فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی/سال ششم/ شماره ۲۲/تابستان۹۳ /صفحات ۸۸-۶۸

بررسی تأثیر ارائه مجدد صورت های مالی بر ریسک اطلاعاتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

محمدامید اخگر*
آرزو علیخانی**

تاریخ دریافت:۹۲/۱۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۳/۲۵

چکیده:

هدف این پژوهش بررسی رابطه بین ارائه مجدد صورت های مالی و ریسک اختیاری و ذاتی به عنوان نمادهای ریسک اطلاعاتی است. در این پژوهش تعداد ۱۱۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سالهای ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱ با استفاده از رگرسیون زمانی مورد آزمون قرار گرفتند. نتایج حاکی از آن است که ارائه مجدد صورت های مالی ناشی از حساب های اصلی با ریسک اختیاری رابطه معناداری دارد. همچنین ارائه مجدد توسط حسابرس و دفعات تکرار ارائه مجدد نیز ارتباط معناداری با ریسک اطلاعاتی دارد که همه این تغییرات موجب تغییر در هزینه سرمایه شرکت نیز می شود و همچنین ریسک اختیاری و ذاتی شرکت هایی که صورت های مالی خود را ارائه مجدد می نمایند موجب افزایش ریسک اطلاعاتی شرکت های بدون تجدید ارائه در صنایع مشابه می شوند که نشان از اثر انتقال اطلاعاتی دارد.

واژه های کلیدی: ارائه مجدد، ریسک اطلاعاتی، هزینه سرمایه

*استادیار حسابداری، دانشگاه کردستان، گروه حسابداری، سنندج، کردستان،ایران. (نویسنده مسئول)
Email: MO.Akhgar@uok.ac.ir

**کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات سنندج، گروه حسابداری، سنندج، کردستان، ایران . Email: Alikhani.arezoo@yahoo.com

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۱- مقدمه

بررسی صورت های مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران حاکی از آن است که اکثر شرکت ها صورت های مالی خود را تجدید ارائه می کنند. از دیدگاه سرمایه گذاران، اخبار تجدید ارائه صورت های مالی فقط بیانگر مشکلات عملکرد دوره گذشته نیست، بلکه نوعی پیش بینی مشکلات آتی برای شرکت و مدیریت آن محسوب می شود و موجب سلب اطمینان سرمایه گذاران نسبت به اعتبار وشایستگی مدیریت و کاهش کیفیت سود گزارش شده می گرددشریعت پناهی وکاظمی (۱۳۸۹). پژوهش های انجام شده حاکی از آن است که تجدید ارائه صورت های مالی علامتی از رفتار فرصت طلبانه مدیریت است که منجر به واکنش منفی بازار شده و بیانگر کاهش کیفیت سود است و لذا، سودهای گزارش شده قبلی باید اصلاح گردند؛ کالن وهمکاران (۲۰۰۶). درحقیقت، ارائه مجدد صورت های مالی، اعتقاد سرمایه گذاران را پیرامون توانایی، اعتماد، صداقت و اعتبار گزارشگری مالی تنزل می دهد. تعدیلات سنواتی واژه‌ای فنی و تخصصی است که ممکن است کمتر مورد توجه سهامداران قرار گیرد، در حالی که بر حقوق سهامداران مؤثر است. بر خلاف دیگر کشورها، این رقم در ایران به عنصر پایدار گردش حساب سود و زیان انباشته تبدیل شده است. تعدیلات سنواتی می تواند باعث تضییع یا انتقال نابجای حقوق سهامداران شود. اگر چه تغییر در روش حسابداری هم می تواند باعث ایجاد تعدیلات سنواتی شود اما این نوع تغییر در ایران کمتر به چشم می خورد و تقریباً قریب به اتفاق تعدیلات سنواتی مربوط به اصلاح اشتباهات است. ارائه مجدد نقصهای موجود در صورتهای مالی را بیان میکند.

طبق استانداردهای حسابداری ایران، صورتهای مالی منتشره یک یا چند دوره قبل، ممکن است شامل اشتباهات با اهمیتی باشد که تصویر مطلوب را مخدوش و در نتیجه قابلیت اتکای صورتهای مالی مزبور را کاهش دهد. درحقیقت، ارائه مجدد صورت های مالی، اعتقاد سرمایه گذاران را پیرامون توانایی، اعتماد، صداقت و اعتبار گزارشگری مالی تنزل می دهد. ارائه مجدد صورتهای مالی، میزان اعتماد سرمایه گذاران به تصمیم گیریهای مدیریت را کاهش می دهد و این کاهش اعتماد ممکن است بر میزان هزینه سرمایه، قیمت سهام و همچنین اقلام تعهدی تأثیرگذار باشد، زیرا واکنش افراد به اطلاعات جدید عقلایی نبوده و باعث ناهنجاری هایی از جمله افزایش بیش از حد یا کمتر از حد قیمتها میگردد. انتظارات افراد تابع پیش‌بینی‌های آنهاست که گاهی از ناکارآمدی‌هایی برخوردار است. شناخت منبع این ناکارآمدی‌ها، می‌تواندکاربردهای مهمی در زمینه عقلانیت سرمایه‌گذاران وکارایی بازار داشته باشد وجود ناهنجاری اقلامتعهدی در بازار نشانه عکس العمل نادرست سرمایه گذاران بوده و چالشی اساسی برای بازارهای سهام

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

محسوب می‌شود.در این پژوهش اقلام تعهدی که شامل دو جزء ذاتی و اختیاری می باشد به عنوان معیاری برای سنجش ریسک اطلاعاتی مورد استفاده قرار می گیرد. اقلام تعهدی ذاتی مربوط به محیط عملیاتی یک شرکت خاص می باشد و مدیریت قادر به تغییر و دستکاری آنها نیست. اقلام اختیاری مربوط به اصول و رویه هایی است که با تصمیمات مدیریت قابل تغییر است. لذا در این پژوهش رابطه بین ارائه مجدد صورت های مالی و ریسک اطلاعاتی بررسی شده است.

۲- پیشینه پژوهش

تجدید ارائه صورتهای مالی در سال های اخیر به طور فزاینده ای رشد نموده و توجه صاحبنظران این رشته را به خود جلب کرده است. علاوه بر این مطالعاتی که در بخش خزانه داری آمریکا در طی سالهای ۱۹۹۷-۲۰۰۶، بر روی تعدادی از شرکتها انجام شده حاکی از این است که تعداد آن به ۱۷ قلم رسیده است . نتایج پژوهش ویدمن و هندریکسون (۲۰۱۰) نشان می دهد که خطاهای برآورد اقلام تعهدی سرمایه در گردش به طور متوسط در دوره قبل از تجدید ارائه صورت های مالی به میزان قابل توجهی مثبت (نشان دهنده بیش نمایی و برآورد غیرواقع) است، ولی در دوره پس از تجدید ارائه به طور قابل توجهی نزدیک به صفر هستند. هم چنین، طبق نتایج این پژوهش بهبود در کیفیت اقلام تعهدی به میزان قابل توجهی در شرکت هایی که هم مدیر عامل و هم رئیس هیأت مدیره، در زمانی حول تجدید ارائه صورت های مالی تغییر می کنند، بالاتر است.

