سهام تنها از ۵ متغیر پیش‌بین قوی‌تر استفاده و مدل زیر تدوین گردید.

مدل (۷). مدل تدوین شده برای پیش‌بینی بازده سهام

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 NI_{it}/A_{it} + \alpha_2 CPI_{it} + \alpha_3 DIV_{it}/A_{it} + \alpha_4 OIL_{it} + \alpha_5 GLD_{it} + \varepsilon_{it}$$

اعتبارسنجی مدل تدوین شده

پس از برازش نهایی مدل پیش‌بینی بازده سهام، مدل طراحی شده به منظور تعیین دقت و اعتبار آن، با مدل‌های معتبر پیشین (مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، مدل پیش‌بینی بازده سهام براساس اقلام صورت‌های مالی و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ) مقایسه شد. به این منظور، ابتدا مدل طراحی شده و سایر مدل‌های فوق‌الذکر با استفاده از نمونه تحقیق و در دوره آزمون برازش شد. در گام بعدی توانایی مدل‌ها برای پیش‌بینی بازده

سهام سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ (از تاریخ ۱۳۹۱/۰۵/۰۱ تا تاریخ ۱۳۹۶/۰۴/۳۱) با استفاده از آزمون ناپارامتریک فریدمن با یکدیگر مقایسه گردید. نتایج حاصل از اعتبارسنجی مدل تدوین شده در دو بخش نتایج برازش مدل‌های پیش‌بینی کننده و مقایسه توان پیش‌بینی‌کنندگی مدل‌ها به شرح زیر ارائه می‌گردد.

نتایج برازش مدل‌های پیش بینی کننده[1]

نتایج برازش مدل تدوین شده: نتایج حاصل از آزمون مدل تدوین شده در این تحقیق به شرح نگاره ۱۰ می‌باشد.

نگاره (۱۰). نتایج آزمون مدل تدوین شده

		Intercept	NI_{it}/A_{it}	CPI_{it}	DIV_{it}/A_{it}	OIL_{it}	GLD_{it}	
مقدار ضرایب		−۰/۴۷۱	۰/۷۹۲	۲/۱۵۵	۰/۲۸۱	۰/۱۴۶	−۰/۱۵۹	
آماره t		−۹/۸۸۷	۹/۵۴۶	۷/۶۴۸	۷/۵۸۳	۲/۳۷۶	−۲/۱۸۷	
p-value		۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۱۸*	۰/۰۲۹*	
تولرانس			۰/۷۸۶	۰/۹۱۰	۰/۷۹۴	۰/۸۴۹	۰/۸۸۲	
عامل تورم واریانس			۱/۲۷۲	۱/۰۹۹	۱/۲۵۹	۱/۱۷۸	۱/۱۳۴	
خطاها			معنی‌داری مدل					
انحراف معیار	میانگین			F	Sig	Adj. R^2	DW	AK
۰/۹۹۶	۰/۰۰۰			۷۴/۹۹۸	۰/۰۰۰	۰/۴۰	۲/۱۲۳	۰/۴۷۵
استقلال خطاها (LM)		χ^2 = ۰/۰۳۲		Sig = ۰/۸۵۸				

نتایج برازش مدل قیمت گذاری آربیتراژ: نیز برای آزمون نظریه قیمت گذاری آربیتراژ از مدل ۸ استفاده شد که نتایج آزمون آن به شرح نگاره ۱۱ می‌باشد.

مدل ۸ $RETit+1 = \alpha0 + \alpha1CPIit + \alpha2FEXit + \alpha3GLDit + \alpha4OILit + \alpha5GDPit + \alpha6IRBit + \varepsilon it$

نگاره (۱۱). نتایج آزمون مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ

	Intercept	CPI_{it}	FEX_{it}	GLD_{it}	OIL_{it}	GDP_{it}	IRB_{it}
مقدار ضرایب	-۰/۷۵۲	۳/۵۱۵	۶/۶۹۲	-۰/۵۱۲	۰/۲۷۳	۱/۳۹۳	-۰/۹۶۶
آماره t	-۶/۲۰۱	۷/۱۲۷	۵/۳۴۴	-۵/۰۵۵	۳/۰۳۲	۱/۳۶۷	-۲/۹۰۷
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

معنی‌داری مدل			خطاها	
AK	DW	Adj. R^2	Sig	F	انحراف معیار	میانگین	
۰/۹۱۰	۲/۱۵۲	۰/۱۴۵	۰/۰۰۰	۱۸/۹۳۵	۰/۹۹۵	۰/۰۰۰	

