فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی/سال ششم/ شماره ۲۳ /پاییز۹۳ /صفحات ۴۲- ۲۲

بررسی رابطه بین عامل‌های ریسک تاخیر حسابداری و غیرحسابداری قیمت سهام با نوسانات صرف ریسک سال آتی در بورس اوراق بهادار تهران

عباس افلاطونی*

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۸/۲۰

چکیده:

در این پژوهش، رابطه بین کیفیت افشا و اجزای آن (بهنگامی و قابلیت اتکا) با واکنش تاخیری قیمت سهام در بازه زمانی ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۲، در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده و رابطه بین اجزای حسابداری و غیرحسابداری ریسک تاخیر قیمت سهام با صرف ریسک آتی، بررسی گردیده است. بدین منظور از روش رگرسیونی داده‌های ترکیبی و نیز روش رگرسیونی فاما-مک بث (۱۹۷۳) استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که کیفیت گزارشگری بالاتر است و اطلاعات مالی به صورت بهنگام‌تری منتشر می‌شوند، سرعت عکس‌العمل قیمت سهام به اطلاعات منتشره بیشتر از سایر شرکت‌ها است و هر چه ریسک ناشی اجزای حسابداری و غیرحسابداری تاخیر قیمت سهام یک شرکت بیشتر باشند، صرف ریسک سال آتی شرکت نیز بیشتر است. این موضوع بدان معناست که سهامداران برای سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی که واکنش تاخیری قیمت سهام آنها بالاتر است، بازده بیشتری مطالبه می‌کنند.

واژه های کلیدی: کیفیت افشا، واکنش تاخیری قیمت سهام، بهنگامی، قابلیت اتکا

* استادیار حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران (نویسنده مسئول) .
Email:abbasaflatooni@gmail.com , A.Aflatooni@basu.ac.ir

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

۱-مقدمه:

در بازاری با سرمایه‌گذاران منطقی و وجود اطلاعات کامل، اطلاعات به سرعت و به طور کامل در قیمت‌های سهام انعکاس می‌یابد. با این حال، حجم زیادی از پژوهش‌ها (برای مثال، باری و براون[۱]، ۱۹۸۴؛ مرتون[۲]، ۱۹۸۷؛ ایزلی و همکاران[۳]، ۲۰۰۲؛ هاو و موسکوویتز[۴]، ۲۰۰۵؛ لمبرت و همکاران[۵]، ۲۰۰۷؛ آکینز و همکاران[۶]، ۲۰۱۲؛ کالن و همکاران[۷]، ۲۰۱۲) مباحث مربوط به نواقص اطلاعات (مانند عدم تقارن اطلاعاتی و اطلاعات غیر کامل) را بررسی کرده‌اند. اطلاعات ناکامل مانع از کشف بهنگام قیمت سهام می‌شود و سرعت تاثیر اطلاعات بر قیمت‌های سهام را کاهش می‌دهد (ورشیا[۸]، ۱۹۸۰؛ کالن و همکاران[۹]، ۲۰۰۰). زمانی که قیمت سهام با تاخیر زمانی، نسبت به اطلاعات مربوط واکنش نشان می‌دهد، پدیده واکنش تاخیری قیمت سهام[۱۰] ایجاد می‌شود. کیفیت پایین اطلاعات منجر به ایجاد ابهام در خصوص پارامترهای موثر در ارزشگذاری سهام می‌شود.

در این پژوهش، کیفیت اطلاعات افشا شده با دو معیار میزان بهنگامی و قابلیت اتکای گزارشات مالی سنجیده می‌شود. بورس اوراق بهادار تهران معیارهای مذکور را برای شرکت‌های عضو از سال ۱۳۸۲ تاکنون ارائه می کند. همچنین، بورس تهران بر مبنای دو معیار مذکور، معیار سومی نیز برای سنجش کیفیت کلی اطلاعات ارائه می نماید. برای سنجش واکنش تاخیری قیمت سهام نیز از رویکرد هاو و موسکوویتز[۱۱] (۲۰۰۵) استفاده شده است. در مرحله اول، رابطه بین کیفیت کلی اطلاعات و دو مولفه آن (بهنگامی و قابلیت اتکا) با واکنش تاخیری قیمت سهام بررسی می‌شود. در مرحله دوم، ابتدا با استفاده از رویکرد کالن و همکاران[۱۲] (۲۰۱۲) واکنش تاخیری قیمت سهام به دو جزء تاخیر مربوط به اطلاعات حسابداری (تاخیر حسابداری) و تاخیر مربوط به اطلاعات غیر حسابداری (تاخیر غیرحسابداری) تجزیه شده و بر اساس آن ها عوامل

---

[1]- Barry and Brown
[2]- Merton
[3]- Easley, Hvidkjaer and O'Hara
[4]- Hou and Moskowitz
[5]-Lambert, Leuz, Verrecchia
[6]-Akins, Ng and Verdi
[7]- Callen, Khan and Lu
[8]- Verrecchia
[9]- Callen, Govindaraj and Xu
[10]- Stock price delay
[11]- Hou and Moskowitz
[12]- Callen, Khan and Lu

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

ریسک ناشی از تاخیر حسابداری و غیر حسابداری محاسبه می‌شود. سپس توان پیش بینی عوامل ریسک مذکور در خصوص بازده ماهانه آتی سهام بررسی می‌گردد. بدین منظور، از مدل فاما و فرنچ[1] (۱۹۹۳) به عنوان مدل پایه استفاده شده و عوامل ریسک تاخیر حسابداری و غیرحسابداری به آن اضافه می‌شوند. مدل‌های ساخته شده بر مبنای مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) همگی با رویکرد فاما و مک بث[2] (۱۹۷۳) برآورد می‌شوند.

۲-مبانی نظری و پیشینه پژوهش:

باری و براون[3] (۱۹۸۴) و مرتون[4] (۱۹۸۷) نشان دادند زمانی که در مورد پارامترهای ارزشگذاری یک سهم ابهام و عدم اطمینان وجود داشته باشد، بازده مورد انتظار آن نیز بالاتر خواهد بود. در شرایط عدم اطمینان، سرمایه‌گذاران برای تعدیل ارزیابی اولیه خود از جریان‌های وجوه نقد آتی مربوط به سهام زمان بیشتری صرف می‌کنند و از ارزیابی سایر سرمایه‌گذاران نیز استفاده می نمایند. این موضوع موجب می‌شود تا اطلاعات جدید با تاخیر زمانی در قیمت سهام انعکاس یابد (ورشیا[5]، ۱۹۸۰؛ کالن و همکاران[6]، ۲۰۰۰).

کالن و همکاران[7] (۲۰۱۲) نیز دریافتند که کیفیت پایین اقلام تعهدی منجر به بازده مورد انتظار آتی بالاتری می‌شود. پژوهش‌های پیشین بیان می‌کنند که سرمایه‌گذاران جهت برآورد قیمت سهام، از صورت‌های مالی به عنوان بخش از مجموعه اطلاعاتی که جهت پیش بینی جریان‌های وجوه نقد آتی به کار می رود، استفاده می‌کنند. این موضوع بدان معناست که صورت‌های مالی دارای محتوای اطلاعاتی هستند. با این حال، صورت‌های مالی به صورت دوره‌ای منتشر می‌شوند و سایر اطلاعات مربوط غیر حسابداری (مانند اطلاعات غیر حسابداری مربوط به شرکت، صنعت و وضعیت کلی بازار سرمایه و اقتصاد) در فواصل زمانی مابین انتشار صورت‌های مالی، وارد بازار سرمایه می‌شوند (ورشیا[8]، ۱۹۸۰؛ کالن و همکاران ، ۲۰۱۲).