فرانسیس و همکارانش (۲۰۰۵) با بررسی یک نمونه در طی سالهای ۱۹۷۰-۲۰۰۱ با استفاده از مدل دیچو و دیچاو و روشهای تخمین (رگرسیون مشترک[1] و رگرسیون سالانه)، نشان دادند که اقلام تعهدی با کیفیت پایین میزان نزدیکی سود با جریانهای نقدی را کاهش داده و موجب افزایش ریسک سرمایه گذار در ارتباط با تصمیم گیری در مورد شرکت یا شرکت های خاص می گردد و در نتیجه هزینه بالاتری دارند. کراوت و شولین (۲۰۰۹) ارتباط بین ارائه مجدد و قیمت گذاری ریسک اطلاعاتی ۲۹۹ شرکت طی سالهای ۱۹۹۷الی ۲۰۰۱ را با استفاده از مدل سه فاکتوره فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در یک دوره سه ساله قبل و بعد از ارائه مجدد صورت های مالی بررسی کردند و نشان دادند که ریسک اختیاری اطلاعات بعد از ارائه مجدد و در نتیجه هزینه سرمایه افزایش می یابد. تجدید ارائه ناشی از نظر حسابرس و سازمان بورس اوراق بهادار موجب

[1] pooled regression

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

افزایش ریسک اختیاری شرکت می شود. تجدید ارائه ناشی از حسابهای اصلی شرکت نیز موجب افزایش ریسک اختیاری شرکت می شود. ریچاردسون و تونا (۲۰۰۲) صورتهای مالی تجدید ارائه شده ۲۲۵ شرکت در طی سال های ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۰ را بررسی کردند و متوجه بازده منفی بازار طی دوره ۱۲۰روزه قبل و بعد از ارائه مجدد شدند. لمبرت وهمکارانش (۲۰۰۷)با استفاده از یک مدل یک بعدی نشان دادند که میانگین دقت ریسک اطلاعات بر هزینه سرمایه شرکت تأثیر می گذارد. نیکول (۲۰۰۶) با استفاده از روش رگرسیون مقطعی دو مرحله ایی نشان داد که در ریسک اطلاعاتی تنها جزء ذاتی آن در قیمت گذاری مؤثر می باشد. لیو و ویسوکی (۲۰۰۷) ارتباط بین چند عامل کیفیت اطلاعاتی (شامل اقلام تعهدی) و همچنین چند عامل هزینه سرمایه (شامل شاخص هزینه ضمنی سرمایه) را بررسی کردند و نشان دادند که جزء ذاتی اقلام تعهدی ارتباط معنی دارتری با هزینه سرمایه دارند. گلیسون و همکارانش (۲۰۰۸)نشان دادند که ارائه مجدد موجب کاهش قیمت سهام در میان مؤسساتی با عدم ارائه مجدد در صنایع مشابه می شود.

بولو و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهش خود به بررسی ارتباط بین تأثیر تجدید ارائه صورت های مالی بر مدیریت سود و پایداری سود در ۱۰ صنعت شامل ۲۱۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۸پرداخته و نشان دادند که هرچه شدت تجدید ارائه صورت های مالی افزایش یابد، مدیریت سود (سطح اقلام تعهدی اختیاری) نیز افزایش و پایداری سود کاهش می یابد.

۳- فرضیات پژوهش

با استفاده از عاملهای ریسک اطلاعاتی (ذاتی و اختیاری) به عنوان فاکتورهایی برای استراتژی گزارشگری، ارتباط بین ارائه مجدد و ریسک اختیاری شرکتها را بررسی می کنیم. رابطه بین ارائه مجدد و ریسک اطلاعاتی از دیرباز مورد توجه پژوهشگران بوده است. ارائه مجدد صورت های مالی موجب کاهش اعتماد سرمایه گذاران به مدیریت و در نتیجه افزایش ریسک اختیاری و هم چنین هزینه سرمایه می شود، کراوت و شولین (۲۰۰۹) در پژوهش خود این ارتباط را مورد بررسی قرار دادند و متوجه رابطه مثبت و معنادار ارائه مجدد و ریسک اختیاری شدند. لذا، فرضیه اول به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: بین ارائه مجدد و افزایش ریسک اختیاری رابطه معناداری وجود دارد.

پالمروز و دیگران (۲۰۰۴) نشان دادند که ارائه مجدد حسابهای اصلی (درآمد و هزینه) که در تصمیم گیریهای سرمایه گذاران جهت پیش بینی سود و جریان وجه نقد آتی بطور مستقیم تأثیر

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

گذار است، موجب کاهش اعتماد سرمایه گذاران و پیش بینی های آنان می گردد در نتیجه موجب افزایش ریسک اطلاعاتی می شود. لذا، فرضیه دوم به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه دوم: بین ارائه مجدد حسابهای اصلی و افزایش ریسک ذاتی واختیاری شرکتهایی که ارائه مجدد می کنند نسبت به مؤسساتی که حسابهای غیر اصلی را ارائه مجدد می کنند رابطه معناداری وجود دارد.

اگر ارائه مجدد ناشی از اظهار نظر حسابرس باشد موجب افزایش ریسک اطلاعاتی بیشتری می شود چرا که اعتماد سرمایه گذاران به مدیریت از بین می رود، پالمروس و دیگران (۲۰۰۴) این ارتباط را مورد بررسی قرار دادند و متوجه شدند زمانی که ارائه مجدد ناشی از اظهار نظر حسابرس می باشد ریسک اطلاعاتی افزایش بیشتری می یابد. لذا، فرضیه سوم به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه سوم: بین ارائه مجدد توسط حسابرس و افزایش ریسک اختیاری رابطه معناداری وجود دارد.

اگر یک شرکت بارها صورت های مالی خود را ارائه مجدد کند نشانه این است که مدیریت شرکت در صدد رفع نواقص و اشتباهات موجود نمی باشد در نتیجه ریسک اطلاعاتی این شرکت افزایش می یابد، این ارتباط توسط کراوت و شولین (۲۰۰۹) مورد بررسی قرار گرفت و متوجه رابطه مثبت و معنادار بین تعداد ارائه مجدد و ریسک اطلاعاتی شدند. لذا، فرضیه چهارم به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه چهارم: بین تعداد دفعات ارائه مجدد و ریسک ذاتی و اختیاری رابطه معناداری وجود دارد.

ارتباط بین ارائه مجدد و ریسک اطلاعاتی درصنایع مشابه توسط گلیسون و دیگران (۲۰۰۸) مورد آزمون قرار گرفت و متوجه رابطه افزایش ریسک اطلاعاتی در شرکتهای بدون ارائه مجدد شدند که این رابطه نشانه انتقال اثر اطلاعاتی است. لذا، فرضیه پنجم به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه پنجم: بین ارائه مجدد و افزایش ریسک اطلاعاتی ذاتی و اختیاری شرکتهایی که ارائه مجدد می کنند نسبت به شرکتهای بدون ارائه مجدد در صنعت مشابه رابطه معناداری وجود دارد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۴- روش شناسی پژوهش

روش پژوهش توصیفی- همبستگی و از نظر هدف کاربردی است. برای آزمون فرضیات پژوهش از رگرسیون چند متغیره با استفاده از داده های ترکیبی به روش"داده های ادغام شده[۱] " در دوره زمانی ۹۱-۸۰ بهره گرفته می شود. نمونه گیری بر این اساس است که شرکت ها درسه ماهه منتهی به پایان سال مورد بررسی حداقل یک بار معامله شده باشد، بدون تغییر سال مالی باشد، جزء شرکت های واسطه گری مالی نباشد و تعداد شرکت ها در هر صنعت کمتر از ۴ نباشد. تعداد شرکت های انتخابی ۱۱۵شرکت می باشد. داده های لازم برای آزمون فرضیه ها با استفاده از نرم افزارهای ره آورد نوین و گزارشات و اطلاعات رسمی منتشر شده توسط بورس اوراق بهادار تهران (از طریق سایت) در نمونه گیری تصادفی جمع آوری شده است. برای تحلیل داده ها نیز از نرم افزار اکسل [۲]و برای انجام آزمون های آماری از نرم افزار ایویوز [۳] استفاده کرده ایم.

