فصلنامه حسابداری مالی/سال دوازدهم/ شماره ٤٥ /بهار ۹۹/صفحات ۹۱- ٦٣

تأثیر ویژگی‌های افشای پیش‌بینی سود بر ریسک شرکت با توجه به مدیریت سود واقعی

علی آشتاب *

پرویز پیری **

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۲۷

چکیده

پیش‌بینی سود یکی از مهم‌ترین کانال‌های ارتباطی برای انتقال اطلاعات به سرمایه‌گذاران است. باوجود اهمیت پیش‌بینی سود، پژوهش‌های اندکی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا مدیریت سود واقعی در پیش‌بینی آن‌ها مؤثر است یا خیر. بدین منظور در این پژوهش به بررسی تأثیر پیش‌بینی سود بر ریسک شرکت با در نظر گرفتن مدیریت سود واقعی پرداخته‌شده است. ازآنجاکه پیش‌بینی سود و ریسک شرکت به‌صورت متقابل بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند، از رگرسیون حداقل مربعات دومرحله‌ای برای بررسی تأثیر ویژگی‌های پیش‌بینی سود مدیریت بر ریسک‌پذیری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شد. نتایج حاصل از بررسی ۱۵۵ شرکت به روش غربالگری در طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ نشان داد که ویژگی‌های افشای پیش‌بینی سود، تأثیر منفی و معنی‌دار بر ریسک‌پذیری شرکت داشته است. همچنین نتایج نشان داد که مدیریت سود واقعی رابطه بین پیش‌بینی سود و ریسک‌پذیری را به شکلی معنی‌دار تضعیف می‌کند.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی سود، ریسک‌پذیری شرکت، سیستم معادلات هم‌زمان، مدیریت سود واقعی.

* استادیار حسابداری، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول).

Email: a.ashtab@urmia.ac.ir

**دانشیار حسابداری، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

Email: p.piri@urmia.ac.ir

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

۱- مقدمه

قوانین و مقررات حسابداری، همچون قانون ساربنز- اکسلی[1] (۲۰۰۲)، تأکید فراوانی بر افشای اطلاعات داشته است زیرا برخورداری از کیفیت افشای مناسب، منافع سرمایه‌گذاران را تأمین می‌کند. با توسعه خط‌مشی‌های افشا، عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه و ناآگاه کاهش می‌یابد (ورسیا[2]، ۲۰۰۱). کاهش عدم تقارن اطلاعاتی نیز علاوه بر مفید بودن برای سرمایه‌گذاران (از طریق تأمین نیازهای اطلاعاتی آن‌ها)، از طریق بهبود وضعیت نقدشوندگی سهام و کاهش هزینه سرمایه، منافعی را برای شرکت به همراه دارد. در حقیقت با بهبود وضعیت افشای اطلاعات، امکان کنترل شرکت توسط سرمایه‌گذاران افزایش‌یافته و بدین ترتیب اتلاف منابع توسط افراد درون‌سازمانی و پذیرش پروژه‌های کاهنده ارزش شرکت، کاهش خواهد یافت (بوشمن و اسمیت[3]، ۲۰۰۱). نتـایج تحقیقات گـذشته نشـان داد که افشا می‌تواند فعالیت‌های احتمالی مدیریت که در تضاد با منافع سرمایه‌گذاران است، کاهش دهد (هوپ و توماس[4]، ۲۰۰۸)؛ محیط اطلاعاتی شرکت و نقدینگی سهام را بهبود بخشد و کاهش هزینه سرمایه را در پی داشته باشد (لووز و ورسیا[5]، ۲۰۰۰).

با در نظر گرفتن توضیحات فوق، پژوهش‌های اخیر روابط یاد شده را با این چالش روبرو کرده است که افشای بیشتر اطلاعات ممکن است برای سهامداران هزینه‌های سنگینی را در پی داشته باشد. این پژوهش‌ها نشان دادند که مدیران با پیش‌بینی سود، اختیار افشای اطلاعات رادارند و از سویی دیگر مدیریت سود واقعی می‌تواند بر افشای مدیران مؤثر واقع شوند و این مهم می‌تواند کاهش ریسک‌پذیری مدیران و عدم پذیرش پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت را در پی داشته باشد (هرمالین و ویسبک[6]، ۲۰۱۲). این تحقیقات نشان دادند که رابطه بین افشای پیش‌بینی سود و ریسک‌پذیری به‌صورت منفی است زیرا با افزایش افشا و کنترل بیشتر بر مدیریت، تمرکز بر سودهای کوتاه‌مدت افزایش‌یافته و سرمایه‌گذاری‌هایی که می‌توانند در بلندمدت برای شرکت منافعی داشته باشند، به دست فراموشی سپرده می‌شوند. از سوی دیگر رابطه منفی بین افشا و ریسک‌پذیری می‌تواند از طریق عواملی همچون مدیریت سود واقعی کاهش یابد زیرا منجر به

1 The Sarbanes–Oxley Act of 2002
2 Verrecchia
3 Bushman & Smith
4 Hope & Thomas
5 Leuz & Verrecchia
6 Hermalin & Weisbach

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

کاهش ریسک گریزی مدیران و در نتیجه افزایش ریسک‌پذیری آن‌ها می‌شود (کولس، دانیل و ناوین[1]، ۲۰۰۶).

به اعتقاد بال، جایارامان و شیواکومار[2] (۲۰۱۲)، پیش‌بینی سود مدیران مهم‌ترین منبع اطلاعاتی برای سرمایه‌گذاران است و در مقایسه با سایر روش‌های افشای اطلاعات (همچون کنفرانس خبری) ویژگی‌ها و محتوای اطلاعاتی آن به‌آسانی قابل‌اندازه‌گیری است؛ بنابراین در این پژوهش افشای اطلاعات از طریق پیش‌بینی سود مدیران موردبررسی قرارگرفته است.

آنچه این پژوهش را از سایر موضوعات مرتبط متمایز می‌کند این است که تأثیر پیش‌بینی سود توسط مدیران (در قالب دقت پیش‌بینی سود و افق پیش‌بینی سود) بر ریسک شرکت به‌صورت دوطرفه و در قالب سیستم معادلات هم‌زمان بررسی شده است. بدین معنی که ریسک شرکت و پیش‌بینی سود می‌توانند به‌صورت دوطرفه بر یکدیگر تأثیر بگذارند و این در حالی است که در پژوهش‌های مشابه صرفاً تأثیر پیش‌بینی سود بر ریسک شرکت بررسی شده است. همچنین مدیریت سود واقعی به‌عنوان متغیر تعدیل‌گر (در رابطه بین پیش‌بینی سود و ریسک شرکت) در نظر گرفته‌شده است.

با توجه به توضیحات مطرح‌شده در فوق، هدف این است که آیا پیش‌بینی سود مدیران بر ریسک‌پذیری شرکت تأثیر معنی‌داری دارد یا خیر و آیا مدیریت سود واقعی، رابطه این دو متغیر را تحت تأثیر قرار می‌دهد یا خیر. با در نظر گرفتن اهمیت موضوع، ابتدا مبانی نظری و تجربی پژوهش بررسی شده است و در ادامه فرضیه‌های پژوهش مطرح‌شده است. سپس روش پژوهش، مدل‌ها و متغیرهای پژوهش معرفی‌شده است. در نهایت با بررسی یافته‌های پژوهش نتیجه‌گیری مرتبط بحث شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر ادبیات موجود

۲-۱- پیش‌بینی سود مدیران

پیش‌بینی سود یکی از سازوکارهای افشای اطلاعات است که مدیران در مورد عملکرد آتی شرکت، اطلاعات اضافی را به ذینفعان مخابره می‌کنند. در حقیقت پیش‌بینی سود توسط مدیریت منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه و موجب بهبود کارایی تخصیص منابع در بازار سرمایه می‌شود (وانگ، چن و وانگ[3]، ۲۰۱۵). در کشور ما از سال ۱۳۸۱ مطابق بند ج ماده ۵ آیین‌نامه افشای اطلاعات شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌ها ملزم به

1 Coles, Daniel & Naveen
2 Ball, Jayaraman & Shivakumar
3 Wang, Chen & Wang

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

ارائه پیش‌بینی سود هر سهم در پایان هر سه ماه بودند؛ ولی از نهم دی‌ماه ۱۳۹۶ و باهدف بهبود محیط اطلاعاتی و افزایش شفافیت بازار سرمایه، پیش‌بینی عملکرد از گزارش شرکت‌ها حذف شد و شرکت‌ها ملزم به ارائه گزارش تفسیری مدیریت به همراه گزارش‌های فصلی شدند.

کمیسیون بورس اوراق بهادار امریکا نیز افشای اطلاعات خاصی را اجباری کرده بود ولی پیش‌بینی سود مدیران به‌صورت اختیاری صورت می‌گرفت. حال سؤال این است که آیا افشای چنین اطلاعاتی (پیش‌بینی سود هر سهم) بر ارزیابی بلندمدت سرمایه‌گذاران از ریسک و ارزش شرکت مؤثر هست یا خیر؟ پژوهش‌های پیشین نشان داد که پیش‌بینی سود بر نوسان‌های کوتاه‌مدت در قیمت سهام، پیش‌بینی تحلیل‌گران و دامنه قیمت پیشنهاد خریدوفروش سهام مؤثر است (فورستر، ساپ و شی[1]،۲۰۰۹). در پژوهش‌های پیشین هزینه‌ها و مزایای افشای پیش-بینی سود به‌صورت گسترده‌ای موردبحث قرارگرفته است ولی هیچ‌گونه نتیجه‌گیری منتشرنشده است. مزایای پیش‌بینی سود مدیران، بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، کاهش نوسان سهام و کاهش هزینه سرمایه است. درحالی‌که هزینه‌های آن، ترغیب مدیران، تحلیل‌گران مالی و حتی سرمایه‌گذاران برای تمرکز بر عملکرد کوتاه‌مدت به‌جای عملکرد پایدار بلندمدت است (هان، رضایی و تو[2]، ۲۰۱۹)؛ بنابراین پیش‌بینی داوطلبانه سود برای سرمایه‌گذاران از اهمیت خاصی برخوردار است زیرا بازار به چنین اطلاعاتی عکس‌العمل نشان می‌دهد. ولی زمانی که گزارش‌های سود به‌صورت اجباری گزارش می‌شوند، عکس‌العمل بازار به چنین اطلاعاتی کمتر است و این بدان معنی است که بازار قبلاً اطلاعات لازم را از طریق گزارش‌های پیش‌بینی سود مدیران دریافت کرده است.

۲-۲- رابطه پیش‌بینی سود و ریسک

دو دیدگاه کلی در مورد عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران وجود دارد که در ارتباط با این پژوهش است. مطابق دیدگاه اول، افشای اطلاعات در مورد پیش‌بینی سود، با کاهش ریسک اطلاعاتی شرکت، موجب کاهش هزینه سرمایه و در نهایت منجر به افزایش ارزش شرکت می‌شود. طبق دیدگاه دوم سرمایه‌گذارانی که اطلاعات کمتری در مورد شرکت دارند، برای خرید سهام آن خواهان صرف ریسک بیشتری هستند. در حقیقت افشای اطلاعاتی در مورد پیش‌بینی سود، موجب افزایش اطلاعات سرمایه‌گذاران در ارتباط با شرکت شده و پیامدهای آن برای سرمایه‌گذاران بالقوه، مفید است. به‌بیان‌دیگر پیش‌بینی سود موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران شده و پیامد آن کاهش عدم اطمینان در مورد ریسک مورد انتظار

1 Foerster, Sapp & Shi
2 Han, Rezaee &Tuo

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

شرکت خواهد بود؛ بنابراین افشای اطلاعاتی در مورد پیش‌بینی سود توسط مدیران می‌تواند بر ریسک آتی شرکت مؤثر باشد و کسب اطلاعاتی در مورد ریسک آتی شرکت می‌تواند به‌صورت هم‌زمان بر خط‌مشی افشای اطلاعات (پیش‌بینی سود) تأثیر بگذارد (آلبرینگ و سو[1]، ۲۰۱۸).