زمانی که اطلاعات غیر حسابداری وارد بازار سرمایه می‌شود، سرمایه‌گذاران پیش‌بینی‌های قبلی خود را در مورد جریان‌های وجوه نقد تعدیل می‌کنند و سپس قیمت‌های جدیدی را برای سهام برآورد می نمایند. بنابراین، فرآیند بروزرسانی قیمت‌ها مبتنی بر دو مجموعه اطلاعات است:

1- Fama, and French
2- Fama, and MacBeth
3- Barry and Brown
4- Merton
5- Verrecchia
6- Callen, Govindaraj and Xu
7- Callen, Khan and Lu
8- Verrecchia

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

اطلاعات جدید که اخیراً وارد بازار سرمایه شده (اخبار) و اطلاعات مبنا که قبل از اطلاعات جدید وارد بازار شده و مبتنی بر آخرین صورت‌های مالی منتشره است. اطلاعات صورت‌های مالی (و کیفیت آن) دارای محتوای اطلاعاتی است، زیرا یک مبنا برای جریان وجوه نقد پیش بینی شده‌ای است که می باید با استفاده از اطلاعات جدید بروزرسانی شوند. بر اساس پارادایم بازارهای سرمایه کامل، فرآیند بروزرسانی جریان‌های وجوه نقد پیش‌بینی شده و تعدیل قیمت‌های سهام به سرعت رخ می‌دهد زیرا فرض می‌شود در بازار مذکور هیچ گونه اصطکاکی (مانند کیفیت پایین اطلاعات حسابداری) وجود ندارد (کالن و همکاران ، ۲۰۱۲).

پژوهش‌های زیادی درباره رابطه بین کیفیت اطلاعات و بازده مورد انتظار سهام انجام شده است. برای مثال، بر اساس مدل تئوریک ایزلی و اوهارا[۱] (۲۰۰۴) و کار تجربی بوتوسان[۲] (۱۹۹۷)، ایزلی و همکاران[۳] (۲۰۰۲)، بوتوسان و پلوملی[۴] (۲۰۰۲)، فرانسیس و همکاران[۵] (۲۰۰۵)، ابودی و همکاران[۶] (۲۰۰۵)، چن و همکاران[۷] (۲۰۰۷) و اُگنوا[۸] (۲۰۰۸) عدم تقارن اطلاعاتی بین مبادله کنندگان سهام منجر به صرف ریسک اطلاعات می‌شود. عدم تقارن اطلاعاتی ممکن است باعث ایجاد عقاید یا تفسیرهای متفاوت از صورت‌های مالی مبهم و کم کیفیت شود و این موضوع نیز ممکن است تعدیل قیمت‌ها در پاسخ به اطلاعات جدید را به تاخیر اندازد. در شرایط مذکور، به دلیل ریسک ناشی از کیفیت پایین اطلاعات، سرمایه‌گذاران انتظار کسب بازده‌های بیشتری را خواهند داشت.

همچنین، مدل‌های تئوریکی (برای مثال دیاموند و ورشیا[۹]، ۱۹۹۱؛ و امی‌هود و مندلسون[۱۰]، ۱۹۸۶) و نتایج تجربی (برای مثال امی‌هود و مندلسون، ۱۹۸۶؛ و امی‌هود[۱۱]، ۲۰۰۲) نشان می‌دهند که عدم نقدینگی سهام، با کیفیت پایین اطلاعات و بازده بالاتر سهام همبسته است. لمبرت و همکاران[۱۲] (۲۰۰۷) نیز عقیده دارند که اطلاعات از طریق ریسک بازار (یا بتا) روی بازده

1- Easley and O'Hara
2- Botosan
3- Easley, et al.
4- Botosan, and Plumlee
5- Francis, LaFond, Olsson and Schipper
6- Aboody, Hughes and Liu
7- Chen, Shevlin and Tong
8- Ogneva
9- Diamond and Verrecchia
10- Amihud and Mendelson
11- Amihud
12- Lambert, et al.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

مورد انتظار سهام تاثیر می گذارد و اگر بتوان بتای سال آتی را به صورت تجربی محاسبه کرد، می توان اثرات اطلاعات را با استفاده از مدل قیمت‌گذارای دارایی‌های سرمایه‌ای بررسی نمود. زمانی که در مورد اطلاعات حسابداری یا غیر حسابداری ابهامی وجود داشته باشد، جهت برآورد مجدد جریان‌های وجوه نقد پیش‌بینی شده و تعدیل قیمت سهام، سرمایه‌گذاران اطلاعات مزبور را با احتیاط بیشتری به کار می گیرند. وجود ابهام در اطلاعات حسابداری و غیر حسابداری، ریسک استفاده از آن ها را در فرآیند تعدیل قیمت‌های سهام افزایش می‌دهد و موجب می‌شود تا سرمایه‌گذاران انتظار دریافت بازده سهام آتی بیشتری داشته باشند. بنابراین، انتظار می رود که عوامل ریسک ناشی از تاخیر حسابداری و غیرحسابداری همبستگی مثبتی با بازده آتی سهام داشته باشند (کالن و همکاران[1]، ۲۰۱۲). سان و یو[2] (۲۰۱۴) نشان دادند که ساختار هیات مدیره و مدیریت ارشد شرکت بر سرعت واکنش قیمت سهام به اطلاعات شرکت تاثیر معناداری دارد. آنان دریافتند که استقلال هیات مدیره تاثیر منفی روی واکنش تاخیری قیمت سهام دارد و در شرکت‌هایی با هیات مدیره مستقل تر، قیمت سهام به سرعت بالاتری نسبت به اطلاعات جدید عکس‌العمل نشان داده و تعدیل می‌شود. گوردون و وو[3] (۲۰۱۴) نیز نشان دادند وقتی عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهامداران بالاتر باشد، قیمت سهام شرکت‌ها با تاخیر بیشتری به اطلاعات موجود عکس‌العمل نشان می‌دهد و دیر تر تعدیل می‌شود. آنان نشان دادند، کیفیت بالاتر افشای اطلاعات شرکت‌ها، موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شده و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام را بالاتر می برد.

