

بررسی رابطه بین مولفه های ریسک اطلاعاتی و صرف ریسک

عباس افلاطونی*

استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا

حسن زلفی

استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا

عاطفه آذر

دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری

چکیده

پژوهش‌های اخیر در حوزه تئوری نمایندگی روی موضوع اطلاعات ناقص تمرکز کرده‌اند. در تئوری نمایندگی، اطلاعات ناقص بدان معناست که سهامداران قادر به مشاهده تمام فعالیت‌های مدیران نباشند. این موضوع خود منجر به پدیده عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. در این شرایط، ریسک اطلاعاتی شرکت افزایش یافته و موجب بی‌میلی سرمایه‌گذاران جهت انتقال منابع مالی به شرکت می‌شود و به تبع آن، هزینه سرمایه شرکت افزایش می‌یابد، چرا که سرمایه‌گذاران در شرایط مخاطره‌آمیز، بازده بالاتری را مطالبه می‌کنند. کیفیت افشا و کیفیت ارقام تعهدی از معیارهای ریسک اطلاعاتی شرکت هستند. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های ۱۰۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲، و بکارگیری رویکرد رگرسیونی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)، رابطه مولفه‌های ریسک اطلاعاتی و صرف ریسک بررسی شده است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که با افزایش ریسک اطلاعاتی (ناشی از کیفیت پایین افشا و کیفیت پایین ارقام تعهدی) صرف ریسک نیز افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج بیانگر تاثیر بیشتر عامل ریسک کیفیت ارقام تعهدی (نسبت به کیفیت افشا) بر صرف ریسک است.

واژگان کلیدی: کیفیت افشا، کیفیت ارقام تعهدی، صرف ریسک، ریسک اطلاعاتی.

۱- مقدمه

یکی از عوامل اساسی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، تعیین عوامل مخاطره‌آمیزی است که در تبیین نوسان‌های بازده سهام موثرند. این موضوع باعث شده است تا پژوهشگران حسابداری همواره به دنبال کشف عوامل ریسک موثر بر بازده سهام شرکت‌ها باشند. اولین مدل که سعی در تبیین نوسان‌های بازده سهام داشت، مدل بازار بود که توسط مارکوویتز^۱ (۱۹۵۹) ارائه شد. در مدل مذکور، بازده سهام تابعی از بازده کلی بازار است. در پژوهش‌های بعدی، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای توسط شارپ^۲ (۱۹۶۴) ارائه شد. مدل شارپ بیان می‌کند، که بازده سهام تابعی از بازده کلی بازار و بازده دارایی‌های بدون ریسک است. در ادامه، فاما و فرنچ^۳ (۱۹۹۲) علاوه بر بازده کلی بازار، ریسک مربوط به اندازه و رشد شرکت را در تبیین نوسان‌های بازده سهام لحاظ کردند. با این حال، مهم‌ترین مدل چند عاملی ارائه شده در این زمینه، مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است. در مدل یاد شده، متوسط بازده یک برگه بهادار یا سبدي از اوراق بهادار به وسیله تابعی خطی از سه متغیر به نام‌های بتا (ریسک) بازار، ارزش بازار سهام و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام بیان شده است.

اگرچه مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، بهتر از مدل بازار و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای قادر به تبیین نوسان‌های بازده سهام است، اما همچنان پژوهش‌های متعددی در زمینه کشف سایر عوامل ریسک تأثیرگذار بر بازده سهام در حال انجام است، تا بتوان به مدلی کامل‌تر و با قدرت تبیین بالاتر دست یافت. در این پژوهش، با پیروی از پژوهش کور و همکاران^۴ (۲۰۰۸) و موصلی و همکاران^۵ (۲۰۱۲) سعی شده است تا با افزودن مولفه‌های ریسک اطلاعاتی (کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی) به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، به مدلی با توان تبیین و قدرت پیش‌بینی بالاتر در خصوص بازده سهام (و به تبع آن، صرف ریسک) دست یافت.

در ادامه، مبانی نظری، پژوهش‌های پیشین داخلی و خارجی و فرضیه‌های پژوهش ارائه شده‌اند. در بخش روش‌شناسی، روش پژوهش، جامعه و نمونه آماری، مدل‌ها و متغیرهای پژوهش ارائه شده و روش رگرسیونی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) تشریح شده است. در پایان، یافته‌های پژوهش (شامل، آماره‌های توصیفی، تحلیل همبستگی بین متغیرها و نتایج برآورد مدل‌ها) گزارش شده است.

۲. مبانی نظری، ادبیات و فرضیه‌ها

همان‌گونه که پیش از این بیان شد، وجود اطلاعات ناقص (مانند ابهام در خصوص میزان عملکرد و وضعیت مالی شرکت) باعث بروز پدیده عدم تقارن اطلاعاتی (به ویژه بین مالکان و مدیران) و افزایش ریسک اطلاعاتی شرکت می‌شود. این موضوع عدم تمایل سرمایه‌گذاران و

اعتباردهندگان را جهت انتقال منابع مالی به شرکت در پی دارد و در نهایت موجب افزایش هزینه تامین مالی شرکت می‌شود. در این شرایط، مدیران برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و اجتناب از پیامدهای منفی آن، اقدام به افشای اطلاعات شرکت می‌نمایند (دیاموند و ورشیا^۶ ۱۹۹۱ و کیم و ورشیا^۷ ۱۹۹۴). بسیاری از پژوهشگران عقیده دارند که ریسک اطلاعاتی یک ریسک تنوع‌ناپذیر است و با ایجاد تنوع در سرمایه‌گذاری‌ها کاهش نمی‌یابد (اوهارا^۸ ۲۰۰۳، ایزلی و اوهارا^۹ ۲۰۰۴). یکی از معیارهای ریسک اطلاعاتی، کیفیت افشا است (فرانسیس و همکاران^{۱۰} ۲۰۰۵، و حسینی و موصلی^{۱۱} ۲۰۱۰). هایپکینز^{۱۲} (۱۹۹۶) اعتقاد دارد کیفیت افشا، درجه آسانی مطالعه و درک اطلاعات توسط سهامداران است و سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز به دنبال سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی هستند که ابهامی در وضعیت گزارشگری آن‌ها نباشد. زمانی که کیفیت افشای اطلاعات در یک شرکت، پایین (و به تبع آن، ریسک کیفیت افشای اطلاعات شرکت بالا) باشد، حجم سرمایه‌گذاری در آن شرکت کاهش می‌یابد و این موضوع موجب افزایش هزینه سرمایه و به تبع، افزایش مشکلات تامین مالی شرکت می‌گردد.