با در نظر گرفتن اهمیت پیش‌بینی سود، عوامل متعددی وجود دارند که بر افشای مدیران مؤثر هستند. یکی از این عوامل تعداد (فراوانی) پیش‌بینی سود است. پیش‌بینی سود می‌تواند به‌صورت سالانه و در قالب گزارش‌های فصلی منتشر شود. پژوهش‌های پیشین نشان دادند که نوسان‌های زیادی در تعداد افشای پیش‌بینی سود وجود دارد. یافته‌های روگرز و استوکن[2](۲۰۰۵)، در طی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۰ بیانگر آن بود که ۶۳ درصد شرکت‌ها تنها یک پیش‌بینی سود منتشر کردند و تنها یک درصد شرکت‌ها، پیش‌بینی سود را به‌صورت سالانه افشا می‌کردند. از سوی دیگر تعداد پیش‌بینی سود به عوامل محیطی نیز بستگی دارد. اگر محیط اطلاعاتی غنی باشد، سرمایه‌گذاران به سایر منابع اطلاعاتی دسترسی داشته و توجه کمتری به افشای اطلاعات می‌کنند. یافته‌های گراهام، هاروی و راجگوپال[3] (۲۰۰۵)، بیانگر این است که شرکت‌هایی که تعداد پیش‌بینی سود بیشتری را منتشر می‌کنند، نوسان سود کمتری دارند و این فراوانی افشا با احتمال تحقق (عدم تحقق) سود بستگی دارد؛ بنابراین تعداد پیش‌بینی سود ممکن است مرتبط با عدم اطمینان مدیران در مورد جریان‌های نقدی آتی شرکت (ریسک شرکت) باشد که این به‌نوبه خود می‌تواند محتوای اطلاعاتی و به‌موقع بودن سود را بهبود بخشد.

دومین ویژگی مرتبط با پیش‌بینی سود، شکل ارائه آن است. برآورد سود ممکن است به‌صورت برآورد عددی (پیش‌بینی عدد مشخص)، برآورد دامنه‌ای (پیش‌بینی سود بین دو عدد مشخص)، برآورد دامنه باز (پیش‌بینی سود کمتر از و یا بیشتر از عدد مشخص) و برآورد کیفی (با عباراتی همچون سود امسال در مقایسه با سود سال گذشته بهتر خواهد بود) صورت گیرد. در پژوهش‌های تجربی برای سنجش این متغیر از اعداد ۴، ۳، ۲ و ۱ به ترتیب برای افشای پیش‌بینی عدد مشخص سود، پیش‌بینی دو دامنه‌ای، پیش‌بینی دامنه باز و پیش‌بینی کیفی استفاده می‌شود. قابل‌ذکر است که در کشور ما ازآنجاکه پیش‌بینی سود در قالب عدد مشخص صورت می‌گیرد، این متغیر قابلیت کاربرد نخواهد داشت. شواهد تجربی نشان می‌دهد که شکل پیش‌بینی سود با میزان انتظارات مدیران در آینده مرتبط است و اشکال مختلف پیش‌بینی سود، محتوای اطلاعاتی متفاوتی دارند و بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی مؤثر است (هیرست، کونس و

1 Albring & Xu
2 Rogers & Stocken
3 Graham, Harvey & Rajgopal

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

ونکاتارامان[1]، ۲۰۰۸). با توجه به توضیحات فوق انتظار می‌رود نحوه ارائه پیش‌بینی سود، موجب کاهش ریسک شرکت گردد.

سومین ویژگی مرتبط با پیش‌بینی سود، افق پیش‌بینی آن است. برای سنجش این متغیر فاصله زمانی بین تاریخ پیش‌بینی سود و پایان سال مالی در نظر گرفته می‌شود و بیشتر بودن ارزش آن بیانگر به‌موقع بودن افشای پیش‌بینی سود است و ازاین‌رو محتوای اطلاعاتی بیشتری دارد. به اعتقاد ویمایر[2] (۱۹۸۵)، در شرکت‌هایی که نوسان سود بیشتر است، مدیران در پایان سال سود را گزارش می‌کنند. با توجه به توضیحات فوق انتظار می‌رود با افزایش افق زمانی پیش‌بینی سود، ریسک شرکت کاهش یابد.

چهارمین ویژگی مرتبط با پیش‌بینی سود، خطای کمتر (دقت بیشتر یا اعتبار) آن است. برخلاف سایر ویژگی‌های پیش‌بینی سود که در فوق به آن‌ها اشاره شد، دقت پیش‌بینی سود زمانی قابل‌محاسبه است که اطلاعات واقعی سود شرکت استخراج‌شده باشد و ازاین‌رو یک معیار پس‌رویدادی تلقی می‌شود. دقت پیش‌بینی سود از اهمیت خاصی برخوردار است زیرا سرمایه-گذاران به اطلاعاتی نظیر سود هر سهم اتکا کرده و در قیمت‌گذاری سهام از آن استفاده می‌کنند. این پیش‌بینی‌ها بیانگر انتظارات مدیریت از عملکرد آتی شرکت است. به اعتقاد هاتن و استوکن[3] (۲۰۰۷)، شرکتی که پیش‌بینی سود معتبری در دوره‌های گذشته منتشر کرده باشد، سرمایه-گذاران به اخبار پیش‌بینی سود شرکت در دوره جاری عکس‌العمل سریع‌تر نشان می‌دهند و این عامل موجب حذف ریسک اطلاعاتی شرکت شده و همچنین صرف ریسک موردنیاز سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد؛ بنابراین دقت پیش‌بینی سود برای سرمایه‌گذاران حائز اهمیت بوده و خطای آن عامل مهمی در عملکرد بازار ثانویه است. با توجه به توضیحات فوق انتظار می‌رود دقت پیش‌بینی سود، موجب کاهش ریسک شرکت گردد.

۲-۳- تأثیر مدیریت سود واقعی بر رابطه بین پیش‌بینی سود و ریسک شرکت

اگرچه انگیزه مدیران برای افشای پیش‌بینی سود، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین خود و سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی است، ولی مهم‌ترین عامل، منافع شخصی آن‌ها است و از طریق مدیریت سود واقعی می‌توانند به این مهم دست یابند. منافع شخصی مدیران ممکن است در قالب تخصیص پاداش بر مبنای سود یا قیمت سهام باشد. پژوهش‌های تجربی نشان دادند که این انگیزه‌ها می‌تواند بر رفتار پیش‌بینی سود مدیران مؤثر باشد (هیرست و همکاران، ۲۰۰۸). به

1 Hirst, Koonce & Venkataraman
2 Waymire
3 Hutton & Stocken

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

اعتقاد نگار، ناندا و ویسوکی[1] (۲۰۰۳)، در شرکت‌هایی که پاداش مدیران بر مبنای سود است آن‌ها برای جلوگیری از قیمت‌گذاری نادرست سهام (که بر پاداش آن‌ها مؤثر است)، پیش‌بینی سود را به‌صورت متناوب منتشر می‌کنند و این افشای پیش‌بینی سود نه‌تنها ممکن است حاوی اخبار خوب باشد، بلکه در صورت وجود اطلاعات نامطلوب نیز به افشای سود می‌پردازند، زیرا عدم افشای سود، توسط سرمایه‌گذاران به‌عنوان اطلاعات نامطلوب تفسیر می‌شود؛ بنابراین آن‌ها به این نتیجه رسیدند که تعداد پیش‌بینی سود مدیران با پاداش و سهام تحت تملک آن‌ها رابطه مستقیم دارد. در این راستا پژوهش‌های تجربی نشان دادند که سهام تحت تملک مدیریت، موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سهامداران و مدیران می‌شود. ازآنجاکه عملکرد مدیریت تحت تأثیر انگیزه‌های وی قرار دارد؛ یکی از مهم‌ترین عملکردهای مدیریت، سود خالص شرکت است. سود شرکت می‌تواند به‌واسطه انگیزه‌های مختلف مدیریت، دست‌کاری شود (آلبرینگ و ژو، ۲۰۱۸). به اعتقاد دای[2] (۲۰۰۷)، وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهام‌داران، شرط اساسی برای انگیزه مدیران از طریق مدیریت سود است؛ بنابراین این سؤال وجود دارد که آیا مدیریت سود بر رابطه بین پیش‌بینی سود و ریسک شرکت تأثیر می‌گذارد یا خیر؟ هرمالین و ویس بک (۲۰۱۲) معتقدند که مدیریت سود واقعی موجب کاهش ریسک‌گریزی مدیران و در نتیجه افزایش ریسک شرکت می‌شود. به اعتقاد هان و همکاران (۲۰۱۹)، مدیریت سود واقعی نقش مهمی در پیش‌بینی سود آن‌ها دارد؛ زیرا پیش‌بینی سود بر مبنای تمایلات مدیران در راستای استراتژی شرکت است. در حقیقت افشای اطلاعاتی در مورد پیش‌بینی سود بر مبنای ویژگی‌های شخصیتی مدیران، فعالیت‌های عملیاتی شرکت و پاداش مدیران صورت می‌گیرد.