قبل از آزمون های مورد نیاز پژوهش، از نرمال بودن بودن توزیع داده ها توسط آزمون کلموگروف- اسمیرنف اطمینان حاصل شده است. سپس به بررسی هم خطی بودن و ناهمسانی واریانس پرداخته شده است. ضریب همبستگی پیرسون نشان می دهد که ضرایب همبستگی بین تمام متغیرها در حد ضعیفی وجود داشته و از اینرو مشکل هم خطی در میان متغیرهای مستقل منتفی خواهد بود. آزمون وایت برای بررسی وجود یا عدم وجود مشکل ناهمسانی واریانس در هر یک از مدل های پژوهش، به طور مجزا مورد آزمون قرار گرفته است که نتایج نشان دهنده ی وجود همسانی واریانس بوده است. برای بررسی استقلال مشاهدات و عدم وجود خود همبستگی بین متغیرهای توضیحی از آماره دوربین واتسون استفاده شده است. آماره دوربین واتسون برای تمامی مدلهای رگرسیونی، وجود نداشتن همبستگی در اجزاء مدل رگرسیونی مدل ها را اثبات می کند. در پژوهش های تجربی، هنگام کار با سری های زمانی چنین فرض می شود که سری های زمانی مانا[۴]، هستند. اگر این حالت وجود نداشته باشد، آزمون های آماری متعارفی که اساس آنها بر پایه آماره های t و F وخی دو (x^2) بنا شده است مورد تردید قرار می گیرد. در صورتی

[2]-Pooled Data
[2]-Excel
[3]-Eviews
[5]-stationarity

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

که متغیرهای سری زمانی مانا نباشند، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب، بروز کند. در این گونه رگرسیون ها ممکن است هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد یا ضریب تعیین به دست آمده آن ممکن است بالا باشد و موجب استنباط های غلط پژوهشگر در مورد میزان ارتباط بین متغیرها گردد. آزمونهای متفاوتی نظیر آزمون دیکی فولر، فیلیپس ـ پرون، هادری، دیکی فولر افزوده شده[1]، و روش همبسته نگار[2]،جهت شناسایی مانا بودن متغیرهای مورد بررسی وجود دارد که در این پژوهش از روش هادری استفاده خواهد شد. جهت جلوگیری از یک نتیجه کاذب، در ابتدا با استفاده از آزمون هادری، مانایی(ایستایی) متغیرهای مدل آزمون گردیده و مشخص گردید که تمامی متغیرهای پژوهش در سطح قابل قبول ایستا هستند.

۴-۱) شیوه آزمون فرضیه اول

در فرضیه اول پژوهش رابطه بین ارائه مجدد و افزایش ریسک اختیاری بررسی می شود. از این جهت ارتباط بین تغییرات ارزیابی ریسک اختیاری و دوره واکنش قیمت سهام به ارائه مجدد طی الگوی زیر بررسی می شود. بعبارت دیگر، بنظر کراوت و شولین (۲۰۰۹) ارائه مجدد صورت های مالی موجب افزایش ریسک اختیاری می شود.

$$CAR_i = \alpha + \beta_1 \Delta ROA_{i,o} + \beta_2 \Delta ROA_{3,0} + \beta_3 \Delta MARKET_RISK_i + \beta_4 \Delta SMB_RISK_i + \beta_5 \Delta HML_RISK_i + \beta_6 \Delta DISCRETIONARY\ INFO_RISK_i + \beta_7 \Delta INNATE\ INFO_RISK_i + e_i$$

CAR_i بازده غیر عادی انباشته پرتفولیوی موزون بازار قبل و بعد از ارائه مجدد

$\Delta ROA_{i,o}$ تغییر در بازده دارایی ها برای سال اعلان ارائه مجدد که ROA به عنوان سود ویژه قبل از مالیات تقسیم بر جمع داراییها استفاده شده است.

$\Delta ROA_{3,0}$ میانگین تغییرات در بازد داراییها طی دوره سه ساله بعد از ارائه مجدد

ΔHML_RISK= بازده سهام ارزشی (BTMبالا) منهای سهام رشدی (BTM پایین)

ΔSMB_RISK = بازده سهام شرکت های کوچک منهای بازده سهام شرکت های بزرگ

BTM = حاصل تقسیم حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار سهام

$\Delta MARKET_RISK$ = نرخ بازده بازار منهای نرخ بازده بدون ریسک

1- Augmented Dicky Fuller
2-Correlogram

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

لازم به ذکر است که در مرحله اول در این پژوهش جهت ارزیابی کیفیت گزارشگری مالی(کیفیت اقلام تعهدی) ازمدل جونز (۱۹۹۱) استفاده می شود:

$$TCA_{i,t} = \theta_{0,t} + \theta_{1,t}CFO_{i,t-1} + \theta_{2,t}CFO_{i,t} + \theta_{3,t}CFO_{i,t+1} + \theta_{4,t}\Delta REV_{i,t} + \theta_{5,t}PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$TCAi_{,t}$=کل اقلام تعهدی شرکتi در سال CFOi, t.t = جریان وجه نقد حاصل از عملیات شرکتiدر سال t. ΔREV = تغییر در درآمد ناشی از فروش شرکت i بین سالهای t و $t+1$. PPE= خالص دارایی های ثابت مشهود شرکت i در سال $\varepsilon.t$ در این پژوهش به عنوان انحراف معیار باقیمانده طی ده سال به عنوان نماگری برای کیفیت اقلام تعهدی(AQ) استفاده می شود. از آن جا که $\varepsilon_{i,t}$، نشان دهنده خطای برآورد اقلام تعهدی نسبت به جریانهای نقدی می باشد، مقادیر بزرگتر(کوچکتر) AQ نشان دهنده کیفیت ضعیف تر(بهتر) اقلام تعهدی می باشد. برای حذف اثر اندازه شرکت ها، تمامی متغیرها بر حسب میانگین کل دارایی های شرکت طی سال های t و $t+1$ استاندارد شده است.

در مرحله دوم برای برآورد بخش ذاتی (غیر اختیاری) کیفیت اقلام تعهدی از مدل دیچاو و دچو (۲۰۰۲) استفاده شده است. مدل دیچاو و دچو (۲۰۰۲) تأثیر ۵ عامل ذاتی را بر کیفیت اقلام تعهدی بسیار با اهمیت می داند این مدل به صورت زیر تعریف شده است:

$$AQ = \lambda_0 + \lambda_1 Size_{i,t} + \lambda_2 \sigma(CFO)_{i,t} + \lambda_3 \sigma(Sale)_{i,t} + \lambda_4 OperCycle_{i,t} + \lambda_5 NegEarn_{i,t} + \mu_{i,t}.$$

$Size_{i,t}$= اندازه شرکت است که توسط لگاریتمی از مجموع ارزش بازار دارایی ها ی شرکت، محاسبه می گردد. $\sigma(\mathrm{CFO})_{\mathrm{i,t}}$ = انحراف معیارجریان وجه نقد حاصل از عملیات شرکت.

$\sigma(Sale)_{i,t}$ =انحراف معیار درآمد ناشی از فروش. $OperCyle_{i,t}$ = لگاریتم چرخه عملیاتی شرکت است که با محاسبه مجموع روزهای حسابهای دریافتنی و موجودی کالا یا همان چرخه گردش بدست می آید. $NegEarn_{i,t}$ = فراوانی شناسایی زیان (تعداد سال هایی که شرکت زیان گزارش کرده است). کل ضرایب مدل بجز $\mu_{i,t}$ برای برآورد بخش ذاتی (غیر اختیاری) کیفیت اقلام تعهدی به کار رفته و $DiscAQ_{i,t} = \mu_{i,t}$

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۴-۲) شیوه آزمون فرضیه دوم تاپنجم

برای آزمون این فرضیه ها از مدل رگرسیون زیر استفاده شده است:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \alpha_{\Delta} DT_{i,t} + \beta\left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + \beta_{\Delta} DT_{i,t}\left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + sSMB_i + s_{\Delta} DT_{i,t} SMB_t + hHML_t + h_{\Delta} DT_{i,t} HML_t + e_{disc} DiscIR_t + e_{disc,\Delta} DT_{i,t} DiscIR_t + e_{disc,\Delta determinant} DT_{i,t} D_Determinnant_i DiscIR_t + e_{innate} InnateIR_t + e_{innate,\Delta} DT_{i,t} InnateIR_t + e_{innate,\Delta determinant} DT_{i,t} D_Deterrminant_i InnateIR_t + \varepsilon_t$$

متغیر مجازی DT برای سالی که تجدید ارائه شده کد ۱ و برای سال بدون تجدید ارائه کد صفر را در نظر گرفته ایم.متغیر $D_Determinant$ که شامل D_CORE برای تجدید ارائه ناشی از حسابهای اصلی کد ۱ و برای حسابهای غیر اصلی کد صفر و متغیر مجازی D_AUD اگر تجدید ارائه ناشی از نظر حسابرس باشد کد ۱ و غیر از حسابرس کد صفر را در نظر گرفته ای e_{disc}و $e_{disc,\Delta}$، e_{innate}، $e_{innate,\Delta}$ به ترتیب متغیرهایی برای $DiscIR$ و$InnateIR$ قبل و بعد از ارائه مجدد هستند که اگر مثبت باشند نشان دهنده افزایش در ریسک اختیاری و ذاتی می باشند. برای آزمودن فرضیه های دوم تا پنجم ابتدا برای رفع واریانس ناهمسانی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده سپس بر اساس ضریب و آماره t مربوط به تمام متغیرها می توان در خصوص فرضیه ها اظهار نظر نمود.