استقلال خطاها (LM)	χ^2 = ۰/۰۳۶	Sig = ۰/۸۵		

نتایج برازش مدل پیش‌بینی بازده سهام او و پنمن: بدین منظور از مدل ۹ استفاده شده و نتایج آزمون آن در نگاره ۱۲ ارائه گردیده است.

$$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CR_{it} + \alpha_2 ACR_{it} + \alpha_3 ITR_{it} + \alpha_4 DIVR_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{مدل ۹}$$

CRit: رشد نسبت جاری در سال جاری نسبت به سال گذشته است. ACRit: رشد نسبت آنی در سال جاری نسبت به سال گذشته است. ITRit: رشد گردش موجودی کالا در سال جاری نسبت به سال گذشته است. IAR: رشد نسبت موجودی کالا به جمع دارایی‌ها در سال جاری نسبت به سال گذشته است. ISRit: رشد نسبت موجودی کالا به مبلغ فروش در سال جاری نسبت به سال گذشته است. DIVRit: رشد سود نقدی در سال جاری نسبت به سال گذشته است. ROERit: رشد نسبت بازده حقوق صاحبان سهام در سال جاری نسبت به سال گذشته است. DERit: رشد نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام در سال جاری نسبت به سال گذشته است.

نگاره (۱۲). نتایج آزمون مدل پیش‌بینی بازده سهام او و پنمن

	Intercept	CR_{it}	ACR_{it}	ITR_{it}	$DIVR_{it}$
ضرایب	۰/۰۲۱	۰/۰۳۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲
آماره t	۰/۲۰۰	۰/۹۶۹	۰/۰۳۸	۱/۰۷۴	۱/۰۳۵
p-value	۰/۸۴۱	۰/۳۳۳	۰/۹۶۹	۰/۲۸۳	۰/۳۰۱
تولرانس			۰/۵۲۲	۰/۵۱۲	۰/۹۶۱
عامل تورم واریانس			۰/۹۱۵	۱/۹۵۱	۰/۰۴۰

معنی‌داری مدل							
Sig	F	انحراف معیار	میانگین	خطاها			
۰/۳۸۰	۱/۰۵۱	۰/۹۹۶	۰/۰۰۰				

$Adj. R^2$	DW					
۰/۰۰۰۴	۱/۹۲۸					

Sig = ۰/۰۰	χ^2 = ۴۲/۰۶۷		استقلال خطاها (LM)

نتایج برازش مدل سه عاملی فاما و فرنچ: برای این منظور از مدل ۱۰ استفاده شد که نتایج آزمون آن به شرح نگاره ۱۳ می‌باشد.

$$RET_{it+1} - Rf_{it+1} = \alpha_{0+}\alpha_1 (Rm_{it}-Rf_{it}) + \alpha_2 SMB_{it} + \alpha_3 HML_{it} + \varepsilon_{it}$$ مدل ۱۰

Rf_{it+1}: نرخ سود تضمین شده سالانه اوراق مشارکت که توسط بانک مرکزی به صورت سالانه محاسبه شده و در اختیار عموم قرار گرفته است.

SMB_{it}: تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ است. برای محاسبه این متغیر، در پایان هر سال کلیه شرکت‌های نمونه براساس اندازه (ارزش بازار سهام) از کوچک به بزرگ مرتب شدند. شرکت‌هایی که اندازه آن‌ها بیشتر از میانه اندازه شرکت‌ها بود، به عنوان شرکت بزرگ و شرکت‌هایی که اندازه آن‌ها کمتر از میانه بود، به عنوان شرکت‌های کوچک در نظر گرفته شدند. SMB از تفاوت بین میانگین بازده سهام پرتفوی‌های کوچک (small)و بزرگ (big)محاسبه گردید.

HML_{it}: تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است. برای محاسبه این متغیر، در پایان هر سال، کلیه شرکت‌های نمونه براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M)از بزرگ به کوچک مرتب و سپس به سه پرتفوی شرکت‌های دارای

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (۳۰ درصد بالای طیف)، شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متوسط (۴۰ درصد میانی) و شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (۳۰ درصد پایین طیف) تقسیم شدند. HML از تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (high)و بازده پرتفوی سهام شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (low)محاسبه گردید (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲).