در این زمینه، برخی از پژوهشگران اعتقاد دارند که کیفیت افشای شرکت به صورت معکوس با عدم تقارن اطلاعاتی موجود بین مدیران و سرمایه‌گذاران رابطه دارد (گلوستن و میلگروم^{۱۳} ۱۹۸۵، لانگ و لاند هولم^{۱۴} ۱۹۹۳ و ۱۹۹۶، ولکر^{۱۵} ۱۹۹۵). بوتوسان و پلوملی^{۱۶} (۲۰۰۲) نیز دریافته‌اند که افشای گزارش‌های مالی سالانه منجر به کاهش هزینه سرمایه می‌شود، در حالی که افشای گزارش‌های فصلی موجب افزایش هزینه سرمایه می‌گردد. گراسمان و هارت (۱۹۸۰)، میلگروم (۱۹۸۱) و ورشیا (۲۰۰۱) بیان می‌کنند که عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران موجب افزایش تقاضا برای افشای کامل‌تر اطلاعات می‌شود و بدین ترتیب در شرکت‌ها انگیزه بیشتری برای افشای اطلاعات ایجاد می‌گردد. زیرا در شرایط مذکور، در اختیار داشتن اطلاعات بیشتر، ارزش بالاتری نیز برای سرمایه‌گذاران دارد. همچنین، بوتوسان (۱۹۹۷) و سنگوپتا^{۱۷} (۱۹۹۸) دریافته‌اند که بین کیفیت افشای گزارش‌های مالی و هزینه سرمایه شرکت یک رابطه منفی وجود دارد.

دومین معیار ریسک اطلاعاتی شرکت، کیفیت اقلام تعهدی آن است که می‌تواند برای تبیین بازده سهام جایگزین کیفیت افشا شود (موصلی و همکاران ۲۰۱۲). اقلام تعهدی ممکن است به علت دستکاری آگاهانه مدیریت، باعث ایجاد عدم تقارن اطلاعاتی و به تبع ایجاد ریسک اطلاعاتی در بازار سرمایه شوند (خدای پور و قدیری ۱۳۸۹). کور و همکاران (۲۰۰۸) با بررسی تاثیر ریسک اطلاعات ناشی از کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سبدهای سرمایه‌گذاری و استفاده از رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مک‌بت^{۱۸} (۱۹۷۳) نشان دادند که عامل ریسک کیفیت اقلام تعهدی توان تبیین نوسان‌های بازده سهام را ندارد. با این حال، کیم و کی^{۱۹} (۲۰۰۹) با بکارگیری داده‌های استفاده شده در پژوهش کور و همکاران (۲۰۰۸) و تعدیل‌هایی

که روی شیوه محاسبه بازده سهام انجام دادند (تا اثر بازده های غیرعادی را بر نتیجه پژوهش خنثی نمایند)، دریافتند که بین عامل ریسک کیفیت اقلام تعهدی و صرف ریسک شرکت ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. موصلی و همکاران^{۲۰} (۲۰۱۳) در بررسی تاثیر کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک شرکت های بورس لندن نشان دادند سهام شرکت هایی با کیفیت اقلام تعهدی پایین (بالا) بازده بیشتری (کمتری) کسب کرده اند.

در پژوهش های داخلی، خواجوی و ناظمی (۱۳۸۴) نشان دادند که بازده سهام شرکت، تحت تاثیر اقلام تعهدی قرار نمی گیرد. با این حال، قائمی و همکاران (۱۳۸۷) نشان دادند که حجم اقلام تعهدی و اجزای اختیاری و غیر اختیاری آن، روی بازده سهام تاثیر معناداری دارند. دستگیر و رستگار (۱۳۹۰) نشان دادند که کیفیت سود (سنجیده شده با معیار پایداری سود) با کیفیت اقلام تعهدی رابطه دارد و با کاهش کیفیت اقلام تعهدی و افزایش اندازه اقلام تعهدی (که هر دو موجب افزایش ریسک اطلاعاتی شرکت می شوند)، بازده سهام (و به تبع آن صرف ریسک) افزایش می یابد. فروغی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) تاثیر کیفیت اقلام تعهدی را بر بازده سهام شرکت ها بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که عامل ریسک کیفیت اقلام تعهدی توانایی تبیین نوسان های بازده سهام را ندارد. زندی و شمس زاده (۱۳۹۲) دریافتند که ارائه مجدد صورت های مالی، تاثیری بر ریسک اطلاعاتی و صرف ریسک شرکت ها ندارد. کردستانی و طایفه (۱۳۹۲) نشان دادند وقتی کیفیت سود کاهش می یابد، هزینه سرمایه سهام عادی افزایش پیدا می کند. نتایج مطالعه آنان نشان می دهد که سرمایه گذاران برای انتقال منابع مالی به شرکت هایی که کیفیت اطلاعات پایین تری دارند، بازده بالاتری مطالبه می نمایند.