۵) نتایج آزمون فرضیه ها

۵-۱) نتایج آزمون فرضیه اول

در فرضیه اول پژوهش، رابطه بین ارائه مجدد و ریسک اختیاری شرکت بررسی شده است. اگر این رابطه به صورت مثبت و معنادار باشد، هزینه سرمایه شرکت افزایش می یابد یعنی سرمایه گذاران خواستار نرخ بالاتری جهت ایمن کردن سرمایه خود می باشند. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه در جدول (۱) ارائه شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

جدول ۱: تخمین نهایی الگو رگرسیون داده های ترکیبی

اجزای مدل	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
C	-۰/۰۱۳٤	۰/۰۰٤۳۸۰	-۲/۹۹۸۹۷٦	۰/۰۰۰۱
_ROA	-۰/۱۹٤۱	۰/۰۰۹۷۱۷	-۲۰/۹٤٦۵۳	۰/۰۰۰۰
_ROA3	-۲/۷۹۰	۰/۰۱۳۲۸۹	-۲۱۹/۸٤٦۵	۰/۰۰۰۰
MARKET_RISK	-۰/۱۳۵۹	۰/۰۰۰۰۰۱	-۱٤۳۵/٤۳۲	۰/۰۰۰۰
SMB_RISK	۰/۰۲۳۰	۰/۰۰۰۱۰۹	۲۷٦/٤۳۵٦	۰/۰۰۰۰
HML_RISK	۰/۰۱۸٤	۰/۰۰۰۲۸۷	۵۱/۳٤۵٦۰	۰/۰۰۰۰

جدول ۱: تخمین نهایی الگو رگرسیون داده های ترکیبی

اجزای مدل	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
C	-۰/۰۱۳٤	۰/۰۰٤۳۸۰	-۲/۹۹۸۹۷٦	۰/۰۰۰۱
_ROA	-۰/۱۹٤۱	۰/۰۰۹۷۱۷	-۲۰/۹٤٦۵۳	۰/۰۰۰۰
_ROA3	-۲/۷۹۰	۰/۰۱۳۲۸۹	-۲۱۹/۸٤٦۵	۰/۰۰۰۰
MARKET_RISK	-۰/۱۳۵۹	۰/۰۰۰۰۰۱	-۱٤۳۵/٤۳۲	۰/۰۰۰۰
SMB_RISK	۰/۰۲۳۰	۰/۰۰۰۱۰۹	۲۷٦/٤۳۵٦	۰/۰۰۰۰
HML_RISK	۰/۰۱۸٤	۰/۰۰۰۲۸۷	۵۱/۳٤۵٦۰	۰/۰۰۰۰
DISCIR	۱/۱٤۳۰	۰/۰۱۲۱٦۸	۸۷/۰۳٤۵۱	۰/۰۰۰۰
INNATE_IR	۰/۷٤۵۰	۰/۷۰۰۲۳	۱۰/۲۳۱۹۰	۰/۰۰۰۰
AR(1)	۰/٦۵۳٤	۰/۰۰۲٤۵٦	۱۹۷/۹۵۳٤	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۹۵۸۹			
Adjusted R-squared	۰/۹۵٤۷			
F-statistic	۲۱۹٦۷۸/٦			
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰			
Durbin-Watson stat	۲/۲۵٦۷			

$$CAR_i = \alpha + \beta_1 \Delta ROA_{i,o} + \beta_2 \Delta ROA_{3,0} + \beta_3 \Delta MRKET_RISK_i + \beta_4 \Delta SMB_RISK_i + \beta_5 \Delta HML_RISK_i + \beta_6 \Delta DISCRETIONARYINFO_RISK_i + \beta_7 \Delta INNATEINFO_RISK_i + e_i$$

CAR_i= بازده غیر عادی انباشته به پرتفولیوی موزون بازار قبل و بعد از ارائه مجدد،

$\Delta ROAi,0$ = میانگین تغییرات در بازده داراییها طی دوره سه ساله بعد از ارائه مجدد **ΔHML_RISK**= بازده سهام ارزشی (BTM بالا)منهای سهام رشدی (BTM پایین)

ΔSMB_RISK = بازده سهام شرکت های کوچک منهای بازده سهام شرکت های بزرگ **BTM** = حاصل تقسیم حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار سهام

ΔMARKET_RISK = نرخ بازده بازار منهای نرخ بازده بدون ریسک

DISCRETIONARYINFO_RISK و ***NNATEINFO_RISK*** نتیجه تخمین مدل های جونز (۱۹۹۱) و دیچاو و دچو (۲۰۰۲).

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

جدول بالا، نتایج برآورد مدل مربوط به فرضیهاول پژوهش برای کل سالها را نشان می دهد به دلیل استفاده از داده های مقطعی، برای رفع واریانس ناهمسانی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است. ضریب تعیین (R^2) معیاری است که قوت رابطه میان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را تشریح می کند. مقدار این ضریب در واقع مشخص کننده آن است که چند درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل توضیح داده می شود. در این مدل ضریب تعیین اصلاح شده حدوداً ۹۵ درصد می باشد یعنی ۹۵ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل قابل توضیح است. علاوه بر این، عدد مربوط به دوربین واتسون مدل نشان دهنده عدم وجود خطای خود همبستگی در مدل می باشد. آماره F نیز با توجه به اینکه میزان احتمال آن برابر (۰/۰۰۰) می باشد نشان می دهد که مدل رگرسیون یادشده به ۹۹ درصد اطمینان درست می باشد و کل رگرسیون معنی دار می باشد.ضریب و آماره t مربوط به تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۹ معنی دار است. با توجه به معنی دار بودن و مثبت بودن ریسک اختیاری می توان گفت فرضیه اول تأیید می شود.

۵-۲) نتایج آزمون فرضیه دوم

در فرضیه دوم پژوهش، رابطه بین ریسک اختیاری و ذاتی شرکتهایی که حساب های اصلی را ارائه مجدد می کنند نسبت به شرکتهایی که حساب های غیر اصلی را ارائه می کنند بررسی شده است. اگر این رابطه به صورت مثبت و معنادار باشد، به این معنی است که حسابهای اصلی شرکت که شامل درآمد و هزینه های عملیاتی می باشند تأثیر مستقیمی بر ریسک اطلاعاتی و تصمیم گیریهای سرمایه گذاران شرکت دارد.

جدول ۲، نتایج برآورد مدل مربوط به فرضیه دوم پژوهش را نشان می دهد به دلیل استفاده از داده های مقطعی، برای رفع واریانس ناهمسانی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است ضریب و آماره t مر بوط به تمامی متغیرهای به غیر ازSMB و DT*INNATEIR در سطح اطمینان ۹۹ درصد و متغیر DT*INNATEIRدر سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار است و حاکی از وجود رابطه مثبت و منفی بین متغیرهای مستقل پژوهشبا بازده سهام دارند. مقدار ضریب تعیین مدل پژوهشنشان می دهد که مجموعاً نزدیک ۰/۵۵ درصد از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی دار شده در این مدل توضیح داده شود که نشان دهنده قدرت بالای مدل در توضیح رفتار متغیر وابسته است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