تعداد پژوهش‌های داخلی در زمینه واکنش تاخیری قیمت سهام انگشت شمار است. خواجوی و ناظمی (۱۳۸۴) دریافتند که کیفیت سود شرکت‌ها روی میزان رابطه اطلاعات سود حسابداری و بازده سهام تاثیر خاصی ندارد. ستایش و همکاران (۱۳۹۰) نشان دادند که وقتی کیفیت اطلاعات منتشره بالاتر باشد، هزینه سرمایه سهام عادی کمتر است و شرکت‌هایی که کیفیت گزارشگری بالاتر (با مولفه‌های بهنگامی و قابلیت اتکا) دارند، نسبت به سایر شرکت‌ها هزینه‌های تامین مالی کمتری از بازار سرمایه داشته و آسان‌تر می‌توانند سرمایه مورد نیاز خود را از بازار بورس تامین نمایند. در این رابطه، رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) دریافتند شرکت‌هایی که سود غیرمنتظره آن‌ها کمتر و کیفیت اقلام تعهدی آن ها بیشتر است، شاخص تاخیر بزرگ تری دارند. آنها همچنین نشان دادند که تفاوت معناداری در صرف ریسک مورد انتظار سرمایه‌گذاران در شرکت‌هایی که

[1] - Callen, Khan and Lu
[2] - Sun and Yu
[3] - Gordon and Wu

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

شاخص تاخیر کل آنها نسبت به سایر شرکت‌ها بزرگ تر است، وجود ندارد. کردستانی و طایفه (۱۳۹۲) نیز نشان دادند، وقتی کیفیت سود (به عنوان یکی از مولفه‌های کیفیت اطلاعات) کاهش می‌یابد، هزینه سرمایه سهام عادی افزایش پیدا می کند. نتایج مطالعه آنان نیز نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاران برای انتقال منابع مالی به شرکت‌هایی که کیفیت اطلاعات پایین تری دارند، بازده بالاتری مطالبه می نمایند. خانی و همکاران (۱۳۹۳) دریافتند که در پورتفوی پوشش ریسک، مخارج تحقیق و توسعه تاثیر معناداری بر صرف ریسک ندارد و تحت توجه سهامداران قرار نمی‌گیرد. همچنین، اخگر و علیخانی (۱۳۹۳) نشان دادند که ارائه مجدد صورت‌های مالی به توصیه حسابرس، تاثیر معناداری بر صرف ریسک شرکت دارد. آنان دریافتند که ریسک اختیاری و ذاتی شرکت‌هایی که صورت‌های مالی خود را ارائه مجدد می‌نمایند، موجب افزایش ریسک اطلاعاتی شرکت‌های بدون تجدید ارائه، در صنایع مشابه می‌گردد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب بیان شده در بخش مبانی نظری، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر ارائه می‌شوند:

فرضیه اول: بین کیفیت گزارشگری شرکت و واکنش تاخیری قیمت سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین میزان بهنگامی افشا و واکنش تاخیری قیمت سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین قابلیت اتکای گزارشات و واکنش تاخیری قیمت سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

فرضیه چهارم: عامل ریسک تاخیر حسابداری رابطه مثبت و معناداری با صرف ریسک سال آتی دارد.

فرضیه پنجم: عامل ریسک تاخیر غیرحسابداری رابطه مثبت و معناداری با صرف ریسک سال آتی دارد.

همچنین، از آن جا که حجم اطلاعات غیرحسابداری در مورد یک سهم بیشتر از اطلاعات حسابداری است، انتظار می رود که عامل ریسک تاخیر غیرحسابداری (نسبت به عامل ریسک تاخیر حسابداری) رابطه قوی‌تری با صرف ریسک آتی شرکت داشته باشد. بنابراین، فرضیه ششم پژوهش به شکل زیر ارائه می‌گردد:

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

فرضیه ششم: توان پیش بینی عامل ریسک تاخیر غیرحسابداری (در خصوص صرف ریسک سال آتی)، به صورت معناداری از توان پیش بینی عامل ریسک تاخیر حسابداری، بیشتر است.

۳-۲- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ است. برای انتخاب نمونه آماری از روش حذفی سیستماتیک با اعمال محدودیت های زیر استفاده شده است:

۱) پایان سال مالی شرکت ها پایان اسفند ماه باشد.
۲) شرکت های نمونه آماری، جزو صنایع بانکی ، بیمه و سرمایه گذاری مالی نباشند.
۳) سهام شرکت‌ها توقف معاملاتی بیش از سه ماه نداشته و داده های مورد نیاز آن ها در دسترس باشد.

با اعمال شرایط فوق، تعداد ۱۰۳ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شده و داده‌های مورد نیاز از بانک اطلاعاتی ره آورد نوین و سایت کدال[۲۱] گردآوری گردیده است.

۳-۳- مدل های پژوهش

به منظور آزمون فرضیه‌های اول تا سوم پژوهش، به ترتیب مدل‌های زیر برآورد شده است:

$$Delay_{it} = \alpha + \beta_1 DQ_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Growth_{it} + \beta_4 Profit_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$Delay_{it} = \alpha + \beta_1 Timeliness_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Growth_{it} + \beta_4 Profit_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

$$Delay_{it} = \alpha + \beta_1 Reliability_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Growth_{it} + \beta_4 Profit_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که در آن، DQ نمره کیفیت افشا، Timeliness نمره بهنگامی، Reliability نمره قابلیت اتکا، Size اندازه شرکت معادل لگاریتم طبیعی دارایی ها، Growth فرصت‌های رشد شرکت معادل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام شرکت و Profit سودآوری شرکت و معادل نسبت سود خالص به دارایی‌های شرکت است. سه متغیر اخیر به عنوان متغیرهای کنترلی وارد مدل ها شده اند. Delay معیار سنجش واکنش تاخیری قیمت سهام است و به روش هاو و موسکوویتز[۳]

---

[۱] . داده‌های مربوط به نمرات کلی کیفیت گزارشگری و اجزای آن (شامل بهنگامی و میزان قابلیت اتکای گزارشات) از در سایت کدال ارائه می‌شود.

[2]. www.Codal.ir

[3] - Hou and Moskowitz

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

(۲۰۰۵) محاسبه شده است. در روش مذکور، ابتدا مدل زیر با استفاده از داده‌های ماهانه برای هر شرکت برآورد شده و ضریب تعیین مدل استخراج می‌گردد:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \sum_{n=1}^{4} \delta_{i,n} R_{m,t-n} + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

در مدل فوق، r نشان دهنده بازده ماهانه سهام شرکت و R_m بیانگر بازده ماهانه بازار است که با وقفه‌های ۱ تا ۴ در مدل فوق حضور دارد. ضرایب تعیین حاصل از برآورد مدل (۴)، ضرایب تعیین نامقید ($R^2_{unrestricted}$) نامیده می‌شود. سپس مدل زیر که در آن تمامی ضرایب $\delta_{i,n}$ مقید به صفر بودن هستند، برای هر شرکت برآورد می‌گردد:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