اخگر و علیخانی (۱۳۹۳) نشان دادند که ارائه مجدد صورت های مالی به توصیه حسابرس، تاثیر معناداری بر صرف ریسک شرکت دارد. آنان دریافتند که ریسک ذاتی و غیرذاتی شرکت هایی که صورت های مالی خود را تجدید ارائه می نمایند، باعث افزایش ریسک اطلاعاتی شرکت های بدون تجدید ارائه، در صنایع مشابه می گردد. افلاطونی (۱۳۹۳) دریافت در شرکت هایی که کیفیت گزارشگری بالاتر است و اطلاعات مالی به صورت بهنگام تری منتشر می شود، صرف ریسک سال آتی شرکت کمتر است. خواجوی و ممتازیان (۱۳۹۳) نشان دادند که افزایش کیفیت افشای اطلاعات موجب افزایش صرف ریسک می شود. با این حال، موصلی و همکاران (۲۰۱۲) اعتقاد دارند که بررسی جداگانه تاثیر مولفه های کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت افشا، نتایج ناقصی دربر خواهد داشت و برای کسب نتایج قابل اتکا، باید دو متغیر ذکر شده به صورت همزمان مدنظر قرار گیرند. در پژوهش حاضر به این نکته توجه شده است. بر اساس مبانی نظری و ادبیات پیشین، به منظور بررسی رابطه بین مولفه های ریسک اطلاعاتی و صرف ریسک، فرضیه های پژوهش به صورت زیر تدوین شده و آزمون گردیده اند:

فرضیه اول: بین عامل ریسک کیفیت افشا و صرف ریسک، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.
فرضیه دوم: بین عامل ریسک کیفیت اقلام تعهدی و صرف ریسک، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

همچنین، به منظور بررسی تاثیر تفاضلی هر یک از مولفه‌های ریسک اطلاعاتی بر صرف ریسک، فرضیه زیر آزمون شده است:

فرضیه سوم: میزان تاثیر عوامل کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک، تفاوت معناداری با هم دارند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف، از نوع کاربردی و به لحاظ ماهیت، از نوع همبستگی است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های ساخته شده بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و برآورد مدل‌های حاصله به روش فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج شده و به منظور اطمینان از صحت داده‌ها، با آرشیو صورت‌های مالی منتشر شده توسط سازمان بورس اوراق بهادار مطابقت داده شده‌اند.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش، تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۱ ساله ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ است که حائز شرایط زیر باشند:

۱. پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه بوده و در طول دوره مطالعه، تغییر سال مالی نداشته باشند.
 ۲. سهام شرکت‌ها وقفه معاملاتی بیش از ۴ ماه نداشته باشد و
 ۳. جزء شرکت‌های بیمه‌ای، بانکی و سرمایه‌گذاری مالی نباشند.
- با اعمال محدودیت‌های فوق، حجم جامعه آماری در دسترس برابر ۱۰۳ شرکت شده است. به دلیل دسترسی به داده‌های تمام شرکت‌های جامعه آماری، نمونه‌گیری صورت نگرفته و فرآیند تحلیل، با استفاده از داده‌های جامعه آماری در دسترس انجام شده است.

روش آزمون فرضیه‌ها

با پیروی از موصلی و همکاران (۲۰۱۲)، در این پژوهش نیز جهت محاسبه معیار کیفیت اقلام تعهدی، مدل کاتاری و همکاران^{۲۱} (۲۰۰۵) به شرح زیر برآورد شده است:

$$(۱) \frac{TACC_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن، TACC کل اقلام تعهدی، A کل دارایی‌ها، ΔREV تغییرات درآمد فروش، ΔREC تغییرات حساب‌های دریافتنی، PPE دارایی‌های ثابت و ROA بازده دارایی‌ها است. پس از برآورد مدل فوق، قدرمطلق باقیمانده‌ها به عنوان معیار کیفیت اقلام تعهدی در نظر گرفته شده و برای محاسبه عامل ریسک کیفیت اقلام تعهدی مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین در این پژوهش، کیفیت گزارشگری بر اساس امتیازهای تعلق گرفته به هر شرکت که توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران و از طریق اطلاعیه "رتبه‌بندی شرکت‌ها از نظر کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی مناسب" منتشر می‌شود، مشخص شده است. پس از محاسبه متغیرهای مورد نیاز، مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به شرح زیر و با استفاده از روش رگرسیون دو مرحله‌ای فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)، برآورد شده است:

$$(۲) R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \varepsilon_{it}$$

همچنین به منظور آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، به ترتیب مدل‌های (۳) و (۴) به شرح زیر برآورد شده‌اند:

$$(۳) R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iDQF}DQF_t + \varepsilon_{it}$$

$$(۴) R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iAQF}AQF_t + \varepsilon_{it}$$

که در مدل‌های (۲) تا (۴)، R_{it} بازده سهام، R_{ft} بازده بدون ریسک (نرخ سود سالانه بانک‌های دولتی، ابلاغ شده توسط بانک مرکزی)، R_{mt} بازده بازار (درصد تغییرات شاخص بازده نقدی و قیمت)، $R_{Mt} - R_{ft}$ صرف بازار و SMB عامل ریسک ناشی از اندازه شرکت می‌باشد که اندازه شرکت معادل لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام است. HML عامل ریسک ناشی از رشد شرکت است که رشد شرکت معادل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام می‌باشد. DQF و AQF نیز عوامل ریسک ناشی از کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی شرکت هستند.

برای محاسبه عوامل ریسک، از روش دیمسون و همکاران^{۲۲} (۲۰۰۳) استفاده شده است. در این روش، برای محاسبه عامل ریسک ناشی از اندازه شرکت، ابتدا در هر سال، شرکت‌ها بر اساس اندازه آن‌ها از کوچک به بزرگ مرتب و سپس به سه طبقه (پورتنفوی) کوچک، متوسط و بزرگ تقسیم می‌شوند و میانگین بازده سهام هر سه پورتنفوی محاسبه می‌گردد. در پایان، میانگین بازده پورتنفوی شرکت‌های کوچک منهای میانگین بازده پورتنفوی شرکت‌های بزرگ می‌شود. رقم حاصل شده در این فرآیند، عامل ریسک ناشی از اندازه شرکت در آن سال است.

