بررسی کارآمدی محتوای اطلاعاتی گزارشگری مالی برون‌سازمانی در پیش‌بینی رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با بکارگیری تحلیل همبستگی بنیادی

تاریخ دریافت مقاله : ۹۹/۰۲/۱۶ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۹/۰۴/۱۶ الهه صفایی تبریزی

چکیده

این پژوهش، به بررسی رابطه بین مولفه‌های حسابداری مبتنی بر رویکرد تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی با سازه‌های سنجش رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد و درصد ارزیابی محتوای اطلاعاتی متغیرهای حسابداری مبتنی بر رویکرد تعهدی و جریان‌های نقدی در پیش‌بینی روند تغییرات بازده سهام است. این پژوهش از نظر نوع در زمره تحقیقات پس‌رویداد و از نظر ماهیت در زمره تحقیقات میدانی شبه تجربی دسته‌بندی می‌شود. با توجه به بازه‌ی شش‌ساله و حجم نمونه آماری یکصد (۱۰۰) شرکتی، داده‌های مربوط به تعداد (۶۰۰) شرکت ـ سال مالی به صورت داده‌های ترکیبی ـ مقطعی مبنای واکاوی گزاره پژوهشی قرار گرفت. با توجه به ترکیب خطی آمیخته توابع کانونی وابسته و مستقل، برای آزمون آماری فرضیه، از رویکرد تحلیل همبستگی کانونی استفاده شد. بازخوردهای آماری حاصل از آزمون فرض گزاره‌های اصلی موید این مهم است که در سطح اعتماد (۹۵) درصد، رابطه مستقیم و معنی‌داری بین مولفه‌های رفتار بازده سهم با محتوای اطلاعاتی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر رویکرد تعهدی، محتوای اطلاعاتی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر رویکرد جریان‌های نقد عملیاتی و محتوای اطلاعاتی مولفه‌های تلفیقی حسابداری مبتنی بر رویکرد تعهدی و جریان‌های نقد عملیاتی وجود دارد.

کلمات کلیدی

مؤلفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی، مؤلفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی – جریان‌های نقدی، آنالیز همبستگی بنیادی

گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. *e.safaei62@yahoo.com*

مقدمه

واحدهای تجاری به دلیل اهمیت به سزایی که در نظام‌های اقتصادی و بازارهای مالی دارند، ریسک‌هایی نیز توجه فعالیت‌های آنها می‌باشد. دلایل وجود ریسک در واحدهای تجاری را با نوع کارکرد آن می‌توان توجیه کرد، چرا که واحدهای تجاری از یک سو سرمایه‌های آحاد جامعه را که در قبال آن مسئوولیّت دارند جمع آوری کرده و از سوی دیگر با استفاده از این سرمایه‌ها اقدام به انجام عملیّات تجاری و فعالیّت‌های اقتصادی می‌کنند. شرکت‌ها در عملیات روزمره خود با انواع مختلف ریسک روبرو می‌شوند. این ریسک‌ها در چهار گروه مختلف ریسک‌های مالی ناشی از ایجاد اهرم در ساختار سرمایه آزمودنی‌ها، ریسک‌های عملیاتی ناشی از خطاهای انسانی و سیستم اطلاعاتی، ریسک‌های کسب و کار نشات گرفته از ریسک نوسان نرخ ارز، ریسک نوسان نرخ سودهای تضمین شده، ریسک ناشی از نرخ تورم، ریسک بازار، ریسک اعتباری ناشی از تخصیص منابع پولی و نهایتاً ریسک رخدادهای مختلف قابل تقسیم هستند. ریسک‌های مالی شامل دو گروه اصلی است: الف- ریسک‌های خالص شامل ریسک نقدینگی یا سرمایه در گردش، ریسک اعتباری و ریسک ورشکستگی است و عدم مدیریت صحیح آنها سبب زیان‌های جبران ناپذیری می‌شود. و ب ـ ریسک‌های سفته بازی که بر اساس آربیتراژهای مالی شکل می‌گیرند .(رستم‌یان و حاجی بابایی،۱۳۸۸) ریسک نقدینگی –که عمدتا ناشی از عدم انطباق زمانی بین سررسید مطالبات و سررسید تعهدات ناشی از تامین مالی داخل ترازنامه و خارج از ترازنامه بعنوان شاخصی جهت کنترل و مدیریت نقدینگی در دست مدیران قرار می‌گیرد. در پژوهش حاضر رابطه‌ی بین مولفه‌های ریسک ناشی از تغییرات بازده سهام که به عنوان روند تغییرات بازده سهام شناخته می‌شوند، با متغیرهای حسابداری مبتنی بر رویکرد تعهدی و جریان‌های نقدی بنگاه بررسی می‌شود. از این‌رو، در ادامه این مقاله به طرح کلی پژوهش شامل بیان مساله و اهمیت اجرای آن، تعریف مفهومی و عملیاتی متغیرها و مدل‌سازی/الگوسازی ترسیمی- مفهومی و ریاضی آنها و نهایتاً روش‌های آماری مورد استفاده به منظور آزمون آماری فرضیه(گزاره) پژوهشی تشریح می‌شوند.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه‌ی پژوهش

به لحاظ تجربی بسیاری از تحقیقات در حوزه بازار سرمایه به بررسی مفید بودن اطلاعات حسابداری برای سرمایه‌گذاران پرداخته‌اند و بدیهی است کیفیت بالاتر اطلاعات حسابداری به تصمیم‌گیری‌های بهتر

کمک شایانی می‌نماید. اهمیت کیفیت اطلاعات در ایجاد جو اعتماد و اطمینان در بازارهای سرمایه و نقش برجسته این بازارها در هدایت منابع به سمت صنایع مولد و تخصیص بهینه آن‌ها، پرداختن به این حوزه را برجسته می‌سازد(حجازی و همکاران، ۱۳۹۳).

گزارشگری مالی، اطلاعات خاص یک شرکت را از دیدگاه مدیریت دسته بندی می‌کند و آن را به صورت معنادار برای استفاده کنندگان ارائه می‌نماید و سرمایه گذاران، اعتباردهندگان بالقوه و مشاوران آن‌ها، از آن به عنوان مبنا و اساسی برای تصمیم گیری جهت تخصیص سرمایه استفاده می‌کنند(حیدر پور و زارع، ۱۳۹۳). اما بدون تردید در تئوری حسابداری مالی، نامتقارن بودن اطلاعات یکی از مهم ترین موضوعات موردبحث است. عدم تقارن اطلاعاتی زمانی پدیدار می‌شود که یک یا چند سرمایه گذار به اطلاعات محرمانه‌ای در مورد ارزش شرکت دسترسی دارند و این در حالی است که مابقی سرمایه گذاران، تنها به اطلاعات عمومی دسترسی داشته باشند (وریسای، ۲۰۱۳). هنگامی که چنین وضعی وجود داشته باشد، به اصطلاح می‌گویند که بازار دارای یک ویژگی خاص است که آن را " نامتقارن بودن اطلاعات" می‌نامند(ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۵).

با اینکه اکثر اندیشمندان اقتصادی در تحقیقات خود، به این نتیجه رسیده اند که یکی از عوامل مؤثر بر رشد و توسعه پایدار اقتصادی، سرمایه گذاری مؤثر است (رادفر، ۱۳۸۴). اما می‌دانیم که سرمایه گذاری یک واحد تجاری، با توجه به محدودیت منابع و کارا بودن آن صورت گیرد و همان طور که عنوان شد مسئله اصلی، انتخاب پروژه‌ها و اتخاذ تصمیم راجع به فرصت‌های سرمایه گذاری توسط مدیران واحدهای تجاری است که بر اساس منافع شخصی خود صورت می‌گیرد. عدم کفایت در سرمایه گذاری ریشه در نظریه های نمایندگی و اقتصاد اطلاعات دارد به عبارتی عدم تقارن، دیگر اطلاعاتی و تضاد منفعت مانع از انجام یک سرمایه گذاری بهینه می‌شود. یکی از راه‌های برون رفت از این مسئله، بهره‌گیری از اطلاعات حسابداری باکیفیت است. اطلاعات حسابداری با ایجاد اثر متقابل بین سیستم حسابداری داخلی شرکت‌ها و سیستم گزارشگری خارجی، بر وضعیت مالی و عملکرد تجاری اشاره دارد و نقش فراوان در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد نماینده- مدیر ایفاء می‌نماید (یوانگ و جیانگ، ۲۰۰۸).

کند. همچنین کرونل وهمکاران (۲۰۱۷)، اذعان داشتند که کیفیت گزارشگری مالی با کاهش مسائل نمایندگی، ریسک اطلاعـاتی را کـاهش داده و با کاهش ریسک اطلاعاتی، از هزینه‌های سرمایه کاسته شده و این کاهش‌ها بر تمایل سرمایه‌گذاران بـرای خرید و فروش یا نگهداری سهام شرکت تأثیر می‌گذارد که متعاقباً افزایش نرخ رشد شرکت‌ها را در پی خواهد داشت(نادری و همکاران، ۱۳۹۷).

یکی از پیامدهای سیر تکامل دانش حسابداری استفاده از نسبت‌های مالی به منظور تجزیه و تحلیل و تصمیم‌گیری تحلیلگران مالی در باب وضعیت مالی، عملکرد و جریان های نقدی واحدهای تجاری است. پیدایش نسبت‌های مالی به اواخر قرن نوزدهم باز می‌گردد. از آن زمان بود که تحلیل‌گران نسبت‌های مالی را توسعه و ترویج دادند. پایه و اساس نسبت‌های مالی بر صورت‌های مالی اساسی استوار است و صورت‌های مالی نیز بر اساس داده‌های تاریخی تهیه می‌شود. استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی گروه‌های مختلفی از ذینفعان درون‌سازمانی و برون‌سازمانی نظیر سهام‌داران، اعضای هیات مدیره، اعضای هیات عامل، کارکنان، سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل، اعتباردهندگان، تامین‌کنندگان کالاها و خدمات، رقبا، تحلیل‌گران مالی و محققین و غیره می‌باشند. استفاده‌کنندگان اخیر، اهدافی متفاوت و گاهاً ناهمرستا ومتضادی دارند و هر کدام از دیدگاه خود نسبت‌های مالی مبتنی بر اقلام تاریخی را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. به عنوان مثال تحلیل‌گران مالی به دنبال پیش‌بینی موفقیت‌های آینده می‌باشند، در حالی که پژوهش‌گران به دنبال توسعه مدل‌ها و به کارگیری نسبت‌ها هستند. اهمیت گزارش‌های مالی و افشای آنها ناشی از اطلاعاتی است که این گزارش‌ها در خصوص عملکرد شرکت‌ها در اختیار استفاده‌کنندگان قرار می‌دهند؛ بویژه اطلاعاتی که بیان کننده قدرت سودآوری شرکت هستند. این‌گونه اطلاعات و بسیاری از اطلاعات افشاء شده در صورت‌های مالی اساسی، دارای اهمیت ویژه ای برای تامین‌کنندگان منابع مالی و سرمایه‌گذاران هستند و دلیل آن اثری است که این اطلاعات بر رفتار قیمت اوراق بهادار و ارزشیابی دارایی‌های مالی می‌گذارد.

موضوع تعیین ارزش ذاتی(ارزش اقتصادی/واقعی)، رصد رفتار قیمت اوراق بهادار و ارزشیابی دارایی‌های مالی از آغاز شکل‌گیری بازارهای سرمایه همواره مورد توجه محافل علمی و سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل بوده است. رفتار قیمت اوراق بهادار می‌تواند متاثر از متغیرهای حسابداری مبتنی بر مکانیزم گزارشگری مالی مورد پذیرش مجامع حرفه‌ای(مبنای تعهدی) و برخی از متغیرهای مبتنی بر جریان‌های نقدی (عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تامین مالی) باشد. بال و براون (۱۹۶۸) به این نتیجه رسیدند که سود یا عایدات حسابداری مبتنی بر مبنای تعهدی در مقایسه با جریان وجه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی، همبستگی بیشتری با بازده سهام و تغییرات آن دارد. بارلف (۱۹۹۰) نشان داد نسبت‌های مالی استخراج شده از صورت جریان وجه نقد در مقایسه با نسبت‌های مالی از صورت سود و زیان و ترازنامه،

ارتباط بیشتری با بازده و رفتار تغییرات سهام دارد. گریفین نیز با استفاده از تعریف وجه نقد حاصل از عملیات، به بررسی رابطه بین این عامل، سود حسابداری و بازده سهام پرداخت و نشان داد که بین هیچکدام از دو عامل وجه نقد حاصل از عملیات و سود حسابداری، با بازده سهام رابطه‌ای معنادار وجود ندارد. هال (۱۹۹۰) نیز معتقد است که نمی‌توان نظر قطعی داد که کدامیک از نسبت‌های مبتنی بر حسابداری تعهدی و نسبت‌هایی که از صورت جریان وجه نقد بدست می‌آیند به شکلی دقیق‌تر رفتار بازده سهم سهام شرکت را پیش بینی می‌کند (مهرانی و مهرانی، ۱۳۸۲). به هر حال، ارزشیابی، قیمت‌گذاری و رصد رفتار بازده اوراق بهادار یا دارایی مالی می‌تواند متاثر از هر دو دسته از متغیر حسابداری مبتنی بر پایه تعهدی و جریان‌های نقدی باشد. همچنین بر اساس مطالعات قبلی انتظار می‌رود که متغیرهای حسابداری تعهدی کامل در مقایسه با متغیرهای حسابداری مبتنی بر جریان‌های نقدی، از محتوای اطلاعاتی بیشتری برخوردار باشد. بنابراین، در این مطالعه مساله پایه‌ای پژوهش به صورت زیر تبیین می‌شود:

سوال اول پژوهش: آیا متغیرهای حسابداری مبتنی بر روش تعهدی کامل برای پیش‌بینی رفتار تغییرات قیمت یا نوسانات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از محتوای اصلاعاتی قابل قبولی برخوردار است؟ به عبارتی آیا بین متغیرهای حسابداری مبتنی بر روش تعهدی کامل و فاکتورهای سنجش ریسک قیمت یا بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، همبستگی معناداری وجود دارد؟ سوال دوم پژوهش: آیا متغیرهای حسابداری مبتنی بر جریان‌های نقدی برای پیش‌بینی رفتار تغییرات قیمت یا نوسانات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از محتوای اصلاعاتی قابل قبولی برخوردار است؟ به عبارتی آیا بین متغیرهای حسابداری مبتنی بر جریان‌های نقدی و فاکتورهای سنجش ریسک قیمت یا بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، همبستگی معناداری وجود دارد؟ سوال سوم پژوهش: آیا متغیرهای حسابداری مبتنی بر روش تعهدی کامل، در قیاس با مبنای جریان‌های نقدی برای پیش‌بینی رفتار تغییرات قیمت یا نوسانات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از محتوای اطلاعاتی فزاینده‌تری برخوردار است؟ به عبارتی آیا تفاوت معناداری بین همبستگی متغیرهای حسابداری مبتنی بر تعهدی کامل و

همبستگی متغیرهای حسابداری مبتنی جریان‌های نقدی با فاکتورهای سنجش ریسک قیمت یا بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد؟

سالمی و همکاران (۲۰۱۷)[۱]، در پژوهشی، ارتباط بین مجموعه‌ی متغیرهای مالی مبنی بر اقلام صورت‌های مالی تعهدی و صورت جریان وجوه نقد با مجموعه‌ای از متغیّرهای مالی مبتنی بر اطلاعات بازار را مورد بررسی قرار دادند. محققان با استفاده از روش همبستگی کانونی چند متغیّری، ارتباط بین مجموعه نسبت‌های مالی و مجموعه متغیرهای بازار (نرخ بازده –ریسک کل و ریسک سیستماتیک بتای نامطلوب و شاخص چولگی) را آزمون نمودند. نتایج نشان داد که بین نسبت‌های مالی و متغیّرهای بازار رابطه کانونی ناپایداری وجود دارد. یا به عبارت دیگر رابطه کانونی بین نسبت‌های مالی و متغیرهای بازار در طول زمان تغییر می‌کرد. در بخش دیگری از این پژوهش، نسبت‌های مالی از تعداد (۲۰) نسبت، به (۶) نسبت کلیدی زیر کاهش یافتند. نتایج نشان داد که برای هر سه دوره (۳) ساله ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۷ بین نسبت‌های مالی سریع[۲]، معیار دامنه تدافعی[۳]، بدهی به سرمایه[۴]، بازده سرمایه[۵]، گردش کل دارایی‌ها[۶]، جریان وجوه نقد به فروش[۷] و متغیرهای بازار رابطه کانونی معنی‌داری وجود دارد. سایملی (۲۰۱۷)[۸]، در پژوهشی با عنوان «تبیین رابطه‌ی علّی بین جریان وجوه نقد و اجزای آن در الگوی هفت‌بخشی، عایدات حسابداری و تغییر بازده مورد انتظار سهام شرکت‌ها» به بررسی رابطه‌ی بین وجوه نقد و نوسانات بازده سهام عادی شرکت‌ها پرداخت و نشان داد که بکارگیری اطلاعات افشا شده صورت جریان وجوه نقد در الگوی (۷) بخشی(وجه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، وجه نقد دریافتی ناشی از بازده سرمایه‌گذاری، وجه نقد پرداختی بابت هزینه‌های تامین مالی و استقراض، وجه نقد ناشی از مالیات پرداختی، وجوه نقد پرداختی بابت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های تامین مالی) و اجزای آن همراه با محتوای اطلاعاتی افشا شده در صورت‌های مالی مبتنی بر روش تعهدی کامل شامل صورت وضعیت مالی، صورت سود (زیان) جامع و صورت سود (زیان) همراه با اجزای آن، برای پیش‌بینی رفتار بازده هر سهم شرکت، می‌تواند به افزایش و تقویت قدرت مدل(توان توضیح‌دهندگی الگو) و نکویی برازش آن، برای تبیین واریانس بازده هر سهم، ایجاد هم‌افزایی نماید. گوندز، بومن(۲۰۰۹)[۹]، در تحقیقی با عنوان بررسی رابطه‌ی بین ضریب حساسیت بتای مبتنی بر اطلاعات تاریخی (بتای حسابداری) و اطلاعات بازار (بتای مالی)، با نسبت‌های مالی مبتنی بر روش تعهدی و جریانات نقدی، دریافتند که رابطه‌ی تناظری معنی‌داری بین این دو شاخص ارزیابی ریسک سیستماتیک با نسبت‌های مالی مبتنی بر روش تعهدی و جریان‌های نقدی وجود دارد لکن این رابطه‌ی تناظری برای نسبت‌های مالی مبتنی بر روش تعهدی- جریان‌های نقدی، از قوت بیشتری برخوردار است. ضمن آن‌که بر مبنای تکنیک تحلیل واریانس، تفاوت

معنی‌داری بین میانگین(آزمون تی-تست) و واریانس (آزمون لوین) ریسک سیستماتیک مبتنی بر اطلاعات تاریخی و ریسک سیستماتیک مبتنی بر اطلاعات بازار، در سطح اعتماد ۹۵ درصد وجود دارد. گوندز و همکاران (۲۰۰۷)[۱۰]، نیز در تحقیقی به بررسی تاثیر متغیرهای حسابداری مبتنی بر اطلاعات تاریخی بر ریسک بتای نامطلوب-کاهشی پرداختند و به این نتیجه رسید که رابطه معنی‌داری بین متغیرهای حسابداری(نسبت‌های مالی مبتنی بر اطلاعات تاریخی صورت‌های مالی) و ریسک سیستماتیک بتای کاهشی مشاهده نکرد. آنها علت این امر را به نوع متغیرهای حسابداری و میزان محتوای اطلاعاتی آنها در پیش‌بینی واکنش بازار، که در این تحقیق به کار گرفته شده بودند، نسبت داند. بال و براوون[۱۱] (۱۹۸۸)، در پژوهشی با عنوان بررسی تطبیقی میزان فزایندگی سود و جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، به این نتیجه رسیدند که سود یا عایدات حسابداری مبتنی بر اقلام تعهدی در مقایسه با جریان وجه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی، همبستگی بیشتری با رفتار بازده سهام و تغییرات آن دارد.. تنانی و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی پیرامون «رابطه‌ی بین جریان‌های نقدی عملیاتی با بازده سهام و کیفیت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» پرداختند. نتایج تحقیق، نشان داد که ضریب کیفیت سود بدست آمده از طریق مدل تلفیقی جونز و دچاو (به مدل تعدیل شده‌ی جونز شهره است)، بر رابطه‌ی بین جریان‌های نقدی عملیاتی و بازده سهم تاثیر مثبت و معنی‌داری دارد. شاه مرادی (۱۳۸۱)، در تحقیق خود به این نتیجه رسید که سود عملیاتی و سود جامع با بازده سهام رابطه معنی‌داری دارند، امّا بین سود خالص و بازده سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد. از بین دو متغیری که با بازده سهام رابطه دارند (سود عملیاتی، سود جامع) رابطه سود جامع با بازده سهام قوی‌تر می‌باشد. ظریف فرد و مهرجو (۱۳۸۳)، با مطالعه بازده سه ماههٔ سهام شرکت‌های جدیدالورود به بورس اوراق بهادار تهران ***(IPO)*** طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۲ به این نتیجه رسیدند که بازده کوتاه‌مدت شرکت‌های جدیدالورود بیشتر از بازده بازار است. در حالی که با گذشت زمان، بازده‌های بالای سهام این شرکت‌ها روز به روز کاهش می‌یابد بابائیان و همکاران (۱۳۸۹)، در تحقیقی به بررسی ارتباط بین آنتروپی اقلام صورت وضعیت مالی(ترازنامه) با تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت فرضیه اصلی پژوهش عبارت بود از «بین آنتروپی اقلام صورت وضعیت مالی(ترازنامه) با تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی‌داری وجود ندارد». قلمرو زمانی تحقیق از ابتدای سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۷ بود.»، برای آزمون فرضیه پژوهش از تحلیل رگرسیون خطی گشتاوری استفاده شد. محقق در سطح اعتماد ۹۵ درصد ارتباط معنی‌داری بین متغیرهای آنتروپی اقلام ترازنامه به عنوان

متغیرهای مستقل و رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان متغیر وابسته نیافت.

فرضیه های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش، فرضیه‌های تحقیق به شرح زیر پردازش می‌شوند:

۱- بین متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی و متغیرهای سنجش رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، همبستگی کانونی معناداری وجود دارد.

۲- بین متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت مالی جریان‌های نقدی و متغیرهای سنجش رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، همبستگی کانونی معناداری وجود دارد.

۳- بین همبستگی کانونی متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی و متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت مالی جریان‌های نقدی با همبستگی کانونی متغیرهای حسابداری مبتنی بر جریان‌های نقدی، با رفتار تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تفاوت معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر طبقه‌بندی تحقیق بر مبنای هدف، از نوع تحقیقات کاربردی است؛ چرا که در پی آن است که نتیجه پژوهش را برای حل مسائل اجرایی و واقعی بکار گیرد. اندازه‌گیری رفتار بازده هر سهم و ارتباط آن با نسبت‌های مالی تحت دو مبنای حسابداری تعهدی کامل و نقدی مورد استفاده کلیه تحلیل‌گران مالی و بازار سرمایه می‌باشد؛ به همین خاطر نیز ماهیت کاربردی و عملی این پژوهش غیرقابل‌انکار است. جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه «شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» طی دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷می‌باشد. با توجه به فیلترهای تعبیه شده بر اساس روش غربالگری، تعداد صد شرکت برای شش) دوره‌ی مالی شامل (۶۰۰) شرکت سال انتخاب شده است.

تحلیل همبستگی کانونی

تجزیه و تحلیل همبستگی کانونی متداول ترین حالت مدل خطی عمومی می‌باشد که با استفاده از تکنیک آماری چند متغیری رابطه بین دو مجموعه از متغیرهای چندگانه را مورد بررسی قرار می‌دهد

(تامپسون ، ۱۹۸۴). از زمانی که ناپ (ناپ ، ***1987***)، اثبات کرد که تحلیل همبستگی کانونی رایج ترین شکل مدل خطی عمومی می‌باشد، این تکنیک محبوبیت بیشتری پیدا کرده است(نیکو مرام و پور زمانی، ۱۳۸۸). تجزیه و تحلیل همبستگی کانونی، با تجزیه و تحلیل همزمان مجموعه‌ها و با شناسایی و مشخص کردن عناصری از یک مجموعه متغیر با بیشترین وابستگی و ارتباط با عناصر مجموعه متغیر دیگر، روابط آماری مستقل موجود بین دو مجموعه متغیر را مورد آزمون قرار می‌دهد (تامپسون ، ۱۹۸۴). این تکنیک آماری می‌تواند دو مجموعه متغیر را بطور همزمان در نظر بگیرد یا اینکه یک مجموعه متغیر را بعنوان مجموعه پیش بین (ملاک‌های مستقل یا کاوشی) و سایر مجموعه‌ها را بعنوان مجموعه ملاک (ملاک‌های وابسته) تلقی نماید. همچنین در حالی که تحلیل رگرسیون چندمتغیره، ***f***را در مواردی محاسبه می‌کند که تنها یک متغیر وابسته وجود داشته باشد، تحلیل همبستگی کانونی با پذیرفتن چند متغیر وابسته یک گام فراتر از تحلیل رگرسیون چندگانه گذارده است (نیکو مرام و پور زمانی، ۱۳۸۸).