ضرایب تعیین حاصل از برآورد مدل (۵)، ضرایب تعیین مقید ($R^2_{restricted}$) نامیده و معیار زیر را که نشان دهنده تاخیر واکنش قیمت سهام به اطلاعات منتشره است، برای هر شرکت محاسبه می کنیم:

$$Delay = 1 - \left(R^2_{restricted} / R^2_{unrestricted} \right) \qquad (۶)$$

به منظور آزمون فرضیه‌های چهارم و پنجم پژوهش، ابتدا با استفاده از رویکرد خان و همکاران[1] (۲۰۱۲)، معیار واکنش تاخیری به اجزای تاخیر حسابداری و تاخیر غیرحسابداری تجزیه می‌شود. بدین منظور، پس از برآورد مدل (۱)، مقدار باقیمانده‌های مدل به عنوان تاخیر غیرحسابداری (یعنی تاخیر ناشی از اطلاعات غیر حسابداری) در نظر گرفته شده و با کسر نمودن باقیمانده ها از مقدار متغیر وابسته مدل (۱)، تاخیر حسابداری (که ناشی از اطلاعات حسابداری است) محاسبه می‌گردد. سپس با استفاده از روش دیمسون و همکاران[2] (۲۰۰۳) عامل‌های ریسک ناشی از تاخیر حسابداری و تاخیر غیرحسابداری محاسبه می‌شود. در روش مذکور، برای محاسبه عامل ریسک تاخیر حسابداری ابتدا شرکت ها بر اساس مقادیر عددی تاخیر حسابداری از تاخیر کم به تاخیر زیاد مرتب شده و ۴ دهک اول به عنوان شرکت‌هایی با تاخیر حسابداری اندک، ۴ دهک آخر به عنوان شرکت‌هایی با تاخیر حسابداری زیاد و ۲ دهک میانی به عنوان شرکت‌هایی با تاخیر حسابداری متوسط رده بندی شدند. در پایان، عامل ریسک تاخیر حسابداری ($D_{Acc_}f_t$) برابر میانگین بازده شرکت‌هایی با تاخیر حسابداری زیاد منهای میانگین بازده

[1] - Khan, et al.
[2] - Dimson, et al.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

شرکت‌هایی با تاخیر حسابداری اندک خواهد بود. ریسک تاخیر غیر حسابداری ($D_{non-Acc} - f_t$) نیز به همین شیوه محاسبه می‌گردد.

در ادامه، برای آزمون فرضیه‌های پنجم و ششم پژوهش از مدل‌های زیر، که بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ[1] (۱۹۹۶) ایجاد شده اند، استفاده شده است:

$$R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_i + \beta_{iM}\left(R_{Mt} - R_{f,t}\right) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iAcc}D_{Acc-}f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۷)$$

$$R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_i + \beta_{iM}\left(R_{Mt} - R_{f,t}\right) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{inon-Acc}D_{non-Acc-}f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۸)$$

که در آن ها، $R_{i,t+1}$ بازده ماهانه سهام (در زمان $t+1$)، $R_{f,t+1}$ بازده بدون ریسک (نرخ سود اوراق مشارکت) در زمان $t+1$، R_{Mt} نرخ بازده بازار (درصد تغییرات شاخص قیمت و نقدی) است. SMB_t و HML_t نیز به ترتیب عوامل ریسک ناشی از اندازه و رشد شرکت‌ها هستند. جهت محاسبه عوامل ریسک اندازه و رشد شرکت نیز از روش دیمسون و همکاران[2] (۲۰۰۳) استفاده شده است. بدین ترتیب، ریسک ناشی از اندازه، ابتدا شرکت ها در هر سال بر اساس اندازه آنها (لگاریتم طبیعی دارایی ها) از کوچک به بزرگ مرتب شده و ۴ دهک اول به عنوان شرکت‌های کوچک، ۴ دهک آخر به عنوان شرکت‌های بزرگ و ۲ دهک میانی به عنوان شرکت‌های متوسط رده بندی شدند. با این تعریف، SMB_t معادل میانگین بازده شرکت‌های کوچک منهای میانگین بازده شرکت‌های بزرگ و برابر ریسک ناشی از اندازه شرکت است. برای محاسبه ریسک ناشی از رشد، ابتدا شرکت ها بر اساس رشد آنها (نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام) از شرکت های با رشد کم تا شرکت‌ها با رشد بالا مرتب شده اند. سپس در هر سال، شرکت‌هایی که رشد آن ها از متوسط رشد شرکت‌های آن سال بیشتر (کمتر) بوده است به عنوان شرکت‌های رشدی (غیر رشدی) در نظر گرفته شده اند. در پایان، HML_t معادل میانگین بازده شرکت‌های با رشد بالا منهای میانگین بازده شرکت‌های با رشد پایین خواهد بود.

همچنین، به منظور آزمون فرضیه پایانی پژوهش و بررسی اینکه کدام یک از عامل‌های ریسک واکنش تاخیری (یعنی عامل ریسک تاخیر حسابداری و غیر حسابداری) نسبت به دیگری توان بیشتری در پیش بینی صرف ریسک سال دارد، مدل زیر برآورد شده و ضریب متغیرهای $D_{Acc} - f_t$ و $D_{non-Acc} - f_t$ مورد مقایسه قرار گرفته اند.

[1] - Fama and French
[2] - Dimson, et al.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

$$R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha_i + \beta_{iM}\left(R_{Mt} - R_{f,t}\right) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iAcc}D_{Acc_f_t} + \beta_{inon-Acc}D_{non-Acc_f_t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۹)$$

۳-۴- روش برآورد مدل ها

به منظور برآورد مدل‌های (۱) تا (۳)، از روش داده‌های ترکیبی و آزمون انتخاب الگوی مناسب برآورد استفاده شده است. در این روش دو رویکرد مجزا وجود دارد که عبارتند از روش داده‌های تلفیقی و روش داده‌های تابلویی (شامل زیر مجموعه‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی). در مرحله اول، برای انتخاب از بین رویکردهای تلفیقی و تابلویی از آزمون لیمر یا چاو (برای مقایسه روش‌های تلفیقی و اثرات ثابت) و آزمون بروش-پاگان (برای مقایسه روش‌های تلفیقی و اثرات تصادفی) استفاده می‌شود. در صورتی که آزمون‌های ذکر شده، رویکرد تابلویی را بر رویکرد تلفیقی برتر تشخیص دهند، آنگاه با استفاده از آزمون هاسمن، از بین روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، روش مناسب انتخاب می‌شود. جهت برآورد مدل‌های (۴) و (۵) برای هر شرکت، از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی و داده‌های ماهانه استفاده گردیده است[۱].

به منظور برآورد مدل های (۷)، (۸) و (۹)، از روش رگرسیونی فاما -مک بث[۲] (۱۹۷۳) استفاده شده است. رگرسیون فاما-مک بث (۱۹۷۳)، یکی از روش‌های برآورد پارامترهای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها (مانند، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، ۱۹۹۶) است. در این روش، برای هر عامل ریسک (مانند ریسک ناشی از اندازه و رشد) که تصور می‌شود در قیمت گذاری سهام موثر است، مقدار صرف ریسک محاسبه می‌شود. در روش مذکور، پارامترها در دو مرحله برآورد می‌شوند:

۱) بازده سهام هر پورتفوی (یا شرکت) روی عوامل ریسک مورد نظر برازش می‌شوند تا مقدار ضریب برای عامل ریسک (مورد نظر) تعیین گردد.

۲) سپس در هر دوره زمانی، برای محاسبه صرف ریسک هر عامل، بازده سهام روی ضرایب برآورد شده در مرحله قبل برازش می‌شود.