عامل ریسک ناشی از رشد شرکت نیز به همین شکل محاسبه می‌شود با این تفاوت که در آن، میانگین بازده پورتنفوی شرکت‌های با رشد بالا منهای میانگین بازده پورتنفوی شرکت‌های با رشد پایین می‌گردد. برای محاسبه عوامل ریسک ناشی از کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی نیز به روش فوق عمل شده و میانگین بازده سهام پورتنفوی شرکت‌های با کیفیت اقلام تعهدی (کیفیت افشای) پایین منهای میانگین بازده سهام پورتنفوی شرکت‌های با کیفیت اقلام تعهدی (کیفیت افشای) بالا گردیده است. بر اساس فرضیه اول (دوم) پژوهش، پیش‌بینی می‌شود که ضریب متغیرهای DQF و AQF ، مثبت و معنادار باشند. در پایان، به منظور بررسی اثر تفاضلی عوامل ریسک کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک، مدل زیر برآورد شده است:

$$(5) \quad R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{iM} (R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{iSMB} SMB_t + \beta_{iHML} HML_t + \beta_{iDQF} DQF_t + \beta_{iAQF} AQF_t + \varepsilon_{it}$$

در صورتی که عوامل ریسک مربوط به کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی، در تبیین نوسان‌های بازده سهام اثر تفاضلی نسبت به یکدیگر داشته باشند، ضرایب β_{iDQF} و β_{iAQF} اختلاف معناداری از هم خواهند داشت.

روش رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مک‌بث (۱۹۷۳)

روش رگرسیونی فاما- مک‌بث (۱۹۷۳)، یکی از روش‌های برآورد پارامترهای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها (مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ) است. در این روش، برای هر عامل ریسک (مانند عوامل اندازه و رشد شرکت) که تصور می‌شود در قیمت‌گذاری دارایی‌ها موثر است، مقدار صرف ریسک محاسبه می‌شود. پارامترها در دو مرحله برآورد می‌شوند:

- ۱) بازده دارایی‌های هر پورتنفوی (یا شرکت) روی عوامل ریسک موردنظر برازش می‌شوند تا مقدار ضریب، برای عامل ریسک تعیین شود.
 - ۲) سپس در هر دوره زمانی، برای محاسبه صرف ریسک مربوط به هر عامل، بازده دارایی‌ها روی ضرایب برآورد شده در مرحله قبل برازش می‌شوند.
- در این روش، به ازای هر پورتنفوی (یا شرکت) یک مدل برآورد شده خواهیم داشت که عرض از مبدا و ضرایب خاص خود را برای هر عامل ریسک دارد. با میانگین گرفتن از عرض از مبداها و ضرایب هر عامل، نتایج کلی که میانگینی از نتایج برآورد مدل برای هر پورتنفوی (شرکت) است، ارائه می‌شود. در روش فاما و مک‌بث (۱۹۷۳)، باقیمانده‌های مدل معمولاً از مشکل ناهمسانی واریانس^{۲۳} و خودهمبستگی سریالی^{۲۴} رنج می‌برند. برای رفع این مشکلات از روش ارائه شده توسط نیوی و وست^{۲۵} (۱۹۸۷) استفاده شده است (افلاطونی، ۱۳۹۲). در این

روش، خطای معیار ضرایب مدل با فرض وجود مشکلات ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، به شکل تصحیح شده محاسبه می شود. این کار موجب ارائه آماره های جدیدی می شود که تاثیر ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی در آن ها خنثی شده و نسبت به آماره های تصحیح نشده، از قابلیت انکای بالاتری برخوردارند (نیوی و وست، ۱۹۸۷).

۴- یافته های پژوهش محاسبه کیفیت اقلام تعهدی

در مرحله اول، به منظور تجزیه اقلام تعهدی، مدل (۱) برآورد شده است. عدم معناداری آماره چاو^{۲۶} (۱/۰۳) نشان می دهد که مدل (۱) باید با رویکرد مقید (تلفیقی)^{۲۷} برآورد شود. نتایج برآورد مدل (۱) با رویکرد مذکور در نگاره (۱) ارائه شده است.

نگاره (۱): نتایج برآورد مدل کاتاری و همکاران (۲۰۰۵)

متغیرها	ضریب	آماره تی استیودنت	معناداری
عرض از مبدا	-۰/۰۱	-۰/۸۹	۰/۳۸
I/A	-۴۳۳۵/۴۸	-۱/۵۴	۰/۱۲
(ΔREV-ΔREC)/A	-۰/۰۳*	-۱/۸۳	۰/۰۷
PPE/A	-۰/۰۸***	-۳/۰۷	۰/۰۰
ROA	-/۲۵***	۸/۲۰	۰/۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۱۶/۸۲%	دوربین-واتسون	۱/۵۱
آماره فیشر (معناداری)	۱۷/۳۳*** (۰/۰۰)	آماره چاو (معناداری)	۱/۰۳ (۰/۴۱)

* و ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۱۰ درصد و ۱ درصد

نتایج ارائه شده نشان می دهد که ضریب متغیر تفاضل تغییرات بدهکاران و تغییرات درآمد فروش (-۰/۰۳) در سطح ۱۰ درصد و ضریب متغیرهای دارایی های ثابت (-۰/۰۸) و بازده دارایی ها (۰/۲۵) در سطح ۱۰ درصد، معنادارند. معناداری آماره فیشر (۱۷/۳۳) بیانگر معناداری کلی مدل (۱) است. همچنین، مقدار آماره دوربین-واتسون (۱/۵۱) نشان می دهد که باقیمانده های مدل برآورد شده، مشکل خودهمبستگی سریالی ندارند. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می دهد که متغیرهای مستقل، حدود ۱۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می کنند. پس از برآورد مدل (۱)، باقیمانده های آن استخراج شده و از قدرمطلق باقیمانده ها برای محاسبه عامل ریسک کیفیت اقلام تعهدی استفاده شده است.