همبستگی کانونی تعمیمی از همبستگی چندگانه برای تحلیل رابطه بین دو مجموعه از متغیرهاست. در همبستگی کانونی، ارتباط بین یک ترکیب خطی از مجموعه متغیرها ***X*** و ترکیب خطی از مجموعه متغیرهای ***Y***مورد بررسی قرار می‌گیرد. این ترکیب خطی از متغیرها، متغیرهای کانونی یا تغییرات کانونی نامیده می‌شود. همبستگی ساده و چندگانه حالت خاصی از همبستگی کانونی هستند که در آن، یک یا هر دو مجموعه شامل یک متغیر هستند. تحلیل کانونی، ترکیب خطی از متغیرهایی که بیشترین همبستگی را با مجموعه دوم متغیرها دارند پیدا می‌کند (وینینک ، ۲۰۰۳). در این پژوهش، به بررسی (۲۴) نسبت مالی شامل پنج نسبت مالی برای متغیر تجربی وابسته و (۱۹) نسبت مالی برای متغیر تجربی مستقل برای سه مجموعه «مبانی تعهدی کامل»، «جریان‌های نقدی» و ترکیبی «تعهدی کامل- جریان‌های نقدی»، طی (۶) سال متوالی پرداخته‌ایم؛ بنابراین ماتریس داده‌های این تحقیق حاوی چهار ماتریس به صورت یک ماتریس برای متغیرهای تجربی وابسته یا***Y*** با ابعاد ۶۰۰×۵ و سه ماتریس برای متغیرهای تجربی مستقل(مجموعه نسبت‌های مالی مبانی تعهدی کامل، مجموعه نسبت‌های مالی جریان‌های نقدی و مجموعه نسبت‌های مالی تعهدی کامل- جریان‌های نقدی) یا X_1, X_2, X_3 با ابعاد ۶۰۰×۱۱ ؛ ۶۰۰×۸ و ۶۰۰×۱۹ می‌باشد. پیش‌زمینه منطق ریاضی همبستگی کانونی یا تناظری، توسط هتلینگ (۱۹۳۶) ارائه شده است و دو معادله‌ای که تجزیه تحلیل را اجرا می‌کنند به شرح زیر هستند:

$$(\sum_{xy}^{t} \sum_{xx}^{-1} \sum_{xy} - \lambda^2 \sum_{yy})\, y = 0$$
$$(\sum_{xy} \sum_{yy}^{-1} \sum_{xy}^{t} - \lambda^2 \sum_{xx})\, x = 0$$

$\sum xy^t$ ترانهاده(ترانسپوزه) ماتریس $\sum xy$ است (وینینک، ۲۰۰۳). در حقیقت، هدف از اجرای روش تحلیل کانونی، یافتن ضرایبی است که رابطه میان متغیرهای ملاک و پیش‌بین را به بیشترین مقدار ممکن نشان داده و مناسب‌ترین ترکیب خطی از رابطه میان متغیّرهای تجربی را بنا گذارد و در آخر، متغیّرهای کانونی یا تغییرات کانونی را تبیین کند. همان‌گونه که قبلاً ذکر شد، در این پژوهش برای پی بردن به میزان همبستگی تناظری بین متغیّرها با یکدیگر، از آماره‌های تحلیل واریانس چند متغیره استفاده شده است. آماره‌های اصلی در تحلیل واریانس چند متغیره شامل اثر پیللایی، لاندای ویلک، اثر هُتلینگ و بزرگترین ریشه روی می‌باشد (اولسون ، ۱۹۷۴).

متغیرهای کانونی (بنیادی) پیش‌بین/تخمین‌زن و معیار/ملاک

متغیر آمیخته یا مصنوعی مستقل و وابسته کانونی نیز از ترکیب خطی متغیرهای مزبور و اجزای آن شامل (۱۱)، (۸) و (۵) متغیر تجربی دو دسته متغیر مستقل و یک دسته متغیرهای تجربی وابسته تشکیل می‌شود. چون‌که به تعداد (۱۱) و (۸) متغیر تجربی زیر مجموعه، برای تبیین متغیر کانونی مبانی تعهدی و جریان‌های نقدی حسابداری و ایضاً (۵) متغیر برای تبین متغیر کانونی ملاک ریسک تغییرات بازده سهم وجود دارد، بنابراین تعداد پنج رابطه‌ی خطی همزمان $s = \min\{19,11,8,5\} \equiv 5$ برای اندازه‌گیری دو دسته متغیرهای بنیادی مستقل و یک دسته متغیرهای کانونی ملاک قابل طرح خواهد بود. شیوه اندازه‌گیری دو خوشه متغیرهای کانونی پیش‌بین مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی، جریان‌های نقدی و تعهدی- جریان‌های نقدی و متغیرهای کانونی معیار (رفتار سنجی بازده سهم)به به شرح زیر است:

تابع خطی آمیخته متغیرهای کانونی پیش‌بین دسته اول (متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی کامل): در معادلات ماتریسی زیر، متغیرهای کانونی پیشبین دسته اول بیان‌گر یک بردار ستونی، ضرایب متغیری اولیه، بیانگر اوزان کانونی استاندارد شده می‌باشند.

$$\overline{X}_{1jt}^{ABR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ABR}, \overline{X}_{2jt}^{ABR}, \overline{X}_{3jt}^{ABR}, \overline{X}_{4jt}^{ABR}, \overline{X}_{5jt}^{ABR}, ..., X_{11jt}^{ABR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{11}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ABR}$$

$$\overline{X}_{2jt}^{ABR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ABR}, \overline{X}_{2jt}^{ABR}, \overline{X}_{3jt}^{ABR}, \overline{X}_{4jt}^{ABR}, \overline{X}_{5jt}^{ABR}, ..., X_{11jt}^{ABR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{11}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ABR}$$

$$\overline{X}_{3jt}^{ABR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ABR}, \overline{X}_{2jt}^{ABR}, \overline{X}_{3jt}^{ABR}, \overline{X}_{4jt}^{ABR}, \overline{X}_{5jt}^{ABR}, ..., X_{11jt}^{ABR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{11}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ABR}$$

$$\overline{X}_{4jt}^{ABR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ABR}, \overline{X}_{2jt}^{ABR}, \overline{X}_{3jt}^{ABR}, \overline{X}_{4jt}^{ABR}, \overline{X}_{5jt}^{ABR}, ..., X_{11jt}^{ABR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{11}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ABR}$$

$$\overline{X}_{5jt}^{ABR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ABR}, \overline{X}_{2jt}^{ABR}, \overline{X}_{3jt}^{ABR}, \overline{X}_{4jt}^{ABR}, \overline{X}_{5jt}^{ABR}, ..., X_{11jt}^{ABR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{11}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ABR}$$

$$\overline{X}_{ijkt}^{ABR} = \sum_{i=1}^{11}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto_{ijk} X_{ijkt}^{ABR}$$

ترکیب خطی متغیر کانونی پیش‌بین دسته دوم(متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت مالی جریان‌های نقدی): در معادلات ماتریسی زیر، متغیرهای کانونی پیشبین دسته دوم بیانگر یک بردار ستونی، ضرایب متغیری اولیه، بیانگر اوزان کانونی استاندارد شده می‌باشند:

$$\overline{X}_{1jt}^{CBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{CBR}, \overline{X}_{2jt}^{CBR}, \overline{X}_{3jt}^{CBR}, \overline{X}_{4jt}^{CBR}, \overline{X}_{5jt}^{CBR}, ..., X_{8jt}^{CBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{8}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{CBR}$$

$$\overline{X}_{2jt}^{CBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{CBR}, \overline{X}_{2jt}^{CBR}, \overline{X}_{3jt}^{CBR}, \overline{X}_{4jt}^{CBR}, \overline{X}_{5jt}^{CBR}, ..., X_{8jt}^{CBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{8}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{CBR}$$

$$\overline{X}_{3jt}^{CBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{CBR}, \overline{X}_{2jt}^{CBR}, \overline{X}_{3jt}^{CBR}, \overline{X}_{4jt}^{CBR}, \overline{X}_{5jt}^{CBR}, ..., X_{8jt}^{CBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{8}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{CBR}$$

$$\overline{X}_{4jt}^{CBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{CBR}, \overline{X}_{2jt}^{CBR}, \overline{X}_{3jt}^{CBR}, \overline{X}_{4jt}^{CBR}, \overline{X}_{5jt}^{CBR}, ..., X_{8jt}^{CBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{8}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{CBR}$$

$$\overline{X}_{5jt}^{CBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{CBR}, \overline{X}_{2jt}^{CBR}, \overline{X}_{3jt}^{CBR}, \overline{X}_{4jt}^{CBR}, \overline{X}_{5jt}^{CBR}, ..., X_{8jt}^{CBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{8}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{CBR}$$

$$\overline{X}_{ijkt}^{CBR} = \sum_{i=1}^{8}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto_{ijk} X_{ijkt}^{CBR}$$

ترکیب خطی متغیر کانونی پیش‌بین در خوشه ترکیبی اول و دوم (متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت‌های تعهدی کامل- جریان‌های نقدی): در معادلات ماتریسی زیر، متغیرهای کانونی پیشبین دسته دوم بیانگر یک بردار ستونی، ضرایب متغیری اولیه، بیانگر اوزان کانونی استاندارد شده می‌باشند.

$$\overline{X}_{1jt}^{ACBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ACBR}, \overline{X}_{2jt}^{ACBR}, \overline{X}_{3jt}^{ACBR}, \overline{X}_{4jt}^{ACBR}, \overline{X}_{5jt}^{ACBR}, ..., X_{19jt}^{ACBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{19}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ACBR}$$

$$\overline{X}_{2jt}^{ACBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ACBR}, \overline{X}_{2jt}^{ACBR}, \overline{X}_{3jt}^{ACBR}, \overline{X}_{4jt}^{ACBR}, \overline{X}_{5jt}^{ACBR}, ..., X_{19jt}^{ACBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{19}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ACBR}$$

$$\overline{X}_{3jt}^{ACBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ACBR}, \overline{X}_{2jt}^{ACBR}, \overline{X}_{3jt}^{ACBR}, \overline{X}_{4jt}^{ACBR}, \overline{X}_{5jt}^{ACBR}, ..., X_{19jt}^{ACBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{19}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ACBR}$$

$$\overline{X}_{4jt}^{ACBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ACBR}, \overline{X}_{2jt}^{ACBR}, \overline{X}_{3jt}^{ACBR}, \overline{X}_{4jt}^{ACBR}, \overline{X}_{5jt}^{ACBR}, ..., X_{19jt}^{ACBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{19}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ACBR}$$

$$\overline{X}_{5jt}^{ACBR} = f\left(\overline{X}_{1jt}^{ACBR}, \overline{X}_{2jt}^{ACBR}, \overline{X}_{3jt}^{ACBR}, \overline{X}_{4jt}^{ACBR}, \overline{X}_{5jt}^{ACBR}, ..., X_{19jt}^{ACBR}\right) \equiv \sum_{i=1}^{19}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} X_{ijt}^{ACBR}$$

$$\overline{X}_{ijkt}^{ACBR} = \sum_{i=1}^{19}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto_{ijk} X_{ijkt}^{ACBR}$$

ترکیب خطی متغیر کانونی ملاک رفتار تغییرات بازده سهام (متغیرهای حسابداری مبتنی بر اطلاعات بازار): در معادلات ماتریسی زیر، متغیرهای کانونی ملاک دسته سوم بیانگر یک بردار ستونی، ضرایب متغیری اولیه، بیانگر اوزان کانونی استاندارد شده می‌باشند.

$$\overline{Y}_{1jt} = f\left(Y_{1jt}, Y_{2jt}, Y_{3jt}, Y_{4jt}, Y_{5jt}\right) \equiv \sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} Y_{ijt}$$

$$\overline{Y}_{2jt} = f\left(Y_{1jt}, Y_{2jt}, Y_{3jt}, Y_{4jt}, Y_{5jt}\right) \equiv \sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} Y_{ijt}$$

$$\overline{Y}_{3jt} = f\left(Y_{1jt}, Y_{2jt}, Y_{3jt}, Y_{4jt}, Y_{5jt}\right) \equiv \sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} Y_{ijt}$$

$$\overline{Y}_{4jt} = f\left(Y_{1jt}, Y_{2jt}, Y_{3jt}, Y_{4jt}, Y_{5jt}\right) \equiv \sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} Y_{ijt}$$

$$\overline{Y}_{5jt} = f\left(Y_{1jt}, Y_{2jt}, Y_{3jt}, Y_{4jt}, Y_{5jt}\right) \equiv \sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{100}\sum_{t=92}^{97} \propto_{ijt} Y_{ijt}$$

$$\overline{Y}_{ijkt} = \sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto_{ijk} Y_{ijkt}$$

بر اساس معادلات ماتریسی فوق، تعداد پنج ضریب همبستگی کانونی برای توابع کانونی پیش‌بین دسته اول شامل ترکیب خطی پنج متغیّر کانونی پیش‌بین دارای ترکیب خطی با یازده متغیّر مستقل تجربی مبتنی بر روش تعهدی کامل با توابع کانونی ملاک شامل ترکیب خطی پنج متغیّر کانونی ملاک دارای ترکیب خطی با پنج متغیّر وابسته تجربی مبتنی بر بازار شامل ریسک کل بازده سهم، ضریب ریسک سیستماتیک نامطلوب یا بتای نامطلوب، ضریب تغییرات بازده سهم، ضریب چولگی و ضریب کشیدگی بازده سهم، تعداد پنج ضریب همبستگی برای توابع کانونی پیش‌بین دسته دوم شامل ترکیب خطی پنج متغیّر کانونی پیش‌بین دارای ترکیب خطی با هشت متغیّر مستقل تجربی مبتنی بر روش جریان‌های نقدی با توابع کانونی ملاک، شامل ترکیب خطی پنج متغیّر کانونی ملاک دارای ترکیب خطی