در این حالت، به ازای هر پورتفوی (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 متوسطی از نتایج برآورد مدل برای هر پورتفوی (شرکت) است،

---

[۱] - مدل های (۴) و (۵) برای هر یک از شرکت‌های نمونه آماری برآورد شده اند و به دلیل حجم بالای نتایج برآورد مدل ها (۲۰۶ خروجی مدل)، از ارائه آن ها خودداری شده است.

[2] - Fama and MacBeth

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

ارائه می‌شود. در روش فاما و مک بث، باقیمانده‌های مدل معمولاً از مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی رنج می برند. برای رفع این مشکل نیز معمولاً از روش نیوی – وست[1] (۱۹۸۷) استفاده شده است (افلاطونی، ۱۳۹۲).

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی

متغیرها/آماره ها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
Delay	۰/۷۷	۰/۸۵	۱/۰۰	۰/۱۵	۰/۲۳
DQ	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۱۱	-۰/۰۱	۰/۰۳
Timeliness	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۱٤	-۰/۰۲	۰/۰۳
Reliability	۰/۰٤	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۰۱
Size	۱۳/٤٥	۱۳/۲۳	۱۷/٦٥	۱۰/۳۳	۱/۳۷
Growth	۰/۲۳	۰/۱۸	۲/۷۱	-۰/۱۰	۰/۳۰
Profit	۰/۱٦	۰/۱۲	۰/٥٤	-۰/۱۸	۰/۱۲
R_M-R_F	-۰/۰٥	۰/۰۱	۰/۳۱	-۰/٥٦	۰/۳۱
SMB	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/٤۹	-۰/۰۳	۰/۱۹
HML	۰/۳۹	۰/۳٦	۰/۸۱	۰/۰۲	۰/۱٥
$D_{Acc_}f$	۰/۱۱	۰/۰٦	۰/۳۰	-۰/۰٤	۰/۱۰
$D_{non\text{-}Acc_}f$	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/٥٦	-۰/۱۲	۰/۲٤

نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که میانگین (انحراف معیار) متغیرهای واکنش تاخیری قیمت سهام ۰/۷۷ (۰/۲۳)، کیفیت افشا ۰/۰۷ (۰/۰۳)، بهنگامی ۰/۰۶ (۰/۰۳) و قابلیت اتکا ۰/۰۴ (۰/۰۱) است. هیچ یک از عوامل مذکور (به جز عامل رشد شرکت) به صورت معناداری از صفر بزرگتر نیستند[2] با این وجود، مثبت بودن عامل ریسک تاخیر حسابداری (۰/۱۱) نشان می‌دهد که شرکت‌های با کیفیت گزارشگری پایین تر، بازده سهام بالاتری داشته اند. میانگین عامل ریسک تاخیر غیرحسابداری (۰/۱۹) نیز به صورت معناداری از میانگین عامل ریسک تاخیر حسابداری

[1] - Newey-West

[2] . این موضوع از تقسیم نمودن مقدار میانگین عامل‌های مذکور بر انحراف معیار آن‌ها و استفاده از آزمون تی استیودنت آشکار می‌شود.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

بزرگتر است. این موضوع نشان می‌دهد که کیفیت اطلاعات غیر حسابداری (در مقایسه با کیفیت اطلاعات حسابداری) منجر به ایجاد بازده سهام بیشتری می‌شود.

۴-۲- جدول ضرایب همبستگی

ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش (به جز عوامل ریسک) در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش (به جز عوامل ریسک)

متغیرها	Delay	DQ	Timeliness	Reliability	Size	Growth	Profit
Delay	۱						
DQ	-۰/۱۱** (۰/۰۱)	۱					
Timeliness	-۰/۱۰** (۰/۰۱)	۰/۸۵*** (۰/۰۰)	۱				
Reliability	-۰/۰۲ (۰/۵٦)	۰/۲۱*** (۰/۰۰)	-۰/۱٤*** (۰/۰۰)	۱			
Size	۰/۱٦*** (۰/۰۰)	-۰/۱۱* (۰/۰٦)	-۰/۰۹** (۰/۰٤)	-۰/۰۲ (۰/۵۵)	۱		
Growth	-۰/۰۸** (۰/۰۳)	-۰/۰۵ (۰/۲۲)	-۰/۰۸* (۰/۰۷)	۰/۱٤*** (۰/۰۰)	-۰/۱۰** (۰/۰۱)	۱	
Profit	۰/۰٤ (۰/۳۳)	۰/۰۵ (۰/۱۳)	۰/۰۲ (۰/۳٤)	۰/۱٦*** (۰/۰۰)	-۰/۰۱ (۰/۸٦)	۰/٤۵*** (۰/۰۰)	۱

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

نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که بین واکنش تاخیری قیمت سهام و متغیرهای کیفیت افشا (۰/۱۱-) و بهنگامی (۰/۱۰-) همبستگی منفی و معناداری در سطح ۵درصد وجود دارد. این نتیجه، شواهد اولیه از عدم رد فرضیه‌های اول و دوم پژوهش را فراهم می کند. بین کیفیت افشا و متغیرهای بهنگامی (۰/۸۵) و قابلیت اتکا (۰/۲۱) همبستگی معناداری در سطح ۱درصد وجود دارد. همچنین، ضریب همبستگی بین کیفیت افشا و اندازه شرکت (۰/۱۱-) منفی و معنادار است. این موضوع بدان معناست که در نمونه آماری مورد بررسی، شرکت‌های بزرگتر دارای کیفیت گزارشگری ضعیف تری بوده‌اند. ضریب همبستگی بین بهنگامی و قابلیت اتکا نیز (همان‌طور که انتظار می‌رود) عددی منفی (۰/۱۴-) و معنادار است، این نتیجه بیان می کند که با افزایش بهنگامی افشای گزارشات مالی، قابلیت اتکای آنها کاهش یافته است و بلعکس. وجود همبستگی منفی و معنادار بین بهنگامی و متغیرهای اندازه (۰/۰۹-) و رشد شرکت (۰/۰۸-) نشان می‌دهد به طور متوسط، شرکت‌های بزرگتر و نیز شرکت‌های در حال رشد، گزارشات مالی خود را با تاخیر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

زمانی منتشر کرده‌اند. وجود رابطه مثبت و معنادار بین قابلیت اتکا و متغیرهای رشد شرکت (۰/۱۴) و سودآوری آن (۰/۱۶) بیان می کند که در نمونه آماری پژوهش، شرکت‌های در حال رشد و سودآور دارای گزارشات مالی قابل اتکاتری بوده‌اند.

ضرایب همبستگی بین عوامل ریسک که در جدول (۳) ارائه شده است، نشان می‌دهد صرف بازار همبستگی منفی و معناداری با عوامل ریسک اندازه (۰/۶۷-)، رشد (۰/۳۵-) و تاخیر حسابداری (۰/۳۳-) در سطح ۱درصد دارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که ضرایب همبستگی بین عوامل ریسک فاما و فرنچ و عوامل ریسک تاخیر حسابداری و غیر حسابداری ارقامی مثبت و معنادارند.