آماره های توصیفی

آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش که شمایی کلی از وضعیت توزیع داده ها را ارائه می کنند، در نگاره (۲) ارائه شده اند.

نگاره (۲): آماره‌های توصیفی

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
TACC/A	۰/۰۵	۰/۰۱	۷/۴۵	-۵/۸۰	۰/۹۴
ΔREV/A	۰/۲۸	۰/۰۶	۱۴/۹۵	-۱۲/۰۴	۲/۱۶
ΔREC/A	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۵۳	-۱/۰۷	۰/۱۶
PPE/A	۰/۲۸	۰/۲۳	۱/۴۰	۰/۰۱	۰/۱۹
ROA	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۵۸	-۰/۵۵	۰/۲۱
R-R _f	۰/۱۶	۰/۱۷	۹/۸۰	-۱/۱۶	۰/۲۲
R _m -R _f	۰/۰۸	۰/۰۱	۰/۶۸	-۰/۲۹	۰/۳۰
SMB	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۰۴	-۰/۵۱	۰/۱۸
HML	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۰۳	-۰/۷۹	۰/۲۵
DQF	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۲۷	-۰/۳۹	۰/۱۷
AQF	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۳۱	-۰/۲۶	۰/۱۸

نتایج نشان می‌دهد که میانگین (میانه) متغیرهای اقلام تعهدی ۰/۰۵ (۰/۰۱)، تغییرات درآمد فروش ۰/۲۸ (۰/۰۶)، تغییرات حساب‌های دریافتی ۰/۰۱ (۰/۰۱)، دارایی‌های ثابت ۰/۲۸ (۰/۲۳)، و بازده دارایی‌ها ۰/۰۹ (۰/۱۱) است. میانگین و میانه صرف ریسک به ترتیب معادل ۰/۱۶ و ۰/۱۷ است. میانگین (میانه) صرف بازار ۰/۰۸ (۰/۰۱)، عامل اندازه شرکت ۰/۲۰ (۰/۲۰)، عامل رشد شرکت ۰/۳۴ (۰/۳۴)، عامل کیفیت افشا ۰/۰۲ (۰/۰۲) و عامل کیفیت اقلام تعهدی ۰/۰۱ (۰/۰۱) است. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های کوچک‌تر، شرکت‌های با رشد بالاتر و شرکت‌هایی با کیفیت گزارشگری و کیفیت اقلام تعهدی پایین‌تر، همگی بازده سهام بالاتری نسبت به سایر شرکت‌ها کسب نموده‌اند. سایر مقادیر آماره‌های توصیفی هر یک از متغیرهای پژوهش نیز در ستون‌های دیگر نگاره (۲) ارائه شده‌اند.

تحلیل همبستگی

ضریب همبستگی پیرسون بین متغیرهای مدل (۱) در نگاره (۳) و ضریب همبستگی پیرسون بین عوامل ریسک مورد بررسی در این پژوهش در نگاره (۴) ارائه شده‌اند. نتایج ارائه شده در نگاره (۳) نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی و متغیرهای دارایی‌های ثابت (۰/۰۹-) و بازده دارایی‌ها (۰/۵۱) به ترتیب همبستگی معناداری در سطح ۱۰ درصد و ۱ درصد وجود دارد. تغییرات درآمد فروش همبستگی مثبت و معناداری با متغیرهای تغییرات حساب‌های دریافتی (۰/۱۷) و بازده دارایی‌ها (۰/۱۸) در سطح ۱ درصد دارد. تغییرات حساب‌های دریافتی نیز به صورت معناداری با دارایی‌های ثابت (۰/۱۱) همبسته است.

نگاره (۳): ضرایب همبستگی متغیرهای مدل کاتاری و همکاران (۲۰۰۵)

PPE/A	$\Delta REC/A$	$\Delta REV/A$	TACC/A	متغیرها
		۱	-۰/۰۳ (۰/۶۲)	$\Delta REV/A$
	۱	۰/۱۷*** (۰/۰۰)	۰/۰۰ (۰/۹۸)	$\Delta REC/A$
۱	۰/۱۱** (۰/۰۴)	۰/۰۳ (۰/۶۳)	-۰/۰۹* (۰/۰۹)	PPE/A
-۰/۰۹ (۰/۱۰)	-۰/۰۲ (۰/۷۷)	۰/۱۸*** (۰/۰۰)	۰/۵۱*** (۰/۰۰)	ROA

*** و ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد

نتایج ارائه شده در نگاره (۴) نشان می‌دهد که ضریب همبستگی بین صرف بازار و عوامل ریسک مربوط به اندازه (۰/۵۷-) و کیفیت اقلام تعهدی (۰/۶۷) در سطح ۱ درصد و ضریب همبستگی بین صرف بازار و عامل ریسک مربوط به رشد شرکت (۰/۱۸-) در سطح ۱۰ درصد معنادارند. عامل ریسک اندازه شرکت به صورت معناداری با عوامل ریسک مربوط به رشد (۰/۷۰) و کیفیت افشا (۰/۳۳) در سطح ۱ درصد، همبسته است. عامل ریسک رشد شرکت نیز همبستگی معناداری با عوامل ریسک مربوط به کیفیت افشا (۰/۷۳) و کیفیت اقلام تعهدی (۰/۳۵) دارد.