برای بررسی و مقایسه نتایج حاصل از آزمون مدل طراحی شده در این تحقیق و مدل‌های معتبر پیشین از معیار ضریب تعیین تعدیل شده و آزمون Z کرامر استفاده گردید.

همان‌گونه که در نگاره ۱۲ مشاهده می‌شود، معنی‌داری آماره F مدل پیش‌بینی بازده سهام او و پنمن و نیز معنی‌داری متغیرهای مستقل این مدل نشان می‌دهد که این مدل به صورت کلی معنی‌دار نبوده و قادر به پیش‌بینی بازده آتی سهام نمی‌باشد. از این‌رو، مدل او و پنمن در مقایسه با سایر مدل‌ها حذف گردید. همچنین نگاره‌های ۱۰، ۱۱ و ۱۳ نشان می‌دهد که ضریب تعیین

نگاره (۱۳). نتایج آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ

	Intercept	Rm_{it}-Rf_{it}	SMB_{it}	HML_{it}
مقدار ضرایب	-۰/۱۵۲	-۰/۴۳۱	-۰/۸۱۵	۰/۴۰۸
آماره t	-۸/۸۸۴	-۱۰/۵۲۳	-۳/۲۴۳	۲/۵۲۴
p-value	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۱*	۰/۰۱۲*
تولرانس		۰/۸۸۴	۰/۸۷۹	۰/۹۸۱
عامل تورم واریانس		۰/۱۳۱	۱/۱۳۸	۱/۰۱۹

معنی‌داری مدل				خطاها		
AK	DW	$Adj. R^2$	Sig	F	انحراف معیار	میانگین
۰/۶۴۴	۱/۹۴۶	۰/۱۹۳	۰/۰۰۰	۵۵/۸۰۷	۰/۹۹۸	۰/۰۰۰

Sig = ۰/۱۶۲		χ^2 = ۵/۱۴۲		استقلال خطاها (LM)

تعدیل شده مدل تدوین شده از سایر ضرایب تعیین تعدیل شده بالاتر است. برای نشان دادن این موضوع که بین ضریب تعیین تعدیل شده مدل تحقیق با سایر مدل‌ها تفاوت معنی‌دار وجود دارد از آزمون Z کرامر استفاده شد که نتایج آن در نگاره ۱۴ نشان داده شده است.

نگاره (۱۴). نتایج آزمون Z کرامر

مدل	مقدار آماره F	p-value
مقایسه مدل تحقیق و مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ	۲۴/۱۷	۰/۰۱۰*
مقایسه مدل تحقیق و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ	۱۳/۹۲	۰/۰۱۰*
مقایسه مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ	۱/۵۲	۰/۱۰۰

نتایج مندرج در نگاره ۱۴ نشان می‌دهد که ضریب تعیین تعدیل شده مدل برازش شده در این تحقیق نسبت به سایر مدل‌های آزمون شده به صورت معنی‌داری بیشتر است. به عبارت دیگر، متغیرهای مستقل استفاده شده در این مدل به نحو مناسب‌تری تغییرات بازده آتی سهام را توضیح می‌دهند. لیکن بین ضریب تعیین تعدیل شده دو مدل سه عاملی فاما و فرنچ و آربیتراژ تفاوت معنی‌داری وجود ندارد.

نتایج حاصل از مقایسه توان پیش‌بینی‌کنندگی مدل‌ها

برای مقایسه توانایی و دقت مدل‌ها در پیش‌بینی بازده آتی سهام، ابتدا با استفاده از مدل تدوین‌شده و سایر مدل‌های معتبر پیشین بازده سهام شرکت‌های نمونه تحقیق (۸۶ شرکت) برای سال‌های مالی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ (از تاریخ ۱۳۹۱/۰۵/۰۱ تا تاریخ ۱۳۹۶/۰۴/۳۱) پیش‌بینی و خطای پیش‌بینی در مقایسه با بازده واقعی برای همان سال برای هر مدل به صورت جداگانه محاسبه شد. همچنین به منظور رتبه‌بندی توانایی پیش‌بینی مدل‌ها، آزمون ناپارامتریک فریدمن مورد استفاده قرار گرفت. در این رابطه، شاخص میانگین قدرمطلق در صد خطا (MAPE)به شرح زیر محاسبه شد.

$$(100\%)\ \mathrm{MAPE} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|\frac{X_t - \overline{X_t}}{X_t}\right|$$

X_t : عدد مربوط به مقدار واقعی متغیر است.