۳-پیشینه پژوهش

۳-۱- پیشینه خارجی

چورو، هی و ژانگ[3] (۲۰۲۰) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا دین‌داری بر کیفیت پیش-بینی سود مدیران مؤثر هست یا خیر. یافته‌های پژوهش آن‌ها برای ۴۶۵۵ سال- شرکت بیانگر آن بود که شرکت‌هایی که در کشورهایی با اعتقادات مذهبی بالاتر قرار دارند نسبت به سایر شرکت‌ها تورش خوش‌بینی سود کمتری دارند و دین‌داری، تعصبات بدبینانه در پیش‌بینی سود مدیران را کاهش می‌دهد. هلل، کهلول و بزگارو[4] (۲۰۲۰)، در پژوهشی به بررسی پذیرش

1 Nagar, Nanda & Wysocki
2 Dye
3 Chourou, He & Zhang
4 Hlel, Kahloul & Bouzgarru

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی و حاکمیت شرکتی بر دقت پیش‌بینی سود پرداختند. یافته‌های آن‌ها برای ۴۵ شرکت فرانسوی طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ بیانگر آن بود که پذیرش استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی و حاکمیت شرکتی مؤثر منجر به افزایش دقت پیش-بینی سود می‌شود. لونکانی[1] (۲۰۱۹)، به بررسی تفاوت‌های جنسیتی و اریب در پیش‌بینی سود پرداخته است. هدف وی این بود که آیا مدیران زن نسبت به مدیران مرد، پیش‌بینی محافظه-کارانه‌ای از سود ارائه می‌کنند یا خیر. یافته‌های وی بر روی ۵۲۴۳ شرکت (شامل ۹۳۰ مدیر زن) طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۱ در تایلند نشان داد که پیش‌بینی سود مدیران زن به‌صورت محافظه‌کارانه بوده و این نوع پیش‌بینی به علت توانایی پایین مدیران زن نیست بلکه به روش پردازش اطلاعات آن‌ها بستگی دارد. گوتیرز، پاپیاشویلی و تریبو[2] (۲۰۱۹)، به بررسی انگیزه‌های مدیران برای جذب سرمایه‌گذاران پرداختند. یافته‌های آن‌ها با استفاده از رویکرد متغیرهای ابزاری برای ۴۰۳۷۱ سال- شرکت در اسپانیا بیانگر آن بود که افزایش انگیزه‌های مدیریت (از طریق قراردادهای جبران خدمات) منجر به افزایش ارائه اطلاعاتی در مورد تجزیه سهام و پیش‌بینی سود مدیران شده و این به‌نوبه خود در جذب سرمایه‌گذاران مؤثر است. نزیر و افزا[3] (۲۰۱۸)، به بررسی این مورد پرداختند که آیا پیش‌بینی سود مدیران رابطه بین حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت را کاهش می‌دهد یا خیر. نتایج آن‌ها برای ۱۹۴۴ سال-شرکت در پاکستان نشان داد که حاکمیت شرکتی با کاهش مسئله نمایندگی، تأثیر مستقیم و معنی‌دار بر ارزش شرکت دارد و رفتار فرصت‌طلبانه مدیران رابطه بین حاکمیت شرکتی و ارزش شرکت را تضعیف می‌کند. کیم، پاترو و پریرا[4] (۲۰۱۷)، به بررسی رابطه بین انگیزه‌های مدیران، اهرم مالی و ریسک شرکت پرداختند. یافته‌های آن‌ها برای ۱۷۹۲۳ سال – شرکت در آمریکا نشان داد که اهرم مالی رابطه مستقیم بین انگیزه‌های مدیران (در قالب پاداش) و ریسک‌پذیری مدیریت را تضعیف می‌کند و چنین اثری از اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی ناشی می‌شود. وانـگ و همکاران (۲۰۱۵)، به بررسی رابطه بین پیش‌بینی سود مدیران و تحلیل‌گـران مالی پرداختند. نتـایج آن‌هـا برای ۲۶۱۳ سال-شرکت در چین نشان داد که پیش‌بینی مستمر سود توسط مدیریت جذابیت خاصی برای تحلیل‌گران مالی نداشته و موجب کاهش دقت پیش‌بینی تحلیل‌گران مالی می‌شود. از سوی دیگر آن‌ها به این نتیجه رسیدند که افشای اطلاعاتی در مورد پیش‌بینی سود مدیران به انتقال اطلاعات و کارایی بازار سرمایه آسیب جدی وارد می‌کند و نیاز به تدوین خط‌مشی‌های اساسی در افشای

1 Lonkani
2 Gutiérrez, Papiashvili & Tribó
3 Nazir & Afza
4 Kim, Patro & Perira

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

اطلاعات است. در پژوهشی دیگر ایمهوف و سیوی[1] (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر افشای داوطلبانه (در قالب پیش‌بینی سود مدیریت) بر رابطه بین ریسک‌پذیری و ارزش شرکت پرداختند. یافته‌های آن‌ها برای ۲۱۰۷ شرکت آمریکایی طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۸ نشان داد که ریسک‌پذیری بر ارزش شرکت تأثیر مستقیمی دارد و پیش‌بینی سود مدیران رابطه مثبت بین ریسک و ارزش شرکت را تضعیف می‌کند. فورستر و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهشی به بررسی این مورد پرداختند که آیا افشای داوطلبانه مدیران از پیش‌بینی سود بر ارزیابی بلندمدت سرمایه‌گذاران از ریسک و ارزش شرکت تـأثیر می‌گذارد یـا خیر. یافته‌های پژوهش آن‌ها برای ۷۳۵۸ شرکت آمریکایی طی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ بیانگر این بود که بین پیش‌بینی سود مدیریت و ریسک شرکت (شامل نوسان بازده سهام، شاخص ریسک سیستماتیک و فاصله بین قیمت پیشنهادی خریدوفروش) رابطه منفی وجود دارد. اگرچه زمانی که پیش‌بینی سود به‌صورت دقیق، مستمر و قابل‌اتکا صورت گیرد بین ارزش شرکت و پیش‌بینی سود رابطه مستقیم وجود دارد.

۳-۲- پیشینه داخلی

در پژوهشی کفاش‌پور یزدی، تفتیان و معین‌الدین (۱۳۹۸)، به بررسی اثر محیط اطلاعاتی بر رابطه بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک غیرسیستماتیک پرداختند. یافته‌های آن‌ها برای ۶۵ شرکت طی سال‌هـای ۱۳۸۸ تـا ۱۳۹۵ بیانـگر رابطه مستقیم و معنی‌دار بین خطـای پیش-بینی مدیریت و ریسک غیر سیستماتیک بود و شدت رابطه این دو متغیر در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی قوی‌تر، کمتر بود. در پژوهشی دیگر حاجی ابراهیمی و اسکندر (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر بیش اطمینانی مدیریت بر ریسک‌پذیری و عملکرد شرکت پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها برای ۱۵۰ شرکت در طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ نشان داد بیش اطمینانی مدیریت بر ریسک‌پذیری و عملکرد شرکت تأثیر معنی‌دار ندارد. صیادی، دستگیر و علی‌احمدی (۱۳۹۸) در پژوهشی به مطالعه نقش مدیریت ریسک شرکت بر رابطه بین توانایی مدیریت و افزایش کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. نتایج پژوهش برای ۱۰۶ شرکت در طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ نشان داد که مدیریت ریسک شرکت به‌تنهایی تأثیری بر رابطه توان مدیریت در افزایش کارایی سرمایه‌گذاری و یا کاهش ناکارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ندارد. آقایی، علیزاده و سفیدگران (۱۳۹۸)، به بررسی تأثیر دفعات تجدیدنظر پیش‌بینی سود بر عملکرد شرکت پرداختند. یافته‌های آن‌ها برای ۱۲۵ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ نشان داد که افزایش دفعات تجدیدنظر پیش‌بینی سود باارزش شرکت رابطه مستقیم و با هزینه سرمایه رابطه منفی و به‌طورکلی با عملکرد شرکت رابطه

1 Imhof & Seavey

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

مثبت و معنی‌دار دارد. محمودآبادی و زمانی (۱۳۹۷)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین ریسک-پذیری شرکت و عملکرد مالی با تأکید بر سازوکارهای راهبری شرکتی پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش برای ۱۰۱ شرکت در طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ نشان داد که میزان ریسک‌پذیری شرکت‌ها رابطه مثبت و معنی‌دار با عملکرد مالی آن‌ها دارد. همچنین درصد اعضای مستقل هیئت‌مدیره، اثر منفی و معنی‌دار بر میزان ریسک‌پذیری شرکت دارد ولی درصد مالکیت سهامداران نهادی و تعداد اعضای هیئت‌مدیره با میزان ریسک‌پذیری رابطه معنی‌دار ندارند. صالح-نژاد و وقفی (۱۳۹۵)، به تأثیر پیش‌بینی سود توسط مدیریت بر ریسک و ارزش شرکت پرداختند. یافته‌های آن‌ها برای ۱۱۰ شرکت در طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ بیانگر آن بود که بین ارزش شرکت و پیش‌بینی سود رابطه مستقیم و معنی‌دار وجود دارد ولی بین ریسک شرکت (شاخص ریسک سیستماتیک) و پیش‌بینی سود رابطه‌ای وجود ندارد و به اعتقاد آن‌ها، پیش‌بینی سود فاقد محتوای اطلاعاتی در زمینه ریسک شرکت است. در پژوهشی عباس‌زاده، صالحی و رستمی (۱۳۹۴)، ارتباط نوع خبر سود پیش‌بینی شده فصلی و میزان تأخیر در آن و ارتباط تأخیر در اعلام سود با دقت پیش‌بینی سود را بررسی کردند. نتایج آن‌ها برای ۱۳۰ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲ نشان داد که بین خبر بد و تأخیر در اعلام سود رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد. همچنین با افزایش تأخیر در اعلام سود پیش‌بینی شده، دقت پیش‌بینی سود افزایش می-یابد. در پژوهشی دیگر زلقی، بیات و دانش‌عسگری (۱۳۹۳)، به بررسی تأثیر پیش‌بینی سود از جانب مدیریت بر ریسک غیر سیستماتیک پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها بر روی ۷۶ شرکت در طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۱ بیانگر این بود که بین دقت و دفعات پیش‌بینی سود مدیران و ریسک غیرسیستماتیک رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد و در حقیقت پیش‌بینی سود هر سهم اطلاعات نامتقارن بین مدیران، سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران را کاهش داده و با کاهش هزینه سرمایه، منجر به افزایش ارزش شرکت می‌شود. خدادادی، حاجی‌زاده و قربانی (۱۳۹۱)، به بررسی تأثیر رفتار چسبندگی هزینه‌ها بر قابلیت پیش‌بینی سود شرکت‌ها پرداختند. یافته‌های آن‌ها برای ۱۱۰ شرکت در طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ نشان داد که چسبندگی هزینه‌های اداری و فروش و کل هزینه‌ها ارتباط منفی و معنی‌دار با قابلیت پیش‌بینی سود شرکت‌ها دارد.

۴- روش پژوهش

این پژوهش از نظر هدف از نوع کاربردی و از نظر ماهیت، توصیفی (از نوع علی-مقایسه‌ای) و از نوع پس‌رویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته) است. در این پژوهش به منظور تدوین مبانی نظری، روش کتابخانه‌ای مورداستفاده قرارگرفته است و به منظور جمع‌آوری داده‌های مالی از سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال) استفاده شده است. برای دسته‌بندی و تلخیص داده‌ها

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

از نرم‌افزار اکسل و به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم‌افزارهای اس.پی.اس.اس[1] (نسخه ۲۶)، ایویوز[2] (نسخه ۱۱) و استتا[3] (نسخه ۱۶) استفاده شده است.

۴-۱- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش را شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهند. نمونه این پژوهش شامل شرکت‌هایی است که اطلاعات مالی آن‌ها برای سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ در دسترس بوده و سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد و قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس پذیرفته‌شده باشند. همچنین جزء مؤسسات مالی، بانک‌ها، بیمه‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشد. پس از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۱۵۵ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۶ تـا ۱۳۹۷ جهت بررسی، انتخاب شدند کـه جدول (۱) نحوه انتخـاب نمونه را نشـان می‌دهد. لازم به ذکر است که در محاسبه برخی از متغیرها از اطلاعات سال‌های قبل (۱۳۸۳،۱۳۸۴ و ۱۳۸۵) نیز استفاده شده است.

جدول (۱): انتخاب نمونه پژوهش

شرح	تعداد
تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مطابق آخرین به‌روزرسانی	۳۳۵
کسر می‌شود: شرکت‌های حاضر در صنعت بانک، بیمه، سرمایه‌گذاری...	(۴۷)
کسر می‌شود: شرکت‌های پذیرفته‌شده پس از سال ۱۳۸۶ کسر می‌شود	(۵۴)
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفندماه نیست	(۵۲)
کسر می‌شود: عدم معامله سهام شرکت	(۱۷)
کسر می‌شود: شرکت‌های فاقد اطلاعات کامل	(۱۰)
شرکت‌های منتخب	۱۵۵

۴-۲- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه تجربی، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر مطرح می‌شوند:

فرضیه اول: دقت پیش‌بینی سود مدیران بر ریسک‌پذیری شرکت تأثیر منفی و معنی‌دار دارد.