با پنج متغیّر وابسته تجربی مبتنی بر بازار شامل ریسک کل بازده سهم، ضریب ریسک سیستماتیک نامطلوب یا بتای ناملوب، ضریب تغییرات بازده سهم، ضریب چولگی و ضریب کشیدگی بازده سهم و نهایتاً تعداد پنج ضریب همبستگی کانونی برای توابع کانونی پیش‌بین برای دسته سوم شامل ترکیب خطی پنج متغیّر کانونی پیش‌بین دارای ترکیب خطی با نوزده متغیّر مستقل تجربی مبتنی بر روش تعهدی کامل-جریان‌های نقدی (مجموعه تلفیقی گروه اوّل و دوّم) با توابع کانونی ملاک،شامل ترکیب خطی پنج متغیّر کانونی ملاک دارای ترکیب خطی با پنج متغیّر وابسته تجربی مبتنی بر بازار شامل ریسک کل بازده سهم، ضریب ریسک سیستماتیک نامطلوب یا بتای ناملوب، ضریب تغییرات بازده سهم، ضریب چولگی و ضریب کشیدگی بازده سهم، قابل محاسبه است. بر اساس روابط ماتریسی زیر برای هر رابطه تعداد پنج همبستگی کانونی متصور است که مجموعاً پانزده ضریب همبستگی کانونی(بنیادی) برای آزمون سه فرضیه پژوهشی محاسبه می‌شود:

$$\overline{Y}_{ijkt} = \sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto'_{ijk} Y_{ijkt} \xleftrightarrow{CanCorr} \overline{X}_{ijkt}^{ABR} = \sum_{i=1}^{11}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto_{ijk} X_{ijkt}^{ABR}$$

$$r^{c}_{\overline{Y}_1, X_1^{ABR}} = \%54.30;\ r^{c}_{\overline{Y}_2, \overline{X}_2^{ABR}} = \%38.70;\ r^{c}_{\overline{Y}_3, \overline{X}_3^{ABR}} = \%21.20;\ r^{c}_{\overline{Y}_4, \overline{X}_4^{ABR}} = \%14.10;\ r^{c}_{\overline{Y}_5, \overline{X}_5^{ABR}} = \%10.00$$

$$\overline{Y}_{ijkt} = \sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto'_{ijk} Y_{ijkt} \xleftrightarrow{CanCorr} \overline{X}_{ijkt}^{CBR} = \sum_{i=1}^{8}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto_{ijk} X_{ijkt}^{CBR}$$

$$r^{c}_{\overline{Y}_1, X_1^{CBR}} = \%61.10;\ r^{c}_{\overline{Y}_2, \overline{X}_2^{CBR}} = \%44.90;\ r^{c}_{\overline{Y}_3, \overline{X}_3^{CBR}} = \%15.40;\ r^{c}_{\overline{Y}_4, \overline{X}_4^{CBR}} = \%11.90;\ r^{c}_{\overline{Y}_5, \overline{X}_5^{CBR}} = \%5.40$$

$$\overline{Y}_{ijkt} = \sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto'_{ijk} Y_{ijkt} \xleftrightarrow{CanCorr} \overline{X}_{ijkt}^{ACBR} = \sum_{i=1}^{19}\sum_{j=1}^{100}\sum_{k=1}^{5}\sum_{t=1392}^{1397} \propto_{ijk} X_{ijkt}^{ACBR}$$

$$r^{c}_{\overline{Y}_1, X_1^{ACBR}} = \%65.50;\ r^{c}_{\overline{Y}_2, \overline{X}_2^{ACBR}} = \%53.20;\ r^{c}_{\overline{Y}_3, \overline{X}_3^{ACBR}} = \%27.80;\ r^{c}_{\overline{Y}_4, \overline{X}_4^{ACBR}} = \%20.30;\ r^{c}_{\overline{Y}_5, \overline{X}_5^{ACBR}} = \%12.30$$

با توجه به فراوانی بالای تعداد متغیرهای حسابداری مبتنی بر ارزش‌های تاریخی در سه گروه متغیرهای تجربی مستقل مبتنی بر روش تعهدی کامل مشتمل بر (۱۱) متغیر و متغیرهای اولیه مستقل مبتنی بر روش جریان‌های نقدی مشتمل بر (۹) متغیر و گروه ترکیبی از متغیرهای مستقل تجربی مبتنی بر روش تعهدی کامل- جریان‌های نقدی مشتمل برا (۱۹) متغیر با متغیرهای تجربی وابسته شامل (۵) متغیر ، مجموعاً ۲۴ متغیر مستقل و وابسته تجربی، و همچنین متغیرهای آمیخته کانونی پیش‌بین و ملاک هر کدام به ترتیب مشتمل بر (۱۵) متغیر پیش‌بین برای سه دسته و (۵) متغیر کانونی ملاک،

مجموعاً بالغ بر (۲۰) متغیر کانونی ملاک و پیش‌بین، که جمعاً به (۴۴) متغیر بالغ می‌شود، مقرر شد، منبعد بجای بیان مفهومی متغیرهای یاد شده، از خلاصه نمادهای طراحی شده شامل $\left(X_{ijt}^{ABR}, X_{ijt}^{CBR}, X_{ijt}^{ACBR}, Y_{ijt}\right)$ برای متغیرهای تجربی مستقل و وابسته و برای متغیرهای کانونی پیش‌بین و ملاک یا معیار از نمادهای $\left(\overline{X}_{ijt}^{ABR}, \overline{X}_{ijt}^{CBR}, \overline{X}_{ijt}^{ACBR}, \overline{Y}_{ijt}\right)$ استفاده شود.

ضریب افزونگی

این شاخص مقداری از کل واریانس متغیرهای اصلی در هر مجموعه است که توسط یکی از متغیرهای کانونی استخراج شده از دسته دیگر، تبیین می‌شود. در هر تابع کانونی می‌توان این شاخص را هم برای متغیرهای مستقل و هم برای متغیرهای وابسته تعریف کرد. برای مثال شاخص افزونگی در متغیر وابسته، مقداری از واریانس متغیر وابسته را نشان می‌دهد که توسط متغیر کانونی مستقل توضیح داده شده است(۲۰۰۵). نکته قابل توجه درباره شاخص افزونگی این است که هرچند ریشه های کانونی یا همان مجذور همبستگی‌های کانونی، میزانی از واریانس تابع کانونی استخراج شده از مجموعه متغیرهای متناظر را نشان می‌دهد، با این حال نمی‌توان این شاخص را به راحتی به عنوان تبیین گر واریانس موجود در متغیرهای وابسته قلمداد کرد. چراکه ریشه های کانونی نشان دهنده میزان واریانس تبیین شده، تابع کانونی استخراج شده از مجموعه متغیرهای مستقل یا وابسته هستند نه میزان واریانس متغیرهای اصلی در هر مجموعه(مارک و پترسون، ۱۹۷۲). این مشکل را مرتفع می‌سازد. چرا که این شاخص نه از مجذور همبستگی بین توابع کانونی، بلکه از مجذور همبستگی‌های بین متغیرهای اصلی یک مجموعه با متغیر کانونی مجموعه متناظر حاصل شده است(داگلاس و لاو، ۱۹۶۸).

با توجه به اینکه هدف پژوهش یافتن مدلی با بیشترین همبستگی کانونی بین متغیرهای کانونی زوجی پیش‌بین[۱] (مدل‌های خطی آمیخته مبتنی بر روش تعهدی کامل، روش جریان‌های نقدی و روش تلفیقی تعهدی کامل- جریان‌های نقدی)و متغیرهای کانونی ملاک[۱](مدل های خطی آمیخته مبتنی بر اطلاعات بازار) است، بنابراین فرضیه‌های تحقیق به شرح زیر ساختاربندی و پردازش می‌شوند تا مقوله رجحان محتوای اطلاعاتی سه مدل نسبت به یکدیگر از طریق آماره‌های ضریب همبستگی کانونی، ضریب لاندای ویلک، بیشترین ضریب همبستگی کانونی روی و ضریب هتلینگ آزمون شوند.

آزمون فرض آماری فرضیه‌های پژوهشی

آزمون معنی‌داری ضرایب همبستگی کانونی فرضیه‌های پژوهش

آماره‌های آزمون اصلی در تحلیل واریانس چند متغیره، برای آزمون معنی‌داری ضرایب همبستگی کانونی بین مدل‌های خطی کانونی مشتمل بر آماره‌های آزمون اثر پیلایی، لاندای ویلک، اثر هُتلینگ و بزرگترین ریشه رویز می‌باشد (اولسون، ۱۹۷۴). برای بررسی معنی‌داری ضریب همبستگی بین متغیرهای کانونی یا مدل‌های خطی کانونی استخراج شده از هر چهار آماره استفاده شده است. نتایج خلاصه شده برای تشکیل آزمون فرض و آزمون معنی‌داری ضرایب همبستگی کانونی برای (۵) تابع خطی کانونی پیش‌بین و معیار برای سه فرضیه پژوهشی، بر اساس آماره‌ی لاندای ویلک، در جداول (۱)، (۲) و (۳) آمده است:

$$H_0 : \rho^{C}_{\overline{Y}_1, X_1^{ABR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_2, \overline{X}_2^{ABR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_3, \overline{X}_3^{ABR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_4, \overline{X}_4^{ABR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_5, \overline{X}_5^{ABR}}$$

$$H_A : \rho^{C}_{\overline{Y}_1, X_1^{ABR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_2, \overline{X}_2^{ABR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_3, \overline{X}_3^{ABR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_4, \overline{X}_4^{ABR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_5, \overline{X}_5^{ABR}}$$

جدول ۲ : آزمون معنی‌داری ضراییب همبستگی کانونی پنج ترکیب آمیخته خطی کانونی ملاک و پیش‌بین فرضیه اول

نام آزمون	مقدار آماره آزمون	مقدار F تقریبی	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
آزمون پیلایی	۰,۵۱۹۱	۶,۳۶۱	۵۵	۰,۰۰۰
آزمون هتلینگ	۰,۶۷۱۰	۷,۳۰۰	۵۵	۰,۰۰۰
آزمون لاندای ویلک	۰,۵۵۵۹	۶,۸۳۸	۵۵	۰,۰۰۰
آزمون رویز(بیشینه‌ی ضریب همبستگی کانونی)	۰,۲۹۴۵			

با توجه به اینکه سطح معناداری برای ملاک‌های آزمون پیلایی، هتلینگ و ویلک با توزیع ***(F)*** کوچکتر از ۵ درصد است بنابراین، معناداری همبستگی کانونی بین هر پنج ترکیب خطی وابسته و مستقل در سطح اعتماد ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود و برپایه آزمون‌های پیلایی، هتلینگ و ویلک، به میزان ۵۲ درصد، ۶۷ درصد و ۴۴,۴۱ درصد واریانس متغیرهای کانونی ملاک یا رفتار تغییرات بازده سهام توسط متغیرهای کانونی حسابداری مبتنی بر اقلام تعهدی صورت‌های مالی آزمودنی‌ها تبیین می‌شود. بنابراین، متغیرهای کانونی حسابداری مبتنی بر اقلام تعهدی تاریخی صورت‌های مالی برای پیش‌بینی رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از محتوای اطلاعاتی فزاینده‌ای برخوردار

است، به عبارتی بین متغیرهای پیشبین حسابداری مبتنی بر روش تعهدی و ملاک تغییرات رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، همبستگی کانونی معناداری وجود دارد(پذیرش فرضیه اول).

$$H_0 : \rho^{C}_{\overline{Y}_1, X_1^{CBR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_2, \overline{X}_2^{CBR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_3, \overline{X}_3^{CBR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_4, \overline{X}_4^{CBR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_5, \overline{X}_5^{CBR}}$$

$$H_A : \rho^{C}_{\overline{Y}_1, X_1^{CBR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_2, \overline{X}_2^{CBR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_3, \overline{X}_3^{CBR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_4, \overline{X}_4^{CBR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_5, \overline{X}_5^{CBR}}$$

جدول ۳ : آزمون معنی‌داری ضرایب همبستگی کانونی پنج ترکیب آمیخته خطی کانونی ملاک و پیش‌بین فرضیه دوم

نام آزمون	مقدار آماره آزمون	مقدار ***F*** تقریبی	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
آزمون پیلایی	۰,۶۱۵۸	۱۰,۶۵۶۷	۴۰	۰,۰۰۰
آزمون هتلینگ	۰,۸۹۰۲	۱۳,۳۸۴۵	۴۰	۰,۰۰۰
آزمون لاندای ویلک	۰,۴۸۰۱	۱۲,۰۶۱۲	۴۰	۰,۰۰۰
آزمون رویز(بیشینه‌ی ضریب همبستگی کانونی)		۰,۳۷۳۷		

با توجه به اینکه مقدار ارزش احتمال یا سطح معناداری برای ملاک‌های آزمون پیلایی، هتلینگ و ویلک با توزیع ***(F)*** کوچکتر از پنج درصد است بنابراین، معنی‌داری ضریب همبستگی کانونی بین هر پنج ترکیب خطی وابسته و مستقل در سطح اعتماد ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود و برپایه آزمون‌های پیلایی، هتلینگ و ویلک، به میزان ۶۲ درصد، ۸۹ درصد و ۵۲ درصد واریانس متغیرهای کانونی ملاک یا رفتار تغییرات بازده سهام بواسطه‌ی متغیرهای کانونی حسابداری مبتنی بر اقلام جریان‌های نقدی صورت‌های مالی آزمودنی‌ها تبیین می‌شود. بنابراین، متغیرهای کانونی حسابداری مبتنی بر اقلام جریان‌های نقدی تاریخی صورت‌های مالی برای پیش‌بینی رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، حامل محتوای اطلاعاتی فزاینده‌ای است، به عبارتی بین متغیرهای حسابداری مبتنی بر روش جریان‌های نقدی و رفتار تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، همبستگی کانونی معناداری وجود دارد(پذیرش فرضیه دوم).

$$H_0 : \rho^{C}_{\overline{Y}_1, X_1^{ACBR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_2, \overline{X}_2^{ACBR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_3, \overline{X}_3^{ACBR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_4, \overline{X}_4^{ACBR}} = \rho^{C}_{\overline{Y}_5, \overline{X}_5^{ACBR}}$$

$$H_A : \rho^{C}_{\overline{Y}_1, X_1^{ACBR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_2, \overline{X}_2^{ACBR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_3, \overline{X}_3^{ACBR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_4, \overline{X}_4^{ACBR}} \neq \rho^{C}_{\overline{Y}_5, \overline{X}_5^{ACBR}}$$

جدول ۴ : آزمون معنی‌داری ضرایب همبستگی کانونی بین پنج ترکیب خطی آمیخته کانونی ملاک و پیش‌بین فرضیه سوم