$\overline{X_t}$: عدد مربوط به مقدار پیش‌بینی شده متغیر است.

در مقایسه بین مدل‌ها، به مدلی که میانگین قدرمطلق درصد خطای کمتری داشته باشد رتبه یک و به مدل دیگر رتبه دو اختصاص داده شد. سپس به منظور بررسی وجود تفاوت معنی‌دار بین رتبه هر مدل، از آزمون ناپارامتریک فریدمن استفاده شد (کریشنان و لارگی، ۲۰۰۰) که نتایج آن به شرح زیر است:

نگاره (۱۵). نتایج مقایسه دقت پیش‌بینی مدل تدوین شده با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

	Mean rank	Chi squre	Sig
مدل تدوین شده	۱/۴۲	۱۳/۴۹۱	۰/۰۰۰*
مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	۱/۵۸		

براســـاس اطلاعات مندرج در این نگاره، میانگین رتبه خطاها در مدل تدوین شـــده بالغ بر ۱/۴۲ و در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ۱/۵۸ می‌باشد. با توجه به معنی‌داری آماره کای دو می‌توان گفت، دقت پیش‌بینی مدل تدوین‌شـــده از دقت پیش‌بینی مدل رقیب بیشـــتر است.

نگاره (۱۶). نتایج مقایسه دقت پیش‌بینی مدل تدوین شده با مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ

	Mean rank	Chi squre	Sig
مدل تدوین شده	۱/۲۷	۱۳۱/۸۱۲	۰/۰۰۰*
مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ	۱/۷۳		

براســـاس اطلاعات مندرج در این نگاره، میانگین رتبه خطاها در مدل تدوین شـــده بالغ بر ۱/۲۷و در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ ۱/۷۳ می‌باشـــد. با توجه به معنی‌داری آماره کای دو می‌توان گفت، دقت پیش‌بینی مدل از دقت پیش‌بینی مدل رقیب بیشتر است.

نگاره (۱۷). نتایج مقایسه دقت پیش‌بینی مدل تدوین شده با مدل سه عاملی فاما و فرنچ

	Mean rank	Chi squre	Sig
مدل تدوین شده	۱/۳۶	۸۰/۸۴۲	۰/۰۰۰
مدل سه عاملی فاما و فرنچ	۱/۶۴		

براســـاس اطلاعات مندرج در این نگاره، میانگین رتبه خطاها در مدل تدوین شـــده بالغ بر ۱/۳۶ و در مدل ســـه عاملی فاما و فرنچ ۱/۶۴ می‌باشـــد. با توجه به معنی‌داری آماره کای دو می‌توان گفت، دقت پیش‌بینی مدل از دقت پیش‌بینی مدل رقیب بیشتر است.

نگاره (۱۸). نتایج مقایسه دقت پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ

	Mean rank	Chi squre	Sig
مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	۱/۳۱	۱۰۱/۳۰۹	۰/۰۰۰
مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ	۱/۶۹		

براســـاس اطلاعات مندرج در این نگاره، میانگین رتبه خطاها در مدل قیمت گذاری دارایی‌های سـرمایه‌ای بالغ بر ۱/۳۱ و در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ ۱/۶۹ می‌باشـد. با توجه به معنی‌داری آمـاره کـای دو می‌توان گفـت، دقـت پیش‌بینی مـدل قیمـت‌گـذاری دارایی‌هـای سرمایه‌ای از دقت پیش‌بینی مدل رقیب بیشتر است.

نگاره (۱۹). نتایج مقایسه دقت پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ

	Mean rank	Chi squre	Sig
مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	۱/۶۵	۵۱/۸۴۱	۰/۰۰۰
مدل سه عاملی فاما و فرنچ	۱/۳۵		

براســـاس اطلاعات مندرج در این نگاره، میانگین رتبه خطاها در مدل قیمت گذاری دارایی‌های سـرمایه‌ای بالغ بر ۱/۳۵ و در مدل سـه عاملی فاما و فرنچ ۱/۶۵ می‌باشـد. با توجه به معنی‌داری آمـاره کـای دو می‌توان گفـت، دقـت پیش‌بینی مـدل قیمـت‌گـذاری دارایی‌هـای سرمایه‌ای از دقت پیش‌بینی مدل رقیب کمتر است.