فرضیه دوم: افق پیش‌بینی سود مدیران بر ریسک‌پذیری شرکت تأثیر منفی و معنی‌دار دارد.

فرضیه سوم: تأثیر دقت پیش‌بینی سود بر ریسک‌پذیری شرکت با در نظر گرفتن مدیریت سود واقعی، به شکل معنی‌داری افزایش می‌یابد.

فرضیه چهارم: تأثیر افق پیش‌بینی سود بر ریسک‌پذیری شرکت با در نظر گرفتن مدیریت سود واقعی، به شکل معنی‌داری افزایش می‌یابد.

1 SPSS 26
2 Eviews 11
3 STATA 16

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

۴-۳- تعریف عملیاتی متغیرها

۴-۳-۱- پیش‌بینی سود مدیریت (DISC)

در این پژوهش از شاخص‌های مربوط به پیش‌بینی سود مدیریت به‌عنوان معیاری از وضعیت افشای اطلاعات، استفاده شده است. جهت سنجش این متغیر از دو معیار به شرح زیر استفاده شده است (آلبرینگ و ژو، ۲۰۱۸):

۴-۳-۱-۱- دقت پیش‌بینی سود (Accuracy)

دقت پیش‌بینی سود با استفاده از مدل (۱) محاسبه‌شده است. مقادیر بزرگ‌تر نشان‌دهنده دقت بیشتر مدیران در پیش‌بینی سود هر سهم است (بال و همکاران،۲۰۱۲). این معیار در مدل (۱) نشان داده‌شده است:

$$\text{Accuracy}_{i,t} = \left|\frac{\text{سود واقعی} - \text{سود برآوردی}}{\text{سود واقعی}}\right| \times -1 \qquad \text{مدل (۱)}$$

Accuracy_{it}: دقت پیش‌بینی سود مدیران برای شرکت i در زمان t.

۴-۳-۱-۲- افق پیش‌بینی سود (Horizon)

افق پیش‌بینی سود بیانگر به‌موقع بودن افشای اطلاعات توسط مدیریت است که با استفاده از مدل (۲) محاسبه‌شده است (بال و همکاران،۲۰۱۲). بیشتر بودن این متغیر بیانگر افشای به‌موقع پیش‌بینی سود و کمتر بودن آن بیانگر تأخیر در افشای پیش‌بینی سود هر سهم است.

$$Horizon_{it} = \text{Log}\,(1 + \text{فاصله بین تاریخ پیش بینی سود و پایان سال مالی}) \qquad \text{مدل (۲)}$$

۴-۳-۲- مدیریت سود واقعی (REM)

برای اندازه‌گیری مدیریت سود واقعی، از مدل ریچودهاری[1] (۲۰۰۶)، استفاده شده است. شرکت‌ها می‌توانند دست‌کاری سود واقعی را از طریق تسریع در فروش به‌واسطه به‌کارگیری تخفیفات فروش و انجام فروش‌های اعتباری بکار گیرند. یکی دیگر از راه‌های دست‌کاری سود واقعی، کاهش بهای تمام‌شده به دلیل افزایش تولیدات و یکی دیگر از راه‌های دست‌کاری سود واقعی از طریق مخارج اختیاری همانند هزینه‌های توزیع و فروش، تبلیغات و... صورت می‌گیرد که به‌تفصیل در ادامه موردبررسی قرارگرفته‌اند.

1 Roychowdhury

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

۴-۳-۲-۱- هزینه‌های غیرعادی اختیاری (ABNDisx)

کاهش سطح هزینه‌های اختیاری در طی دوره جاری منجر به افزایش سطح سود گزارش‌شده می‌گردد. همچنین زمانی که هزینه‌های اختیاری به‌صورت نقدی پرداخت می‌گردند، هر کاهشی در سطح این نوع از هزینه‌ها منجر به افزایش سطح جریان‌های نقدی دوره جاری خواهد شد. برای محاسبه این نوع از دست‌کاری سود در اولین قدم، سطح عادی هزینه‌های اختیاری را با استفاده از مدل (۳) برآورد می‌کنیم:

$$\frac{\mathrm{DISX_{it}}}{\mathrm{Asset_{it-1}}} = \alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{Sales_{it}}{Asset_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it} \qquad \text{مدل (۳)}$$

در مدل رگرسیونی (۳):

$\mathbf{Disx_{it}}$: هزینه‌های اختیاری است که از جمع هزینه‌های تبلیغات، هزینه‌های اداری، توزیع و فروش محاسبه می‌شود؛ $\mathbf{Sales_{it}}$: فروش شرکت $\mathbf{Asset_{it-1}}$: مجموع دارایی‌ها در ابتدای دوره پس از اجرای مدل رگرسیون خطی فوق، مقادیر باقیمانده (ε_{it}) بیانگر میزان هزینه‌های غیرعادی اختیاری خواهد بود.

۴-۳-۲-۲- هزینه‌های غیرعادی تولید (ABNPROD)

مطابق نظر ریچودهاری (۲۰۰۶) بهای تولید برابر مجموع بهای تمام‌شده کالای فروش رفته و تغییرات در موجودی کالا است. برای اندازه‌گیری بهای غیرعادی تولید ابتدا با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه خطی (۴)، سطح نرمال بهای تولیدی محاسبه و سپس با کسر بهای واقعی تولید از هزینه‌های نرمال تولید، هزینه‌های غیرعادی تولید(ε_{it}) محاسبه می‌شود:

$$\frac{\mathrm{Prod_{it}}}{\mathrm{Asset_{it-1}}} = \alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{\mathrm{Sales_{it}}}{\mathrm{Asset_{it-1}}}\right) + \alpha_2\left(\frac{\Delta\mathrm{Sales_{it}}}{\mathrm{Asset_{it-1}}}\right) + \alpha_3\left(\frac{\Delta\mathrm{Sales_{it-1}}}{\mathrm{Asset_{it-1}}}\right) + \varepsilon_{it\,(6)} \qquad \text{مدل (۴)}$$

در مدل رگرسیون (۴):

$\mathbf{Prod_{it}}$: بهای تولید که حاصل جمع بهای تمام‌شده کالای فروش رفته و تغییرات در موجودی کالا است؛ $\mathbf{Sale_{it}}$: فروش شرکت ر دوره جاری؛ $\mathbf{Asset_{it-1}}$: مجموع دارایی‌ها در ابتدای دوره

۴-۳-۲-۳- جریانات نقدی عملیاتی غیرعادی (ABNCFO)

این نوع از دست‌کاری سود از طریق افزایش در سطح فروش شرکت به‌وسیله اعطای تخفیف بیشتر در قیمت‌های فروش و نیز اعطای شرایط فروش اعتباری آسان‌تر به مشتریان ایجاد می‌شود. به اعتقاد ریچودهاری، این روش در نهایت منجر به کاهش جریان نقد عملیاتی شرکت خواهد شد. برای محاسبه جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی از مدل رگرسیون چندگانه خطی (۵) استفاده شده است (ریچودهاری، ۲۰۰۶).

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

$$\frac{CFO_{it}}{Asset_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{Sales_{it}}{Asset_{it-1}}\right) + \alpha_2\left(\frac{\Delta Sales_{it}}{Asset_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$ مدل (۵)

در مدل رگرسیونی (۵):

CFO_{it}: جریان نقد عملیاتی شرکت در دوره جاری؛ **$Sales_{it}$**: فروش شرکت در دوره جاری؛ **$Asset_{it-1}$**: مجموع دارایی‌ها در ابتدای دوره

سپس برای برآورد جریان نقد عملیاتی غیرعادی (ε_{it})، جریان نقد عملیاتی واقعی شرکت‌ها را از سطح عادی (نرمال) جریان نقد عملیاتی که به‌وسیله ضرایب مدل فوق محاسبه‌شده است کسر خواهیم نمود. منفی بودن نتیجه به‌دست‌آمده بیانگر اعمال‌نظر مدیریت در سود این شرکت‌ها (مقادیر باقی‌مانده مدل رگرسیون) خواهد بود. در نهایت میزان مدیریت سود واقعی با استفاده از حاصل جمع مقادیر باقیمانده مدل‌های سه‌گانه فوق حاصل می‌گردد که در مدل (۶) نشان داده‌شده است. هر چه مقدار به‌دست‌آمده بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده میزان دست‌کاری و اعمال‌نظر بیشتر مدیریت در سود شرکت است (کوهن، دی و لیس[1]، ۲۰۰۸).

$$REM_{it} = ABNCFO_{it} + ABNPROD_{it} + ABNDISX_{it}$$ مدل (۶)

REMit: شاخص مدیریت سود واقعی؛ ABNCFOit: جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی؛ ABNPRODit: بهای غیرعادی تولید؛ ABNDISXit: هزینه‌های غیرعادی اختیاری.

۴-۳-۳- ریسک‌پذیری شرکت (RISK)

متغیر وابسته پژوهش، ریسک‌پذیری شرکت است که میزان عدم اطمینان مربوط به عایدی و جریانات نقدی آینده مربوط به سرمایه‌گذاری‌های جدید است. در این پژوهش جهت سنجش ریسک‌پذیری از انحراف معیار باقی‌مانده‌های روزانه حاصل از مدل بازار (معادله رگرسیونی ۷) استفاده شده است (آلبرینگ و ژو، ۲۰۱۸).

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i MKTR_{it} + \varepsilon_{it}$$ مدل (۷)

در مدل رگرسیونی (۷):

R_{it}: بازده روزانه سهام است که برای محاسبه آن از تغییرات روزانه قیمت سهام نسبت به قیمت روز قبل (قیمت پایانی) استفاده شده است؛ **$MKTR_{it}$**: بازده روزانه بازار سرمایه است که برای محاسبه آن از درصد تغییرات در شاخص بازار (شاخص کل بورس) استفاده شده است؛ **ε_{it}**: باقی‌مانده مدل بازار.

1 Cohen, Dey & Lys

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

۴-۳-۴- اندازه شرکت (SIZE)

برای سنجش اندازه شرکت از لگاریتم مجموع فروش استفاده شده است. انتظار می‌رود ضریب متغیر اندازه شرکت منفی باشد زیرا شرکت‌های بزرگ‌تر تمایل کمتری برای ریسک دارند (فریرا و لاکس،۲۰۰۷).

۴-۳-۵- نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MTB)

برای کنترل فرصت‌های رشد شرکت از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام استفاده شده است. انتظار بر این است که ضریب این متغیر مثبت باشد زیرا شرکت‌های با رشد بیشتر، تمایل به ریسک بیشتر دارند (آلبرینگ و ژو، ۲۰۱۸).

۴-۳-۶- اهرم مالی (LEV) و بازده دارایی‌ها (ROA)

برای کنترل اهرم مالی شرکت از نسبت بدهی بلندمدت به مجموع دارایی‌ها استفاده شده است. برای کنترل عملکرد حسابداری شرکت‌ها نیز از نسبت بازده دارایی (سود عملیاتی پس از کسر مالیات بر مجموع دارایی‌های عملیاتی) استفاده شده است. انتظار می‌رود ضریب هر دو متغیر منفی باشد زیرا شرکت‌های با اهرم و سود بیشتر، تمایل کمتری به ریسک دارند.