جدول ۲: تخمین نهایی الگو رگرسیون داده های ترکیبی

اجزای مدل	ضرایب(β)	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
C	۰/۲۳٤٥	۰/۰۰۲۸۱۲	۷۳/٦۷٥٤	۰/۰۰۰۰
DT	-۰/۰٤۹۰	۰/۰۰۲۹۸۱	-۱٤/۷۱۲۳	۰/۰۰۰۰
RM_RF	۰/۰۳۳٦	۰/۰۰۲۷۳۲	۱۳/٥٤۹۹	۰/۰۰۰۰
DT*RM_RF	-۰/۰۳۲٦	۰/۰۰۲۱۷۱	-۱۱/۲۳۸۰	۰/۰۰۰۰
SMB	۰/۰۱۳۷	۰/۰۳٤٥٥۰	۰/۳۹۸۷٦	۰/۰۰۰۰
DT*SMB	۱/۰۳٤۰	۰/۲٤۸۹۰۸	٤/۱۲٦۸	۰/۰۰۰۰
HML	-۰/۲۳٦۷	۰/۰۲۰۳۷۸	-۱۱/۲۳٦۷	۰/۰۰۰۰
DT*HML	۱/۰٤٦٥	۰/۱۲٦٥۷۹	٦/۲۳٤٥	۰/۰۰۳۸
DISCIR	۰/۳۱٤٦	۰/۰۱۹۰۸۷	۱۲/۰۹۸٦	۰/۰۰۰۰
DT*DISCIR	-۰/۳۹۸٥	۰/۰۲۰۰۸۷	-۱۲/۳٤٦۰	۰/۰۰۰۰
DT*DISCIR* D_CORE	۰/۳۲۷۸	۰/۰۱۱۲۸۹	۱٦/۷۸٦٥	۰/۰۰۰۰
INNATEIR	۱/۸۹۲۰	۰/۰٦۱٤۳۱	۲٥/۳۲٤٥	۰/۰۰۰۲
DT*INNATEIR	۰/۲۱۰۹	۰/۰۷۸۹۷۳	۲/۹۸۷۰	۰/۰۲۸۹
DT*INNATEIR*D_CORE	۰/۱۹۸۷	۰/۰٦۱۸۷٤	۲/۹۸۷٥	۰/۰۱۲۳
RI_RF(-1)	۰/۵۷٦٥	۰/۰۰۲۱۰٥	۱۹۱/۱۸۷٦	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/۵۵۳۷			
Adjusted R-squared	۰/۵۵۱۲			
F-statistic	۸۷۸٦/٦۱٥			
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰			
Durbin-Watson stat	۱/۹٦۷۸			

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \alpha_{\Delta} DT_{i,t} + \beta(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{\Delta} DT_{i,t}(R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_i + s_{\Delta} DT_{i,t} SMB_t + hHML_t + h_{\Delta} DT_{i,t} HML_t + e_{disc} DiscIR_t + e_{disc,\Delta} DT_{i,t} DiscIR_t + e_{disc,\Delta determinant} DT_{i,t} D_Determinnant_i DiscIR_t + e_{innate} InnateIR_t + e_{innate,\Delta} DT_{i,t} InnateIR_t + e_{innate,\Delta determinant} DT_{i,t} D_Deterrminant_i InnateIR_t + \varepsilon_t$$

متغیر مجازی DT برای سالی که تجدید ارائه شده کد ۱ و برای سال بدون تجدید ارائه کد ۰ است. .متغیر $D_Determinant$ که شامل D_CORE برای تجدید ارائه ناشی از حسابهای اصلی کد ۱ و برای حسابهای غیر اصلی کد ۰ است. e_{disc}و $e_{disc,\Delta}$، e_{innate}، $e_{innate,\Delta}$ به ترتیب متغیرهایی برای $DiscIR$و $InnateIR$ قبل و بعد از ارائه مجدد هستند که اگر مثبت باشند نشان دهنده افزایش در ریسک اختیاری و ذاتی می باشند. $R_{i,t}$ بازده سهام سالانه شرکت، $R_{f,t}$ نرخ بدون ریسک سالانه، α_i بازده غیر عادی تعدیل شده سالانه، $DT_{i,t}$ متغیر مجازی، $R_{m,t}$بازده سالانه شاخص موزون بازار، SMB و HML به ترتیب نسبت اندازه و ارزش دفتری به بازار می باشند.$DiscIR$و $InnateIR$ به ترتیب عاملهای ریسک اطلاعاتی اختیاری و ذاتی با استفاده از معیارهای اقلام تعهدی اختیاری و ذاتی می باشند.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

آماره F نیز با توجه به اینکه میزان احتمال آن برابر (۰/۰۰۰) می باشد نشان میدهد که مدل رگرسیون یادشده به ۹۹ درصد اطمینان درست می باشد و کل رگرسیون معنی دار می باشد با توجه با معنی دار شدن و رابطه مستقیم متغیرهای DT*DISCIR*D_CORE، DT*INNATEIR*D_CORE با متغیر وابسته فرضیه دوم نیز تایید می گردد.

۵-۳) نتایج آزمون فرضیه سوم

در فرضیه سوم این پژوهش، رابطه بین ارائه مجدد توسط حسابرس و ریسک اختیاری بررسی شده است. وجود رابطه مثبت و معنادار به این معنی است که اگر ارائه مجدد توسط حسابرس صورت گیرد، موجب افزایش ریسک اختیاری و در نتیجه هزینه سرمایه شرکت می شود.

جدول ۳، نتایج برآورد مدل مربوط به فرضیه سوم پژوهشرا نشان می دهد به دلیل استفاده از داده های مقطعی، برای رفع واریانس ناهمسانی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است ضریب و آماره tمر بوط به تمامی متغیرهای به غیر از SMB و DT*DISCIR و DT*INNATEIR در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار است و حاکی از وجود رابطه مثبت و منفی بین متغیرهای مستقل پژوهشبا بازده سهام دارند. مقدار ضریب تعیین مدل پژوهشنشان می دهد که مجموعاً نزدیک ۰/۵۴ درصد از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی دارشده در این مدل توضیح داده شود که نشان دهنده قدرت بالای مدل در توضیح رفتار متغییر وابسته است. آماره F نیز با توجه به اینکه میزان احتمال آن برابر (۰/۰۰۰) می باشد نشان میدهد که مدل رگرسیون یادشده به ۹۹ درصد اطمینان درست می باشد و کل رگرسیون معنی دار می باشد با توجه با معنی دار شدن و رابطه مستقیم متغیرهای DT*DISCIR*D_AUD، با متغیر وابسته فرضیه سوم نیز تأیید می گردد.

۵-۴) نتایج آزمون فرضیه چهارم

در فرضیه چهارم این پژوهش، ارتباط بین تعداد دفعات ارائه مجدد و ریسک اختیاری و ذاتی بررسی شده است. اگر این رابطه به صورت مثبت و معنادار باشد، به این معنی است که افزایش تعدد ارائه مجدد موجب کاهش اعتماد سرمایه گذاران و در نتیجه افزایش هزینه سرمایه می شود.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

جدول ۳: تخمین نهایی الگو رگرسیون داده های ترکیبی

اجزای مدل	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
C	۰/۳۰۱۹	۰/۰۰۱۹۸۹	۷۳/۰۴۸۷	۰/۰۰۰۰
DT	-۰/۰۶۲۵	۰/۰۰۲۹۷۶	-۱۱/۲۳۶۵	۰/۰۰۰۲
RM_RF	۰/۰۳۲۱	۰/۰۰۲۰۱۲	۱۲/۹۶۵۳	۰/۰۰۰۰
*DT*RM_RF*	-۰/۰۲۳۸	۰/۰۰۲۱۳۵	-۱۲/۰۰۲۳	۰/۰۰۱۲
SMB	۰/۰۱۲۵	۰/۰۳۰۱۳٤	۰/٤۰۲۷۳	۰/۳۲۳٦
*DT*SMB*	۱/۹۳٤٤	۰/۲۲۱٦۰	٤/٤۰۰۱	۰/۰۰۰۰
HML	-۰/۲۹۰۳	۰/۰۲٦۳۲	-۱۱/۱۲۸۹	۰/۰۰۰۰
*DT*HML*	۰/۹۰٤٦	۰/۱۱٤۸۹	۷/۸۰۰۷	۰/۰۰۰۰
DISCIR	۰/۲۹۱۳	۰/۰۲۰۲۳	۱۱/۰۳٤٥	۰/۰۰۰۰
*DT*DISCIR*	-۰/۰۲۱٤	۰/۰۲٤٥٦	-۰/٥٤۳۸	۰/٦٤۰٦
*DT*DISCIR*D_AUD*	۰/۳۲٥٦	۰/۰۱۹٤۲	۱۲/۳۹۸۷	۰/۰۰۰۰
INNATEIR	۱/٦۹۰٦	۰/۰٦۱۰۲	۲٥/۰۲٤۳٥	۰/۰۰۰۰
*DT*INNATEIR*	۰/۰۱۲۸	۰/۰۸۰۳٥	۰/۱۰۳٤	۰/٤۱۲۳
*DT*INNATEIR*D_AUD*	۰/۲٥۹۰	۰/۰٥۱۰۸	۳/۱۸۳۲	۰/۰۰۲۱
RI_RF(-1)	۰/٥۸۹۱	۰/۰۰۱۷۸	۱۹۱/۰٤۷۷	۰/۰۰۰۰
R-squared	۰/٥٥۲۰			
Adjusted R-squared	۰/٥٤۹۰			
F-statistic	۸۹۱/۲۹۳			
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰			
Durbin-Watson stat	۱/۹۰۲۳			