نگاره (۲۰). نتایج مقایسه دقت پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ با مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ

	Mean rank	Chi squre	Sig
مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ	۱/۶۲	۴۶/۴۵۰	۰/۰۰۰*
مدل سه عاملی فاما و فرنچ	۱/۳۸		

براســـاس اطلاعات مندرج در این نگاره، میانگین رتبه خطاها در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ بالغ بر ۱/۶۲ و در مدل سـه عاملی فاما و فرنچ ۱/۳۸ می‌باشـد. با توجه به معنی‌داری آماره کای دو می‌توان گفت، دقت پیش‌بینی مدل قیمت گذاری آربیتراژ از دقت پیش‌بینی مدل رقیب کمتر است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شـود نتایج رتبه‌بندی نشـان می‌دهد که میزان دقت پیش‌بینی مدل تدوین شـده در این تحقیق نسـبت به سـایر تحقیقات پیشـین به صـورت بااهمیتی بالاتر اسـت. همچنین توانایی سـایر مدل‌ها در مقایسـه با مدل تدوین‌شـده در پیش‌بینی بازده سـهام به ترتیب مندرج در نگاره ۲۱ می‌باشد.

نگاره (۲۱). نتایج حاصل از رتبه‌بندی مدل‌های پیش‌بینی بازده سهام

مدل	فرمول	تعداد متغیر	رتبه
مدل تدوین شده تحقیق	$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 NI_{it}/A_{it} + \alpha_2 CPI_{it} + \alpha_3 DIV_{it}/A_{it} + \alpha_4 OIL_{it} + \alpha_5 GLD_{it} + \varepsilon_{it}$	۵	۱
مدل سه عاملی فاما و فرنچ	$RET_{it+1} - Rf_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Rm_{it} - Rf_{it} + \alpha_2 SMB_{it} + \alpha_3 HML_{it} + \varepsilon_{it}$	۳	۲
مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای	$E(R_i) = R_f + \beta_i[E(R_M) - R_f]$	۱	۳
مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ	$RET_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CPI_{it} + \alpha_2 FEX_{it} + \alpha_3 GLD_{it} + \alpha_4 OIL_{it} + \alpha_6 IRB_{it} + \varepsilon_{it}$	۵	۴

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

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 فرضیه‌های گروه اقلام صورت‌های مالی نشان داد که بین سود خالص، جریان‌های نقد عملیاتی، سود تقسیمی و اقلام تعهدی با بازده آتی سهام رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد. این نتایج با برخی از نتایج تحقیق کارونا راتن و راجا پاکس (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) مطابقت دارد.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های گروه سازوکارهای راهبری شرکتی 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) 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 (۲۰۱۲) و موسوی و همکاران (۲۰۱۱) مغایرت و با برخی از نتایج تحقیق ملکی و همکاران (۱۳۹۲) و طالب‌نیا و محمدزاده (۱۳۸۴) مطابقت دارد.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های گروه کیفیت افشا 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 دی باسکی و جیلت (۲۰۱۱) مطابقت دارد.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های گروه کیفیت حسابرسی 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 تانیبت (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.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های گروه ویژگی‌های بازار سهام 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.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های گروه عوامل کلان اقتصادی نشان داد که تمامی عوامل کلان اقتصادی آزمون شده به جز متغیر تولید ناخالص داخلی، با بازده آتی سهام رابطه معنی‌دار دارند. این نتایج با برخی از نتایج تحقیقات آروری و همکاران (۲۰۱۳)، بویوکزالوارسی (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.

نتایج حاصل از سنجش برازندگی سازه مدل با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل مسیر نشان داد که متغیرهای استخراج شده از آزمون فرضیه‌ها سازه مناسبی را برای پیش‌بینی بازده

آتی سهام فراهم کرده‌اند و براساس نتایج تحلیل رگرسیون چندگانه گام به گام، مدل مقتصدانه نهایی زیر برای پیش‌بینی بازده آتی سهام تدوین شد. در پایان، مقایسه خطای پیش‌بینی مدل تدوین شده در این تحقیق با سایر مدل‌ها (مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ و مدل او و پنمن) نشان داد که دقت این مدل در پیش‌بینی بازده آتی سهام نسبت به سایر مدل‌ها به صورت بااهمیتی بالاتر است.