۴-۳-۷- نسبت سهامداران نهادی (INST)

مطابق بند ۲۷ ماده ۱ قانون بازار اوراق بهادار، سهامداران نهادی شامل: بانک‌ها، بیمه‌ها، هلدینگ-ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، شرکت تأمین سرمایه، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، اشخاص حقیقی و حقوقی مالک بیش از ۵ درصد سهام، شرکت‌های دولتی، سازمان‌ها و نهادهای عمومی و دولتی و اعضای هیئت‌مدیره و مدیران ناشر است. انتظار بر این است که ضریب ایـن متغیر مثبت باشد، زیرا شرکت‌هـایی که سهامـداران نهادی بیشتری دارند در پروژه‌های با ریسک بالا مشارکت می‌کنند (پیتروسکی و رالستون[1]، ۲۰۰۴).

۴-۳-۸- تقسیم سود (DD)

این متغیر یک متغیر دامی (دو وجهی) بوده و برای شرکت‌هایی که سود تقسیم می‌کنند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر در نظر گرفته‌شده است. انتظار بر این است که ضریب این متغیر منفی باشد زیرا مدیران شرکت‌هایی که سود تقسیم می‌کنند ریسک گریزی بیشتری دارند.

۴-۳-۹- نوسان سود (EVOL) و نوسان بازده (RVOL)

برای محاسبه نوسان سود از انحراف معیار سود خالص به مجموع دارایی‌ها در سه سال گذشته استفاده شده است. برای محاسبه نوسان بازده نیز از انحراف معیار بازده ماهیانه سهام طی سه

1 Piotroski & Roulstone

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

سال گذشته استفاده شده است. انتظار بر این است که ضرایب این دو متغیر منفی باشد؛ زیرا شرکت‌هایی که از نظر سود و بازده نوسان زیادی داشته باشند، پیش‌بینی سود آن‌ها از کیفیت بالا برخوردار نخواهد بود (بال و همکاران، ۲۰۱۲).

۴-۳-۱۰- انتشار سهام (ISSUE) و ارزش بازار (MV)

متغیر انتشار سهام به‌صورت دامی تعریف‌شده است و درصورتی‌که شرکت طی سال اقدام به انتشار سهام نماید عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر به آن اختصاص داده‌شده است. برای محاسبه ارزش بازار نیز از لگاریتم تعداد سهام شرکت در متوسط قیمت سهام طی سال استفاده شده است. انتظار بر این است که شرکت‌هایی که ارزش بازار بیشتری دارند و تأمین مالی خود را از طریق سهام انجام می‌دهند پیش‌بینی سود دقیق و به‌موقع داشته باشند (آلبرینگ و ژو، ۲۰۱۸).

۴-۳-۱۱- بازده سهام (RET) و اخبار بد (BDNWE)

برای سنجش بازده سالیانه از نوسانات قیمت سهام (با در نظر گرفتن سود تقسیمی و افزایش سرمایه) استفاده شده است. برای سنجش اخبار بد نیز از متغیر دامی استفاده شده است. درصورتی‌که بازده سهام منفی باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر به آن اختصاص داده‌شده است. انتظار بر این است که ضریب هر دو متغیر مثبت باشد زیرا شرکت‌های با بازده بالا و تجربه بازده منفی سعی می‌کنند که پیش‌بینی سود دقیق‌تری داشته باشند (نگار و همکاران، ۲۰۰۳).

۴-۴- مدل تجربی پژوهش

برای بررسی فرضیه‌های پژوهش از سیستم معادلات هم‌زمان استفاده شده است. سیستم معادلات هم‌زمان وقتی مورداستفاده است که چند متغیر وابسته داریم (Risk و DISC) که بین آن‌ها وابستگی متقابل وجود دارد. در معادله رگرسیونی (۱) که معادله رگرسیونی اصلی است متغیر DISC درحالی‌که یک متغیر برون‌زا (مستقل) است، ولی برای معادله رگرسیونی (۲) در نقش متغیر درون‌زا (وابسته) ظاهرشده است و متغیر Risk در معادله (۲) درحالی‌که در نقش متغیر برون‌زا است، در معادله (۱) در نقش متغیر درون‌زا ظاهرشده است. بدین ترتیب برای تخمین چنین متغیرهایی در سیستم معادلات هم‌زمان چندین روش وجود دارد که یکی از آن‌ها روش حداقل مربعات دومرحله‌ای است.

برای بررسی فرضیه‌های اول و دوم از روابط (۱) و (۲) و برای فرضیه‌های سوم و چهارم از روابط (۳) و (۴) استفاده شده است (آلبرینگ و ژو، ۲۰۱۸).

رابطه (۱)
$$\begin{aligned}\mathrm{Risk}_{i,t+1} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{DISC}_{i,t} + \alpha_2 \mathrm{SIZE}_{i,t} + \alpha_3 \mathrm{MTB}_{i,t} + \alpha_4 \mathrm{LEV}_{i,t} \\ & + \alpha_5 \mathrm{ROA}_{i,t} + \alpha_6 \mathrm{INST}_{i,t} + \alpha_7 \mathrm{DD}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

$$DISC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Risk_{i,t+1} + \beta_2 EVOL_{i,t} + \beta_3 RVOL_{i,t} + \beta_4 ISSUE_{i,t} + \beta_5 MV_{i,t} + \beta_6 MTB_{i,t} + \beta_7 RET_{i,t} + \beta_8 BDNWS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۲)

$$Risk_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 DISC_{i,t} + \alpha_2 REM_{i,t} + \alpha_3 DISC_{i,t} \times REM_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 MTB_{i,t} + \alpha_6 LEV_{i,t} + \alpha_7 ROA_{i,t} + \alpha_8 INST_{i,t} + \alpha_9 DD_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۳)

$$DISC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Risk_{i,t+1} + \beta_2 EVOL_{i,t} + \beta_3 RVOL_{i,t} + \beta_4 ISSUE_{i,t} + \beta_5 MV_{i,t} + \beta_6 MTB_{i,t} + \beta_7 RET_{i,t} + \beta_8 BDNWS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۴)

در پژوهش‌های پیشین نشان داده شده است که متغیر پیش‌بینی سود دارای اثرات درون‌زایی است. این بدان معنی است که پیش‌بینی سود و ریسک‌پذیری شرکت به‌گونه‌ای است که ممکن است تحت تأثیر یکدیگر و متغیرهای مشترک قرار گیرند (دالی وال، خورانا و پریرا[1]، ۲۰۱۱). زمانی که تورش درون‌زایی (بین متغیر درون‌زا و مقدار باقی‌مانده مدل رگرسیون ارتباط وجود داشته باشد و منجر به نقض فرض کلاسیک رگرسیون خطی شود) وجود دارد، نمی‌توان بر نتایج روش حداقل مربعات معمولی اتکا نمود. برای غلبه بر این مشکل از رویکرد متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود. در این رویکرد، ابتدا پژوهشگر مجموعه‌ای از متغیرها را که درون‌زا نیستند (و متغیرهای ابزاری نامیده می‌شوند) انتخاب کرده و سپس از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای، حداقل مربعات سه مرحله‌ای و یا روش حداکثر نسبت راست نمایی که شامل برآورد حداقل دو معادله رگرسیون به‌صورت هم‌زمان برای برآورد پارامترهای مدل رگرسیونی است، بهره می‌برد (که در این پژوهش از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای استفاده شده است). اگر پژوهشگر بتواند مجموعه‌ای از متغیرها را بیابد که در درجه نخست درون‌زا نباشند و یا به‌اصطلاح دارای اعتبار باشند (با جمله خطای مدل همبستگی معنی‌دار نداشته باشند) و در درجه دوم با متغیرهای درون‌زای مدل همبستگی معنی‌دار داشته باشند (دارای ارتباط باشند)، استفاده از رویکرد حداقل مربعات دومرحله‌ای نسبت به رویکرد حداقل مربعات معمولی، نتایج قابل‌اتکاتری را گزارش می‌نماید (وولدریج[2]، ۲۰۰۲)؛ بنابراین در روش حداقل مربعات دومرحله‌ای در دو مرحله از روش حداقل مربعات عادی استفاده می‌شود. در مرحله اول متغیرهای توضیحی که درون‌زا هستند روی متغیرهای ابزاری برازش می‌شوند. در مرحله دوم به‌جای آن متغیرها از برآوردهای مربوطه استفاده کرده و معادله موردنظر را برآورد می‌کنیم (آلبرینگ و ژو، ۲۰۱۸).

1 Dhaliwal, Khuarana & Pereira
2 Wooldridge

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

۵- تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

۵-۱- آمار توصیفی

در این بخش آمار توصیفی متغیرهای پژوهش (کمی و کیفی) نشان داده‌شده است. لازم به ذکر است که در مرحله نخست در برخی از متغیرهای پژوهش داده‌های پرت وجود داشت که با استفاده از تکنیک وینزوری[۱]، اقدام به خنثی کردن داده‌های پرت در سطح صدک یکم و صدک ۹۹ گردید. ازآنجاکه متغیرهای کمی پژوهش مطابق آزمون جارک-برا نرمال نبودند بنابراین در تفسیر متغیرها در آمار توصیفی به‌جای میانگین از میانه و به‌جای انحراف معیار از دامنه میان چارکی (اختلاف چارک اول و سوم) استفاده شده که برای توزیع‌های نامتقارن به کار می‌رود.

جدول (۲) : آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	دامنه میان‌چارکی
اندازه شرکت	۵/۸۹۳	۵/۸۶۳	۸/۴۹۷	۳/۰۴۱	۰/۶۸۸	۰/۷۹۰
نوسان بازده	۰/۱۷۷	۰/۱۴۹	۰/۳۶۸	۰/۰۷۱	۰/۰۹۶	۰/۱۳۴
بازده دارایی	۰/۱۱۵	۰/۰۹۷	۰/۳۶۰	-۰/۰۶۲	۰/۱۱۰	۰/۱۴۱
ریسک شرکت	۰/۰۲۹	۰/۰۲۹	۰/۰۶۳	۰/۰۱۱	۰/۰۱۶	۰/۰۱۹
بازده سهام	۰/۳۳۶	۰/۱۷۱	۱/۴۱۲	-۰/۲۷۱	۰/۵۲۵	۰/۶۸۳
ارزش بازار	۵/۹۱۴	۵/۸۷۵	۸/۶۵۹	۴/۱۰۱	۰/۷۳۲	۰/۹۰۵
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۱/۱۳۸	۱/۰۴۰	۲/۰۳۷	۰/۵۳۴	۰/۴۷۳	۰/۶۸۰
مدیریت سود واقعی	۰/۲۵۳	۰/۲۱۹	۰/۵۱۴	۰/۰۸۵	۰/۱۳۸	۰/۲۱۰
اهرم مالی	۰/۰۷۳	۰/۰۴۵	۱/۳۷	۰/۰۰۱	۰/۰۸۸	۰/۰۶۶
نسبت سهامداران نهادی	۰/۷۴۴	۰/۸۰۰	۰/۹۴۸	۰/۳۵۶	۰/۱۸۹	۰/۲۵۵
افق پیش‌بینی سود	۱/۱۹۳	۱/۴۱۴	۱/۴۹۱	۰/۴۷۷	۰/۳۶۸	۰/۵۵۵
نوسان سود	۰/۰۵۰	۰/۰۴۲	۰/۱۱۱	۰/۰۱۴	۰/۰۳۱	۰/۰۴۶
دقت پیش‌بینی سود	-۰/۶۷۰	-۰/۴۳۱	-۰/۱۱۲	-۱/۹۶۰	۰/۶۲۵	۰/۷۷۴