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \alpha_{\Delta} DT_{i,t} + \beta\left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + \beta_{\Delta} DT_{i,t}\left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + sSMB_i + s_{\Delta} DT_{i,t} SMB_t + hHML_t + h_{\Delta} DT_{i,t} HML_t + e_{disc} DiscIR_t + e_{disc,\Delta} DT_{i,t} DiscIR_t + e_{disc,\Delta determinant} DT_{i,t} D_Determinnant_i DiscIR_t + e_{innate} InnateIR_t + e_{innate,\Delta} DT_{i,t} InnateIR_t + e_{innate,\Delta determinant} DT_{i,t} D_Deterrminant_i InnateIR_t + \varepsilon_t$$

متغیر مجازی DT برای سالی که تجدید ارائه شده کد ۱ و برای سال بدون تجدید ارائه کد ۰ است. متغیر $D_Determinant$ که شامل متغیر مجازی **D_AUD** اگر تجدید ارائه ناشی از نظر حسابرس باشد کد ۱ و غیر از حسابرس کد ۰ است. e_{disc} و $e_{disc,\Delta}$، e_{innate}، $e_{innate,\Delta}$ به ترتیب متغیرهایی برای $DiscIR$ و $InnateIR$ قبل و بعد از ارائه مجدد هستندکه اگر مثبت باشند نشان دهنده افزایش در ریسک اختیاری و ذاتی می باشند. $R_{i,t}$ بازده سهام سالانه شرکت، $R_{f,t}$ نرخ بدون ریسک سالانه، α_i بازده غیر عادی تعدیلشده سالانه، $DT_{i,t}$ متغیرمجازی، $R_{m,t}$ بازده سالانه شاخص موزون بازار، *SMB* و *HML* به ترتیب نسبت اندازه و ارزش دفتری به بازار میباشند. $DiscIR$ و *Innate IR* بهترتیب عاملهای ریسک اطلاعاتی اختیاری و ذاتی با استفاده از معیارهای اقلام تعهدی اختیاری و ذاتی می باشند

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

جدول ۴، نتایج برآورد مدل مربوط به فرضیه چهارم پژوهش را نشان می دهد به دلیل استفاده از داده های مقطعی، برای رفع واریانس ناهمسانی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است ضریب و آماره t مربوط به تمامی متغیرهای به غیر از DISCIR و DT*INNATEIR در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار است و حاکی از وجود رابطه مثبت و منفی بین متغیرهای مستقل پژوهش با بازده سهام دارند. مقدار ضریب تعیین مدل پژوهش نشان می دهد که مجموعاً نزدیک ۰/۷۳ درصد از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی دارشده در این مدل توضیح داده شود که نشان دهنده قدرت بالای مدل در توضیح رفتار متغیر وابسته است. آماره F نیز با توجه به اینکه میزان احتمال آن برابر (۰/۰۰۰) می باشد نشان میدهد که مدل رگرسیون یادشده با ۹۹ درصد اطمینان درست می باشد و کل رگرسیون معنی دار می باشد با توجه با معنی دار شدن و رابطه مستقیم متغیرهای DT*DISCIR*MULT، DT*INNATEIR*MULT با متغیر وابسته فرضیه چهارم نیز تأیید می گردد.

۵-۵) نتایج آزمون فرضیه پنجم

در فرضیه پنجم این پژوهش، رابطه بین ارائه مجدد و ریسک ذاتی و اختیاری شرکت هایی که ارائه مجدد می کنند، نسبت بهشرکت های بدون ارائه مجدد در صنعت مشابه بررسی شده است. اگر این رابطه مثبت ومعنادار باشد، به این معنی است که در صنایع مشابه اثر انتقال اطلاعاتی وجود دارد.

جدول ۵، نتایج برآورد مدل مربوط به فرضیه پنجم پژوهش را نشان می دهد به دلیل استفاده از داده های مقطعی، برای رفع واریانس ناهمسانی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است ضریب و آماره t مر بوط به متغیرهای DT*DISCIR و DT*INNATEIRو INNATEIR در سطح اطمینان ۹۹ درصد و باقی متغیرها غیر از HML و SMB در سطح اطمینان ۹۵ معنی دار است و حاکی از وجود رابطه مثبت و منفی بین متغیرهای مستقل پژوهشبا بازده سهام دارند. مقدار ضریب تعیین مدل پژوهش نشان می دهد که مجموعاً به ترتیب نزدیک ۱۳ درصد، ۱۰ درصد از تغییرات حاصله در متغیر وابسته می تواند توسط متغیرهای مستقل و معنی دارشده در این مدل توضیح داده شود که نشان دهنده قدرت بالای مدل در توضیح رفتار متغیر وابسته است. آماره F نیز با توجه به اینکه میزان احتمال آن برابر (۰/۰۰۰) می باشد نشان میدهد که کل رگرسیون معنی دار می باشد. با توجه با معنی دار شدن و رابطه مستقیم متغیرهای DT*DISCIR و DT*INNATEIR با متغیر وابسته فرضیه پنجم نیز تأیید می گردد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

جدول ۴: تخمین نهایی الگو رگرسیون داده های ترکیبی

اجزای مدل	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری
C	-۰/۱۶۷۸	۰/۰۰۲۱۴۰	-۲۳/۱۴۵۸	۰/۰۰۰۳
DT	-۰/۱۵۸۲	۰/۰۰۳۰۱۷	-۲۲/۰۸۱۴	۰/۰۰۰۰
RM_RF	۰/۰۳۲۴	۰/۰۰۲۶۳	۸/۹۰۴۶	۰/۰۰۰۰
DT*RM_RF	-۰/۰۲۹۷	۰/۰۰۳۰۱	-۸/۳۴۱۴	۰/۰۰۰۰
SMB	۱/۴۸۵۲	۰/۰۹۲۳	۱۴/۰۰۵۵	۰/۰۰۰۰
DT*SMB	۱/۰۶۷۰	۰/۲۰۵۱	۳/۹۸۵۱	۰/۰۰۳۵
HML	۰/۲۷۳۴	۰/۰۶۲۷۰	۳/۹۸۷۲	۰/۰۰۵۳
DT*HML	۱/۴۵۶۷	۰/۱۲۷۶	۷/۰۹۱۹۰	۰/۰۰۰۰
DISCIR	۰/۰۱۷۲۰	۰/۰۲۷۱۹	۰/۹۶۶۶۵	۰/۳۲۸۶
DT*DISCIR	-۰/۵۰۲۳	۰/۰۲۰۰۸	-۱۳/۸۱۰۵	۰/۰۰۰۰
DT*DISCIR*MULT	۰/۶۹۵۸	۰/۰۲۲۷۴	۲۸/۰۰۸۰	۰/۰۰۰۰
INNATEIR	۲/۱۴۶۹	۰/۰۶۶۷۵	۲۸/۶۲۴۶	۰/۰۰۰۴
DT*INNATEIR	-۰/۰۵۸۱۴	۰/۰۸۷۷۵	-۰/۳۲۰۷	۰/۴۲۰۷
DT*INNATEIR*MULT	۰/۴۹۲۴	۰/۰۸۱۲۰	۵/۹۰۲۱	۰/۰۰۰۰
RI_RF(-1)	۰/۹۰۵۵	۰/۰۰۱۰۴	۴۳۱/۲۲۹۷	۰/۰۰۶۰
R-squared	۰/۷۳۱۶۴			
Adj R-squared	۰/۷۳۰۰۱			
F-statistic	۱۹۶۲/۲۶			
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰			
Durbin-Watson	۲/۱۴۳۵			