نام آزمون	مقدار آماره آزمون	تقریبی ***F*** مقدار	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
آزمون پیلایی	۰,۸۴۶۳	۶,۳۹۱	۹۵	۰,۰۰۰
آزمون هتلینگ	۱,۲۸۹۲	۸,۰۱۲	۹۵	۰,۰۰۰
آزمون لاندای ویلک	۰,۳۵۶۴	۷,۱۷۲	۹۵	۰,۰۰۰
آزمون رویز(بیشینه‌ی ضریب همبستگی کانونی		۰,۴۲۹۱		

با توجه به اینکه مقدار ارزش احتمال یا سطح معناداری برای ملاک‌های آزمون پیلایی، هتلینگ و ویلک با توزیع ***(F)*** کوچکتر از ۵ درصد است بنابراین، معناداری همبستگی کانونی بین هر پنج ترکیب خطی وابسته و مستقل در سطح اعتماد ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود و برپایه آماره‌ی آزمون لاندای ویلک، به میزان ۶۴,۵۷ درصد، واریانس متغیرهای کانونی ملاک یا رفتار تغییرات بازده سهام توسط متغیرهای کانونی مبتنی بر اقلام تعهدی- جریان‌های نقدی صورت‌های مالی آزمودنی‌ها تبیین می‌شود. بنابراین، متغیرهای حسابداری مبتنی بر روش تعهدی، در قیاس با روش جریان‌های نقدی، برای پیش‌بینی رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از محتوای اطلاعاتی همسانی برخوردار نیستند. به عبارتی، تفاوت معناداری بین همبستگی کانونی متغیرهای حسابداری مبتنی بر تعهدی کامل و همبستگی کانونی متغیرهای حسابداری مبتنی بر جریان‌های نقدی، با تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد(پذیرش فرضیه سوم). مضاف بر اینکه ملاک‌های آماری نشان می‌دهد، محتوای اطلاعاتی متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت مالی جریان وجوه نقد بیش از متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی است و داریم:

$$H_0 : \rho^{c}_{CABR} = \rho^{c}_{ABR} = \rho^{c}_{CBR} = 0 \quad \textit{versus.} \quad H_1 : \rho^{c}_{CABR} \succ \rho^{c}_{CBR} \succ \rho^{c}_{ABR} \succ 0$$

زیرا مقدار لاندای ویلک در فرضیه‌های اول و دوم به ترتیب برابر $\left(\lambda^{1}_{\text{Wilk's}} = 0.5559\right)$ و $\left(\lambda^{2}_{\text{Wilk's}} = 0.4801\right)$است. از آنجایی که ضریب لاندای ویلک واریانس خاص(بخش توضیح داده نشده متغیرهای کانونی ملاک توسط متغیرهای پیشبین) مجموع مدل‌های کانونی یا ترکیب خطی را نشان

می‌دهد، بنابراین هر اندازه ضریب لاندای ویلک در مدل‌های خطی‌ایی کوچکتر باشد، مدل خطی از توان برازش بالاتری برای پیشبینی واریانس یا تغییرات متغیر ملاک(وابسته) برخوردار است. همانگونه که ملاحظه می‌شود، ضریب لاندای ویلک در مدل‌های خطی مبتنی بر تخمین‌زننده‌های[1] اقلام جریان‌های نقدی کمتر از لاندای در مدل‌های خطی مبتنی بر اقلام تعهدی است، بنابراین مدل‌های خطی کانونی مبتنی بر صورت جریان‌های نقدی، از دقت و قوت[1](محتوای اطلاعاتی) بیشتری در پیش‌بینی رفتار تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، برخوردار هستند، زیرا متوسط ضریب کلی همبستگی کانونی برای توابع خطی مدل تلفیقی، بزرگتر از ضریب کلی همبستگی کانونی برای توابع خطی مدل کانونی مبتنی بر صورت مالی جریان‌های نقدی و نهایتاً مدل اخیر نیز بزرگتر از ضریب همبستگی کانونی برای توابع خطی مدل مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی است.

۷-۲- آزمون ارزیابی نیکویی برازش مدل‌های خطی کانونی فرضیه‌های پژوهشی

همانگونه که در سطور قبل عنوان شد، مقادیر ویژه معادلات ماتریسی توان دوم ضرایب همبستگی کانونی مدل‌های خطی آمیخته(ترکیبی) به شمار می‌روند و اولین مقدار ویژه ماتریس (λ_1) بیانگر ضریب تشخیص یا میزان واریانسی تبیّینی اولین متغیر کانونی معیار است که توسط اولین متغیر کانونی پیش‌بین توضیح داده می‌شود و نهایتاً آخرین مقدار ویژه ماتریس (λ_5) بیانگر ضریب تشخیص یا میزان واریانسی تبیّینی آخرین متغیر کانونی معیار است که توسط آخرین متغیر کانونی پیش‌بین توضیح داده می‌شود.، مقدار ویژه کلی $(\overline{\lambda}_{i,t})$ نیز بیانگر میزان واریانس تبیینی در پنج متغیر کانونی معیار است که توسط پنج متغیر کانونی پیش‌بین تشریح می‌شود. مقادیر محاسباتی ارزش‌های ویژه در سه معادلات ماتریسی، مدل خطی کانونی متغیرهای حسابداری مبتنی بر اقلام صورت‌های مالی تعهدی، جریان‌های نقدی و رویکرد تلفیقی جریان‌های نقدی- تعهدی، از طریق روابط زیر حاصل می‌شود:

$$\lambda_{1,i} = \Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX_1}\Sigma_{X_1X_1}^{-1}\Sigma_{YX_1}$$

$$\lambda_{2,i} = \Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX_2}\Sigma_{X_2X_2}^{-1}\Sigma_{YX_2}$$

$$\lambda_{3,i} = \Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX_3}\Sigma_{X_3X_3}^{-1}\Sigma_{YX_3}$$

مقادیر ویژه(ضریب تشخیص) توابع خطی آمیخته ملاک و پیشبین در اولین تا پنجمین زوج کانونی فرضیه‌های اول، دوم و سوم براساس خروجی آماری به شرح زیر است:

$\lambda_{11}=0.41737$ $\lambda_{12}=0.17614$ $\lambda_{13}=0.04711$ $\lambda_{14}=0.02024$ $\lambda_{15}=0.0101$

$\lambda_{21}=0.59657$ $\lambda_{22}=0.25209$ $\lambda_{23}=0.02434$ $\lambda_{24}=0.01435$ $\lambda_{25}=0.0028$

$$\lambda_{31}=0.75173 \quad \lambda_{32}=0.39503 \quad \lambda_{33}=0.08103 \quad \lambda_{34}=0.04297 \quad \lambda_{35}=0.01547$$

$$\bar{\lambda}_{1,t}=\%55.64 \quad \bar{\lambda}_{2,t}=\%71.07 \quad \bar{\lambda}_{3,t}=\%86.99$$

$$1-\bar{\lambda}_{1,t}=\%44.36 \quad 1-\bar{\lambda}_{2,t}=\%28.93 \quad 1-\bar{\lambda}_{3,t}=\%13.01$$

مقادیر فوق، ریشه‌های جزیی پنهان هر یک از توابع خطی آمیخته سه دسته مدل‌های خطی پنج‌گانه‌ی فرضیه‌های اول، دوم و سوم را تشریح می‌کند. همان‌گونه که از خروجی استفهام می‌شود، «زوج مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم مبتنی و مدل‌های خطی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی و جریان‌های نقدی» با ضریب تشخیص و ضریب عدم تشخیص کلی به ترتیب $\bar{\lambda}_{3.t}=56\%\ \ 1-\bar{\lambda}_{3.t}=13\%$)، در قیاس با مدل‌های خطی کانونی رقیب شامل «زوج مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم مبتنی و مدل‌های خطی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی» با ضریب تشخیص و ضریب عدم تشخیص کلی به ترتیب= $(\bar{\lambda}_{1.t}$ $56\%\ \ 1-\bar{\lambda}_{1.t}=44\%)$، و «زوج مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم مبتنی و مدل‌های خطی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی جریان‌های نقدی» با ضریب تشخیص و ضریب عدم تشخیص کلی به ترتیب$(\bar{\lambda}_{2.t}=71\%\ \ 1-\bar{\lambda}_{2.t}=29\%)$، از توان نیکویی برازش فزاینده‌تری برخوردار است، مضاف بر اینکه «زوج مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم مبتنی و مدل‌های خطی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی جریان‌های نقدی» با ضریب تشخیص و ضریب عدم تشخیص کلی به ترتیب $(\bar{\lambda}_{2.t}=71\%\ \ 1-\bar{\lambda}_{2.t}=29\%)$، نسبت به مدل رقیب«زوج مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم مبتنی و مدل‌های خطی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی» با ضریب تشخیص و ضریب عدم تشخیص کلی به ترتیب$(\bar{\lambda}_{1.t}=56\%\ \ 1-\bar{\lambda}_{1.t}=44\%)$، توان فزاینده‌تری در تشریح واریانس متغیر معیار سنجش رفتار بازده سهم بهره‌مند است.

۷-۲- آزمون ارزیابی همپوشانی(افزونگی) مدل‌های خطی کانونی فرضیه‌های پژوهشی

از آنجایی که مربع ضریب همبستگی کانونی تلفیقی، از ترکیب پنج مربع ضریب همبستگی کانونی، برای پنج جفت ترکیب خطی توابع کانونی تشکیل شده است، بنابراین ضریب افزونگی کل یا میزان واریانس تبیین شده‌ی هر یک از ترکیب‌های خطی متغیر کانونی رفتار تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توسط ترکیب‌های خطی متناظر با آن به عنوان متغیرهای حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی، جریان‌های نقدی و تعهدی-جریان‌های نقدی، به شرح زیر بیان شده است:

$$RI_1=\overline{\rho}_1^2\left(\frac{\lambda_1}{\sum_{i=1}^{5}\lambda_i}\right),\ RI_2=\overline{\rho}_2^2\left(\frac{\lambda_2}{\sum_{i=1}^{5}\lambda_i}\right),\ RI_3=\overline{\rho}_3^2\left(\frac{\lambda_3}{\sum_{i=1}^{5}\lambda_i}\right),\ RI_4=\overline{\rho}_4^2\left(\frac{\lambda_4}{\sum_{i=1}^{5}\lambda_i}\right),$$

$$RI_5=\overline{\rho}_5^2\left(\frac{\lambda_5}{\sum_{i=1}^{5}\lambda_i}\right)$$

ضرایب همپوشانی یا افزونگی کلی و ضرایب افزونگی جزیی متجانس و نامتجانس در هر یک از فرضیه‌های اصلی سه‌گانه‌ی پژوهش، در جدول (۵) خلاصه شده است، مقادیر مزبور برای دو مجموعه در هر یک از سه فرضیه‌ها، حاکی از وجود همپوشانی یا افزونگی نسبی و دارای فصل مشترک است زیرا ضریب همپوشانی در بازده‌ی باز صفر و یک قرار دارد. طبق تعریف، مجموعه‌های دارای هم‌پوشانی و فصل مشترک نسبی به‌گونه‌ای است که هر یک از مجموعه‌ها، دارای عناصر مشترک با مجموعه‌ی دیگری می‌باشد، امّا هیچ‌یک از آنها زیرمجموعه دیگری نیست. بنابراین مجموعه $\boldsymbol{X}$ می‌تواند تا اندازه‌ای مجموعه $\boldsymbol{Y}$ را بازتولید یا تشریح نماید و مجموعه$\boldsymbol{Y}$ نیز می‌تواند تا اندازه‌ای مجموعه $\boldsymbol{X}$ را تشریح یا بازتولید نماید. در فرضیه‌های پژوهش، کلیه ضرایب افزونگی کل، ضرایب افزونگی متجانس و نامتجانس دارای فصل مشترک نسبی بوده و کمیتی بین بازه‌ی باز صفر تا یک را اختیار می‌کنند:

جدول ۵ : تحلیل افزونگی کل مدل‌های توابع خطی کانونی زوجی فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش

زوج کانونی اول	زوج کانونی دوم	زوج کانونی سوم	زوج کانونی چهارم	زوج کانونی پنجم
$\overline{\rho}_{ij}^2\left(\frac{\lambda_{ij}}{\Sigma\lambda_i}\right)$	$\overline{\rho}_{ij}^2\left(\frac{\lambda_{ij}}{\Sigma\lambda_i}\right)$	$\overline{\rho}_{ij}^2\left(\frac{\lambda_{ij}}{\Sigma\lambda_i}\right)$	$\overline{\rho}_{ij}^2\left(\frac{\lambda_{ij}}{\Sigma\lambda_i}\right)$	$\overline{\rho}_{ij}^2\left(\frac{\lambda_{ij}}{\Sigma\lambda_i}\right)$
۰,۱۸۳۲	۰,۰۳۹۳	۰,۰۰۳۲	۰,۰۰۰۵	۰,۰۰۰۱
۰,۲۶۰۸	۰,۰۵۷۰	۰,۰۰۳۲	۰,۰۰۰۶	۰,۰۰۰
۰,۲۵۰۲	۰,۰۸۶۸	۰,۰۰۵۱	۰,۰۰۱۴	۰,۰۰۰۲