متغیرهای کیفی	مقدار یک		مقدار صفر	
	تعداد	درصد	تعداد	درصد
اخبار بد	۵۹۲	۳۱/۸۲	۱۲۶۸	۶۸/۱۸
تقسیم سود	۱۵۳۸	۸۲/۶۸	۳۲۲	۱۷/۳۲
انتشار سهام	۴۴۴	۲۳/۸۷	۱۴۱۶	۷۶/۱۳

همان‌طور که در جدول (۲) می‌توان مشاهده نمود؛ میانه دقت پیش‌بینی سود، ۰/۴۳۱- است. این نتیجه نشان می‌دهد که تفاوت بین سود پیش‌بینی شده و سود واقعی تقریباً ۴۳ درصد سود واقعی است. هر چه این مقدار ازلحاظ جبری بزرگ‌تر باشد، بیانگر دقت پیش‌بینی سود بالاتری است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که میانه افق پیش‌بینی سود برابر با ۱/۴۱۴ است و این بدان معنی است که فاصله بین پیش‌بینی سود سالیانه و پایان سال مالی تقریباً ۲۵ روز (۱-۱۰^{۱,۴۱۴})

۱ Winsorize

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

است که این نتیجه بیانگر این است که افشای پیش‌بینی سود به‌موقع نیست. میانه متغیر ریسک-پذیری شرکت برابر با ۰/۰۲۵ است که بیانگر ریسک‌پذیری کمتر شرکت‌های موردمطالعه است. میانه متغیر مدیریت سود واقعی نیز نشان می‌دهد که دست‌کاری مدیریت در فروش، هزینه‌های اختیاری و تولید ۲۱/۹ درصد دارایی‌های شرکت است. در مورد متغیرهای کیفی نیز نتایج نشان می‌دهد که ۲۳/۸۷ درصد از شرکت‌های موردمطالعه اقدام به افزایش سرمایه از طریق صدور سهام نموده و ۸۲/۶۸ درصد آن‌ها در طی دوره اقدام به تقسیم سود نمودند و ۶۸/۱۸ درصد شرکت‌ها در طی دوره زمانی دارای بازدهی مثبت می‌باشند.

۵-۲- آزمون فرضیه‌های پژوهش

قبل از آزمون فرضیه‌های پژوهش به بررسی این مورد پرداخته شد که آیا بین ویژگی‌های پیش‌بینی سود (دقت پیش‌بینی سود و افق پیش‌بینی سود) و ریسک شرکت رابطه علت و معلولی وجود دارد یا خیر. بدین منظور با توجه به مانایی متغیرها از آزمون علیت گرنجر استفاده شده است که جدول (۳) آن را نشان می‌دهد.

جدول (۳): آزمون علیت گرنجر

رابطه متغیرها	مقدار شاخص تأخیری	آمار فیشر
ریسک شرکت علت دقت پیش‌بینی سود نیست.	۱	۱۲/۸۳۵***
دقت پیش‌بینی سود علت ریسک شرکت نیست.	۱	۲۳/۹۸۸***
ریسک شرکت علت افق پیش‌بینی سود نیست.	۱	۱۹/۳۳۷***
افق پیش‌بینی سود علت ریسک شرکت نیست.	۱	۷/۷۰۹***

***معنی‌داری در ۹۹ درصد

قابل‌ذکر است که چون برای پیش‌بینی سود از دو ویژگی استفاده شده است، آزمون علیت برای این دو متغیر به‌صورت جداگانه اجرا می‌شود.

نتایج حاصل از جدول ۳ بیانگر این است که با توجه به مقدار آماره فیشر و سطح اطمینان ۹۹ درصد برای کلیه روابط به این نتیجه رسیدیم که بین ریسک شرکت و معیارهای پیش‌بینی سود توسط مدیران رابطه علت و معلول به‌صورت خطی وجود دارد. مقدار شاخص تأخیری نیز نشان می‌دهد که تأثیرگذاری متغیرها با یک دوره تأخیر (Lag) صورت گرفته است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

۵-۲-۱- آزمون فرضیه اول

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش در قالب سیستم معادلات هم‌زمان و با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات دومرحله‌ای در جدول (۴) نشان داده‌شده است.

جدول (۴): آزمون فرضیه اول

متغیرها	ضرایب	آماره تی	سطح معنی‌داری
متغیر وابسته: ریسک			
دقت پیش‌بینی سود	-۰/۰۹۹	-۶/۴۷	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۰۰۷	-۵/۲۴	۰/۰۰۰
ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۰۴	-۲/۷۸	۰/۰۰۵
اهرم مالی	۰/۰۳۸	۳/۸۲	۰/۰۰۰
بازده دارایی	۰/۰۰۸	۱/۰۲	۰/۳۰۸
نسبت سهامداران نهادی	-۰/۰۰۷	-۱/۹۵	۰/۰۵۱
تقسیم سود	۰/۰۰۲	۰/۸۲۰	۰/۴۱۳
عرض از مبدأ	۰/۰۶۹	۷/۴۲	۰/۰۰۰
آماره فیشر		۲۲/۸۹۰ (۰/۰۰۰)	
آزمون چاو-آماره فیشر		۲/۹۸۷(۰/۰۰۰)	
آزمون هاسمن-آماره کای دو		۵۲/۷۰۱ (۰/۰۰۰)	
متغیر وابسته: دقت پیش‌بینی سود			
ریسک شرکت	-۶/۳۴۶	-۵/۱۴۰	۰/۰۰۰
نوسان سود	-۰/۶۲۳	-۳/۷۷۰	۰/۰۰۰
نوسان بازده	۰/۰۱۲	۰/۲۹۰	۰/۷۷۵
انتشار سهام	-۰/۰۵۴	-۳/۴۹۰	۰/۰۰۰
ارزش بازار	-۰/۰۳۸	-۲/۲۵۰	۰/۰۲۵
ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۱۳	۱/۲۱۰	۰/۲۲۶
بازده سهام	-۰/۰۱۳	-۱/۴۳	۰/۱۵۲
اخبار بد	-۰/۰۲۸	-۱/۹۰	۰/۰۵۷
عرض از مبدأ	۰/۳۸۱	۲/۷۴۰	۰/۰۰۶
آماره فیشر		۱۸/۵۸۰ (۰/۰۰۰)	
آزمون چاو-آماره فیشر		۱/۹۸۲ (۰/۰۰۰)	
آزمون هاسمن-آماره کای دو		۶۰/۶۵۶ (۰/۰۰۰)	

ملاحظه می‌شود که مقدار آماره فیشر برای هر دو معادله (۲۲/۸۹۰ برای معادله اول و ۱۸/۵۸۰ برای معادله دوم) در سطح خطای یک درصد معنی‌دار است و مشکلی از بابت کلیت رگرسیون‌های حاصل از سیستم معادلات هم‌زمان وجود ندارد. همچنین با توجه به مقدار آماره فیشر برای آزمون چاو در مدل اول (۲/۹۸۷ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و برای مدل دوم (۱/۹۸۲ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و مقدار آماره کای دو برای آزمون هاسمن در مدل اول (۵۲/۷۰۱ در سطح

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

معنی‌داری ۰/۰۰۰) و برای مدل دوم (۶۰/۶۵۶ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) بیانگر برتری مدل داده‌های ترکیبی از نوع اثرات ثابت در مقایسه با داده‌های تلفیقی است.

مقدار ضریب متغیر دقت پیش‌بینی سود در معادله اول (۰/۰۹۹- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) بیانگر این است که این متغیر تأثیر معکوس و معنی‌دار بر متغیر ریسک شرکت دارد. مقدار ضریب متغیر ریسک شرکت در معادله دوم (۶/۳۴۶- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) بیانگر این است که این متغیر تأثیر معکوس و معنی‌دار بر متغیر دقت پیش‌بینی سود مدیران دارد؛ بنابراین فرضیه اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود و ملاحظه می‌شود که این دو متغیر به‌صورت دوطرفه بر یکدیگر تأثیر معنی‌دار دارند. نتایج حاصل از بررسی سایر متغیرهای کنترل نشان داد که در معادله اول متغیرهای اندازه شرکت (۰/۰۰۷- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (۰/۰۰۴- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۵) تأثیر معکوس و معنی-دار بر ریسک شرکت دارند و متغیر اهرم مالی (۰/۰۳۸ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) تأثیر مستقیمی بر ریسک شرکت دارند. در معادله دوم نیز متغیرهای نوسان سود (۰/۶۲۳- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰)، انتشار سهام (۰/۰۵۴- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و ارزش بازار شرکت (۰/۰۳۹- در سطح معنی‌داری ۰/۰۲۵) تأثیر معکوس و معنی‌دار بر دقت پیش‌بینی سود مدیران دارند.

۵-۲-۲-آزمون فرضیه دوم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش در قالب سیستم معادلات هم‌زمان و با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات دومرحله‌ای در جدول (۵) نشان داده‌شده است. ملاحظه می‌شود که مقدار آماره فیشر برای هر دو معادله (۱۱/۰۸۰ برای معادله اول و ۷/۹۸۰ برای معادله دوم) در سطح خطای یک درصد معنی‌دار است و مشکلی از بابت کلیت رگرسیون‌های حاصل از سیستم معادلات هم‌زمان وجود ندارد. همچنین با توجه به مقدار آماره فیشر برای آزمون چاو در مدل اول (۳/۰۱۶ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و برای مدل دوم (۳/۴۶۶ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و مقدار آماره کای دو برای آزمون هاسمن در مدل اول (۶۶/۵۱۹ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و برای مدل دوم (۸۷/۸۷۳ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) بیانگر برتری مدل داده‌های ترکیبی از نوع اثرات ثابت در مقایسه با داده‌های تلفیقی است.

مقدار ضریب متغیر افق پیش‌بینی سود در معادله اول (۰/۰۳۱- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۱) بیانگر این است که این متغیر تأثیر معکوس و معنی‌دار بر متغیر ریسک شرکت دارد. مقدار ضریب متغیر ریسک شرکت در معادله دوم (۱۰/۸۲۳- در سطح معنی‌داری ۰/۰۴۸) بیانگر این است که این متغیر تأثیر معکوس و معنی‌دار بر متغیر افق پیش‌بینی سود مدیران دارد؛ بنابراین فرضیه

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود و ملاحظه می‌شود که این دو متغیر به‌صورت دوطرفه بر یکدیگر تأثیر معنی‌دار دارند.