نگاره (۴): ضرایب همبستگی بین عوامل ریسک

DQF	HML	SMB	$R_m - R_f$	متغیرها
		۱	-۰/۵۷*** (۰/۰۰)	SMB
	۱	۰/۷۰*** (۰/۰۰)	-۰/۱۸* (۰/۰۶)	HML
۱	۰/۷۳*** (۰/۰۰)	۰/۳۳*** (۰/۰۰)	۰/۰۶ (۰/۵۳)	DQF
۰/۴۱*** (۰/۰۰)	۰/۳۵*** (۰/۰۰)	-۰/۱۹** (۰/۰۵)	۰/۶۷*** (۰/۰۰)	AQF

*** و ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد

همچنین، عامل ریسک کیفیت اقلام تعهدی به صورت معناداری در سطح ۱ درصد با عامل ریسک کیفیت افشا (۰/۴۱) همبستگی دارد. نتایج در کل نشان می‌دهد که بین برخی عوامل ریسک، همبستگی مستقیم و بین برخی دیگر همبستگی معکوس وجود دارد.

نتایج برآورد مدل‌ها به روش فاما- مک‌بث (۱۹۷۳)

نتایج برآورد مدل‌های (۲) تا (۵) که به روش رگرسیون دو مرحله‌ای فاما-مک‌بث برآورد شده‌اند، در نگاره (۵) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که عرض از مبدا تمامی مدل‌ها در سطح ادرصد معنادار است و ضرایب متغیرهای صرف بازار و عامل اندازه شرکت، در هیچ یک از مدل‌ها معنادار نیستند. عامل رشد شرکت در مدل (۲) (۰/۱۵) در سطح ادرصد و در مدل‌های (۳) (۰/۱۶) و (۴) (۰/۰۵) در سطح ۵درصد معنادار است، ولی ضریب عامل مذکور در مدل (۵) معنادار نیست. در مدل (۳)، ضریب عامل کیفیت افشا (۰/۰۸) و در مدل (۴) ضریب عامل کیفیت اقلام تعهدی (۰/۱۲) به ترتیب در سطح ۵درصد و ادرصد، معنادارند. در مدل (۵) نیز ضرایب عوامل کیفیت افشا (۰/۰۵) و کیفیت اقلام تعهدی (۰/۱۱) هر دو در سطح ادرصد معنادار هستند. معناداری آماره فیشر در تمامی مدل‌ها بیانگر معناداری کلی مدل‌های برآورد شده است. قرار داشتن مقدار آماره دوربین-واتسون تمام مدل‌ها در بازه ۱/۵ و ۲/۵ نیز نشان می‌دهد که جملات اخلاص مدل‌ها مشکل خودهمبستگی سریالی ندارند، لذا نتایج حاصله کاذب نیست و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش می‌توان به آن‌ها اتکا نمود.

نگاره (۵): نتایج برآورد مدل‌های چندعاملی

متغیرها/مدل‌ها	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)	مدل (۵)
عرض از مبدا	-۰/۱۵***	-۰/۱۵***	-۰/۱۶***	-۰/۱۶***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
$R_m - R_f$	-۰/۰۸	-۰/۰۷	-۰/۰۲	-۰/۰۲
	(۰/۳۸)	(۰/۳۴)	(۰/۶۶)	(۰/۷۲)
SMB	۰/۰۴	۰/۰۴	-۰/۰۳	-۰/۰۲
	(۰/۵۴)	(۰/۴۹)	(۰/۳۸)	(۰/۴۹)
HML	۰/۱۵***	۰/۱۶**	۰/۰۵**	۰/۰۲
	(۰/۰۰)	(۰/۰۲)	(۰/۰۴)	(۰/۴۵)
DQF		۰/۰۸**		۰/۰۵***
		(۰/۰۲)		(۰/۰۰)
AQF			۰/۱۲***	۰/۱۱***
			(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده	۶۹/۷۵%	۶۹/۶۸%	۸۵/۷۱%	۸۶/۶۱%
آماره فیشر (معناداری)	(۰/۰۰) ۷۹/۳۹***	(۰/۰۰) ۵۹/۶۱***	(۰/۰۰) ۱۵۳/۹۹***	(۰/۰۰) ۱۳۲/۹۳***
دوربین-واتسون	۲/۲۳	۲/۲۸	۲/۰۲	۱/۹۳
آماره والد (معناداری)				(۰/۰۴) ۲/۱۰**

***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱۰درصد، ۵درصد و ادرصد

ضرایب تعیین تعدیل شده نشان می دهند که متغیرهای مستقل مدل های (۲) و (۳) حدود ۷۰ درصد، متغیرهای مستقل مدل (۴) حدود ۸۶ درصد و متغیرهای مستقل مدل (۵) حدود ۸۷ درصد از نوسان های صرف ریسک را تبیین می کنند.

در مدل (۳)، مثبت و معنادار بودن ضریب عامل ریسک کیفیت افشا نشان می دهد که با افزایش ریسک کیفیت افشا، صرف ریسک نیز افزایش می یابد. این موضوع بیانگر عدم رد فرضیه اول پژوهش است. نتیجه حاصله، با یافته های بوتوسان و پلوملی (۲۰۰۲)، موصلی و همکاران (۲۰۱۲) و خواجوی و ممتازیان (۱۳۹۳) سازگار است. در مدل (۴)، مثبت و معنادار بودن ضریب عامل ریسک کیفیت اقلام تعهدی نشان می دهد که با افزایش متغیر مذکور، صرف ریسک افزایش می یابد. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش نیز رد نمی شود. این نتیجه، با یافته های موصلی و همکاران (۲۰۱۲)، موصلی و همکاران (۲۰۱۳)، قائمی و همکاران (۱۳۸۷)، دستگیر و رستگار (۱۳۹۰) و کردستانی و طایفه (۱۳۹۲) سازگار است ولی با نتایج پژوهش های کور و همکاران (۲۰۰۸)، خواجوی و ناظمی (۱۳۸۴) و فروغی و همکاران (۱۳۹۲) سازگاری ندارد. در مدل (۵)، معناداری آماره والد (۲/۱۰) در سطح ۵ درصد نشان می دهد که ضریب عوامل ریسک کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی به صورت معناداری از هم تفاوت دارند. این موضوع بیانگر آن است که در تبیین نوسان های صرف ریسک، هر دو متغیر نقشی مستقل ایفا می کنند و جانشین یگدیگر نیستند. همچنین، عامل ریسک کیفیت اقلام تعهدی نسبت به عامل ریسک کیفیت افشا تاثیر بیشتری روی صرف ریسک دارد. نتایج حاصله با نتایج مطالعه موصلی و همکاران (۲۰۱۲) سازگاری ندارد.