روابط محاسباتی ضرایب افزونگی متجانس، نامتجانس(مشترک) و کل به صورت زیر است:

$$\overrightarrow{RI}_{X_1}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{X_1,\overline{X}_k}\qquad \overrightarrow{RI}_{X_2}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{X_2,\overline{X}_k}\qquad \ldots\qquad \overrightarrow{RI}_{X_p}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{X_p,\overline{X}_k}\rightarrow \Sigma\overrightarrow{RI}(X\overline{X})=\sum_{j=1}^{p}\overrightarrow{RI}_j$$

$$\overrightarrow{RI}_{Y_1}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{Y_1,\overline{Y}_k}\qquad \overrightarrow{RI}_{Y_2}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{Y_2,\overline{Y}_k}\qquad \ldots\qquad \overrightarrow{RI}_{Y_q}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{Y_q,\overline{Y}_k}\rightarrow \Sigma\overrightarrow{RI}(Y\overline{Y})=\sum_{i=1}^{q}\overrightarrow{RI}_i$$

$$\overrightarrow{RI}_{X_1}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{X_1,\overline{Y}_k}\qquad \overrightarrow{RI}_{X_2}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{X_2,\overline{Y}_k}\qquad \ldots\qquad \overrightarrow{RI}_{X_p}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{X_p,\overline{Y}_k}\rightarrow \Sigma\overrightarrow{RI}(X\overline{Y})=\sum_{j=1}^{p}\overrightarrow{RI}_j$$

$$\overline{RI}_{Y_1}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{Y_1,\bar{X}_k} \quad \overline{RI}_{Y_2}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{Y_2,\bar{X}_k} \quad \dots \quad \overline{RI}_{Y_q}=\left(\frac{1}{k}\right)\sum_{k=1}^{s}L^2_{Y_q,\bar{X}_q} \rightarrow \Sigma\overline{RI}(Y\bar{X})=\sum_{i=1}^{q}\overline{RI}_i$$

همان‌گونه که در جدول (۵) بالا مشاهده می‌شود، توابع خطی کانونی زوجی فرضیه سوم (مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم مبتنی با مدل‌های خطی کانونی پیش‌بین مولفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی - جریان‌های نقدی) بیشترین ضریب افزونگی کل را به خود اختصاص می‌دهند و سپس توابع خطی زوجی فرضیه دوم (مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم با مدل‌های خطی کانونی پیش‌بین مبتنی بر مولفه حسابداری صورت مالی جریان‌های نقدی) و اول (مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم با مدل‌های خطی کانونی پیش‌بین مبتنی بر مولفه حسابداری صورت‌های مالی تعهدی) حامل بیشترین ضریب همپوشانی نسبی می‌باشند.

شاخص همپوشانی یا شاخص افزونگی هم‌گروه یا متجانس، بیان‌کننده‌ی «مجموع واریانس‌ها یا تغییرات توضیح داده‌ی متغیرهای مستقل مشاهده شده توسط ترکیب‌های توابع خطی پیشبین یا متغیرهای کانونی مستقل در همان مجموعه» یا بیان‌کننده‌ی «مجموع واریانس‌ها یا تغییرات توضیح داده‌ی متغیرهای وابسته مشاهده شده توسط ترکیب‌های توابع خطی ملاک یا متغیرهای کانونی وابسته در همان مجموعه» قلمداد می‌شود. شاخص همپوشانی یا شاخص افزونگی ناهم‌گروه یا نامتجانس یا آزمون افزونگی مشترک، «بیان‌کننده‌ی مجموع واریانس‌ها یا تغییرات توضیح داده‌ی متغیرهای مستقل مشاهده شده توسط ترکیب‌های توابع خطی ملاک یا متغیرهای کانونی وابسته در مجموعه مخالف و یا بیان‌کننده‌ی مجموع واریانس‌ها یا تغییرات توضیح داده‌ی متغیرهای وابسته مشاهده شده توسط ترکیب‌های توابع خطی پیشبین یا متغیرهای کانونی مستقل در مجموعه مخالف» تعریف می‌شود. آزمون انباشتگی متجانس بیانگر «واریانس توضیح داده شده در متغیر مستقل مشاهده شده مورد نظر ***j***ام توسط تمامی ترکیب‌های توابع خطی پیشبین یا متغیرهای کانونی مستقل در همان مجموعه یا واریانس توضیح داده شده در متغیر وابسته مشاهده شده مورد نظر ***i*** ام توسط تمامی ترکیب‌های توابع خطی ملاک یا متغیرهای کانونی وابسته در همان مجموعه» تعریف می‌شود. آزمون انباشتگی نامتجانس یا غیرهم‌گروه (آزمون انباشتگی مشترک) بیانگر «واریانس توضیح داده شده در متغیر مستقل مشاهده شده مورد نظر ***j***ام توسط تمامی ترکیب‌های توابع خطی ملاک یا متغیرهای کانونی وابسته در مجموعه مخالف یا واریانس توضیح داده شده در متغیر وابسته مشاهده شده مورد نظر ***i*** ام توسط تمامی ترکیب‌های توابع خطی پیشبین یا متغیرهای کانونی مستقل در مجموعه مخالف» تعریف می‌شود. تحلیل همپوشانی متجانس(همسان) و نامتجانس(ناهمسان) و تجمیعی(همسان+ناهمسان) سه مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم مبتنی با مدل‌های خطی کانونی پیش‌بین مولفه‌های حسابداری مبتنی بر

صورت‌های مالی، تعهدی، جریان‌های نقدی و تعهدی- جریان‌های نقدی در نگاره‌ی (۶) خلاصه شده است:

جدول ۶ : آنالیز افزونگی متجانس و نامتجانس توابع خطی آمیخته زوجی فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش

ضرایب افزونگی متجانس										ضرایب افزونگی نامتجانس									
توابع خطی آمیخته پیش‌بین					توابع خطی آمیخته ملاک					توابع خطی آمیخته پیش‌بین					توابع خطی آمیخته ملاک				
(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
$\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_j}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{11,8,19}L_{ij}^2\right)$					$\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_i}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{5,5,5}L_{ij}^2\right)$					$\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_j}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{11,8,19}\overline{L}_{ij}^2\right)$					$\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_i}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{5,5,5}\overline{L}_{ij}^2\right)$				
۰,۱۱۴۱	۰,۱۶۲	۰,۰۰۳۵	۰,۰۰۲۰	۰,۰۰۰۸	۰,۴۹۳	۰,۵۰۷	۰,۰۸۷	۰,۰۳۹	۰,۰۲۲	۰,۳۳۸	۰,۰۲۵	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	۰,۱۴۶	۰,۰۷۶	۰,۰۳۸	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰
۰,۲۲۷۹	۰,۲۸۷	۰,۰۱۸	۰,۰۲۰	۰,۰۱۴	۰,۹۷۲	۰,۶۱۰	۰,۰۴۸	۰,۰۲۷	۰,۰۰۶	۰,۸۵۳	۰,۰۵۸	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	۰,۳۶۴	۰,۱۲۴	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰
۰,۱۶۵۴	۰,۱۱۳	۰,۰۳۱	۰,۰۱۸	۰,۰۰۰۰	۰,۱۳۰۱	۰,۹۳۶	۰,۱۵۳	۰,۰۸۴	۰,۰۳۳	۰,۷۰۷	۰,۱۱۸	۰,۰۰۳	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰۰	۰,۵۵۶	۰,۲۶۵	۰,۰۱۲	۰,۰۰۳	۰,۰۰۰۰

و در آخر، مجموع ضرایب افزونگی(همپوشانی) متجانس(کمیت اول) و نامتجانس(کمیت دوم) و تجمیعی(کمیت سوم) برای سه فرضیه (H_{11}, H_{12}, H_{13}) تحقیقی به شرح زیر است، که همگی دارای ضریب همپوشانی فصل مشترک نسبی هستند، زیرا مقادیر ضرایب همپوشانی در بازده‌ی بازه‌ی صفر تا یک ***]0,1[*** قرار دارد:

$$(H_{11}): \sum_{I=1}^{5}\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_j}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{11,8,19}L_{ij}^2\right)+\sum_{I=1}^{5}\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_j}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{11,8,19}\overline{L}_{ij}^2\right)=\begin{cases}0.2514\\0.0625\\0.3139\end{cases}$$

$$(H_{12}): \sum_{I=1}^{5}\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_j}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{11,8,19}L_{ij}^2\right)+\sum_{I=1}^{5}\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_j}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{11,8,19}\overline{L}_{ij}^2\right)=\begin{cases}0.4281\\0.1400\\0.5681\end{cases}$$

$$(H_{13}): \sum_{I=1}^{5}\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_j}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{11,8,19}L_{ij}^2\right)+\sum_{I=1}^{5}\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{\lambda_i^2}{n_j}\sum_{i=1}^{5}\sum_{j=1}^{11,8,19}\overline{L}_{ij}^2\right)=\begin{cases}0.4323\\0.1661\\0.5984\end{cases}$$

همان‌گونه که در جدول (۶) بالا ملاحظه می‌شود، توابع خطی زوجی فرضیه سوم (مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم با مدل‌های خطی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی - جریان‌های نقدی) حامل بیشینه‌ی ضریب افزونگی متجانس، نامتجانس و تجمیعی نسبی می‌باشد و سپس به ترتیب، توابع خطی کانونی زوجی فرضیه دوم (مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم با مدل‌های خطی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت مالی جریان‌های نقدی) و در آخر ا توابع خطی زوجی فرضیه اول (مدل‌های خطی کانونی معیار سنجش رفتار بازده سهم با مدل‌های خطی مولفه‌های حسابداری مبتنی بر صورت‌های مالی تعهدی) دارای بیشترین ضریب همپوشانی متجانس، نامتجانس و تجمیعی نسبی می‌باشند. بیشینه بودن بودن ضرایب همپوشانی(افزونگی) متجانس، نامتجانس و تجمیعی نسبی مدل‌های زوجی خطی کانونی، به منزله، فزآیندگی توان نیکویی برازش یا قدرت پیش‌بینی مدل‌های خطی کانونی نسبت به متغیرهای تجربی متجانس یا نامتجانس می‌باشد و بالعکس کمینه بودن ضرایب همپوشانی(افزونگی) متجانس، نامتجانس و تجمیعی نسبی مدل‌های زوجی خطی کانونی، به منزله، فزآیندگی توان نیکویی برازش یا قدرت پیش‌بینی مدل‌های خطی کانونی نسبت به متغیرهای تجربی متجانس یا نامتجانس است.

۷-۳- آزمون ارزیابی همپوشانی(افزونگی) مدل‌های خطی کانونی فرضیه‌های پژوهشی

شاخص انباشتگی یا کامیونالتی، شامل واریانس تعداد (p) یا (q) شاخص انباشتگی $[(X_1,X_2,X_3,\ldots X_p);(Y_1,Y_2,Y_3,\ldots,Y_q)]$ در مجموعه‌ای است که هر یک از متغیرهای تجربی مستقل یا وابسته به صورت جداگانه، توسط تمامی ترکیب‌های خطی یا متغیرهای کانونی (بنیادی) استخراج شده از همان مجموعه موافق یا مجموعه‌ی مخالف تبیین می‌شود. رابطه‌ی محاسباتی انباشتگی متجانس(دو رابطه‌ی اول) و نامتجانس یا مشترک(دو رابطه‌ی دوم) و کل (مجموع رابطه‌ی اول و سوم و مجموع رابطه‌ی دوم و چهارم) دوم و به شرح زیر است:

$$\overrightarrow{CI}_{\bar{X}_1}=\left(\frac{1}{p}\right)\sum_{j=1}^{p}L^2_{X_j,\bar{X}_1}\qquad \overrightarrow{CI}_{\bar{X}_2}=\left(\frac{1}{p}\right)\sum_{j=1}^{p}L^2_{X_j,\bar{X}_2}\qquad \ldots\qquad \overrightarrow{CI}_{\bar{X}_s}=\left(\frac{1}{p}\right)\sum_{j=1}^{p}L^2_{X_j,\bar{X}_s}\rightarrow \Sigma\overrightarrow{CI}(\bar{X}X)=\sum_{k=1}^{s}\overrightarrow{CI}_k$$

$$\overrightarrow{CI}_{\bar{Y}_1}=\left(\frac{1}{q}\right)\sum_{i=1}^{q}L^2_{Y_i,\bar{Y}_1}\qquad \overrightarrow{CI}_{\bar{Y}_2}=\left(\frac{1}{q}\right)\sum_{i=1}^{q}L^2_{Y_i,\bar{Y}_k}\qquad \ldots\qquad \overrightarrow{CI}_{\bar{Y}_s}=\left(\frac{1}{q}\right)\sum_{i=1}^{q}L^2_{Y_i,\bar{Y}_s}\rightarrow \Sigma\overrightarrow{CI}(\bar{Y}Y)=\sum_{k=1}^{s}\overrightarrow{CI}_k$$

$$\overleftarrow{CI}_{\bar{X}_1}=\left(\frac{1}{q}\right)\sum_{i=1}^{q}L^2_{Y_i,\bar{X}_1}\qquad \overleftarrow{CI}_{\bar{X}_2}=\left(\frac{1}{q}\right)\sum_{i=1}^{q}L^2_{Y_i,\bar{X}_2}\qquad \ldots\qquad \overleftarrow{CI}_{\bar{X}_s}=\left(\frac{1}{q}\right)\sum_{i=1}^{q}L^2_{Y_i,\bar{X}_s}\rightarrow \Sigma\overleftarrow{CI}(\bar{X}Y)=\sum_{k=1}^{s}\overleftarrow{CI}_k$$

$$\overleftarrow{CI}_{\bar{Y}_1}=\left(\frac{1}{p}\right)\sum_{j=1}^{p}L^2_{X_j,\bar{Y}_1}\qquad \overleftarrow{RI}_{\bar{Y}_2}=\left(\frac{1}{p}\right)\sum_{j=1}^{p}L^2_{X_j,\bar{Y}_2}\qquad \ldots\qquad \overleftarrow{RI}_{\bar{Y}_s}=\left(\frac{1}{p}\right)\sum_{j=1}^{p}L^2_{X_j,\bar{Y}_s}\rightarrow \Sigma\overleftarrow{RI}(\bar{Y}X)=\sum_{k=1}^{s}\overleftarrow{CI}_k$$