جدول (۵): نتایج فرضیه دوم

متغیرها	ضرایب	آماره تی	سطح معنی‌داری
متغیر وابسته: ریسک			
افق پیش‌بینی سود	-۰/۰۳۱	-۳/۴۸	۰/۰۰۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۲	-۱/۲۵	۰/۲۱۲
ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۰۴	-۲/۰۸	۰/۰۳۷
اهرم مالی	۰/۰۲۱	۱/۵۰	۰/۱۳۵
بازده دارایی	۰/۰۱۳	۱/۰۸	۰/۲۷۹
نسبت سهامداران نهادی	۰/۰۰۲	۰/۴۹۰	۰/۶۲۶
تقسیم سود	-۰/۰۰۹	-۲/۵۵۰	۰/۰۱۱
عرض از مبدأ	۰/۰۸۷	۷/۶۰۰	۰/۰۰۰
آماره فیشر		۱۱/۰۸۰ (۰/۰۰۰)	
آزمون چاو-آماره فیشر		۳/۰۱۶ (۰/۰۰۰)	
آزمون هاسمن-آماره کای دو		۶۶/۵۱۹ (۰/۰۰۰)	
متغیر وابسته: افق پیش‌بینی سود			
ریسک شرکت	-۱۰/۸۲۳	-۱/۹۸۰	۰/۰۴۸
نوسان سود	-۰/۱۰۳	-۰/۱۴۰	۰/۸۸۸
نوسان بازده	۰/۳۶۹	۱/۸۶۰	۰/۰۶۳
انتشار سهام	-۰/۰۹۵	-۱/۳۸۰	۰/۱۶۷
ارزش بازار	۰/۱۱۵	۱/۵۲۰	۰/۱۲۸
ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۷۴	۱/۵۳۰	۰/۱۲۶
بازده سهام	-۰/۱۴۳	-۳/۴۴	۰/۰۰۱
اخبار بد	-۰/۰۶۳	-۰/۹۴۰	۰/۳۴۵
عرض از مبدأ	۰/۵۶۲	۰/۱۹۱	۰/۳۶۳
آماره فیشر		۷/۹۸۰ (۰/۰۰۰)	
آزمون چاو-آماره فیشر		۳/۴۶۶ (۰/۰۰۰)	
آزمون هاسمن-آماره کای دو		۸۷/۸۷۳ (۰/۰۰۰)	

نتایج حاصل از بررسی سایر متغیرهای کنترلی نشان داد که در معادله اول، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (۰/۰۰۴-) در سطح معنی‌داری ۰/۰۳۷) و انتشار سهام (۰/۰۰۹ در سطح معنی‌داری ۰/۰۱۱) تأثیر معکوس و معنی‌دار بر ریسک شرکت دارند و در معادله دوم بازده سهام (۰/۱۴۳-) در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۱) تأثیر معکوس و معنی‌دار بر افق پیش‌بینی سود دارند.

۵-۲-۳-آزمون فرضیه سوم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش در قالب سیستم معادلات هم‌زمان و با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات دومرحله‌ای در جدول (۶) نشان داده‌شده است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

جدول (۶): نتایج فرضیه سوم

متغیرها	ضرایب	آماره تی	سطح معنی‌داری
متغیر وابسته: ریسک			
مدیریت سود واقعی *دقت پیش‌بینی سود	۰/۲۴۶	۲/۰۳۰	۰/۰۴۲
دقت پیش‌بینی سود	-۰/۱۴۶	-۳/۰۲۰	۰/۰۰۳
مدیریت سود واقعی	۰/۰۲۶	۲/۳۰۰	۰/۰۲۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۷	-۵/۳۳	۰/۰۰۰
ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۰۵	-۴/۰۶۰	۰/۰۰۰
اهرم مالی	۰/۰۴۴	۴/۲۱	۰/۰۰۰
بازده دارایی	۰/۰۱۱	۱/۱۰۰	۰/۲۷۰
نسبت سهامداران نهادی	-۰/۰۰۷	-۱/۸۳	۰/۰۶۷
تقسیم سود	۰/۰۰۶	۰/۱۸۰	۰/۸۵۶
عرض از مبدأ	۰/۰۶۸	۶/۱۲۰	۰/۰۰۰
آماره فیشر		۲۰/۴۷۰ (۰/۰۰۰)	
آزمون چاو-آماره فیشر		۴/۹۷۴ (۰/۰۰۰)	
آزمون هاسمن-آماره کای دو		۵۸/۹۰۷ (۰/۰۰۰)	
متغیر وابسته: دقت پیش‌بینی سود			
ریسک شرکت	-۱۶/۲۱۶	-۸/۵۶۰	۰/۰۰۰
نوسان سود	۰/۱۱۲	۰/۳۴۰	۰/۷۳۸
نوسان بازده	۰/۰۴۵	۰/۴۶۰	۰/۶۴۵
انتشار سهام	-۰/۰۹۳	-۲/۷۹۰	۰/۰۰۵
ارزش بازار	-۰/۱۵۴	-۵/۱۹۰	۰/۰۰۰
ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۲۸	-۱/۲۷۰	۰/۲۰۴
بازده سهام	-۰/۰۴۰	-۲/۰۱۰	۰/۰۴۵
اخبار بد	-۰/۰۱۸	-۰/۵۵۰	۰/۵۸۲
عرض از مبدأ	۱/۴۱۶	۶/۱۶۰	۰/۰۰۰
آماره فیشر		۱۲/۲۵۰ (۰/۰۰۰)	
آزمون چاو-آماره فیشر		۱/۹۸۲ (۰/۰۰۰)	
آزمون هاسمن-آماره کای دو		۶۰/۶۵۶ (۰/۰۰۰)	

ملاحظه می‌شود که مقدار آماره فیشر برای هر دو معادله (۲۰/۴۷۰ برای معادله اول و ۱۲/۲۵۰ برای معادله دوم) در سطح خطای یک درصد معنی‌دار است و مشکلی از بابت کلیت رگرسیون‌های حاصل از سیستم معادلات هم‌زمان وجود ندارد. همچنین با توجه به مقدار آماره فیشر برای آزمون چاو در مدل اول (۴/۹۷۴ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و برای مدل دوم (۱/۹۸۲ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و مقدار آماره کای دو برای آزمون هاسمن در مدل اول (۵۸/۹۰۷ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و برای مدل دوم (۶۰/۶۵۶ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) بیانگر برتری مدل داده‌های ترکیبی از نوع اثرات ثابت در مقایسه با داده‌های تلفیقی است.

مقدار ضریب متغیر دقت پیش‌بینی سود در معادله اول (۰/۱۴۶- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۳) بیانگر این است که این متغیر تأثیر معکوس و معنی‌دار بر متغیر ریسک شرکت دارد. مقدار ضریب

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

متغیر ریسک شرکت در معادله دوم (۱۶/۲۱۶- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) بیانگر این است که این متغیر تأثیر معکوس و معنی‌دار بر متغیر دقت پیش‌بینی سود مدیران دارد. همچنین مقدار مدیریت سود واقعی (۰/۰۲۶ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۳) و ضریب متداخل مدیریت سود واقعی و دقت پیش‌بینی سود (۰/۲۴۶ در سطح معنی‌داری ۰/۰۴۲) بیانگر این است که متغیر مدیریت سود واقعی تأثیر تعدیل‌گری داشته و موجب تضعیف رابطه بین دقت پیش‌بینی سود و ریسک شرکت شده است زیرا مقدار ضریب متغیر دقت پیش‌بینی سود از ۰/۰۹۹- (حاصل از فرضیه اول) به ۰/۱۴۶- رسیده است (کاهش‌یافته است).

۵-۲-۴-آزمون فرضیه چهارم

نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم پژوهش در قالب سیستم معادلات هم‌زمان و با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات دومرحله‌ای در جدول (۷) نشان داده‌شده است. ملاحظه می‌شود که مقدار آماره فیشر برای هر دو معادله (۱۱/۳۳۰ برای معادله اول و ۷/۵۰۰ برای معادله دوم) در سطح خطای یک درصد معنی‌دار است و مشکلی از بابت کلیت رگرسیون‌های حاصل از سیستم معادلات هم‌زمان وجود ندارد. همچنین با توجه به مقدار آماره فیشر برای آزمون چاو در مدل اول (۴/۰۱۴ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و برای مدل دوم (۳/۴۶۶ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و مقدار آماره کای دو برای آزمون هاسمن در مدل اول (۵۶/۰۰۷ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و برای مدل دوم (۸۷/۸۷۳ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) بیانگر برتری مدل داده‌های ترکیبی از نوع اثرات ثابت در مقایسه با داده‌های تلفیقی است.

مقدار ضریب متغیر افق پیش‌بینی سود در معادله اول (۰/۰۶۱- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) بیانگر این است که این متغیر تأثیر معکوس و معنی‌دار بر متغیر ریسک شرکت دارد. مقدار ضریب متغیر ریسک شرکت در معادله دوم (۱۶/۵۰۲- در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۵) بیانگر این است که این متغیر تأثیر معکوس و معنی‌دار بر متغیر افق پیش‌بینی سود مدیران دارد. همچنین مقدار مدیریت سود واقعی (۰/۰۹۲ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و ضریب متداخل مدیریت سود واقعی و افق پیش‌بینی سود (۰/۰۸۵ در سطح معنی‌داری ۰/۰۰۳) بیانگر این است که متغیر مدیریت سود واقعی تأثیر تعدیل‌گری مستقیمی داشته و موجب تضعیف رابطه بین افق پیش‌بینی سود و ریسک شرکت شده است زیرا مقدار ضریب متغیر افق پیش‌بینی سود از ۰/۰۳۱- (حاصل از فرضیه دوم) به ۰/۰۶۱- رسیده است (کاهش‌یافته است).

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

جدول (۷): نتایج فرضیه چهارم

متغیرها	ضرایب	آماره تی	سطح معنی‌داری
متغیر وابسته: ریسک			
افق پیش‌بینی سود	-۰/۰۶۱	-۵/۸۶۰	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	-۰/۰۰۵	-۱/۷۹۰	۰/۰۷۴
مدیریت سود واقعی	۰/۰۹۲	۳/۷۷۰	۰/۰۰۰
مدیریت سود واقعی* افق پیش‌بینی سود	۰/۰۸۵	۰/۸۴۰	۰/۰۰۳
ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۰۷	-۳/۷۹۰	۰/۰۰۰
اهرم مالی	۰/۰۳۸	۳/۴۱۰	۰/۰۰۱
بازده دارایی	۰/۰۱۱	۰/۷۰۰	۰/۴۸۲
نسبت سهامداران نهادی	-۰/۰۰۱	-۰/۲۶۰	۰/۷۹۱
تقسیم سود	-۰/۰۱۲	-۲/۴۵۰	۰/۰۱۴
عرض از مبدأ	۰/۱۱۴	۴/۸۳۰	۰/۰۰۰
آماره فیشر		۱۱/۳۳۰ (۰/۰۰۰)	
آزمون چاو-آماره فیشر		۴/۰۱۴ (۰/۰۰۰)	
آزمون هاسمن-آماره کای دو		۵۶/۰۰۷ (۰/۰۰۰)	
متغیر وابسته: افق پیش‌بینی سود			
ریسک شرکت	-۱۶/۵۰۲	-۲/۸۱۰	۰/۰۰۵
نوسان سود	۰/۳۲۰	۰/۴۱۰	۰/۶۸۴
نوسان بازده	۰/۳۸۸	۱/۸۳۰	۰/۰۶۸
انتشار سهام	-۰/۱۱۷	-۱/۵۹۰	۰/۱۱۱
ارزش بازار	۰/۰۴۸	۰/۵۹۰	۰/۵۵۳
ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۴۹	۰/۹۶۰	۰/۳۳۷
بازده سهام	-۰/۱۵۸	-۳/۵۵۰	۰/۰۰۰
اخبار بد	-۰/۰۵۷	-۰/۸۰۰	۰/۴۲۵
عرض از مبدأ	۱/۱۵۷	۱/۷۵۰	۰/۰۸۱
آماره فیشر		۷/۵۰۰ (۰/۰۰۰)	
آزمون چاو-آماره فیشر		۳/۴۶۶ (۰/۰۰۰)	
آزمون هاسمن-آماره کای دو		۸۷/۸۷۳ (۰/۰۰۰)	

با توجه به نتایج حاصل از فرضیه‌های سوم و چهارم مشخص شد که متغیر مدیریت سود واقعی رابطه بین شاخص‌های افشای پیش‌بینی سود مدیران (دقت پیش‌بینی سود و افق پیش‌بینی سود) و ریسک شرکت را تضعیف نموده است.