جدول (۳): ضرایب همبستگی بین عوامل ریسک

متغیرها	R_M-R_F	SMB	HML	D_{Acc_f}	$D_{non-Acc_f}$
R_M-R_F	۱				
SMB	-۰/۶۷***	۱			
	(۰/۰۰)				
HML	-۰/۳۵***	۰/۳۱***	۱		
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)			
D_{Acc_f}	-۰/۳۳***	۰/۳۲***	۰/۲۶***	۱	
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)		
$D_{non-Acc_f}$	-۰/۱۰	۰/۴۱***	۰/۲۹***	۰/۴۳***	۱
	(۰/۲۵)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	

*** معناداری در سطح ۱٪

۴-۳- نتایج آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش

به منظور آزمون سه فرضیه اول پژوهش، مدل‌های (۱) تا (۳) با رویکرد داده‌های ترکیبی برآورد شده و نتایج آن‌ها در جدول (۴) ارائه شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

جدول (۴): نتایج برآورد مدل‌های (۱) تا (۳) پژوهش

متغیرها/مدل ها	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)
عرض از مبدا	-۱/۰۳***	-۱/۰۵***	-۱/۰۱***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
DQ	-۰/۳۱**		
	(۰/۰۱)		
Timeliness		-۰/۲۳**	
		(۰/۰٤)	
Reliability			-۰/۰٤
			(۰/٤۸)
Size	۰/۰٦***	۰/۰۵***	۰/۰۲***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
Growth	-۰/۰۷***	-۰/۰٦***	-۰/۰٦***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
Profit	۰/۱۱**	۰/۱۲**	۰/۱۰***
	(۰/۰۱)	(۰/۰۲)	(۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده	۲٤/۳۵٪	۱۸/۱۲٪	۱٦/۹۵٪
آماره فیشر (معناداری)	٤٤/۵۳*** (۰/۰۰)	۳۳/٦۱*** (۰/۰۰)	۳٤/۲۱*** (۰/۰۰)
آماره لیمیر (معناداری)	۰/٤۲ (۰/۹۱)	۰/۵۳ (۰/۷٦)	۱/۱۱ (۰/۳۳)
آماره بروش-پاگان (معناداری)	۱/۲۳ (۰/۳۵)	۱/۳۱ (۰/٤۳)	۰/۳۸ (۰/۷۳)
***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪			

عدم معناداری آماره‌های لیمر و بروش-پاگان[1] (۱۹۷۹) در هر سه مدل نشان می دهند که روش تلفیقی بر روش‌های تابلویی (اثرات ثابت و تصادفی) برتری دارد و مدل‌های مذکور باید با روش تلفیقی برآورد شوند.

نتایج برآورد مدل (۱) نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۱/۰۳-) و ضریب متغیرهای کنترلی اندازه (۰/۰۶) و رشد شرکت (۰/۰۷-) در سطح ۱درصد و ضریب متغیرهای کیفیت افشا (۰/۳۱-) و سودآوری شرکت (۰/۱۱) در سطح ۵درصد معنادارند. معناداری آماره فیشر (۴۴/۵۳) بیانگر معناداری کلی مدل (۱) است و ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل مذکور حدود ۲۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. منفی و معنادار بودن ضریب متغیر کیفیت افشا (۰/۳۱-) بیانگر وجود رابطه منفی و معنادار بین کیفیت افشا و واکنش تاخیری قیمت سهام است. بنابراین، هرچه کیفیت گزارشگری افزایش یابد، قیمت سهام با تاخیر زمانی کمتری به اطلاعات موجود در گزارشات افشا شده واکنش نشان خواهد داد. این موضوع حاکی از

[1] - Breusch and Pagan

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

عدم رد فرضیه اول پژوهش است. نتایج فرضیه اول پژوهش، با یافته‌های کالن و همکاران (۲۰۱۲) و رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) سازگار است.

نتایج برآورد مدل (۲) نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۱/۰۵-) و ضریب متغیرهای کنترلی اندازه (۰/۰۵) و رشد شرکت (۰/۰۶-) در سطح ۱درصد و نیز ضریب متغیرهای بهنگامی (۰/۲۳) و سودآوری شرکت (۰/۱۲) در سطح ۵درصد معنادارند. معنادار بودن آماره فیشر (۳۳/۶۱) در سطح ۱درصد بیانگر معناداری کلی مدل (۲) است و ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل مذکور حدود ۱۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. منفی و معنادار بودن ضریب متغیر بهنگامی افشا (۰/۱۸-) بیانگر وجود رابطه منفی و معنادار بین بهنگامی افشا و واکنش تاخیری قیمت سهام است. به بیان دیگر، هرچه بهنگامی ارائه گزارشات مالی افزایش یابد، قیمت سهام با تاخیر زمانی کمتری به اطلاعات موجود در گزارشات مذکور واکنش نشان می‌دهد. این موضوع بیانگر عدم رد فرضیه دوم پژوهش است. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش نیز با یافته‌های کالن و همکاران (۲۰۱۲) و رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) سازگاری دارد.

نتایج برآورد مدل (۳) نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۱/۰۱-) و ضریب متغیرهای کنترلی اندازه (۰/۰۲)، رشد (۰/۰۶-) و سودآوری شرکت (۰/۱۰) همگی در سطح ۱درصد معنادارند. معنادار بودن آماره فیشر (۳۴/۲۱) نیز بیانگر معناداری کلی مدل (۳) است و ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل مذکور حدود ۱۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. عدم معناداری ضریب متغیر قابلیت اتکا (۰/۰۴-) نشان می‌دهد که بین متغیر مذکور و واکنش تاخیری قیمت سهام، رابطه معناداری وجود ندارد و تغییرات سطح قابلیت اتکای گزارشات مالی تاثیر معناداری بر سرعت واکنش قیمت سهام نسبت گزارشات مالی مذکور ندارد. شواهد اخیر بیانگر رد فرضیه سوم پژوهش است.

۴-۴- نتایج آزمون فرضیه‌های چهارم، پنجم و ششم پژوهش

به منظور آزمون فرضیه‌های چهارم تا ششم پژوهش، مدل‌های (۷) تا (۹) با استفاده از روش رگرسیونی فاما و مک بث (۱۹۷۳) برآورد شده[۱] و نتایج آن ها در جدول (۵) ارائه شده است. نتایج برآورد مدل (۷) نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۰/۱۶-) و ضریب عامل ریسک رشد شرکت (۰/۱۴) در سطح ۱درصد، ضریب عامل ریسک تاخیر حسابداری (۰/۰۲) در سطح ۵درصد و ضریب عامل ریسک اندازه شرکت (۰/۰۶) در سطح ۱۰درصد معنادارند.