۵- بحث و نتیجه گیری

سرمایه گذاران به ازای تحمل ریسک بیشتر، انتظار دریافت بازده بالاتری دارند. در جهت تقویت توان تبیین مدل های ارزشگذاری، پژوهش های پیشین (مانند شارپ و همکاران ۱۹۶۴، فاما و فرنچ ۱۹۹۳) وجود رابطه مثبت بین برخی عوامل ریسک (مانند عامل اندازه و رشد) و بازده سهام را تایید کرده اند. در این پژوهش، رابطه بین دو مولفه های ریسک اطلاعاتی (ریسک ناشی از کیفیت پایین اقلام تعهدی و ریسک ناشی از کیفیت ضعیف گزارشگری مالی) و صرف ریسک بررسی شده است. نتایج حاصله نشان می دهند که سرمایه گذاران جهت انتقال منابع مالی خود به شرکت هایی با کیفیت گزارشگری و کیفیت اقلام تعهدی پایین تر، انتظار دریافت بازده بالاتری دارند. این موضوع نشان می دهد که (۱) سرمایه گذاران در هنگام اتخاذ تصمیم های سرمایه گذاری، به کیفیت گزارشگری مالی و کیفیت اقلام تعهدی شرکت توجه دارند و (۲) دو عامل ریسک کیفیت افشا و ریسک کیفیت اقلام تعهدی (به ویژه عامل کیفیت اقلام تعهدی)، می توانند برای تعمیم و تقویت مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در جهت محاسبه صرف

ریسک (و به تبع آن، هزینه سرمایه) مورد استفاده قرار گیرند. بنابراین، بر اساس یافته‌های پژوهش حاضر به مدیران توصیه می‌شود تا برای کاهش هزینه سرمایه شرکت و جلب آسان‌تر منابع مالی، تمهیداتی جهت افزایش کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی شرکت اتخاذ نمایند. در انجام بسیاری از پژوهش‌های حسابداری (به ویژه پژوهش‌های حوزه ارزشگذاری)، فرض می‌شود که بازار سرمایه از کارایی اطلاعاتی نسبی برخوردار است، در حالی که پژوهش‌های پیشین داخلی (مانند، فدایی نژاد، ۱۳۷۳؛ قالیباف اصل و ناطقی، ۱۳۸۵) کارایی بورس تهران را صرفاً در سطح ضعیف تایید می‌کنند. لذا، این موضوع روی قابلیت تعمیم یافته‌های پژوهش محدودیت ایجاد می‌کند.

یادداشت‌ها

- 1 - Markowitz
- 2- Sharp
- 3 - Fama & French
- 4 - Core et.al.
- 5 - Mouselli et.al.
- 6 - Diamond & Verrecchia
- 7 - Kim & Verrecchia
- 8 - O'Hara
- 9 - Easley & O'Hara
- 10 - Francis et.al.
- 11 - Hussainey & Mouselli
- 12 - Hopkins
- 13 - Glosten & Milgrom
- 14 - Lang & Lundholm
- 15 - Welker
- 16 - Botosan & Plumlee
- 17 - Sengupta
- 18 - Fama & MacBeth
- 19 - Kim & Qi
- 20 - Mouselli & Jaafar
- 21 - Kothari et.al.
- 22-Dimson et.al.
- 23- Heteroskedasticity
- 24- Autocorrelation
- 25 - Newey & West
- 26-Chow
- 27- Pooled

کتابنامه

۱. اخگر، محمدمید؛ علیخانی، آرزو. (۱۳۹۳). "بررسی تاثیر ارائه مجدد صورت های مالی بر ریسک اطلاعاتی شرکت های پذیرفته شده در اوراق بهادار تهران". فصلنامه حسابداری مالی، سال ششم، شماره ۲۲، صص ۶۸-۸۸.
۲. افلاطونی، عباس. (۱۳۹۲). "تجزیه و تحلیل آماری با EViews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی". تهران، انتشارات ترمه.
۳. افلاطونی، عباس. (۱۳۹۳). "بررسی رابطه بین عامل های ریسک تاخیر حسابداری و غیر حسابداری قیمت سهام با نوسانات صرف ریسک سال آتی در بورس اوراق بهادار تهران". فصلنامه حسابداری مالی، سال ششم، شماره ۲۳، صص ۲۲-۴۲.
۴. خدای پور، احمد؛ قدیری، محمد. (۱۳۸۹). "بررسی رابطه میان اقلام تعهدی و عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران". پیشرفت های حسابداری، دوره دوم، شماره ۲، صص ۱-۲۹.
۵. خواجوی، شکراله؛ ممتازیان، علیرضا. (۱۳۹۳). "بررسی تاثیر کیفیت افشاء اطلاعات مالی بر بازده جاری و آتی سهام"، دانش حسابداری مالی، دوره ۱، شماره ۱، صص ۹-۲۷.
۶. خواجوی، شکراله؛ ناظمی، امین. (۱۳۸۴). "بررسی ارتباط بین کیفیت سود و بازده سهام با تاکید بر نقش ارقام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران". بررسی های حسابداری و حسابرسی، سال دوازدهم، شماره ۲، صص ۳۷-۶۰.
۷. دستگیر، محسن؛ رستگار، مجید. (۱۳۹۰). "رابطه بین کیفیت سود (پایداری سود)، اندازه اقلام تعهدی و بازده سهام با کیفیت اقلام تعهدی". پژوهش های حسابداری مالی، سال سوم، شماره ۱، صص ۱-۲۰.
۸. زندی، احمد؛ شمس زاده، باقر. (۱۳۹۲). "تاثیر ارائه مجدد صورت های مالی بر ریسک اطلاعات". دانش حسابرسی، سال سیزدهم، شماره ۵۱، صص ۸۹-۱۰۶.
۹. فدایی نژاد، اسماعیل. (۱۳۷۳). "آزمون شکل ضعیف نظریه کارای بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران". تحقیقات مالی، دوره دوم، شماره ۵ و ۶، صص ۶-۲۶.
۱۰. فروغی، داریوش؛ امیری، هادی و شیخی، هادی. (۱۳۹۲). "تاثیر کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". پژوهش های حسابداری مالی، سال پنجم، شماره ۱، صص ۱۳-۲۸.
۱۱. قائمی، محمد حسین؛ جمال لیوانی، علی و ده بزرگی، سجاد. (۱۳۸۷). "کیفیت سود و بازده سهام شرکت ها". بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۳، صص ۷۱-۸۸.