با توجه به توضیحات فوق به این نتیجه رسیدیم که دلیلی برای رد فرضیه‌های پژوهش در سطح اطمینان ۹۹ درصد وجود ندارد. یافته‌های این پژوهش با نتایج آلبرینگ و ژو (۲۰۱۸) و فورستر و همکاران (۲۰۰۸) مطابقت دارد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

۶- نتیجه‌گیری، پیشنهادها و محدودیت‌های پژوهش

در این پژوهش به بررسی تأثیر ویژگی‌های پیش‌بینی سود مدیران، به‌عنوان معیاری از سنجش افشای اطلاعات، بر وضعیت ریسک‌پذیری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر نقش مدیریت سود واقعی در قالب متغیر تعدیل‌گر پرداخته شد. با توجه به آن‌که وضعیت متغیرهای پیش‌بینی سود مدیریت و ریسک‌پذیری به‌گونه‌ای است که ممکن است تحت تأثیر یکدیگر قرار گیرند، از روش رگرسیون دومرحله‌ای در قالب سیستم معادلات هم‌زمان استفاده شد. نتایج نشان داد که با افزایش افشای اطلاعاتی در قالب سود هر سهم (دقت پیش‌بینی سود و افق پیش‌بینی سود) ریسک شرکت‌ها به صورتی معنی‌دار کاهش می‌یابد و مدیریت سود واقعی، رابطه معکوس بین پیش‌بینی سود و ریسک شرکت را به شکل معنی‌دار تضعیف نمود؛ بنابراین هرچقدر سود افشاشده توسط مدیران از خطای کمتر (دقت بیشتر) برخوردار باشد و افق پیش‌بینی سود طولانی‌تر باشد (به‌موقع افشا شود) سرمایه‌گذاران به چنین اطلاعاتی واکنش نشان می‌دهند و با کاهش عدم اطمینان آن‌ها ریسک شرکت کاهش می‌یابد. نتایج به‌دست‌آمده از متغیرهای کنترلی پژوهش نیز بیانگر آن بود که در حالت کلی با افزایش اندازه شرکت از میزان ریسک‌پذیری به شکل معنی‌داری کاسته شده و شرکت‌های بزرگ‌تر از ریسک‌پذیری کم‌تری برخوردار بودند. همچنین اهرم مالی در کل بر ریسک‌پذیری شرکت تأثیر مستقیم و معنی‌دار دارد و با افزایش اهرم مالی و تأمین مالی از محل بدهی‌های بلندمدت (نظیر تسهیلات مالی، انتشار اوراق قرضه یا انتشار اوراق مشارکت) بر میزان ریسک‌پذیری شرکت‌ها افزوده‌شده است.

در تعمیم‌یافته‌های پژوهش به شرکت‌های فرابورسی باید دقت لازم اعمال شود و از سوی دیگر نتایج به‌دست‌آمده برای کلیه صنایع بوده و به تفکیک صنعت بررسی نشده است.

۷- منابع و مأخذ

آقایی، محمدعلی؛ زهرا علیزاده و میرسعید سفیدگران (۱۳۹۸). بررسی تأثیر دفعات تجدیدنظر پیش‌بینی سود بر عملکرد شرکت در بازار سرمایه، **مجله پیشرفت‌های حسابداری** ۱۱(۱): ۱-۲۸.

حاجی ابراهیمی، مریم، و هدی اسکندر. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر بیش اطمینانی مدیریت بر ریسک‌پذیری و عملکرد شرکت، **پژوهش‌های تجربی حسابداری** ۸(۳): ۳۶۵-۳۴۰.

خدادادی، ولی؛ سعید حاجی‌زاده و رامین قربانی. (۱۳۹۱). تأثیر رفتار چسبندگی هزینه‌ها بر قابلیت پیش‌بینی سود شرکت‌ها، **فصلنامه حسابداری مالی** ۴(۱۴): ۱۰۵-۸۸.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

زلقی، حسن، مرتضی بیات و تهمینه دانش‌عسگری. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر پیش‌بینی سود از جانب مدیریت بر ریسک غیرسیستماتیک، **راهبرد مدیریت مالی** ۲(۵): ۱۳۶-۱۲۱.

صالح‌نژاد، حسن، و حسام وقفی. (۱۳۹۵). تأثیر پیش‌بینی سود توسط مدیریت بر ریسک و ارزش شرکت، **راهبرد مدیریت مالی** ۴(۱۲): ۱۲۲-۱۰۳.

صیادی، محمد؛ محسن دستگیر و علی احمدی. (۱۳۹۸). مطالعه نقش مدیریت ریسک شرکت بر رابطه بین توانایی مدیریت و افزایش کارایی سرمایه‌گذاری، **راهبرد مدیریت مالی** ۷(۲۴): ۳۹-۱.

عباس زاده، محمدرضا؛ مهدی صالحی و امین رستمی. (۱۳۹۴). زمان‌بندی اعلام سود فصلی، نوع خبر سود و دقت پیش‌بینی سود، **فصلنامه حسابداری مالی** ۷(۲۷): ۲۹-۱.

کفاش‌پور یزدی، مهسا؛ اکرم تفتیان و معین‌الدین محمود. (۱۳۹۸). بررسی اثر محیط اطلاعاتی بر رابطه بین خطای پیش‌بینی مدیریت و ریسک غیرسیستماتیک در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، **نشریه علمی حسابداری مدیریت** ۱۲(۴۱): ۱۶۹-۱۵۱.

محمودآبادی، حمید، و زینب زمانی. (۱۳۹۷). بررسی رابطه بین ریسک‌پذیری شرکت و عملکرد مالی با تأکید بر سازوکارهای راهبری شرکتی، **فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی** ۱۳(۴۹): ۱۷۰-۱۴۱.

Albring, S.M., and X. Xu. (2018). Management earnings forecasts, managerial incentives, and risk-taking, **Advances in Accounting** 42: 48-69.

Ball, R., S. Jayaraman, S. and L. Shivakumar. (2012). Audited financial reporting and voluntary disclosure as complements: A test of the confirmation hypothesis, **Journal of Accounting and Economics** 53: 136–166.

Bushman, R., and A. Smith. (2001). Financial accounting information and corporate governance, **Journal of Accounting and Economics** 32: 237–333.

Chourou, L., L. He and L. Zhang. (2020). Does Religiosity Enhance the Quality of Management Earnings Forecasts?, **Journal of business finance and Accounting** 1(47): 1-82.

Cohen, D.A., A. Dey, and D.T.Z. Lys. (2008). Real and Accrual-Based Earnings Management in the Pre- and Post-Serbanes-Oxley Periods. **The Accounting Review** 83(3): 757-787.

Coles, J., N. Daniel and L. Naveen. (2006). Managerial incentives and risk-taking, **Journal of Financial Economics** 79: 431–468.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

Dhaliwal, D., I. Khurana, and R. Pereira. (2011). Firm disclosure policy and the choice between private and public debt. **Contemporary Accounting Research** 28: 293–330.

Dye R. (2007). Earnings management in an overlapping generation's model. **Journal of Accounting Research** 26: 195-235.

Ferreira, M., and P. Laux. (2007). Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow. **Journal of Finance** 62: 951–986.

Foerster, SR., S.G. Sapp and Y. Shi. (2009). The Impact of Management Earnings Forecasts on Firm Risk and Firm Value, **AAA 2010 Financial Accounting and Reporting Section (FARS) Paper**.

Graham, J., C. Harvey and S. Rajgopal. (2005). The economic implications of corporate financial reporting, **Journal of Accounting and Economics** 40: 3-73.

Gutiérrez, M., N. Papiashvili and J.A. Tribó. (2019). Managerial incentives for attracting attention, **Uropean financial management** 1-42.

Han, S., Z. Rezaee and L. Tuo. (2019). Is cost stickiness associated with management earnings forecasts?, **Asian Review of Accounting**.

Hermalin, B., and M. Weisbach. (2012). Information disclosure and corporate governance, **Journal of Finance** 67: 195–233.

Hirst, E., L. Koonce and S. Venkataraman. (2008). Management earnings forecasts: a review and framework. **Accounting Horizon** 22(3): 315-338.

Hlel, K., I. Kahloul and H. Bouzgarru. (2020). IFRS adoption, corporate governance and management earnings forecasts. **Journal of Financial Reporting and Accounting** 1985-2517.

Hope, O., and W. Thomas. (2008). Managerial empire building and firm disclosure. **Journal of Accounting Research** 46: 591–626.

Hutton, A.P., and P.C. Stocken. (2007). Effect of reputation on the credibility of management forecasts. **Working paper**, Dartmouth College.

Imhof, M.J., and S.E. Seavey. (2014). Corporate risk-taking, firm value and high levels of managerial earnings forecasts. **Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting** 30: 328-337.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]

John, K., L. Litov and B. Yeung. (2008). Corporate governance and risk-taking**. Journal of Finance** 63: 1679–1728.

Kim, K., S. Patro and S. Perira. (2017). Option Incentives, Leverage, and Risk-Taking. **Journal of Corporate Finance** 43: 1-18.

Leuz, C., and R. Verrecchia. (2000). The economic consequences of increased disclosure. **Journal of Accounting Research** 38: 91–124.

Lonkani, R. (2019). Gender differences and managerial earnings forecast bias: Are female executives less overconfident than male executives?, **Emerging Market Review** 38: 18-34.

Nagar, V., D. Nanda, and P. Wysocki. (2003). Discretionary disclosure and stock-based incentives. **Journal of Accounting and Economics** 34: 283–309.

Nazir, M.S., and T. Afza. (2018). Does managerial behavior of managing earnings mitigate the relationship between corporate governance and firm value? Evidence from an emerging market.**Future Business Journal** 4: 139-156.

Piotroski, J., and D. Roulstone. (2004). The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices. **The Accounting Review** 25: 1119–1151.

Rogers, J.L., and P.C. Stocken. (2005). Credibility of management forecasts. **The Accounting Review** 80: 1233-1260.

Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. **Journal of Accounting and Economics** 42: 335-370.

Verrecchia, R. (2001). Essays on disclosure. **Journal of Accounting and Economics** 3: 97–180.

Wang, Y., Y. Chen and J. Wang. (2015). Management earnings forecasts and analyst forecasts: Evidence from mandatory disclosure system?, **China Journal of Accounting Research** 8: 133–146.

Waymire, G. (1985). Earnings Volatility and Voluntary Management Forecast Disclosure, **Journal of Accounting Research** 23(1): 268-295.

Wooldridge, J. (2002). **Econometric analysis of cross section and panel data, Cambridge**, MA: MIT Press.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1399.12.45.5.5]