پیشنهادات

نتایج حاصل از مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل طراحی شده در این تحقیق با سایر مدل‌های پیشین نشان داد که توانایی پیش‌بینی مدل تدوین شده در این تحقیق نسبت به سایر مدل‌های پیش‌بینی بالاتر است. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران و سایر استفاده‌کنندگان جهت پیش‌بینی بازده سهام در بازار اوراق بهادار کشور از مدل پیش‌بینی بازده سهام تدوین شده در این تحقیق نیز استفاده نمایند.

نتایج حاصل از تحلیل مسیر (تحلیل رابطه بین عوامل مکنون و بازده آتی سهام) نشان داد 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. از این‌رو، به نظر می‌رسد که صورت‌های مالی و حرفه حسابداری سهم قابل توجهی در بازار اوراق بهادار دارد و تحلیل بنیادی در پیش‌بینی بازده سهام می‌تواند کارساز باشد. با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق و محدودیت‌های موجود، پیشنهادهایی به شرح زیر برای محققین آتی ارائه می‌گردد:

تاکنون بازده مورد انتظار در تحقیقات مختلف حسابداری و مالی با استفاده از مدل بازار، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و... محاسبه شده است. با در نظر گرفتن این موضوع که به نظر می‌رسد مدل تدوین شده در این تحقیق به نحو مناسب‌تری به پیش‌بینی بازده آتی سهام می‌پردازد، پیشنهاد می‌شود محققین برای محاسبه بازده مورد انتظار از مدل پیشنهادی این تحقیق استفاده نمایند. همچنین پیشنهاد می‌شود در صورت امکان و دسترسی، مدل تدوین شده در این تحقیق در بورس‌های سایر کشورها نیز آزمون شود و توانایی پیش‌بینی آن با توان سایر مدل‌های مطرح مقایسه گردد. با توجه به این که نتایج تحقیق نشان داده است که از بین عوامل مورد بررسی، مهمترین عامل در پیش‌بینی بازده سهام، اقلام صورت‌های مالی می‌باشد، پیشنهاد

می‌شود کارایی بازار در سطح متوسط با استفاده از آخرین داده‌های در دسترس از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی و آزمون قرار گیرد.

پی نوشت

۱ لازم به ذکر است که با توجه به این که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای یک مدل رگرسیونی نمی‌باشد، در مقایسه نتایج رگرسیون‌ها مستثنی گردید لیکن خطای پیش‌بینی این مدل با سایر مدل‌ها در بخش‌های بعدی مورد توجه قرار گرفت.

منابع

پژویان، جمشید و احمد عزیزی. (۱۳۷۸). شناسایی متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر شاخص قیمت سهام. *پایان‌نامه دکتری دانشگاه علامه طباطبائی.*

پناهیان، حسین و پیام مجتهدی. (۱۳۸۷). بررسی رابطه بین نسبت بدهی و هزینه سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بصیرت، شماره ۳۹، ۵۵–۸۰.

پورحیدری، امید و حمید پهلوان. (۱۳۸۷). بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی بورس اوراق بهادار. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، شماره ۱، ۷۱–۹۹.

تقوی، مهدی و شاعر بیابانی. (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*، شماره ۱۰ و ۱۱، ۱۳–۲۸.

ثقفی، علی و صابر شعری آناقیز. (۱۳۸۳). نقش اطلاعات بنیادی حسابداری در پیش‌بینی بازده سهام. پایان‌نامه دکتری، *دانشگاه علامه طباطبائی.*

حساس‌یگانه، یحیی و محمد جواد سلیمی. (۱۳۹۰). مدلی برای رتبه‌بندی حاکمیت شرکتی در ایران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، شماره ۳۰، ۱–۳۵.

سجادی، سید حسین، حسن فرازمند و عبدا... تاج‌الدینی. (۱۳۹۲). تأثیر کیفیت حسابرسی برهزینه سرمایه سهام عادی. پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۱۰، ۱۰۹–۱۲۸.

طالب‌نیا، قدرت‌اله و حیدر محمدزاده سالطه. (۱۳۸۴). تأثیر خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام آن‌ها. *تحقیقات مالی*، شماره ۱۹، ۹۷–۱۱۶.

قائمی، محمدحسین و سعید طوسی. (۱۳۸۵). بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام عادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیام مدیریت*، شماره ۱۷ و ۱۸، ۱۵۹–۱۷۷.

مجتهدزاده، ویدا و مونا قدرتی. (۱۳۹۱). اثر بی‌قاعدگی اقلام تعهدی بر قیمت‌گذاری شرکت‌ها. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۱۰، ۱۱۹–۱۳۵.