[۱] - در این روش، نیازی به استفاده از آزمون‌های انتخاب الگوی برآورد (چاو، بروش-پاگان و هاسمن) نیست.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

جدول (۵): نتایج برآورد مدل‌های (۴) تا (۶) پژوهش

متغیرها/مدل ها	مدل (۷)	مدل (۸)	مدل (۹)
عرض از مبدا	-۰/۱۶***	-۰/۱۵***	-۰/۱۳***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
R_M-R_F	۰/۰٤	۰/۰۷	۰/۰۸
	(۰/۱۸)	(۰/۲٦)	(۰/۱۲)
SMB	۰/۰٦*	۰/۰٦	۰/۰٦*
	(۰/۰۵)	(۰/۱۲)	(۰/۰۵)
HML	۰/۱٤***	۰/۱۳***	۰/۱۲***
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
D_{Acc}_f	۰/۰۲**		۰/۰۲***
	(۰/۰۱)		(۰/۰۰)
$D_{non-Acc}$_f		۰/۱۲***	۰/۱۳***
		(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده	۷۲/۰۹٪	۷۱/۸۷٪	۷۳/۱۵٪
آماره فیشر (معناداری)	٦۹/٤۱*** (۰/۰۰)	٦۱/۳٤*** (۰/۰۰)	۵٤/۱۳*** (۰/۰۰)
آماره والد (معناداری)			٤/۳۵*** (۰/۰۰)
***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪			

معنادار بودن آماره فیشر (۶۹/۴۱) در سطح ۱درصد بیانگر معناداری کلی مدل (۷) است و ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل مذکور حدود ۷۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته (صرف ریسک سال آتی) را تبیین می‌کنند. مثبت و معنادار بودن ضریب عامل ریسک تاخیر حسابداری بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین عامل ریسک مذکور و صرف ریسک سال آتی و عدم رد فرضیه چهارم پژوهش است. نتایج حاصله با یافته‌های کالن و همکاران (۲۰۱۲)، ستایش و همکاران (۱۳۹۰) و کردستانی و طایفه (۱۳۹۲) هماهنگی دارد.

نتایج برآورد مدل (۸) نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۰/۱۵-) و ضریب عامل ریسک رشد شرکت (۰/۱۳) و ضریب عامل ریسک تاخیر غیرحسابداری (۰/۱۲) در سطح ۱درصد معنادارند. معناداری آماره فیشر (۶۱/۳۴) در سطح ۱درصد بیانگر معناداری کلی مدل (۸) است و ضریب تعیین تعدیل شده بیان می کند که متغیرهای مستقل مدل مذکور حدود ۷۲ درصد از تغییرات متغیر صرف ریسک سال آتی را تبیین می‌کنند. مثبت و معنادار بودن ضریب عامل ریسک تاخیر غیرحسابداری بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین عامل ریسک مذکور و صرف ریسک سال آتی است. لذا فرضیه پنجم پژوهش رد نمی‌شود. نتایج این فرضیه با یافته‌های کالن و همکاران (۲۰۱۲)، ستایش و همکاران (۱۳۹۰) و کردستانی و طایفه (۱۳۹۲) سازگار است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

نتایج برآورد مدل (۹) نشان می‌دهد که عرض از مبدا (۰/۱۳-) و ضریب عامل ریسک رشد شرکت (۰/۱۲)، ضریب عامل ریسک تاخیر حسابداری (۰/۰۲) و ضریب عامل ریسک تاخیر غیرحسابداری (۰/۱۳) در سطح ۱درصد و ضریب عامل ریسک اندازه شرکت (۰/۰۶) در سطح ۱۰درصد معنادارند. معناداری آماره فیشر (۵۴/۱۳) در سطح ۱درصد بیانگر معناداری کلی مدل (۹) است و ضریب تعیین تعدیل شده بیان می کند که متغیرهای مستقل مدل مذکور حدود ۷۳ درصد از تغییرات متغیر صرف ریسک سال آتی را تبیین می‌کنند.

معناداری آماره والد (۴/۳۵) در سطح ۱درصد نشان می‌دهد که ضریب عامل ریسک تاخیر غیرحسابداری به صورت معناداری از ضریب عامل ریسک تاخیر حسابداری بزرگتر است. این موضوع نشان می‌دهد که توان پیش بینی عامل ریسک تاخیر غیرحسابداری (در خصوص صرف ریسک سال آتی)، به صورت معناداری از توان پیش بینی عامل ریسک تاخیر حسابداری، بیشتر است، لذا فرضیه ششم پژوهش نیز رد نمی‌شود.

۵- خلاصه و نتیجه گیری

در این پژوهش بررسی شد که آیا کیفیت پایین اطلاعات گزارش شده موجب واکنش دیرهنگام قیمت سهام به اطلاعات منتشره در صورت‌های مالی می‌شود یا خیر؟ وقتی کیفیت اطلاعات حسابداری پایین باشد، فرآیند تعدیل قیمت سهام در پاسخ به اطلاعات جدید زمان‌بر شده و منجر به پدیده واکنش تاخیری قیمت سهام می‌شود. یافته‌های پژوهش در کل نشان می‌دهد که قیمت سهام به اطلاعات حسابداری باکیفیت تر و نیز اطلاعاتی که بهنگام تر افشا می‌شوند واکنش سریع تری نشان می‌دهد. این موضوع بدان معناست که وقتی اطلاعات حسابداری کیفیت بالاتری داشته باشند و به صورت بهنگام‌تری انتشار یابند، قیمت سهام با سرعت بیشتری نسبت به آن اطلاعات عکس‌العمل نشان داده و تعدیل می‌شود. به بیان دیگر، قیمت سهام شرکت‌هایی که گزارشگری مالی باکیفیت تری دارند و اطلاعات خود را به موقع تر منتشر می‌کنند، نسبت به قیمت سهام سایر شرکت‌ها، بیانگر اطلاعات موجود و منتشر شده در خصوص شرکت است. بنابراین می توان گفت که گزارشگری مالی باکیفیت بالا و اطلاع رسانی بهنگام، موجبات ایجاد کارایی اطلاعاتی بازار را فراهم می نماید. به علاوه، نتایج پژوهش بیان می کند که سهامداران از سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی که واکنش تاخیری (به ویژه واکنش تاخیری غیرحسابداری) بیشتری داشته و از این جهت ریسک بالاتری دارند، بازده آتی بالاتری را به دست آورده‌اند. این موضوع بدان معناست که وقتی قیمت سهام یک شرکت نسبت به اطلاعات منتشره در خصوص آن، عکس‌العمل دیرهنگام‌تری داشته باشد، سرمایه‌گذاران جهت

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

سرمایه‌گذاری در سهام مذکور، بازده بالاتری مطالبه می‌کنند. دلیل سرمایه‌گذاران از این کار، ریسک بالاتر چنین سهامی است. لذا، وقتی که واکنش تاخیری افزایش یابد، هزینه سرمایه اوراق مالکانه زیاد می‌شود و توان شرکت برای تامین مالی از طریق صدور سهام کاهش می‌یابد.

با توجه به نتایج پژوهش، به مدیران و حسابرسان توصیه می‌شود تا گزارشات مالی و حسابداری باکیفیت تری تهیه نمایند و گزارشات مذکور و حتی اطلاعات غیر حسابداری درباره شرکت را بهنگام تر وارد بازار نمایند. این کار موجب افزایش سرعت تاثیر اطلاعات بر قیمت‌های سهام شده و موجبات کارایی اطلاعاتی را فراهم می کند و در نهایت با کاهش دادن هزینه حقوق صاحبان سهام، تامین مالی شرکت را از طریق صدور اوراق مالکانه تسهیل نمایند.