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \alpha_{\Delta} DT_{i,t} + \beta(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{\Delta} DT_{i,t}(R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_i + s_{\Delta} DT_{i,t} SMB_t + hHML_t + h_{\Delta} DT_{i,t} HML_t + e_{disc} DiscIR_t + e_{disc,\Delta} DT_{i,t} DiscIR_t + e_{disc,\Delta determinant} DT_{i,t} D_Determinnant_i DiscIR_t + e_{innate} InnateIR_t + e_{innate,\Delta} DT_{i,t} InnateIR_t + e_{innate,\Delta determinant} DT_{i,t} D_Deterrminant_i InnateIR_t + \varepsilon_t$$

متغیر مجازی DT برای سالی که تجدید ارائه شده کد ۱ و برای سال بدون تجدید ارائه کد ۰ است. متغیر $D_Determinant$ که شامل متغیر مجازی D_mult تعداد دفعات ارائه مجدد است. e_{disc} و $e_{disc,\Delta}$، e_{innate}، $e_{innate,\Delta}$ به ترتیب متغیرهایی برای $DiscIR$ و $InnateIR$ قبل و بعد از ارائه مجدد هستند که اگر مثبت باشند نشان دهنده افزایش در ریسک اختیاری و ذاتی می باشند. $R_{i,t}$ بازده سهام سالانه شرکت، $R_{f,t}$ نرخ بدون ریسک سالانه، α_i بازده غیر عادی تعدیل شده سالانه، $DT_{i,t}$ متغیر مجازی، $R_{m,t}$بازده سالانه شاخص موزون بازار، SMB و HML به ترتیب نسبت اندازه و ارزش دفتری به بازار

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

می باشند.$DiscIR$ و *Innate IR* به ترتیب عاملهای ریسک اطلاعاتی اختیاری و ذاتی با استفاده از معیارهای اقلام تعهدی اختیاری و ذاتی می باشند.

جدول ۵: تخمین نهایی الگو رگرسیون داده های ترکیبی

	ارائه مجدد در صنایع مختلف				عدم ارائه مجدد در صنایع مختلف			
اجزای مدل	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معنی داری	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معنی داری
C	۰/۱۹۸۱	۰/۰۰۳۹۲	۲۵/۴۳۸۱۱	۰/۰۰۰۰	۰/۱۸۶۶	۰/۰۰۹۱۳	۱۵/۲۳۰۴	۰/۰۰۰۰
DT	۰/۱۹۵۳	۰/۰۰۳۵۶	۲۸/۵۱۰۲۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۱۲۶	۰/۰۱۱۰۹	-۶/۳۳۷۴	۰/۰۰۰۰
RM_RF	۰/۰۰۸۳	۰/۰۰۰۹۲	۲/۹۲۴۳۸	۰/۰۳۰۶	-۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۰۲۰	-۵/۰۰۶۱۸	۰/۰۰۰۰
*DT*RM_RF*	۰/۰۲۸۹	۰/۰۰۲۵۲	۶/۹۰۲۱	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۱۳۱۸	۰/۰۰۳۳۵	-۲/۰۱۲۹۲	۰/۰۱۰۱
SMB	۰/۴۹۷۱	۲/۰۶۶۴	۰/۲۹۷۲۰۴	۰/۴۲۷۰	-۰/۰۲۱۰۱	۰/۰۹۴۸۴	-۰/۲۰۵۲۱	۰/۵۳۲
*DT*SMB*	۰/۸۰۴۱	۲/۱۰۲۸	۰/۲۹۶۳۵	۰/۳۰۶۷	-۰/۵۶۳۸	۰/۲۲۳۳۲	-۲/۰۴۹۷۱	۰/۰۴۲۳
HML	۰/۳۷۰۶	۱/۲۱۴۴۲	۰/۲۹۰۷۲	۰/۳۴۳۸	-۰/۰۰۲۶	۰/۰۶۱۳۰۵	-۰/۰۲۳۱۳	۰/۳۲۴۹
*DT*HML*	۰/۳۸۰۱	۱/۱۵۷۴۵	۰/۲۹۲۵۳	۰/۳۱۵۳	-۰/۳۴۵۰	۰/۱۲۷۰۳	-۱/۴۸۶۸	۰/۰۶۰۱
DISCIR	۰/۲۷۵۲	۰/۰۲۱۳۵۳	۱۰/۷۳۹۲	۰/۰۰۰۰	۰/۱۹۹۵	۰/۰۳۴۰۱۲	۲/۲۶۷۴	۰/۰۴۲۳
*DT*DISCIR*	۰/۵۹۹۱	۰/۰۳۷۵۳۴	۱۳/۱۸۴۵۲	۰/۰۰۰۰	۰/۶۹۵۵	۰/۱۰۹۰۶	۴/۷۰۲۲۷	۰/۰۰۴۰
INNATEIR	۱/۹۴۶۶	۰/۱۲۷۲۱۲	۱۲/۵۹۳۲	۰/۰۰۰۲	۴/۹۳۹۹	۰/۳۰۳۲۷	۱۵/۰۰۸۵۳	۰/۰۰۰۰
*DT*INNATEIR*	۳/۵۰۲۵	۰/۱۶۱۶۰۴	۱۷/۹۰۳۲	۰/۰۰۰۰	۵/۹۳۹۵	۰/۳۱۲۱۶	۱۴/۹۶۴۷۱	۰/۰۰۰۰
RI_RF(-1)	۰/۲۹۷۴	۰/۰۰۲۹۳۱	۶۷/۰۵۲۷	۰/۰۰۰۰				
R-squared	۰/۱۳۱۱۱۸				۰/۱۰۹۴۷			
Adjusted R-squared	۰/۱۳۰۹۳۳				۰/۱۰۷۳۷			
F-statistic	۶۴۲/۷۰۶۹				۴۵/۸۹۹۲			
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰				۰/۰۰۰۰			
Durbin-Watson	۲/۲۷۸۸				۱/۹۳۸۴			

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \alpha_{i,\Delta} DT_{i,t} + \beta_i \left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + \beta_{i,\Delta} DT_{i,t} \left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + s_i SMB_i + s_{i,\Delta} DT_{i,t} SMB_t + h_i HML + h_{i,\Delta} DT_{i,t} HML_t + e_{disc,i} DiscIR_t + e_{disc,i,\Delta} DT_{i,t} DiscIR_t + e_{innate,i} IR_t + e_{innate,i,\Delta} DT_{i,t} InnateIR_t + \varepsilon_{t_t}$$

$R_{i,t}$ بازده سهام سالانه شرکت، $R_{f,t}$ نرخ بدون ریسک سالانه، α_i بازده غیر عادی تعدیل شده سالانه، $DT_{i,t}$ متغیر مجازی که برای سالی که تجدید ارائه شده عدد یک و برای سال بدون تجدید ارائه صفر، $R_{m,t}$ بازده سالانه شاخص موزون بازار، *SMB* و *HML* به ترتیب نسبت اندازه و ارزش دفتری به بازار می باشند.$DiscIR$ و *Innate IR* به ترتیب عاملهای ریسک اطلاعاتی اختیاری و ذاتی با استفاده از معیارهای اقلام تعهدی اختیاری و ذاتی می باشند

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

۶- نتیجه گیری

بررسی رابطه بین ارائه مجدد و ریسک اطلاعاتی از دیرباز مورد توجه پژوهشگران بوده است. ارائه مجدد صورت های مالی موجب کاهش اعتماد سرمایه گذاران به مدیریت و در نتیجه افزایش ریسک اختیاری و هم چنین هزینه سرمایه می شود، کراوت و شولین (۲۰۰۹) در پژوهش خود این ارتباط را مورد بررسی قرار دادند و متوجه رابطه مثبت و معنادار ارائه مجدد و ریسک اختیاری شدند. با آزمون فرضیه اول در جدول (۱) و با اطمینان ۹۹ درصد نتیجه گرفته می شود که ارتباط مثبت و معناداری بین ارائه مجدد صورت های مالی و ریسک اطلاعاتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱ وجود دارد. این یافته ها سازگار با مبانی نظری پژوهش و پیش بینی فرضیه اول است.