طبق تعاریف مطروحه در بالا، ضریب انباشتگی یا کامیونالیتی متجانس کل و متوسط شامل تبیین واریانس متغیرهای تجربی(مشاهده شده) متجانس، توسط کلیه متغیرهای کانونی متجانس است و ضریب انباشتگی یا کامیونالیتی نامتجانس کل و متوسط، شامل تبیین واریانس متغیرهای تجربی متجانس توسط کلیه متغیرهای کانونی نامتجانس است ضریب انباشتگی متجانس و نامتجانس کل و متوسط، برای هریک از سه مدل خطی آمیخته متکی به فرضیه‌های پژوهش در نگاره (۷) خلاصه شده است:

جدول ۷ : آنالیز انباشتگی متوسط و انباشتگی کل متجانس و نامتجانس برای توابع خطی کانونی زوجی فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش

ضرایب انباشتگی (کامیونالیتی)							
متغیرهای تجربی یا مشاهده شده مستقل				متغیرهای تجربی یا مشاهده شده وابسته			
توابع خطی آمیخته پیش‌بین		توابع خطی آمیخته ملاک		توابع خطی آمیخته ملاک		توابع خطی آمیخته پیش‌بین	
انباشتگی متوسط متجانس	انباشتگی تجمیعی متجانس	انباشتگی متوسط نامتجانس	انباشتگی تجمیعی نامتجانس	انباشتگی متوسط متجانس	انباشتگی تجمیعی متجانس	انباشتگی متوسط نامتجانس	انباشتگی تجمیعی نامتجانس
$\sum_{i=1}^{11,8,19}\sum_{j=1}^{5}\left(\frac{\sigma_{ij}^2}{n_i}\right)$	$\sum_{i=1}^{11,8,19}\sum_{j=1}^{5}\left(\frac{\sigma_{ij}^2}{n_i}\right)$	$\sum_{i=1}^{11,8,19}\sum_{j=1}^{5}\left(\frac{\overline{\sigma_{ij}^2}}{n_i n_j}\right)$	$\sum_{i=1}^{11,8,19}\sum_{j=1}^{5}\left(\frac{\overline{\sigma_{ij}^2}}{n_i}\right)$	$\sum_{i=1}^{5,5,5}\sum_{j=1}^{5}\left(\frac{\overline{\sigma_{ij}^2}}{n_i}\right)$	$\sum_{i=1}^{5,5,5}\sum_{j=1}^{5}\left(\frac{\sigma_{ij}^2}{n_i}\right)$	$\sum_{i=1}^{5,5,5}\sum_{j=1}^{5}\left(\frac{\overline{\sigma_{ij}^2}}{n_i n_j}\right)$	$\sum_{i=1}^{5,5,5}\sum_{j=1}^{5}\left(\frac{\overline{\sigma_{ij}^2}}{n_i}\right)$
۰,۱۱۶۶	۰,۵۸۶۳	۰,۰۰۱۷	۰,۰۹۴۰	۰,۱۹۸۰	۰,۹۸۹۹	۰,۰۱۸۴	۰,۰۹۲۱
۰,۱۴۰۲	۰,۷۰۱۲	۰,۰۰۴۳	۰,۱۷۱۱	۰,۱۹۰۴	۰,۶۷۹۹	۰,۰۲۳۶	۰,۱۱۷۸
۰,۰۸۷۷	۰,۴۳۸۷	۰,۰۰۱۴	۰,۱۲۹۶	۰,۱۹۹۹	۰,۹۹۹۸	۰,۰۰۶۷	۰,۱۶۶۶

مقادیر کل و میانگین مجموع ضرایب متجانس انباشتگی به همراه مقادیر کل و میانگین مجموع ضرایب نامتجانس انباشتگی، برای سه فرضیه تحقیق، همگی دارای ضریب انباشتگی نسبی هستند، زیرا مقادیر میانگین ضرایب انباشتگی متجانس و نامتجانس در بازه‌ی بازه‌ی صفر تا یک $0 \le \Sigma CI \le 1$ قرار دارد. همان‌گونه که در جدول (۷) ملاحظه می‌شود، بر پایه مقادیر میانگین ضریب انباشتگی متجانس و نامتجانس، توابع خطی آمیخته زوجی ملاک $\left(\overline{Y}_{3,1}, \overline{Y}_{3,2}, \overline{Y}_{3,3}, \overline{Y}_{3,4}, \overline{Y}_{3,5}\right)$ و پیش‌بین

$\left(\overline{X}_{3,1},\overline{X}_{3,2},\overline{X}_{3,3},\overline{X}_{3,4},\overline{X}_{3,5}\right)$ برای فرضیه سوم در حدود سی (۳۰) درصد واریانس (۱۹) متغیرهای تجربی مستقل $\left(x_{3,1},x_{3,2},x_{3,3},...x_{3,19}\right)$ و (۵) متغیر تجربی وابسته $\left(y_{3,1},y_{3,2},y_{3,3},y_{3,4},y_{3,5}\right)$ را تبیین می‌کنند. در همین راستا بر اساس مقادیر میانگین ضریب انباشتگی متجانس و نامتجانس، توابع خطی کانونی زوجی ملاک و پیش‌بین شامل $\left(\overline{Y}_{2,1},\overline{Y}_{2,2},\overline{Y}_{2,3},\overline{Y}_{2,4},\overline{Y}_{2,5}\right)$ و $\left(\overline{X}_{2,1},\overline{X}_{2,2},\overline{X}_{2,3},\overline{X}_{3,4},\overline{X}_{2,5}\right)$ برای فرضیه دوم در حدود شی‌وشش (۳۶) درصد واریانس (۸) متغیرهای تجربی مستقل $\left(x_{2,1},x_{2,2},x_{3,3},...x_{2,8}\right)$ و (۵) متغیر تجربی وابسته $\left(y_{2,1},y_{2,2},y_{2,3},y_{2,4},y_{2,5}\right)$ را تبیین می‌کنند و در آخر، بر طبق مقادیر میانگین ضریب انباشتگی متجانس و نامتجانس، توابع خطی آمیخته زوجی ملاک $\left(\overline{Y}_{1,1},\overline{Y}_{1,2},\overline{Y}_{1,3},\overline{Y}_{1,4},\overline{Y}_{1,5}\right)$ و پیش‌بین $\left(\overline{X}_{1,1},\overline{X}_{1,2},\overline{X}_{1,3},\overline{X}_{1,4},\overline{X}_{1,5}\right)$ برای فرضیه اول در حدود ۳۳,۵۰ درصد واریانس (۱۱) متغیرهای تجربی مستقل $\left(x_{1,1},x_{1,2},x_{1,3},...x_{1,11}\right)$ و (۵) متغیر تجربی وابسته $\left(y_{1,1},y_{1,2},y_{1,3},y_{1,4},y_{1,5}\right)$ را تبیین می‌کنند.به عبارتی داریم:

$$\mathbf{AVG}\left(\mathbf{Y}_{3,\mathbf{i}}|\overline{\mathbf{Y}}_{3,\mathbf{k}}\right)+\mathbf{AVG}\left(\mathbf{Y}_{3,\mathbf{i}}|\overline{\mathbf{X}}_{3,\mathbf{k}}\right)+\mathbf{AVG}\left(\mathbf{X}_{3,\mathbf{j}}|\overline{\mathbf{X}}_{3,\mathbf{k}}\right)+\mathbf{AVG}\left(\mathbf{X}_{3,\mathbf{j}}|\overline{\mathbf{Y}}_{3,\mathbf{k}}\right)=0.30$$

$$\mathbf{AVG}\left(\mathbf{Y}_{2,\mathbf{i}}|\overline{\mathbf{Y}}_{2,\mathbf{k}}\right)+\mathbf{AVG}\left(\mathbf{Y}_{2,\mathbf{i}}|\overline{\mathbf{X}}_{2,\mathbf{k}}\right)+\mathbf{AVG}\left(\mathbf{X}_{2,\mathbf{j}}|\overline{\mathbf{X}}_{2,\mathbf{k}}\right)+\mathbf{AVG}\left(\mathbf{X}_{2,\mathbf{j}}|\overline{\mathbf{Y}}_{2,\mathbf{k}}\right)=0.36$$

$$\mathbf{AVG}\left(\mathbf{Y}_{1,\mathbf{i}}|\overline{\mathbf{Y}}_{1,\mathbf{k}}\right)+\mathbf{AVG}\left(\mathbf{Y}_{1,\mathbf{i}}|\overline{\mathbf{X}}_{1,\mathbf{k}}\right)+\mathbf{AVG}\left(\mathbf{X}_{1,\mathbf{j}}|\overline{\mathbf{X}}_{1,\mathbf{k}}\right)+\mathbf{AVG}\left(\mathbf{X}_{1,\mathbf{j}}|\overline{\mathbf{Y}}_{1,\mathbf{k}}\right)=0.360$$

۸- بحث و نتیجه گیری

همانگونه که شرح آن در فصل به‌طور مبسوط ارایه شده، با توجه به موضوع تحقیق، مساله پژوهش و اهداف اساسی تحقیق سه گزاره عمده تدوین شد که نتایج آماری مبین استنتاجات زیر است:

فرضیه شماره (۱): تحلیل آماری صورت گرفته در خصوص آزمون فرضیه اول، نشان داد که بیشترین ضریب همبستگی متعلق به اولین زوج تابع خطی آمیخته ملاک و پیشبین است. ضرایب همبستگی کانونی اول، دوم و سوم مدل‌های خطی سنجش رفتار بازده سهم مبتنی بر مولفه حسابداری اقلام تعهدی تاریخی در بازه‌ی اعتماد ۹۵ درصد معنی‌دار است، بنابراین فرضیه پژوهشی در سطح احتمال ۵ درصد پذیرفته شد و دلیلی برای پذیرش فرض صفر وجود ندارد. ریشه‌های پنهان(مقادیر ویژه) یا ضریب تشخیص پنج مدل خطی آمیخته برابر ۵۵,۶۴ درصد و واریانس خاص آن (ضریب عدم‌تشخیص) به ترتیب معادل ۵۵,۶۴ و۴۴,۳۶ درصد است که نشان از قوت پنج مدل خطی آمیخته در پیش‌بینی متغیر ملاک «رفتار تغییرات بازده سهم» داشت. ضرایب افزونگی انباشتگی (کامیونالیتی) مشترک مدل‌های خطی آمیخته به ترتیب برابر با ۶,۲۵ درصد و ۱۸,۶۱ درصد بود که نشان داد، مدل‌های خطی آمیخته ملاک و پیش‌بین

تامیزان ۶,۲۵ درصد واریانس متغیرهای تجربی مستقل و وابسته را تبیین می‌کنند و از فصل مشترک ناچیزی برخوردارند. ایضاً کلیه مدل‌های خطی آمیخته ملاک و پیش‌بین، به طور متوسط تامیزان ۱۸,۶۱ درصد واریانس هر یک از متغیرهای تجربی مستقل و وابسته را تبیین می‌کنند. نتایج و یافته‌های آماری این فرضیه با بررسی پژوهشگرانی چون لو و همکاران (۲۰۰۶)، بیور، کتلر و شولز (۲۰۰۹)، جی‌لینگ و جهانخانی (۱۹۹۱)، گوندز، بومن ، اسمعیل و همکاران (۱۹۹۸)، بیور، تپیت و وسترفیلد (۲۰۰۴)، گریفین و همکاران (۲۰۱۴)، مهرانی و مهرانی (۱۳۸۲)، عرب‌صالحی، سعیدی و عابدی (۱۳۹۰)، وفاپور (۱۳۹۲) همسویی و با تحقیقات کیم و ریتر (۲۰۰۸)، لی و همکاران (۲۰۰۶)، چانگ و سایرین (۲۰۱۰)، بهاتاچاریا و همکاران (۲۰۱۳)، بابائیان (۱۳۸۹) و احمدپور (۱۳۸۱) ناهمسویی دارد.

فرضیه شماره (۲): تحلیل آماری صورت گرفته در خصوص آزمون فرضیه دوم، نیز نشان داد که بیشترین ضریب همبستگی متعلق به اولین زوج تابع خطی آمیخته ملاک و پیشبین است. ضرایب همبستگی کانونی اولین، دومین و سومین مدل‌های خطی سنجش رفتار بازده سهم مبتنی بر مولفه حسابداری اقلام جریان‌های نقدی(عملیاتی) تاریخی در بازه‌ی اعتماد ۹۵ درصد معنی‌دار است، بنابراین فرضیه پژوهشی دوم در سطح احتمال پنج درصد پذیرفته شد و دلیلی برای پذیرش فرض صفر وجود ندارد. ریشه‌های پنهان(مقادیر ویژه) یا ضریب تشخیص پنج مدل خطی آمیخته برابر ۶۱,۱۰ درصد و واریانس خاص آن (ضریب عدم‌تشخیص) به ترتیب معادل ۷۱,۰۷ و۲۶,۹۳ درصد است که نشان از قوت پنج مدل خطی آمیخته در پیش‌بینی متغیر ملاک «رفتار تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار» داشت. ضرایب افزونگی انباشتگی (کامیونالیتی) مشترک مدل‌های خطی آمیخته به ترتیب برابر با ۱۴درصد و ۲۸,۹۰ درصد بود که نشان داد، مدل‌های خطی آمیخته ملاک و پیش‌بین تامیزان ۱۴ درصد واریانس متغیرهای تجربی مستقل و وابسته را تبیین می‌کنند و از فصل مشترک نسبی برخوردارند. ایضاً کلیه مدل‌های خطی آمیخته ملاک و پیش‌بین، به طور متوسط تامیزان ۲۸,۹۰ درصد واریانس هر یک از متغیرهای تجربی مستقل و وابسته را تبیین می‌کنند. نتایج و یافته‌های آماری این فرضیه با تحقیقات بارلف و همکاران (۲۰۰۹)، بال و براوون (۱۹۸۸)، ویلیام برین و یوجی‌لرنر (۲۰۱۳)، تیموسالمی، ایلکا ویرتانن، پاوولی‌اولی، جوهایکا کالانگی (۲۰۱۲) اونزیوس و شالیت (۲۰۱۰)، ریاحی بلکویی، احمد (۱۹۹۶)، هامادا و سایرین (۲۰۰۳)، عرب‌مازار یزدی، محمد و عرب‌صالحی (۱۳۹۰) همسویی و با تحقیقات هال و همکاران (۱۹۹۰)، فیرث و سایرین (۱۹۹۸)، لی و همکاران (۱۹۹۳)، قالیباف اصل، حسن (۱۳۸۷) و شاه‌مرادی (۱۳۸۱) ناهمسویی دارد.