۱۲. قالیباف اصل، حسن و ناطقی، محبوبه. (۱۳۸۵). “بررسی کارایی در سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران”. *تحقیقات مالی*، دوره نهم، شماره ۱، صص ۴۷-۶۶.
۱۳. کردستانی، غلامرضا؛ طایفه، سیامک. (۱۳۹۲). “ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه سهام عادی”. *تحقیقات مالی*، دوره پانزدهم، شماره ۱، صص ۷۵-۹۴.
14. Botosan, C.A. (1997). “Disclosure level and the cost of equity capital”. *Accounting Review*, 72(3): 323-349.
15. Botosan, C.A., & Plumlee, M. (2002). “A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital”. *Journal of Accounting Research*, 40(1): 21-40.
16. Core, J., Guay, W., & Verdi, R. (2008). “Is accruals quality a priced risk factor?”. *Journal of Accounting and Economics*, 46(1): 2-22.
17. Diamond, D.W., & Verrecchia, R.E. (1991). “Disclosure, liquidity, and the cost of capital”. *Journal of Finance*, 46(4): 1325-1359.
18. Dimson, E., Nagel, S., & Quigley, G. (2003). “Capturing the value premium in the United Kingdom”. *Financial Analysts Journal*, 59(6): 35-45.
19. Easley, D., & O’Hara, M. (2004). “Information and the cost of capital”. *Journal of Finance*, 59(4): 1553-1583.
20. Fama, E.F., & French, K. (1992). “The Cross-Section of Expected Stock Returns”. *Journal of Finance*, 47(2): 427-465.
21. Fama, E.F., & French, K. (1993). “Common risk factors in the returns on stocks and bonds”. *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3-56.
22. Fama, E.F., & MacBeth, J.D. (1973). “Risk, return and equilibrium: empirical tests”. *Journal of Political Economy*, 81(3): 607-636.
23. Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). “The market pricing of accruals quality”. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2): 295-327.
24. Glosten, L., & Milgrom, P. (1985). “Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders”. *Journal of Financial Economics*, 14(1): 71-100.
25. Grossman, S., & Hart, O.D. (1980). “Disclosure laws and takeover bids”. *Journal of Finance*, 35(2): 323-334.
26. Hopkins, P. (1996). “The effect of financial statement classification of hybrid financial instruments on financial analysts’ stock price judgments”. *Journal of Accounting Research*, 34(Supplement): 33-50.
27. Hussainey, K., & Mouselli, S. (2010). “Disclosure quality and stock returns in the UK”. *Journal of Applied Accounting Research*, 11(2): 473-504.
28. Kim, D., & Qi, Y. (2009). “Accruals quality, stock returns, and macroeconomic conditions”. *Accounting Review*, 85(3): 937-978.
29. Kim, O., & Verrecchia, R. (1994). “Market liquidity and volume around earnings announcements”. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1-2): 41-67.

30. Kothari, S., Leone, A., & Wasley, C. (2005). "Performance matched discretionary accrual measures". *Journal of Accounting and Economics*, 39(1): 35-50.
31. Lang, M., & Lundholm, R. (1993). "Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures". *Journal of Accounting Research*, 31(2): 246-271.
32. Lang, M., & Lundholm, R. (1996). "Corporate disclosure policy and analyst behavior". *Accounting Review*, 71(4): 467-492.
33. Markowitz, H. (1952). "Portfolio selection", *Journal of Finance*, 7(1): 77-91.
34. Milgrom, P. (1981). "Good news and bad news: representation theorems and applications". *The Bell Journal of Economics*, 12(2): 380-391.
35. Mouselli, S., Jaafar, A., & Goddard, J. (2013). "Accruals quality, stock returns and asset pricing: Evidence from the UK". *International Review of Financial Analysis*, 30(1): 203-213.
36. Mouselli, S., Jaffar, A., & Hussainey, K. (2012). "Accruals quality vis-à-vis disclosure quality: Substitutes or complements?". *British Accounting Review*, 44(1): 36-46
37. Newey, W.K., & West, K.D. (1987). "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix". *Econometrica*, 55(3): 703-708.
38. O'Hara, M. (2003). "Presidential address: liquidity and price discovery". *Journal of Finance*, 58(4), 1335-1354.
39. Sengupta, P. (1998). "Corporate disclosure quality and the cost of debt". *Accounting Review*, 73(4): 459-474.
40. Sharp W.F. (1964). "Capital Asset Prices: A Theory of Market under Condition of Risk". *Journal of Finance*, 19(3): 425-442.
41. Verrecchia, R.E. (2001). "Essays in disclosure". *Journal of Accounting and Economics*, 32(1-3): 97-180.
42. Welker, M. (1995). "Disclosure policy, information asymmetry, and liquidity in equity markets". *Contemporary Accounting Research*, 11(2): 801-827.