پالمروز و دیگران (۲۰۰۴) نشان دادند که ارائه مجدد حسابهای اصلی (درآمد و هزینه) که در تصمیم گیریهای سرمایه گذاران جهت پیش بینی سود و جریان وجه نقد آتی بطور مستقیم تأثیر گذار است، موجب کاهش اعتماد سرمایه گذاران و پیش بینی های آنان می گردد در نتیجه موجب افزایش ریسک اطلاعاتی می شود. با آزمون فرضیه دوم در جدول (۲) و با اطمینان ۹۹ درصد نتیجه گرفته می شود که ارتباط مثبت و معناداری بین ارائه مجدد حساب های اصلی و ریسک اطلاعاتی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱ وجود دارد.این یافته ها سازگار با مبانی نظری پژوهش و پیش بینی فرضیه دوم است.

اگر ارائه مجدد ناشی از اظهار نظر حسابرس باشد موجب افزایش ریسک اطلاعاتی بیشتری می شود چرا که اعتماد سرمایه گذاران به مدیریت از بین می رود، پالمروس و دیگران (۲۰۰۴) این ارتباط را مورد بررسی قرار دادند و متوجه شدند زمانی که ارائه مجدد ناشی از اظهار نظر حسابرس می باشد ریسک اطلاعاتی افزایش بیشتری می یابد. با آزمون فرضیه سوم در جدول (۳) و با اطمینان ۹۹ درصد نتیجه گرفته می شود که ارتباط مثبت ومعناداری بین ارائه مجدد ناشی از اظهار نظر حسابرس و ریسک اختیاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱ وجود دارد. این یافته ها سازگار با مبانی نظری پژوهش و پیش بینی فرضیه سوم است.

اگر یک شرکت بارها صورت های مالی خود را ارائه مجدد کند نشانه ی این است که مدیریت شرکت در صدد رفع نواقص و اشتباهات موجود نمی باشد در نتیجه اعتماد سرمایه گذاران نسبت به مدیریت شرکت کاهش و به تبع آن ریسک اطلاعاتی شرکت افزایش می یابد، این ارتباط

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

توسط کراوت و شولین (۲۰۰۹) مورد بررسی قرار گرفت و متوجه رابطه مثبت و معنادار بین این متغیرها شدند. با آزمون فرضیه چهارم در جدول (۴) و با اطمینان ۹۹ درصد نتیجه گرفته می شود که ارتباط مثبت و معناداری بین دفعات ارائه مجدد و ریسک اطلاعاتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱ وجود دارد. این یافته ها سازگار با مبانی نظری پژوهش و پیش بینی فرضیه چهارم است.

ارتباط بین ارائه مجدد و ریسک اطلاعاتی درصنایع مشابه توسط گلیسون و دیگران (۲۰۰۸) مورد آزمون قرار گرفت و متوجه شدند که افزایش ریسک اطلاعاتی در شرکتهایی که ارائه مجدد می کنند موجب افزایش ریسک اطلاعاتی شرکت های بدون ارائه مجدد در صنعت مشابه می شود که این رابطه نشانه انتقال اثر اطلاعاتی است. با آزمون فرضیه پنجم در جدول (۵) و با اطمینان ۹۹ درصد نتیجه گرفته می شود که ارتباط مثبت و معناداری بین ارائه مجدد و ریسک اطلاعاتی وجود دارد، نشان دهندۀ این است که افزایش ریسک اطلاعاتی در این شرکت ها باعث افزایش ریسک اطلاعاتی شرکتهای بدون ارائه مجدد در صنایع مشابه می شود. و این نشان دهنده انتقال اثر اطلاعاتی در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱ می باشد.

۷-پیشنهادها

- با توجه به تعداد زیاد تجدید ارائه صورت های مالی ناشی از حساب های اصلی شرکت که بر تصمیم گیری سرمایه گذاران شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار مستقیماً تأثیر گذار است و تأثیر نامطلوب آن بر اقلام تعهدی و همچنین هزینه سرمایه شرکت، پیشنهاد می شود که مدیران شرکتها و در نهایت نهادهای نظارتی همانند بورس اوراق بهادار با وضع مقررات محدود کننده از ادامه این روند جلوگیری کنند.
- تجدید ارائه صورت های مالی می تواند پیامدهای مالی در پی داشته باشد لذا؛ به حسابرسان و استفاده کنندگان از صورت های مالی توصیه می شود با در نظر داشتن عوامل مؤثر در تجدید ارائه و با توجه به رواج زیاد تجدید ارائه صورت های مالی با دقت بیشتری صورت های مالی را مورد بررسی قرار دهند بویژه در مورد کیفیت گزارشگری مالی تأمل بیشتری کنند، شرکت هایی که همه ساله رقمی را تحت عنوان تعدیلات سنواتی گزارش می کنند، با مراجعه به یادداشت مربوط و گزارش حسابرس مستقل از دلایل و پیامد تعدیلات سنواتی آگاه شوند.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

- از آن جایی که ارائه مجدد صورت های مالی بر ریسک اطلاعاتی تأثیر می گذارد و بیشتر عوامل ارائه مجدد مربوط به اشتباهات می باشد، لذا پیشنهاد می شود که مدیران روشهایی را انتخاب کنند که منجر به کمترین اشتباه و در نتیجه کمترین ارائه مجدد شود، در نتیجه برای تأمین سرمایه موردنیاز خود هزینه کمتری را متحمل شوند.

منابع

۱- بولو قاسم، حساس یگانه یحیی، مؤمنی سهیل (۱۳۹۱). «تأثیر تجدید ارائه صورت های مالی بر مدیریت سود و پایداری سود»، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ش۳۳: ۹۶-۷۳.

۲- شریعت پناهی سید مجید، کاظمی حسین (۱۳۸۹). «تأثیر ارائه مجدد صورت های مالی بر محتوای اطلاعاتی سود»، *فصلنامه مطالعات حسابداری*، شماره ۲۶: ۲۸- ۱.

3- Callen J. L., Livnat J, and Segal D (2006). Accounting Restatement: Are They Always Bad News for Investors? *Working Paper*. University of Toronto.

4- Dechow, P., &Dichev, I. (2002). The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77, 35-59.

5- Defond, M., &Jiambalvo, J. (1991). Incidence and circumstances of accounting errors. *The Accounting Review*, 66,643-655.

6- Fama, E., & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial Economics*,33, 3-56.

7- Francis, J., Lafond, R., Olsson, P., &Schipper, K. (2005).The market pricing of accruals quality.*Journal of Accounting and Economics*, 39, 295-327.

8- Gleason, C., Jenkins, N., & Johnson, W. (2008). Financial statement credibility: The contagion effects of accounting restatements. *The Accounting Review*, 83 , 83-110.

9- Kevin. W. Hee, (2008). Earnings Persistence of Restating Firms, Should All Earnings Restatements Be Treated Equally.

10- Kravet, T., Shevlin, T., (2009). Accounting restatement and information risk. *Journal of Accounting and Economics*, 15 , 264-294.

11- Lambert, R.A. (1984). Income Smoothing As Rational Equilibrium Behavior, *The Accounting Review***.** Oct. pp4-18

12- Liu, L. L. (2004). "Consequences of Financial Restatements for Auditors and Top Executives". Florida International University.

13- Palmrose, Z., Richarson, V., &Scholz, S. (2004). Determinants of market reaction to restatement announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 37 , 59- 89.

14- Richardson, S., Tuna, I., & Wu, M. (2002, October). Predicting earnings management: The case of earningrestatements. Working paper, University of Pennsylvania and Hong Kong University of Science and Technology.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=338681
15- Wiedman, Christine I. and Hendricks, Kevin B., (2010). Firm Accrual QualitySurrounding Restatements (December 9, 2010). CAAA Annual Conference 2011.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]