با تمام دقت و تلاشی که در هر پژوهش صورت می‌گیرد تا نتایج قابل اتکا باشد، با این حال همواره عواملی وجود دارد که روی تعمیم نتایج محدودیت ایجاد می‌نماید. در پژوهش حاضر، استفاده از روش نمونه‌گیری هدفمند منجر به انتخاب تعداد خاصی از شرکت‌ها شده است بنابراین، در تعمیم نتایج به سایر واحدهای تجاری باید دقت شود. همچنین، استفاده از اطلاعات تاریخی و نادیده گرفتن عوامل کلان اقتصادی به ویژه تورم، موانع و محدودیت‌های دیگری هستند که در تعمیم و استنباط از نتایج باید بدان‌ها توجه نمود.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

منابع :

۱- اخگر، محمد امید؛ علیخانی، آرزو (۱۳۹۳)؛ "بررسی تاثیر ارائه مجدد صورت‌های مالی بر ریسک اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده دراوراق بهادار تهران"، **فصلنامه حسابداری مالی**، شماره ۲۲، ص ص ۸۸-۶۸.

۲- افلاطونی، عباس (۱۳۹۲)؛ **تجزیه و تحلیل آماری با EViews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی**. تهران، انتشارات ترمه.

۳- خانی، عبداله؛ صادقی، محسن؛ محمدی هوله سو، مهراج (۱۳۹۳)؛ "تاثیر هزینه‌های تحقیق و توسعه بر بازده سهام شرکت‌های داروسازی فعال در بورس اوراق بهادار تهران"، **فصلنامه حسابداری مالی**، شماره ۲۱، ص ص ۱۷۴-۱۵۳.

۴- خواجوی، شکرالله؛ ناظمی، امین (۱۳۸۴)؛ "بررسی ارتباط بین کیفیت سود و بازده سهام با تاکید بر نقش اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران"، **بررسی‌های حسابداری و حسابرسی**، شماره ۴۰، ص ص ۶۰-۳۷.

۵- رحمانی، علی؛ یوسفی، فرزانه؛ و رباط میلی مژگان (۱۳۹۱)؛ "کیفیت اطلاعات حسابداری، تاخیر در تعدیل قیمت سهم و قابلیت پیش بینی بازده های آتی"، **فصلنامه بورس اوراق بهادار**، شماره ۲۰، ص ص ۱۵۸-۱۳۷.

۶- ستایش، محمد حسین؛ کاظم نژاد، مصطفی؛ ذوالفقاری، مهدی (۱۳۹۰)؛ "بررسی تاثیر کیفیت افشا بر نقد شوندگی و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، **پژوهش‌های حسابداری مالی**، شماره ۹، ص ص ۷۴-۵۵.

۷- کردستانی، غلامرضا؛ طایفه، سیامک (۱۳۹۲)؛ "ویژگی های کیفی سود و هزینه سرمایه سهام عادی"، **تحقیقات مالی**، شماره ۴۸، ص ص ۱۰۴-۸۵.

8- Aboody, D., Hughes, J and Liu, J. (2005); "Earnings quality, insider trading and cost of capital", **Journal of Accounting Research**, Vol. 43 No. 5, pp.651–73.

9- Akins, B., Ng, J and Verdi, R. (2012); "Investor competition over information and the pricing of information asymmetry", **The Accounting Review**, Vol. 87 No. 1, pp.35–58.

10- Amihud, Y and Mendelson, H. (1986); "Asset pricing and bid-ask spread", **Journal of Financial Economics**, Vol. 17 No. 2, pp.223–49.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

11- Amihud, Y. (2002); "Illiquidity and stock returns: Cross-section and time series effects", **Journal of Financial Markets**, Vol. 5 No. 1, pp.31–56.
12- Barry, C and Brown, S. (1984); "Differential information and the small firm effect", **Journal of Financial Economics**, Vol. 13 No. 2, pp.283–94.
13- Botosan, C and Plumlee, M. (2002); "A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital", **Journal of Accounting Research**, Vol. 40 No. 1, pp.21–41.
14- Botosan, C. (1997); "Disclosure level and the cost of equity capital", **The Accounting Review**, Vol. 72 No. 3, pp.323–49.
15- Breusch, T.S and Pagan, A.R. (1979); "Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation", **Econometrica**, Vol. 47 No. 5, pp.1287-1294.
16- Callen, J., Govindaraj, S and Xu, L. (2000); "Large time and small noise asymptotic results for mean reverting diffusion processes with applications", **Economic Theory**, Vol. 16, pp.401–19.
17- Callen, J., Khan, M and Lu, H. (2012); "Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future Stock Returns", **Contemporary Accounting Research**, Vol. 30 No. 1, pp.269-295.
18- Chen, S., Shevlin, T and Tong, Y. (2007); "Does the pricing of financial reporting quality change around dividend changes?", **Journal of Accounting Research**, Vol. 45 No. 1, pp.1–40.
19- Diamond, D and Verrecchia, R. (1991); "Disclosure, liquidity, and the cost of capital", **The Journal of Finance**, Vol. 46 No. 4, pp.1325–59.
20- Dimson, E., Nagel, S and Quigley, G. (2003); "Capturing the value premium in the United Kingdom", **Financial Analysts Journal**, Vol. 59, pp.35–45.
21- Easley, D and O'Hara, M. (2004); "Information and the cost of capital", **The Journal of Finance**, Vol. 59 No. 4, pp.1553–83.
22- Easley, D., Hvidkjaer, S and O'Hara, M. (2002); "Is information risk a determinant of asset returns?", **The Journal of Finance**, Vol. 57 No. 5, pp.2185–221.
23- Fama, E and French, K. (1993); "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", **Journal of Financial Economics**, Vol. 33 No. 1, pp.3–56.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]

24- Fama, E and MacBeth, J. (1973); "Risk, return and equilibrium: Empirical tests", **Journal of Political Economy**, Vol. 81 No. 3, pp.607–36.

25- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P and Schipper, K. (2005); "The market pricing of accruals quality", **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 39 No. 2, pp.295–327.

26- Gordon, N., and Wu, Q. (2014); "Informed Trade, Uninformed Trade, and Stock Price Delay", **www.ssrn.com**.

27- Hou, K and Moskowitz, T. (2005); "Market frictions, price delay and the cross-section of expected returns", **Review of Financial Studies**, Vol. 18 No. 3, pp.981–1020.

28- Lambert, R., Leuz, C and Verrecchia, R. (2007); "Accounting information, disclosure, and the cost of capital", **Journal of Accounting Research**, Vol. 45 No. 2, pp.385–420.

29- Merton, R. (1987); "Presidential address: A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", **The Journal of Finance**, Vol. 42 No. 3, pp.483–510.

30- Newey, W. K., and West, K. D. (1987); "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", **Econometrica**, Vol. 55, 703–708.

31- Ogneva, M. (2008); "A re-examination of the cost-of-capital effects of accrual quality: Evidence from the future realized returns", **Working paper, Stanford University**.

32- Sun, P.W., (2014); "Managerial structure and stock price delay in China", **www.ssrn.com.**

33- Verrecchia, R. (1980); "The rapidity of price adjustments to information", **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 2 No. 1, pp.63–92.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2025-08-17]