مشایخ، شهناز و حدیثه حاجی‌مرادخانی. (۱۳۸۸). بررسی رابطه نرخ تورم، نرخ سود تضمین‌شده و بازده طلا بر بازار سهام ایران. *تحقیقات حسابداری، شماره ۴، ۲-۱۸.*

ملکی، بهرام، علی فاطری و شاهین افتخاریان. ۱۳۹۲. تأثیر مالکیت نهادی بر بازده سهامداران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *اولین کنفرانس بین‌المللی حماسه سیاسی (با رویکردی بر تحولات خاورمیانه) و حماسه اقتصادی (با رویکردی بر مدیریت و حسابداری).*

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

Al-Ajmi, J. (2009). Audit firm, corporate governance, and audit quality: Evidence from Bahrain. *Advances in International Accounting, 25*, 64–74.

Al-Akra, M. ,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.

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.

Arouri, M. E. H. , Lahiani, A. , and Nguyen, D. K. (2013). World Gold Prices and Stock Returns In China: Insights for Hedging and Diversification Strategies. *http: //hal. archives-ouvertes. fr/docs/00/79/80/38/PDF/Nguyen_et_al_GoldStocks_V4. pdf.*

Baker, R. A. ,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.

Banz, R. W. (1981). The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics, 9*, 3-18.

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

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 Dysfunctionality, UTS, 14*.

Botosan, C. A. ,Plumlee, M. A. (2001). A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research, 40* (1) , 21-40.

Bugeja, M. (2011). Takeover premiums and the perception of auditor independence and reputation. *The British Accounting Review, 43*, 278-293.

Büyükşalvarcı, A. (2010). The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey. *European Journal of Social Sciences, 14* (3) , 404-416.

Chi, W. , H. Huang, 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.

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*, 1-15.

Claessens, S. ,Yurtoglu, B. B. (2012). Corporate governance in emerging markets: A survey. *Emerging Markets Review, Article In Press*.

Dasilas, A. ,Leventis, S. (2011). Stock market reaction to dividend announcements: Evidence from the Greek stock market. *International Review of Economics and Finance, 20*, 302–311.

DeBoskey, D. G. , Li, Y. , Lobo, G. J. , & Luo, Y. (2017). *Transparency of corporate political disclosure and the cost of debt*. Working Paper.

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.

Fama, E. F. , Macbeth, F. , and James, D. (1973). Risk, Return and Equilibrium. *Empirical Tests, Journal of Political Economy, 81* (3) , 607-639.

Fama, E. F. ,French, K. R. (1992). cross-section of expected stock-returns. *Journal of Finance, 47*, 427–465.

Fang, V. W. , Noe, T. H. , and Tice, S. (2009). Stock market liquidity and firm value", Journal of Financial Economics. *Journal of Financial Economics, 94* (2009) , 150–169.

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.

Firth, M. , Oliver, M. R. , and Wu. , X. (2012). How Do Various Forms of Auditor Rotation Affect Audit Quality? Evidence from China. *The International Journal of Accounting, 47*: 109-138.

Florackis, C. , Gregoriou, A. , and Kostakis, A. (2011). Trading frequency and asset pricing on the London Stock Exchange: Evidence from a new price impact ratio. *Electronic copy available at: http: //ssrn. com/abstract=1628108*.

FRC, F. R. C. (2010). The UK Corporate Governance Code.

Ghaemi, M. , Tousi, S. (2007). Investigation the effective factors on TSE listed firms return. Management *Message*, 17. (In Persian)

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.

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*.

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* (79–102).

Hassas Yeganeh, Y. , Salimi, M. (2011). Developing a Model for Corporate Governance Rating in Iran. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 8 (30) , pp. 1-35. (In Persian)

Hearn, B. (2011). Size and liquidity effects in Japanese regional stock markets. *Journal of the Japanese and International Economies, 25* (2) , 1.۱۸۱–۵۷.

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.

Hellstron, K. (2005). The value relevance of Financial Accounting in a Transitional Economy: the case of Czech Republic. *Working paper Series in Business Administration*.

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.

Hirshleifer, D. , Hou, K. , and Teoh, S. H. (2009). Accruals, cash flows, and aggregate stock returns. *Journal of Financial Economics, 91*, 389-406.

Hyde, S. ,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.

IAASB, I. A. A. S. B. (2011). Audit Quality and IAASB perspective. *www. iaasb. org*.