در فرضیه شماره سه، آنالیز آماری انجام شده در مورد آزمون فرضیه سوم، نیز موئید این مهم بود که بیشینه‌ی ضریب همبستگی متعلق به نخستین زوج تابع خطی آمیخته ملاک و پیشبین بود. ضرایب همبستگی کانونی اول، دوم و سوم مدل‌های خطی سنجش رفتار بازده سهم مبتنی بر مولفه حسابداری اقلام تعهدی- جریان‌های نقدی(عملیاتی) تاریخی در فاصله‌ی اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است، بنابراین فرضیه پژوهشی سوم نیز در سطح احتمال پنج درصد تایید شد و دلیلی برای پذیرش فرض صفر یافت نشد. ریشه‌های پنهان(مقادیر ویژه) یا ضریب تشخیص تجمیعی پنج مدل خطی آمیخته برابر ۶۵,۵۰ درصد و واریانس خاص آن (ضریب عدم‌تشخیص) به ترتیب معادل ۸۷ و ۱۳درصد بود که حاکی از توان توضیح‌دهندگی بالای پنج مدل خطی آمیخته در پیش‌بینی متغیر ملاک «رفتار تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار» داشت. ضرایب افزونگی (همپوشانی) و انباشتگی (کامیونالیتی) مشترک مدل‌های خطی آمیخته، به ترتیب برابر با ۱۶,۶۱ درصد و ۲۹,۶۲ درصد بود که نشان داد، مدل‌های خطی آمیخته ملاک و پیش‌بین تامیزان ۱۶,۶۱درصد واریانس متغیرهای تجربی مستقل و وابسته را تبیین می‌کنند و از فصل مشترک نسبی برخوردارند. ایضاً کلیه مدل‌های خطی آمیخته ملاک و پیش‌بین، به طور متوسط تامیزان ۲۹,۶۲ درصد واریانس هر یک از متغیرهای تجربی مستقل و وابسته را تبیین می‌کنند. با توجه به فزونی اولین، دومین و سومین ضرایب همبستگی کانونی توابع خطی آمیخته ملاک و پیشبین مبتنی بر اقلام جریان‌های نقدی بر اولین، دومین و سومین ضرایب همبستگی کانونی توابع خطی آمیخته ملاک و پیشبین مبتنی بر اقلام تعهدی و ایضاً فزونی اولین، دومین و سومین ضرایب همبستگی کانونی توابع خطی آمیخته ملاک و پیشبین مبتنی بر اقلام تلفیقی تعهدی و جریان‌های نقدی بر ضرایب همبستگی کانونی دو فرضیه اخیر، نیز برتری محتوای اطلاعاتی مدل‌های خطی آمیخته فرضیه سوم نسبت به مدل‌های خطی آمیخته دو فرضیه (۱) و(۲)، را در پیش‌بینی «رفتار بازده سهام شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار»، آشکار می‌سازد. مضاف اینکه ضرایب افزونگی و انباشتگی نامتجانس مدل‌های خطی آمیخته فرضیه سوم نسبت به دو فرضیه (۱) و (۲) نیز افزون‌تر است. نتایج و یافته‌های آماری این فرضیه با تحقیقات پدول و همکاران (۱۹۹۴)، فیرث و اسمیت (۱۹۹۲)، جلیک و همکاران، چانگ و سایرین (۲۰۱۰)، بهاتاچاریا و همکاران (۲۰۱۳)، روزنبرگ و همکاران (۱۹۹۴)، کلیفرد و سایرین (۲۰۰۴)، لیولن و سایرین (۲۰۱۰)، مارتیکانن، کیم و لیپکا (۲۰۰۸) بارلف و همکاران (۲۰۰۹)، بال و براوون (۱۹۸۸)، ویلیام برین و یوجی‌لرنر (۲۰۱۳)، تیموسالمی، ایلکا ویرتانن، پاوولی‌اولی، جوهایکا کالانگی (۲۰۱۲) اونزیوس و شالیت (۲۰۱۰)، ریاحی بلکویی، احمد (۱۹۹۶)، هامادا و سایرین (۲۰۰۳)،عرب‌مازار یزدی و عرب‌صالحی (۱۳۹۰) همسویی و با تحقیقات گوندز و سایرین (۲۰۰۷)، جیمز

اهلسون، استفان پنمن (۲۰۱۰)، هال و همکاران (۱۹۹۰)، فیرث و سایرین (۱۹۹۸)، لی و همکاران (۱۹۹۳)، تجویدی و رحمانی (۱۳۹۴)، قالیباف اصل، حسن (۱۳۸۷)، ظریف‌فرد و مهرجو (۱۳۸۳) و شاه‌مرادی (۱۳۸۱) ناهمسویی دارد.

منابع

۱) امیرآزاد, میر حافظ, برادران حسن‌زاده, رسول, محمدی, احمد, تقی زاده, هوشنگ. (۱۳۹۷). مدل جامع عوامل موثر بر کیفیت گزارشگری مالی در ایران به روش نظریه‌پردازی زمینه بنیان .پژوهش های حسابداری مالی***, 10(4), 21-42. doi: 10.22108/far.2019.112553.1301***

۲) بابائیان، علی، (۱۳۷۹)، بررسی ارتباط بین تغییرات اقلام ترازنامه با تغییرات بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه تحصیلی کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری، دانشگاه شهید بهشتی

۳) تنانی، محسن؛ بابایی شورکل، شهرام، بابایی، نعمت، (۱۳۹۶). «بررسی رابطه بین جریان‌های نقدی عملیاتی با بازده سهام و کیفیت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، مجله دانش حسابرس، پاییز (۱۳۹۶)، شماره (۶۴).

۴) جلیلی خشنود، جلیل؛ مرآت، ابوالقاسم (۱۳۸۸). کتاب «آمار و احتمال ویژه رشته اقتصاد»، انشارات نگاه دانش، تابستان ۹۸، صص۷۹-۴۸.

۵) دستگیر، محسن و شریفی مبارکه، رسول (۱۳۹۰). «بررسی رابطه‌ی بین جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، ماهنامه حسابرس، شماره (۵۲)، صص: ۶۸-۹۰

۶) رضا، راعی و احمد تلنگی (۱۳۸۷). کتاب«مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته» انتشارات سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی (سمت).

۷) رهنمای رودپشتی فریدون و امیرحسینی، زهرا (۱۳۸۹). «تبیین قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای: مقایسه تطبیقی‌مدل‌ها»، فصلنامه بررسی‌های حسابداری‌وحسابرسی، دوره(۱۷)شماره(۶۲)،صص:۶۸-۴۹.

۸) شاهمرادی، مسعود، (۱۳۸۷)، بررسی ارتباط بین سود حسابداری و بازده سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی

۹) ظریف فرد، احمد؛ مهر جو، حامد؛(۱۳۸۳)، بررسی عملکرد قیمت گذاری سهام در اولین عرضه سهام شرکتها در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات تجربی حسابداری مالی « زمستان ۱۳۸۳ - شماره ۸ ***ISC*** (۲۸ صفحه - از ۱ تا ۲۸)

۱۰) عربی، مهدی.، تقوی، مهدی.، رویایی، رمضانعلی.، بنی‌مهد، بهمن. (۱۳۹۷). محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی در فرآیند تشدید تحریم‌های اقتصادی بر ایران، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۵(۱): ۹۱-۱۱۲.

۱۱) عزیزپور شیرسوار، محسن .(۱۳۹۵)، ارتباط بین کیفیت حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی. ماهنامهٔ پژوهش های مدیریت و حسابداری .شمارهٔ- .۲۵ ، صص ۱۰۵-۸۸

۱۲) کردستانی، غلامرضا و مدافعی، پویا (۱۳۹۰)، «نقش اقلام تعهدی و خالص جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی در تبیین رفتار بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه پژوهش‌های تجربی در حسابداری شماره (۲)، صص:۶۷-۸۸

۱۳) کیقبادی, امیررضا, صدیق بهزادی, شادان, طهماسبی خورنه, سعید, سیف, سمیرا. (۱۳۹۷). تأثیر کیفیت افشای اطلاعات و عدم تقارن اطلاعاتی بر نوسان پذیری بازده سهام با استفاده از سیستم معادلات همزمان .پژوهشهای حسابداری مالی وحسابرسی***.88-69 ,(40)10 ,***

۱۴) کیانی، آیدین و محمدعلی آقایی(۱۳۹۵)، ارزیابی سودمندی معیارهای اندازه گیری کیفیت گزارشگری مالی بر رشد آتی در فرایند چرخهٔ حیات شرکت ها .پژوهش های کاربردی در گزارشگری مالی .سال پنجم، شمارهٔ***3*** ، صص ۱۷۲- ۱۴۳

۱۵) مهرانی کاوه، مهرانی ساسان (۱۳۸۲)، «بررسی رابطه بین نسبت‌های مالی سودآوری و بازده سهام در بازار بورس تهران»، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره (۱۰)، شماره (۳) پیاپی (۴۲۹)، پاییز ۱۳۹۲.

۱۶) نیکو مرام, هاشم, پورزمانی, زهرا. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین الگوهای پیش بینی بحران مالی (الگوهای مورد مطالعه: آلتمن و دیکین). پژوهش های حسابداری مالی وحسابرسی, ۱(۱), ۳۳-۴۳.

۱۷) یوسفی اصل, فرزانه, ملانظری, مهناز, سلیمانی امیری, غلامرضا. (۱۳۹۳). تبیین مدل شفافیت گزارشگری مالی .پژوهش های تجربی حسابداری***10.22051/jera.2015.1892 :doi .1-38 ,(2)4 ,***

18) Ball , R. & P.Brown, Autman 1997, '' An Emperical Evaluation of Accounting Numbers & Discloused in Financial Staements , Journal of Accounting Reasearch , PP: 159-178

19) Firth, M. (1985). "An analysis of audit fees and their determinants in New Zealand". Auditing, A Journal of Practice and Theory, Vol. 4 No.2, pp. 23-37.

20) Gonedes, N.J., June ۲۰۰۹, "Evidence of Information Content of Accounting Numbers: Accounting-Based and Market–Based Estimated of Systematic Risk & Return", Jornal of Financial and Quantitaive Analysis, PP: ۴۴۳-۴۰۷

21) Salmi, T., I. Virtanen, P. Yli-olli & J. P. Kallunki, August 2017,"Association Between Accounting and Market-Based Variables in Predicting of Trend of Common Shares Return in Capital Market", Paper Presented in Workshop Financial Statement Analysis, University of Vaasa

22) Simlai, P.E, (2017), Cash-flows, earnings, and time-varying expected stock returns ,Department of Economics University of North Dakota, Vol.29, pp.42-62.

23) Kormendi, R. and R. Lipe. (1987); Earnings Innovation, Earnings Persistence and Stock Returns, Journal of Business, 60: 323-345.

24) Ohlson, J. (1987); Ungarbled Earnings and Dividends: An Analysis of the Beaver, Lambert and Morse Valuation Model. Journal of Accounting and Economics, 109-116.

25) Penman, S. (1992). Financial Statement's Information and the Pricing of Earnings Changes, The Accounting Review 67: 563-577.

26) Pfeiffer R., P. Elgers, M. Lo and L. Recs (2015); Additional evidence on the incremental information content of cash flows and accruals: the impact of errors in measuring market expectations, The Accounting Review, 73 (3): 373-385.

27) Sloan, R., (1996); Do Stock Prices Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? The Accounting Review, 71 (July): 289-315.

28) Subramanyam, K. (2014); The Pricing of Discretionary Accruals. Journal of Accounting and Economic, 22: 249-281.

29) Simlai,P.E, (2017), Cash-flows, earnings, and time-varying expected stoch returns,

30) Department of Economics University of North Dakota, Vol.29, pp.42-62.

31) Agnes cheng & joseph Johnston(2014),The supplemental role of operatig cash flows in

32) explaining share returns effect of various measures of earnings quality, journal of accounting and information management,vol21, pp.53-71.

یادداشت‌ها :

1 Salemi & et al. (2017)
2 Quick Ratio or Acid Test Ratio
3 Defensive Interval Criteria (DIC)
4 Debts-to-Equity Ratio
5 Return on Capital Employed Ratio
6 Total Assets Turnover
7 Cash-flows Operation to Total sale Revenues
8 Samli (2017)
9 Gondes & Bowman (2009)
10 Gonedes et al (2007)
11 Ball & Brown(1986)