Izedonmi, P. F. ,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.

Jones, C. P. (2007). *Investments: Analysis and Management*: John Wiley & Sons Inc.

Karunarathne, W. V. A. D. ,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*.

Kettell, B. (2001). *Financial Economics: Making Sense of Market Information*. London: FT/Prentice-Hall.

Kinda, A. , & Menningerb, F. (2017). Corporate Governance and Equity Risk.

Kothari, S. P. and Warner, Jerold B. , (1997) , Measuring long-horizon security price performance, *Journal of Financial Economics*, 43, issue 3, p. 301-339

Krishnan, G. V. ,Largay, J. A. (2000). The Predictive Ability of Direct Method Cash Flow Information. *journal of bussiness finance and accounting, 27* (1) , 215-245.

Lam, K. S. ,Tam, L. K. (2011). Liquidity and asset pricing: Evidence from the Hong Kong stock market. *Journal of Banking and Finance, 35* (9) , 2217–2230.

Lee,Lin, C. (2010). An accounting-based valuation approach to valuing corporate governance in Taiwan. *Journal of Contemporary Accounting & Economics, 6*, 47–60.

lee. (2011). The world price of liquidity risk. *Journal of Financial Economics, 99* (1) , 136–161.

Lischewski, J. ,Voronkova, S. (2012). Size, value and liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market. *Emerging Markets Review, 13*, 8–25.

Mashayekh, Sh. , Hajimoradkhani, H. (2010). Investigation the relationship between inflation rate, free risk rate and gold return on Iran stock exchange. Accounting and Auditing Researches, 4. (In Persian)

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.

Mojtahedzade, V. , Ghodrati, M. (2013). The effect of accruals anomalies on valuations. *Journal of Finance Enginering and Securities Management*, 10. (In Persian)

Mouselli, S. ,Hussainey, K. (2009). Disclosure Quality And Stock Return In The UK. *http: //ssrn. com/abstract=1499258.*

Ng, J. , Tuna, I. , and Verdi, R. (2012). management forecast credibility and underreaction to news. http: //ssrn. com/abstract=930697.

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.

Ou, a. , Penman, S. (1989) , Financial statement analysis and the prediction of stock returns, *Journal of Accounting and Economics*, Volume 11, Issue 4.

Pajuyan, j. , azizi, a. (1999). Identification of effect of macroeconomic variables on stock price index. Phd Thesis. Allame Tabatabaei University. (In Persian)

Panaheyan, h. , mojtahedi, P. (2009). Investigation the relationship between debt ratio and cost of capital in Tehran Stock Exchange. *Basirat Journal*, 39. (In Persian)

Pourheydari, O. , Pahlavan, H. (2009). A study on the effects of macroeconomic variables on the returns. *Journal of Securities Exchange*, 1 (1). (In Persian)

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*.

Rjoub, H. , Tu¨rsoy, T. , and Gu¨nsel, N. (2009). The effects of macroeconomic factors on stock returns: Istanbul Stock Market. *Studies in Economics and Finance, 26* (1) , 36-45.

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.

Ross, S. R. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory, 13*, 341-360.

Saghafi, A. , Sheri, S. (2005). The role of Accounting Information in predicting of return.. Phd Thesis. Allame Tabatabaei University. (In Persian)

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.

Sajadi, S. , Farazmand, H. , Tajodini, A. (2014). The Effect of Audit Quality on Cost of Equity Capital. *Empirical Research in Accounting*, 3 (2) , pp. 109-128. (In Persian).

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.

Sun, L. (2012). Information Content of P/E Ratio, Price to Book Ratio and Firm Size in Predicting Equity Returns. *International Conference on Innovation and Information Management*, Singapour.

Taghavi, M. , Beyabani, Sh. (2004). The effects of currency rate and future cash flows on share value of Tehran Stock Exchange Listed Firms. *Economics Research*, 3 (11) , 13-38. (In Persian)

Talebneya, Gh. Mohamadzade, H. (2006). The effect of privatization of Government Companies on return in TSE, *Financial Research*, 7 (1). (In Persian)

Tiryaki, A. , Erdogan, L. , & Ceylan, R. (2017). The Casual Relationship between Selected Macroeconomic Variables and Stock Returns in Turkey, 1: 299-326.

Wade, K. ,May, A. (2013). GDP growth and equity market returns. *working paper*.

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,* ۱۳۹–۱۱۵.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی