فصلنامه حسابداری مالی/سال سیزدهم/ شماره ۵۲/زمستان ۱۴۰۰/صفحات ۱۳۳- ۱۱۰

تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی: نقش تعدیل‌کننده برآوردهای حسابداری

فرانک ندری *
محمد تقی کبیری **

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۱۸

چکیده

قابلیت مقایسه یکی از ویژگی‌های منحصربه‌فرد اطلاعات مالی است که مفید بودن آن‌ها را افزایش می‌دهد. سرمایه‌گذاران و سهامداران بدون وجود اطلاعات قابل‌مقایسه نمی‌توانند تصمیم‌های مالی و سرمایه‌گذاری بهینه‌ای اتخاذ نمایند. به نظر می‌رسد یکی از عواملی که می‌تواند بر ویژگی قابلیت مقایسه صورت‌های مالی اثرگذار باشد مبحث عدم اطمینان از سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها باشد. شرایط عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی می‌تواند بر عملکرد و برآوردهای حسابداری شرکت‌ها تأثیر بگذارد و این به‌نوبه خود، کیفیت سود و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را تحت تأثیر قرار دهد. با توجه به مطالب فوق، هدف این پژوهش بررسی تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌کننده برآوردهای حسابداری است. جامعه آماری پژوهش شامل ۱۲۸ شرکت در طی بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ است. روش آماری مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌های مطرح شده در این پژوهش، روش داده‌های ترکیبی است. نتیجه حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش نشان داد عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر منفی و معنادار دارد. همچنین نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان داد که برآوردهای حسابداری اثر معناداری بر رابطه بین عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی با قابلیت مقایسه صورت‌های مالی ندارد.

واژه‌های کلیدی: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، عدم اطمینان (نا اطمینانی) سیاست‌های اقتصادی، برآوردهای حسابداری.

* دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه حسابداری،دانشکده مدیریت و اقتصاد،دانشگاه لرستان،خرم آباد،ایران.
Email: Fnadri1370@gmail.com
** استادیار، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصادی،دانشگاه اراک،اراک،ایران. (نویسنده مسئول).
Email: Kabiri.m@lu.ac.ir

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

۱- مقدمه

استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی باید بتوانند صورت‌های مالی بنگاه اقتصادی را در طی زمان جهت شناسایی روند تغییرات در وضعیت مالی، انعطاف‌پذیری و عملکرد مالی بنگاه اقتصادی محاسبه نمایند و همچنین این متغیرها را نسبت به سایر بنگاه اقتصادی مقایسه نمایند. قابلیت مقایسه مستقیماً از استانداردهای حسابداری تأثیر می‌پذیرد. با این حال، استانداردهای حسابداری به‌تنهایی توانایی تعیین خروجی گزارشگری مالی را ندارند و عوامل اقتصادی، ویژگی‌های صنعت و انگیزه‌های سازمانی نقش مهمی در صورت‌های مالی افشا شده شرکت‌ها ایفا می‌نمایند (حبیب، حسن و الهادی[1]، ۲۰۱۸). با توجه به نتایج پژوهش برخی محققان مانند جین، کاناگارتنام، لیو و لوبو[2] (۲۰۱۹) و دهول، لیو، لوبو و میشرا[3] (۲۰۲۱) به نظر می‌رسد یکی از عواملی که می‌تواند بر ویژگی قابلیت مقایسه صورت‌های مالی اثرگذار باشد؛ مبحث عدم اطمینان از سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها باشد. سیاست‌های اقتصادی مانند میزان قوانین مالیاتی (مانند تعلق مالیات به مجموع درآمد واحدهای شغلی اشخاص حقیقی، تنها با کسر صرفاً یک معافیت؛ و یا تعلق حکم مالیات برای واحدهای مسکونی که فردی در آن‌ها سکونت ندارد) و درآمدهای دولت از این منبع، مخارج دولت، میزان نقدینگی و انتشار پول توسط دولت و نرخ ارز که توسط دولت‌ها تعیین می‌گردد؛ از جمله سیاست‌هایی است که تا حد قابل‌توجهی بر اقتصاد کشور، تولید ناخالص داخلی، تورم و ... اثرگذار است. عدم کنترل و ثبات در این سیاست‌ها و قوانین و تغییرات گاه‌به‌گاه این سیاست‌ها شرایط مبهم و آینده غیرقابل تحلیلی پیش روی سرمایه‌گذاران و بنگاه‌های تولیدی قرار می‌دهد (بیکر، بلوم و دیویس[4]، ۲۰۱۶). در چنین شرایطی شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران قادر به تحلیل و درک درستی در مورد تصمیمات مربوط به مصرف، پس‌انداز، سرمایه‌گذاری نیستند. در چنین شرایطی افق تصمیم‌گیری و چشم‌انداز بنگاه‌ها متفاوت خواهد بود. سیاست‌های مالی و حسابداری که شرکت‌ها در شرایط عدم قطعیت برمی‌گزینند، می‌تواند کیفیت اطلاعات مالی و تبع آن قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بنگاه‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد (دهول و همکاران،۲۰۲۱). همچنین، در شرایط عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی، کار برآورد و پیش‌بینی را برای مدیران بنگاه‌های اقتصادی سخت نموده و این امر (برآوردهای حسابداری ذهنی مدیریت در شرایط با دورنمای نامشخص)

1 Habib, Hasan & Al Hadi
2 Jin, Kanagaretna, Liu & Lobo
3 Dhole, Liu, Lobo & Mishra
4 Baker, Bloom & Davis

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

به‌نوبه خود می‌تواند اثر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را تعدیل نماید (دهول و همکاران، ۲۰۲۱).

۲- مبانی نظری پژوهش

سهامداران و سرمایه‌گذاران جهت اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری به صورت‌های مالی و اطلاعات مالی مندرج در این گزارش‌ها اتکا می‌نمایند. براین اساس، گزارشگری مالی یکی از منابع اطلاعاتی در دسترس بازارهای سرمایه است که نقش مؤثری در توسعه سرمایه‌گذاری و افزایش کارایی آن ایفا می‌کند (حبیب و همکاران، ۲۰۱۸). بر اساس مبانی نظری و استانداردهای حسابداری، اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی جهت اثرگذاری در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران باید از ویژگی‌های کیفی مانند قابل‌فهم و مفید بودن برخوردار باشند و چنین اطلاعاتی خود نیز دارای شاخصه‌ها و ویژگی‌های کیفی دیگری مانند قابلیت مقایسه، مربوط بودن و قابلیت اتکا (اعتماد) است (نبات دوست باغمیشه و محمدزاده سلاطه، ۱۳۹۵).

یکی از این ویژگی‌های کیفی مفهوم قابلیت مقایسه صورت‌های مالی است. قابلیت مقایسه صورت‌های مالی نقش مهمی در سودمندی اطلاعات جهت فرآیند تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان دارد (زلقی، افلاطونی و خزائی، ۱۳۹۶). محققان برای قابلیت مقایسه صورت‌های مالی مزایای متعددی مانند کاهش هزینه تحصیل اطلاعات، کاهش عدم اطمینان مرتبط با ارزیابی عملکرد و جریان نقد شرکت و افزایش کیفیت و کمیت اطلاعات در دسترس استفاده‌کنندگان خارجی، بهبود کار تحلیلگران از طریق کاهش خطاهای پیش‌بینی و پراکندگی پیش‌بینی را برشمرده‌اند (دیفرانکو، کوتاری و وردی[1]، ۲۰۱۱؛ کیم، کرافت و رایان[2]، ۲۰۱۳؛ کیم، لی، لو و یو[3]، ۲۰۱۶). با توجه به پژوهش محققان مختلفی مانند جین و همکاران (۲۰۱۹) و دهول و همکاران (۲۰۲۱) به نظر می‌رسد عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی یکی از عواملی است که می‌تواند بر سودآوری و کیفیت گزارشگری مالی و به‌تبع آن بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی شرکت‌ها تأثیرگذار باشد.

یکی از مفاهیم مرتبط با موضوع عدم ثبات و نوسانات اقتصادی، مفهوم عدم اطمینان (نا اطمینانی) است. کار اولیه و اساسی روی عدم اطمینان (نا اطمینانی) اقتصاد کلان در اوایل دهه ۱۹۲۰ به‌وسیله نایت[4] (۱۹۲۱) منتشر شد (هیبتی، صمدی و تجری، ۱۳۹۵). عدم اطمینان (نا

1 De Franco, Kothari & Verdi
2 Kim, Kraft & Ryan
3 Kim, Li, Lu & Yu
4 Knight

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

اطمینانی) در سیاست‌های اقتصادی؛ محاسبه هزینه- فایده اعمال و تصمیمات سرمایه‌گذاران؛ مدیریت بنگاه‌های اقتصادی و تولیدی را با ابهام همراه می‌نماید و ایشان نمی‌توانند مقدار دقیقی برای این‌گونه تصمیمات و فعالیت‌ها برآورد نمایند (سالم دزفولی، صالحی، جرجرزاده و نصیری، ۱۳۹۸). وضعیت عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی؛ ریسک شرکت‌ها را افزایش می‌دهد. به‌عنوان مثال، مطالعات پیشین نشان می‌دهد، عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی دولت؛ حق بیمه ریسک سهام و هزینه‌های مالی را افزایش می‌دهد و همچنین، یک عامل ریسک قیمت محسوب می‌گردد (بروگارد و دتزل[1]، ۲۰۱۵؛ بیکر و همکاران، ۲۰۱۶؛ پاستور و ورونسی[2]، ۲۰۱۲). همچنین، لهی و وایتد[3] (۱۹۹۶) عنوان نمودند شرکت‌ها در زمان نا اطمینانی اقتصادی میزان سرمایه‌گذاری در دارایی‌های خود را کاهش می‌دهند (کریمی و عسگری رنانی، ۱۳۹۱).

در شرایط ایدئال حسابداری، صورت‌های مالی همیشه ارزش ذاتی، ارزش واقعی و وجه نقد آتی شرکت را در قالب حساب‌هایی که کاملاً شناخته شده و تعریف شده هستند، منعکس می‌نمایند (اسکات[4]، ۲۰۱۳)؛ بنابراین، صورت‌های مالی در شرایط کاملاً ایدئال قابل‌مقایسه هستند. با این حال، در شرایط غیر ایدئال و عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی، گزارش‌های مالی نیاز به قضاوت قابل‌توجهی درباره میزان، شرایط و زمان جریان‌های نقدی آینده دارد که سبب شکل‌گیری ارتباط و قابلیت اطمینان در اطلاعات ارائه شده در قالب صورت‌های مالی می‌گردد. به عنوان مثال، گولن و ایون[5] (۲۰۱۵) دریافتند رابطه منفی و معناداری میان عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی و جریان‌های نقدی آینده و سودآوری شرکت برقرار است. به‌عبارت‌دیگر، عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی؛ جریان وجه نقد آتی شرکت و به‌تبع آن سودآوری شرکت را کاهش می‌دهد (نگوین و فان[6]، ۲۰۱۷) و این امر به‌نوبه خود می‌تواند کیفیت سود و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را تحت تأثیر قرار دهد (دهول و همکاران ۲۰۲۱).

بخش دیگری از پژوهش‌ها بر برآوردهای حسابداری و این احتمال که برآوردهای حسابداری می‌توانند اثر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های را تعدیل نمایند؛

1 Brogaard & Detzel
2 Pastor & Veronesi
3 Leahy & Whited
4 Scott
5 Gulen & Ion
6 Nguyen & Phan

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

متمرکز شده است. برآوردهای حسابداری به دو دلیل احتمالاً می‌تواند اثر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را تعدیل نماید. اول؛ برآوردهای حسابداری مدیران در شرایط عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی، برمبنای معیار و شاخص‌های باثباتی صورت نمی‌گیرد و اغلب ذهنی و بر مقیاس تورم برآوردی در آینده است و همین امر؛ نتایج و برآوردهای متفاوتی را سبب می‌گردد. به‌عبارت‌دیگر، افزایش تورم سبب می‌گردد تا اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی از واقعیت‌های اقتصادی به‌شدت فاصله بگیرند. به‌عنوان مثال، تأثیر تغییرات در شاخص قیمت مصرف‌کننده[1] را در نظر بگیرید. افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده؛ کالاها و خدمات را برای مشتریان گران‌تر می‌کند. بااین‌حال، افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده احتمالاً بر شرکت‌های مختلف آثار و تبعات گوناگونی نشان می‌دهد. تا جایی که امکان دارد صورت‌های مالی برخی شرکت‌هایی که بهتر می‌توانند تأثیر عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی را برآورد و پیش‌بینی نمایند و از این بابت محافظه‌کاری و شرایط رویارویی با چنین وقایعی را در نظر بگیرند، سودآوری بیشتری نشان دهد و همچنین، واقعیات اقتصادی را بهتر منعکس می‌نماید که نتیجه نهایی چنین حالتی افزایش ویژگی قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری و افزایش توانایی سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی سودهای آتی از طریق ارزیابی عملکرد فعلی خواهد بود (دهول و همکاران،۲۰۲۱). از طرفی، شرکت‌هایی که نتوانند سازوکارهای لازم جهت رویارویی با پدیده عدم اطمینان سیاست اقتصادی در نظر بگیرند، ممکن است عملکرد مالی منفی ثبت نمایند. دوم؛ برآوردهای حسابداری مدیریت در شرایط عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی می‌تواند زمینه را جهت مدیریت سود در شرکت‌ها فراهم نماید. به‌عنوان مثال، اگر دولت نرخ مالیات بر درآمد را افزایش دهد و یا تخفیف‌های مالیاتی را کاهش دهد؛ می‌تواند زمینه و مشوق‌هایی برای مدیران شرکت‌ها در جهت اجتناب مالیاتی و افزایش سودآوری شرکت و به‌تبع آن براساس نظریه نمایندگی؛ برای مدیریت سود را فراهم آورد (جین و همکاران، ۲۰۱۹). گنتر[2] (۱۹۹۴) و مونم[3] (۲۰۰۳) شواهدی ارائه نمودند که تغییرات در سیاست‌های مالیاتی دولت مدیریت سود در شرکت‌ها را افزایش دهد که در نهایت نتیجه هر دو حالت بیان شده در فوق؛ کاهش کیفیت سود و به‌تبع آن کاهش قابلیت مقایسه صورت‌های مالی است (جین و همکاران، ۲۰۱۹؛ دهول و همکاران، ۲۰۲۱).

با توجه به موارد فوق و شرایط عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی که در طی چندین سال

1 Consumer Price Index (CPI)
2 Guenther
3 Monem

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

گذشته به دلایل متعددی مانند تحریم‌های همه‌جانبه نفتی، بانکی، پتروشیمی، سرمایه‌گذاری و... در کشور ایران حکم‌فرماست و تبعات ملموسی که این متغیر (پدیده) در طی سال‌های جاری برای بنگاه‌های تولیدی و سرمایه‌گذاران فعال در کشور ایران داشته است و همچنین فواید بسیاری که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی می‌تواند جهت ارزیابی پروژه‌ها و اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌تواند برای اشخاص و شرکت‌ها به همراه داشته باشد؛ این پژوهش قصد دارد به بررسی تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی با در نظر گرفتن اثر تعدیلگری برآوردهای حسابداری در شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران بپردازد.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- پژوهش‌های خارجی

با توجه به بررسی‌های پژوهشگر؛ در خارج از کشور تنها یک مورد به بررسی این موضوع پرداخته است و در داخل کشور پژوهشی در زمینه موضوع این پژوهش انجام نشده است. در ادامه به تعدادی از پژوهش‌های مرتبط و یا نزدیک به موضوع مطالعه حاضر اشاره خواهد شد.

دهول و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی "تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی" در کشور ایالات‌متحده آمریکا پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشانگر تأثیر منفی و معنادار عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بود. بعلاوه، آن‌ها دریافتند که تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در شرکت‌هایی که کیفیت اقلام تعهدی پایینی دارند و نوسانات درآمدی زیادی دارند، منفی‌تر است. همچنین، آن‌ها دریافتند اتخاذ سیاست حسابداری به‌طور سیستماتیک بر تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی اثر تعاملی ندارد.

ناگار، اسچوالفیلد و ولمن[1] (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی "تأثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذاران و افشای مدیریت" پرداختند. آن‌ها دریافتند عدم قطعیت در سیاست‌های اقتصادی سبب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی میان سهامداران و مدیریت خواهد شد که تبعاتی مانند افزایش فاصله میان قیمت پیشنهادی خرید سهم و قیمت فروش را به دنبال دارد. آن‌ها دریافتند که مدیران با افزایش افشاهای داوطلبانه قصد دارند به شرایط نا اطمینانی حاکم بر فضای اقتصادی جامعه پاسخ دهند اما این اقدام تنها تا میزان کمی

1 Nagar, Schoenfeld & Wellman

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

سبب کاهش فاصله میان قیمت پیشنهادی خرید سهم و قیمت فروش سهم خواهد شد. نتایج پژوهش آن‌ها به طور کلی نشان داد که عدم ثبات و قطعیت در سیاست‌های کلان اقتصادی دولت تأثیر مهم و معناداری بر محیط اطلاعاتی شرکت (عدم تقارن اطلاعاتی) و میزان افشاهای مدیریت دارد.

فانگ، لی، ژین و ژانگ[1] (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی "تأثیر قراردادهای بدهی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی" در کشور ایالات‌متحده آمریکا پرداختند. آن‌ها دریافتند که اخذ وام و تسهیلات از طرف شرکت بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر مثبت و معنادار دارد. آن‌ها دریافتند که شرکت‌هایی که قصد اخذ وام و استقراض دارند با قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بیشتر، سریع‌تر می‌توانند فرآیند اخذ وام را به پایان برسانند. آن‌ها همچنین دریافتند که تعهد و وثیقه شرکت برای سایرین بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر منفی و معنادار دارد.

راس، شی و ژی[2] (۲۰۱۶) "عوامل تعیین‌کننده قابلیت مقایسه صورت‌های مالی" را در سطح کشوری و سطح شرکتی در اتحادیه اروپا و کشور آمریکا مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با بررسی ۱۶ کشور اتحادیه اروپا و همچنین کشور آمریکا؛ در سطح کشوری، شش متغیر و در سطح شرکتی، سه متغیر را به‌عنوان تعیین‌کننده قابلیت مقایسه در نظر گرفتند و نتیجه‌گیری کردند که در سطح شرکتی متغیر اندازه شرکت با قابلیت مقایسه رابطه مستقیم و متغیرهای مدیریت سود و نوسانات بازده دارایی‌ها با قابلیت مقایسه رابطه معکوس دارند.

۲-۳- پژوهش‌های داخلی

رضایی و کیانی (۱۴۰۰) طی مطالعه‌ای به "بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و خطر سقوط قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران" پرداختند. نتایج نشان داد در شرایط عدم اطمینان اقتصادی، خطر سقوط قیمت سهام افزایش یافته و معیارهای عدم اطمینان اقتصادی رابطه منفی بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و خطر سقوط قیمت سهام را تعدیل می‌کنند. علاوه بر این، نتایج پژوهش ایشان نشان داد که ارتقاء ویژگی کیفی قابلیت مقایسه در صورت‌های مالی باعث تسهیل دسترسی سرمایه‌گذاران به برخی اطلاعات افشاء نشده توسط مدیران شرکت‌ها می‌شود و ازاین‌رو، انگیزه مدیران جهت انباشت اخبار بد کاهش یافته و درنتیجه ریسک سقوط قیمت سهام در اثر انتشار ناگهانی اخبار بد مخفی‌شده؛ کاهش می‌یابد.

1 Fang, Li, Xin & Zhang
2 Ross, Shi & Xhi

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

حسن بگلو (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به "بررسی تأثیر دوره تصدی مدیرعامل بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی با تأکید بر نوع حسابرس" پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که دوره تصدی مدیرعامل بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر معنادار دارد. اندازه حسابرس، تأثیر مستقیم دوره تصدی مدیرعامل بر قابلیت مقایسه صورت‌های را تقویت می‌کند.

خزایی، زلقی و افلاطونی (۱۳۹۸) طی پژوهشی به بررسی "تأثیر توانایی مدیریت بر میزان قابلیت مقایسه صورت‌های مالی" پرداختند. پژوهش ایشان نشان داد که توانایی مدیریت، تأثیر مثبت و معناداری بر قابلیت مقایسهٔ صورت‌های مالی دارد. آن‌ها استدلال نمودند با توجه به یافته‌های پژوهش می‌توان دریافت که شرکت‌ها می‌توانند با به‌کارگیری مدیران تواناتر، قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را تقویت کنند.

نره‌ئی، فرهنگیان و عزیزی (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی "تأثیر دوره تصدی حسابرس بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" پرداختند. نتایج یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دوره تصدی حسابرس بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر معناداری دارد.

۴- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری، فرضیه‌های زیر برای این پژوهش مطرح گردیده است:

فرضیه اول: عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر منفی و معنادار دارد.

فرضیه دوم: برآوردهای حسابداری تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را تقویت می‌کند.

۵- روش پژوهش

پژوهش حاضر با شناخت و بررسی آثار مستقیم و غیرمستقیم عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، مبانی کاربردی برای فعالان بازار سرمایه شامل سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل و... فراهم خواهد نمود؛ بنابراین در دسته پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد و از لحاظ توصیفی- همبستگی است.

۵-۱- جامعه آماری و نمونه پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. قلمرو زمانی پژوهش یک دوره ۱۰ ساله، بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ می‌باشد. جهت

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

انتخاب نمونه پژوهش از روش حذف سامانمند استفاده شده است. بدین صورت که شرکت‌های تحت بررسی جز شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ و واسطه‌گری مالی نباشند. به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی شرکت؛ منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد. کلیه داده‌های مورد نیاز پژوهش برای شرکت‌های مورد بررسی؛ موجود باشد. شرکت طی دوره مورد بررسی تغییر سال مالی نداده باشد. معاملات سهام شرکت به طور مداوم در بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته باشد و توقف معاملاتی بیش از سه ماه در مورد سهام یاد شده اتفاق نیفتاده باشد. با توجه به شرایط و محدودیت‌های فوق، از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، در مجموع ۱۲۸ شرکت به‌عنوان جامعه آماری نهایی پژوهش انتخاب گردید.

۲-۵- ابزار گردآوری اطلاعات

جهت گردآوری منابع نظری، ادبیات موضوع و مباحث تئوریک پژوهش از منابع کتابخانه‌ای (کتب، مقالات و مجلات موجود در زمینه پژوهش مورد نظر) پایان‌نامه‌ها، نشریات معتبر بین‌المللی که به‌صورت آنلاین در پایگاه‌های اینترنتی موجود می‌باشد و سایر پایگاه‌های علمی معتبر استفاده شد. همچنین در این پژوهش جهت محاسبه متغیر عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی از متغیرهای مخارج دولت، درآمد عملیاتی دولت، حجم نقدینگی و نرخ ارز استفاده شده است که متغیرهای مخارج دولت، درآمد عملیاتی دولت، حجم نقدینگی در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به‌طور سالانه افشا و منتشر می‌گردد و پژوهشگر از این طریق به محاسبه و گردآوری آن‌ها اقدام می‌نماید. همچنین، متغیر نرخ ارز نیز به‌وسیله نرخ ارز آزاد و از طریق سایت شبکه اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز محاسبه گردید.

اطلاعات و داده‌های خام مورد نیاز شرکت‌ها به‌منظور بررسی متغیرهای اصلی و کنترلی فرضیه‌های پژوهش، از طریق نرم‌افزارهای ره‌آورد نوین و تدبیر پرداز گردآوری شد.

۳-۵- متغیرهای پژوهش

الف) متغیر وابسته: متغیر وابسته در این مطالعه قابلیت مقایسه صورت‌های مالی[1] است.

شرکت‌هایی با رویدادهای اقتصادی همبسته و حسابداری مشابه برای این رویدادها، صورت‌های مالی همبسته‌ای در طول زمان خواهند داشت (دیفرانکو و همکاران، ۲۰۱۱) برای آزمون قابلیت مقایسه حسابداری، در این پژوهش نسخه کلی از معیار قابلیت مقایسه حسابداری که توسط دیفرانکو، کوتاری و وردی (۲۰۱۱) ارائه شده است؛ برآورد گردید. براساس این مدل سیستم حسابداری یک شرکت به‌عنوان تابعی در نظر گرفته می‌شود که رویدادهای اقتصادی (بازده

1 Financial Statement Comparability

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

سهام) را به گزارش‌های مالی (سود حسابداری) تبدیل می‌کند. به‌طوری که هرچه تابع حسابداری دو شرکت شباهت بیشتری با هم داشته باشد، قابلیت مقایسه صورت‌های مالی آن‌ها بیشتر خواهد بود. با استفاده از این معیار برای محاسبه قابلیت مقایسه بین دو شرکت i و j، ابتدا مدل رگرسیونی شماره (۱) برای هرسال- شرکت و با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره شش‌ساله اخیر، برآورد شد. لازم به ذکر است توجه به این مطلب که دوره زمانی این پژوهش ۱۰ ساله و از سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ می‌باشد. از طرفی، با توجه به اینکه جهت برآورد مدل شماره (۱) به داده‌های (سود خالص و بازده سهام سالانه) شش سال گذشته نیاز است؛ بنابراین، برای محاسبه این متغیر از اطلاعات سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است.

مدل (۱) $E(NI)_{it=}a_i+b_1Ret_{it}+\varepsilon_{it}$

که در آن:

E(NI): سود خالص شرکت تقسیم بر ارزش بازار ابتدای دوره سهام شرکت و ***RET***: بازده سالانه سهام شرکت است که نرخ بازده سالانه سهام، از نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده است.

ضرایب برآورد شده از مدل (۱) معرف تابع حسابداری شرکت است که رویدادهای اقتصادی (بازده) را به گزارش حسابداری (سود) تبدیل می‌کند؛ یعنی a_i و β_i نشان‌دهنده تابع حسابداری شرکت i و a_j و β_j معرف تابع حسابداری شرکت j است. شباهت بین تابع حسابداری دو شرکت، میزان قابلیت مقایسه بین دو شرکت را نشان می‌دهد. لذا برای برآورد تفاوت بین تابع و عملیات حسابداری دو شرکت i و j، در هرسال از طریق مدل‌های شماره (۲) و (۳) سود شرکت i به‌طور جداگانه یک‌بار با استفاده از تابع حسابداری خود شرکت i و یک‌بار با استفاده از تابع حسابداری شرکت j اما با بازده خود شرکت i (رویداد مشابه)، برای دوره زمانی مشابه با دوره زمانی مدل (۱) پیش‌بینی شد.

مدل (۲) $E(NI)_{iit=}a_i+b_1Ret_{it}+\varepsilon_{it}$

مدل (۳) $E(NI)_{ijt=}b_{ij}+b_jRet_{it}+\varepsilon_{it}$

سپس بر اساس مدل‌های شماره (۲) و (۳) به ترتیب $\mathbf{E(NI)_{iit}}$ سود پیش‌بینی شده شرکت i در دوره t؛ و $\mathbf{E(NI)_{ijt}}$ سود پیش‌بینی شده شرکت i در دوره t با استفاده از تابع حسابداری شرکت j می‌باشد. پس از محاسبه مقادیر فوق، میانگین تفاوت در مقادیر سود پیش‌بینی شده بیانگر تفاوت در تابع حسابداری دو شرکت است. لذا قرینه آن، میزان شباهت و قابلیت مقایسه بین دو شرکت را به شرح رابطه (۱) نشان می‌دهد:

رابطه (۱) $Comparability_{ijt=}-\frac{1}{6}\sum|E(NI)_{iit}-E(NI)_{ijt}|$

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

که در مدل فوق، **Comparability** قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بین دو شرکت i و j در سال t است. به طریق مشابه، برای هرسال و برای هر جفت شرکت i با شرکت‌های j عضو یک صنعت، معیار قابلیت مقایسه صورت‌های مالی محاسبه شده و سپس میانه مقادیر محاسبه شده برای شرکت i در سال t به عنوان معیار قابلیت مقایسه خاص شرکت i (Comparability) تعریف می‌شود.

ب) متغیر مستقل:

متغیر مستقل در این پژوهش عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی است که براساس مدل بیکر و همکاران (۲۰۱۶) برای محاسبه شاخص نا اطمینانی سیاست‌های کلان اقتصادی دولت و از طریق مخارج دولت، درآمد عملیاتی به‌عنوان شاخصی از مدیریت بخش مالی اقتصاد و از حجم نقدینگی به‌عنوان شاخصی از بخش پولی و از حاشیه نرخ ارز به‌عنوان شاخصی از سیاست ارزی استفاده شده است. افزایش یا کاهش در درآمدها و هزینه‌های دولت یا به عبارتی کسری بودجه به لحاظ تأثیر بر دیگر متغیرهای اقتصادی دارای اهمیت قابل‌توجهی می‌باشد. کسری بودجه اندک و غیرمستمر فارغ از نحوه تأمین آن می‌تواند وسیله‌ای برای مقابله با رکود و دیگر تنش‌های اقتصادی محسوب شود؛ اما کسری بودجه کلان و مستمر با در نظر گرفتن روش تأمین آن دارای آثار متعددی بر اقتصاد خواهد بود (امیری و پیرداده بیرانوند، ۱۳۹۸). افزایش نقدینگی و درنتیجه کاهش نرخ بهره سبب کاهش سرمایه‌گذاری در بازار پول شده و منابع مالی به سمت بازار سرمایه سرازیر می‌گردد. از طرفی، افزایش نقدینگی و افزایش نرخ بهره سبب افزایش سرمایه‌گذاری در بازار پول و منابع مالی را به سمت بازارهای غیرمولد سوق می‌دهد که به عدم اطمینان در سیاست‌های اقتصادی دامن می‌زند. نرخ ارز به‌عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، منعکس‌کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی سایر کشورها است. نرخ ارز سطح رقابت‌پذیری یک کشور در بازارهای جهانی را نشان می‌دهد. در یک اقتصاد باز، نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای اقتصادی، متغیری کلیدی بشمار می‌رود. یکی از مسائل مهمی که در زمینه نرخ ارز وجود دارد، مسئله نوسانات نرخ ارز و تأثیر آن بر عملکرد متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصاد کلان است (دهول و همکاران،۲۰۲۱). لازم به ذکر است که منبع کلیه داده‌های مربوط به این متغیر اطلاعات در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران موجود می‌باشد. در ادامه مراحل ساخت این شاخص به تفضیل شرح داده می‌شود:

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

ساخت شاخص عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی با استفاده از متغیرهای مخارج دولت، درآمدهای عملیاتی دولت، حجم نقدینگی و نرخ ارز به‌صورت پنج مرحله و به شکل زیر محاسبه می‌گردد:

الف- آزمون LM-Test برای اطمینان حاصل نمودن از وجود اثرات آرچ و گارچ در متغیرها.

ب- برآورد معادله میانگین و واریانس متغیرهای مذکور با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ.

ج- تعیین ضریب اهمیت هر متغیر با توجه به اثر متغیر بر متغیر وابسته.

ت- رتبه‌بندی سری زمانی نوسانات استخراجی از مرحله قبل.

ث- ترکیب نوسان‌های متغیرهای سیاستی و ساخت شاخص.

در ادامه توضیح مربوط به هر یک از متغیرها ذکر شده است:

الف- آزمون LM-Test

در پژوهش حاضر برای برآورد نا اطمینانی‌های ناشی از سیاست‌های اقتصادی از الگوهای واریانس شرطی استفاده می‌گردد. الگوهای واریانس شرطی برای اولین بار در سال ۱۹۸۲ توسط انگل[1] برای برآورد تابع واریانس ناهمسان خطای متغیر آشوب (متغیر دارای نوسان) و به صورت مدل آرچ[2] معرفی شد. سپس بولرسو[3] (۱۹۸۶) با توسعه الگوها فوق؛ الگوی گارچ[4] را برای برآورد واریانس ناهمسانی مطرح نمود. در الگوی فوق، واریانس شرطی نه تنها با خطای پیش‌بینی (مقادیر شوک‌های گذشته) بلکه با وقفه‌های خود نیز همبستگی دارد.

قبل از تخمین مدل‌های آرچ و گارچ، انجام آزمون LM-Test برای اطمینان از وجود اثرات آرچ جهت تخمین مدل لازم می‌باشد. جهت تخمین این آزمون، ابتدا معادله میانگین در نظر گرفته شده برای مدل‌های آرچ و گارچ به روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[5] تخمین زده می‌شود و سپس آزمون LM-Test برای پسماندهای این مدل انجام می‌گردد. فرض صفر این آزمون بیان می‌نماید که جملات اخلال وابسته به هم نیستند و رد این فرضیه به معنای آن است که وجود اثرات آرچ در الگو مجاز است. برای مثال، معادله میانگین (۴) زیر برای هر یک از متغیرهای مخارج دولت، درآمدهای عملیاتی دولت، حجم نقدینگی و نرخ ارز به تفکیک از طریق مدل (۴) انجام شد.

مدل (۴) $Y_{t=}C + bY_{t-1}+\varepsilon_t$

1 Angle
2 ARCH
3 Bollerslev
4 GHRCH
5 Generalized Least Squares

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

مدل (۴) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده و سپس پسماندهای مدل شماره (۴) استخراج شده و آزمون LM-Test برای پسماندهای آن (ε_t) با استفاده از مدل شماره (۵) انجام شد:

$$\sigma^2{}_{t=}\varepsilon + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2+\beta_1\alpha_{t-1}^2 \quad \text{مدل (۵)}$$

که در آن فرض صفر این آزمون بیان می‌نماید که پسماندها مستقل از یکدیگر توزیع شده‌اند و آمار آزمون دارای توزیع X^2 با درجه آزادی Q است. σ: انحراف معیار واریانس شرطی دوره قبل و ε: پسماندهای مدل شماره (۴) است. مدل شماره (۵) یک مدل واریانس شرطی است که به‌عنوان تابعی از پسماند و وقفه نوسانات دوره قبل در نظر گرفته شده است. از آنجا که در این الگو، واریانس هر دوره به واریانس یک دوره قبل توضیح داده می‌شود، به آن واریانس شرطی می‌گویند (حیدری، سهیال، شاکری و فیضی بنگجه، ۱۳۸۹). با رد فرض صفر در مدل شماره (۵) استفاده از الگوهای آرچ و گارچ مجاز است. آزمون مدل (۴) برای معادله میانگین مربوط به مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی، حجم نقدینگی و حاشیه نرخ ارز که هرکدام تابعی از مقادیر با وقفه هستند، صورت گرفته و وجود الگوی آرچ و گارچ در هرکدام به تائید رسید.

ب- برآورد الگوی آرچ و گارچ

پس از اطمینان حاصل کردن از وجود اثرات آرچ یا وابستگی جملات پسماند در مدل (۴)، با استفاده از مدل (۶) به برآورد الگوهای آرچ و گارچ برای این متغیرها پرداخته می‌شود.

$$Y_{t=}C + bY_{t-1}+\varepsilon_t \quad \text{مدل (۶)}$$

پس از برآورد الگوهای مناسب آرچ و گارچ برای ۴ شاخص زیرمجموعه متغیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت که در فوق به آن‌ها اشاره شده است و اطمینان حاصل نمودن از معنادار بودن ضرایب و تخمین مناسب الگو (لازم به ذکر است که در تخمین مدل آرچ و گارچ؛ انجام و رفع مشکل فروض کلاسیکی مانند مانایی متغیرها، خودهمبستگی سریالی و تعیین مرتبه خودهمبستگی و اعمال مرتبه آن در تخمین مدل نهایی ضروری می‌باشد)، واریانس این مدل‌ها با استفاده از مدل واریانس هر متغیر استخراج شد.

ج- تعیین ضریب اهمیت هر متغیر

آنچه مسلم است، این است که میزان تأثیر نوسان هر یک از متغیرهای سیاستی دولت در شاخص کلی یکسان نیست و در ترکیب واریانس‌ها، نمی‌توان از وزن‌های یکسان برای متغیرها استفاده نمود. برای تعیین وزن هر یک از متغیرهای مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی، حجم نقدینگی و نرخ ارز با یک وقفه و طی دوره ۱۰ ساله از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ از روش رگرسیون

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

غلتان[1] استفاده شد. در این روش ابتدا جز دورانی هر یک از متغیرهایی که در ساخت شاخص ترکیبی بکار می‌روند را با جز دورانی متغیری که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود، به‌صورت جداگانه در مدل رگرسیونی شماره (۷) وارد می‌شود:

مدل (۷) $Y_{t=}b_0 + b_1X_{j,t-k}+\varepsilon_t$

که در آن:

Y_t: جز دورانی که شاخص ترکیبی برای توضیح آن ساخته می‌شود، **X_j**: جز دورانی متغیر انفرادی j ام، **j**: تعداد متغیرهای انفرادی که برای ساخت شاخص انفرادی با هم ترکیب می‌شوند و **K**: اندیس نشان‌دهنده وقفه متغیر.

پس از انجام هر مدل شماره (۷) که به صورت جداگانه برای متغیرهای مخارج دولت، درآمدهای عملیاتی دولت، حجم نقدینگی و نرخ ارز و به روش رگرسیون غلتان برآورد شده است، ضریب تعیین محاسبه و اوزان مرتبط با هر متغیر انفرادی به‌صورت رابطه (۲) محاسبه شده است:

رابطه (۲) $C_j=R_j^2/\sum_{j=1}^{4}R^2$

بنابراین در این روش، وزن هر سری در درون شاخص ترکیبی بستگی به این دارد که جز دورانی آن سری تا چه اندازه دورانی متغیری که شاخص ترکیبی برای آن ساخته می‌شود را توضیح می‌دهد. پس از تعیین وزن هر متغیر انفرادی، سری زمانی شاخص ترکیبی براساس میانگین وزن‌های متغیرهای انفرادی به دست می‌آید.

ت- رتبه‌بندی سری زمانی نوسانات متغیرها

واریانس‌های استخراج شده از معادلات آرچ و گارچ که در قسمت (ب) تشریح شد، شاخصی از نوسان‌های متغیرهای مربوطه است. در این مرحله از ساخت شاخص عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی دولت، واریانس‌های چهار متغیر سیاست‌های اقتصادی دولت را بین صفر و یک رتبه‌بندی می‌نمایند. بدین معنا که به بزرگ‌ترین واریانس عدد یک و به کوچک‌ترین واریانس عدد صفر اختصاص داده می‌شود. برای انجام این رتبه‌بندی از رابطه (۳) به صورت زیر استفاده می‌گردد:

رابطه (۳) $\frac{X_t - \min(X_t)}{\mathrm{Max}(X_t) - \min(X_t)}$

روش بالا یک روش واسطه‌ای است که چهار سری زمانی واریانس را در فاصله صفر و یک توزیع می‌نماید و به‌عبارت‌دیگر چهار سری زمانی را قابل‌ترکیب کردن می‌نماید.

1 Rolling Regression

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

ج) متغیر تعدیلگر:

متغیر تعدیلگر در این مطالعه برآوردهای حسابداری[1] است. در این پژوهش به پیروی از دهول، لیو، لوبو و میشرا (۲۰۲۱) از اقلام تعهدی اختیاری به‌عنوان معیاری برای برآوردهای حسابداری استفاده شده است. صورت‌های مالی از دو گروه اقلام تعهدی غیراختیاری و اقلام تعهدی اختیاری تشکیل می‌گردند. اقلام تعهدی غیراختیاری شامل دسته‌ای از اقلام تعهدی هستند که مدیریت نمی‌تواند به طرز مؤثر آن‌ها را کنترل و مدیریت نماید و اقلام تعهدی اختیاری شامل دسته‌ای از اقلام تعهدی می‌باشند که مدیریت این توانایی را دارد که آن‌ها را دست‌کاری و کنترل نماید. در این پژوهش جهت محاسبه متغیر برآوردهای حسابداری از شاخص اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌گردد که این متغیر براساس مدل کوتاری، لئون و واسلی[2] (۲۰۰۵) به شرح مدل شماره (۸) محاسبه شده است (دهول و همکاران،۲۰۲۱).

$$\frac{TA_{i.t}}{A_{i.t-1}} = \beta_0 \frac{1}{A_{i.t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i.t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i.t-1}} + \beta_3 ROA_{t-2} + \varepsilon \qquad \text{مدل (۸)}$$

که در آن i و به ترتیب نشان‌دهنده شرکت و دوره (سال) هستند. همچنین:

TA: کل اقلام تعهدی (تفاوت سود خالص و جریان‌های نقد عملیاتی)، **REV**: تغییرات درآمد فروش نسبت به دوره قبل، **PPE**: نسبت ناخالص اموال، ماشین‌آلات به‌کل دارایی‌ها، **ROA**: نرخ بازده دارایی‌ها دو سال قبل که از نسبت سود خالص قبل به‌کل دارایی‌های دو سال قبل محاسبه می‌گردد، $\mathbf{A_{i.t-1}}$: مجموع دارایی‌های سال گذشته و $\boldsymbol{\varepsilon}$: جز خطای مدل هستند. در ادامه با استفاده از ضرایب برآورد شده در مدل (۸) در سال گذشته، اقلام تعهدی غیراختیاری در دوره t (سال جاری) با استفاده از مدل (۹) محاسبه می‌گردند.

$$NDA_{i,t} = \beta_0 \frac{1}{A_{i.t-1}} + \beta_1 \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i.t-1}} - \frac{\Delta AR_{i,t}}{A_{i.t-1}}\right) + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i.t-1}} + \beta_3 ROA_{t-2} + \varepsilon \qquad \text{مدل (۹)}$$

که در آن:

ΔAR: تغییر در حساب‌های دریافتنی تجاری در سال جاری نسبت به سال قبل می‌باشد. در پایان اقلام تعهدی اختیاری که در این پژوهش معیاری برای متغیر برآوردهای حسابداری است به‌صورت رابطه (۴) محاسبه می‌گردد:

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i.t}}{A_{i.t-1}} - NDA \qquad \text{رابطه (۴)}$$

1 Accounting Estimates
2 Kothari, Leone & Wasley

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

چ) متغیرهای کنترلی:

متغیرهای کنترلی به شرح زیر می‌باشد:

اندازه شرکت: لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت.

فرصت‌های سرمایه‌گذاری: از طریق نسبت مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، محاسبه می‌گردد.

اهرم مالی: از طریق نسبت کل بدهی‌ها به‌کل دارایی‌های شرکت محاسبه می‌گردد.

رشد فروش: از طریق فروش سال جاری منهای فروش سال گذشته تقسیم بر فروش سال گذشته محاسبه می‌گردد.

انحراف معیار فروش: انحراف معیار فروش شرکت طی سه سال گذشته.

زیان شرکت: متغیری ساختگی است بدین‌صورت که اگر شرکت در طی سال جاری زیان ده بوده است به آن عدد یک اختصاص داده می‌شود و اگر سودآور بوده باشد به آن عدد صفر اختصاص داده می‌شود.

انحراف معیار سود خالص: انحراف معیار سود خالص شرکت طی سه سال گذشته.

نرخ بازده دارایی‌ها: نسبت سود خالص به‌کل دارایی‌ها.

چرخه عملیاتی: از طریق (دوره فروش موجودی‌ها + دوره وصول حساب‌های دریافتنی)/۱۰۰۰ محاسبه می‌شود. لازم به ذکر است که دوره فروش موجودی‌ها از طریق: (۳۶۰* میانگین موجودی‌ها/هزینه‌های عملیاتی)/۱۰۰۰ محاسبه می‌شود و دوره وصول مطالبات از طریق: (۳۶۰* میانگین حساب‌های دریافتنی/ درآمدهای عملیاتی اصلی)/۱۰۰۰ محاسبه می‌گردد.

میزان دارایی‌های سرمایه‌ای: از طریق نسبت دارایی‌های ثابت بعد از استهلاک (اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات) به‌کل دارایی‌ها محاسبه می‌گردد.

۴-۵- مدل‌های پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش به پیروی از دهول و همکاران (۲۰۲۱) از مدل رگرسیونی شماره (۱۰) استفاده شد.

مدل (۱۰)
$$\text{Comparability}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{EPU}_{it} + \alpha_2 \text{EST} * \text{EPU}_{it} + \alpha_3 \text{Size}_{it} + \alpha_4 \text{MTB}_{it} + \alpha_5 \text{Lev}_{it} + \alpha_6 \text{Sales Growth}_{it} + \alpha_7 \text{STD_Sale}_{it} + \alpha_8 \text{Loss}_{it} + \alpha_9 \text{STD_Earn}_{it} + \alpha_{10} \text{ROA}_{it} + \alpha_{11} \text{Op_Cycle}_{it} + \alpha_{12} \text{Cap_Int}_{it} + \varepsilon$$

که در این مدل:

Comparability: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، **EPU**: عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی،EST : برآوردهای حسابداری، $\mathbf{EST * EPU_{it}}$: اثر تعدیل گری برآوردهای حسابداری بر

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی، Size: اندازه شرکت، **MTB**: فرصت‌های رشد، **Lev**: اهرم مالی، **Sales Growth** : رشد فروش، **STD_Sale**: انحراف معیار فروش، **Loss**: زیان شرکت، **STD_Earn**: انحراف معیار سود خالص شرکت، **ROA**: نرخ بازده دارایی‌ها، **Op_Cycle**: چرخه عملیاتی و **Cap_Int**: میزان سرمایه است.

جهت پذیرش فرضیه اول پژوهش، پس از تخمین مدل رگرسیونی شماره (۱۰) و در صورتی که ضریب α_1 معنادار باشد، فرضیه اول پژوهش تأیید و حاکی از آن است که متغیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر منفی و معنادار دارد. همچنین، برای پذیرش فرضیه دوم، پس از برآورد مدل رگرسیونی شماره (۱۰) و در صورتی که ضریب α_2 معنادار باشد، فرضیه دوم پژوهش تائید و حاکی از آن است برآوردهای حسابداری اثر معناداری بر رابطه بین عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی با قابلیت مقایسه صورت‌های مالی دارد.

۶- یافته‌های پژوهش

جدول (۱). آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
قابلیت مقایسه صورت‌های مالی	-۰/۰۹۱	-۰/۰۵۵	-۰/۰۰۵	-۰/۲۹۴	۰/۰۸۷	-۱/۰۵۳	۲/۹۶۹
عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی	۰/۱۵۰	۰/۰۹۵	۰/۵۴۲	۰/۰۱۴	۰/۱۶۰	۱/۵۵۷	۳/۰۵۱
برآوردهای حسابداری	-۰/۰۴۹	-۰/۰۰۱	۰/۵۸۱	-۰/۸۶۰	۰/۳۷۶	-۰/۴۷۵	۲/۶۴۱
اندازه شرکت	۱۴/۵۹۸	۱۴/۳۳۹	۱۷/۹۷۹	۱۲/۲۵۹	۱/۴۸۲	۰/۶۴۰	۲/۸۵۲
فرصت‌های رشد	۱/۲۷۷	۱/۱۵۰	۲/۵۴۸	۰/۴۶۶	۰/۴۹۶	۰/۹۷۹	۳/۷۲۲
اهرم مالی	۰/۵۷۸	۰/۵۷۵	۰/۹۹۲	۰/۱۹۶	۰/۲۱۵	۰/۰۶۱	۲/۲۵۸
رشد فروش	۰/۲۸۸	۰/۲۲۹	۱/۱۵۲	-۰/۲۹۲	۰/۳۷۷	۰/۵۸۳	۲/۷۳۵
انحراف معیار فروش	۰/۱۵۰	۰/۱۱۸	۰/۴۴۷	-۰/۰۱۹	۰/۱۱۵	۱/۱۹۴	۲/۶۳۱
انحراف معیار سود خالص شرکت	۰/۰۵۸	۰/۰۴۵	۰/۱۶۹	۰/۰۰۷	۰/۰۴۴	۱/۰۰۱	۳/۱۷۱
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۱۳۵	۰/۱۱۱	۰/۴۲۳	-۰/۰۹۶	۰/۱۳۹	۰/۴۷۲	۲/۴۴۴
چرخه عملیاتی	۸۳/۳۹۵	۷۶/۱۷۴	۱۸۹/۲۱۸	۳/۷۳۸	۵۶/۰۹۶	۰/۳۰۷	۲/۰۵۳
میزان سرمایه	۰/۲۶۳	۰/۲۲۵	۰/۶۳۰	۰/۰۴۷	۰/۱۶۸	۰/۶۵۱	۲/۴۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

جدول (۲). شاخص‌های توصیف‌کننده متغیرهای مجازی پژوهش

نام متغیر	تعداد	اندازه‌گیری	درصد
زیان شرکت	۱۲۸۰	زیان ده	۱۱/۸
		سود ده	۸۸/۲

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود؛ میانگین و میانه متغیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی ۰/۰۹۱- و ۰/۰۵۵- است. میانگین و میانه متغیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی ۰/۱۵۰ و ۰/۰۹۵ است. در بین متغیرهای پژوهش متغیر انحراف معیار سود خالص شرکت دارای کمترین میزان پراکندگی (کمترین نوسان) و متغیر چرخه عملیاتی بیشترین میزان پراکندگی (بیشترین نوسان) را دارد. بررسی میزان کشیدگی متغیرهای قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی که بایستی بین ۰ تا ۳ باشد تا متغیر دارای توزیع نرمال باشد، به ترتیب اعداد (۲/۹۶۹)؛ (۳/۰۵۱) را نشان می‌دهند و بیانگر این مطلب است که این متغیرها دارای توزیع نرمال است. جهت بررسی آمار توصیفی سایر متغیرها نیز می‌توان با روش فوق به بررسی آن‌ها پرداخت.

۱-۶- آزمون‌های پیش‌فرض مدل رگرسیون خطی پژوهش

الف- آزمون اف لیمر: با توجه به اینکه داده‌های استفاده شده در این پژوهش ترکیبی از سال-شرکت هستند؛ بنابراین، جهت انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی یا ترکیبی از آزمون اف لیمر استفاده شد. در صورتی که احتمال آماره اف بیشتر از ۰/۰۵ باشد، باید از روش داده‌های تلفیقی استفاده نمود و در غیر این صورت باید از روش داده‌های تابلویی استفاده کرد. احتمال آماره اف (۰/۰۰۰) و کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، بنابراین، روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود.

ب- آزمون هاسمن: برای انتخاب بین مدل اثرات تصادفی یا اثرات ثابت از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در صورتی که ارزش احتمال به دست آمده کمتر از ۰/۰۵ باشد، اثرات ثابت و در غیر این صورت روش اثرات تصادفی را برای برآورد مدل پژوهش استفاده می‌شود. سطح معناداری حاصل از آزمون هاسمن (۰/۰۳۲) بیانگر آن است که از روش اثرات ثابت استفاده می‌گردد.

ج- آزمون مانایی متغیرهای پژوهش: اگر متغیرهای مورد استفاده در برآورد مدل، مانا نباشند در عین حالی که امکان دارد؛ هیچ رابطه منطقی بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد، ضریب تعیین به دست آمده آن می‌تواند بسیار بالا باشد و سبب گردد که

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

پژوهشگر استنباط‌های نادرستی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها انجام دهد. نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون دیکی فولر[1] نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد متغیرها یا مانا نبودن آن‌ها رد می‌گردد و تمامی متغیرهای بکار رفته در مدل پژوهش مانا می‌باشند و در مدل؛ رگرسیون کاذبی را ایجاد نمی‌نمایند.

چ- آزمون بررسی ثابت بودن واریانس جمله خطا (باقیمانده‌ها): در یک مدل کلاسیک رگرسیون خطی فرض بر آن است که کوواریانس بین اجزای اخلال برابر صفر است. به‌عبارت‌دیگر، بین اجزای اخلال همبستگی وجود ندارد. به این معنی که جز اخلال مربوط به یک مشاهده، تحت تأثیر جز اخلال مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد. نقض این فرض، مشکلی به نام خودهمبستگی ایجاد می‌کند. در این پژوهش به‌منظور بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون آرچ استفاده شده است. نتایج حاصل از انجام این آزمون نشان می‌دهد که سطح معناداری محاسبه شده برای مدل پژوهش کمتر از ۵ درصد است (۰/۰۰۰)، از این‌رو، فرضیه صفر آزمون مبنی بر همسانی واریانس رد می‌شود. لذا می‌توان گفت مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد که در مدل نهایی رفع می‌شود و این کار با استفاده از روش وزن‌دهی حداقل مربعات تعمیم‌یافته[2] (GLS) با استفاده از نرم‌افزار ایویوز انجام می‌شود.

ح- آزمون بررسی ثابت بودن واریانس جمله خطا (باقیمانده‌ها): هم‌خطی به معنای وجود رابطه شدید بین متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل است. در صورت وجود هم‌خطی، ضرایب برآوردی الگو دارای خطای معیار بالایی خواهد بود و درنتیجه این مسئله باعث می‌شود که تعداد متغیرهای معنی‌دار در معادله کاهش یابد. در این پژوهش برای بررسی نبود هم‌خطی از معیار عامل تورم واریانس[3] استفاده شد. اگر آماره VIF برای متغیرها کمتر از عدد ۵ باشد بین متغیرهای توضیحی مشکل هم خطی وجود نخواهد داشت. نتایج نشان داد که آماره VIF برای تمام متغیرهای موجود در مدل پژوهش کمتر از عدد ۵ می‌باشد، بنابراین مشکل هم خطی بین متغیرها وجود ندارد.

۲-۶- نتایج آزمون فرضیه‌ها

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود مقدار احتمال (یا سطح معناداری) اف در مدل برابر با ۰/۰۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، یعنی مدل معناداری وجود دارد؛ به عبارتی مدل مورد

1 Dickey Fuller test
2 Generalized Least Squares Regression
3 Variance Inflation Factor (VIF)

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

بررسی دارای اعتبار است. ضریب تعیین تعدیل شده در مدل نیز ۶۴ درصد است، این ضریب بیان‌گر این است که متغیرهای مستقل و کنترلی در این مدل توانایی توجیه بیش از ۶۴ درصد از تغییرات سطوح متغیر وابسته را دارا می‌باشند.

جدول (۳). نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش

$$Comparability_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EPU_{it} + \alpha_2 EST * EPU_{it} + \alpha_3 Size_{it} + \alpha_4 MTB_{it} + \alpha_5 Lev_{it} + \alpha_6 Sales\ Growth_{it} + \alpha_7 STD_Sale_{it} + \alpha_8 Loss_{it} + \alpha_9 STD_Earn_{it} + \alpha_{10} ROA_{it} + \alpha_{11} Op_Cycle_{it} + \alpha_{12} Cap_Int_{it} + \varepsilon$$

نام متغیر	نماد	ضریب بتا	خطای استاندارد	آماره تی	سطح معناداری	تأثیر
عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی	EPU	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۴	-۲/۵۸۲	۰/۰۰۹	منفی
برآوردهای حسابداری	EST	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	-۰/۸۶۲	۰/۳۸۸	منفی
اثر تعدیل گری برآوردهای حسابداری بر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی	$EST * EPU_{it}$	-۰/۰۲۹	۰/۰۲۱	۱/۴۲۲	۰/۱۵۵	مثبت
اندازه شرکت	$Size$	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۸۴۵	۰/۰۶۵	منفی
فرصت‌های رشد	MTB	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۱۱۳	۰/۲۶۵	مثبت
اهرم مالی	Lev	۰/۰۱۶	۰/۰۱۰	۱/۶۲۳	۰/۱۰۴	مثبت
رشد فروش	$Sales\ Growth$	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۸۹۱	۰/۳۷۳	منفی
انحراف معیار فروش	STD_Sale	۰/۰۲۴	۰/۰۰۷	۳/۳۵۱	۰/۰۰۰	مثبت
زیان شرکت	$Loss_{it}$	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۵۸۷	۰/۵۵۷	مثبت
انحراف معیار سود خالص شرکت	STD_Earn	-۰/۰۶۰	۰/۰۱۷	-۳/۴۵۷	۰/۰۰۰	منفی
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	۱/۲۳۴	۰/۲۱۷	مثبت
چرخه عملیاتی	Op_Cycle	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۶۴۶	۰/۵۱۷	مثبت
میزان سرمایه	Cap_Int	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	-۰/۸۲۸	۰/۴۰۷	منفی
وقفه اول جز خطای مدل	$Ressid$	۰/۴۵۷	۰/۰۴۳	۱۰/۴۹۸	۰/۰۰۰	مثبت
عرض از مبدأ	c	-۰/۰۶۲	۰/۰۲۲	-۲/۷۵۰	۰/۰۰۶	بی‌معنی
آماره F	۱۵/۹۵۶	آزمون دوربین واتسون			۱/۷۹۲	
سطح معناداری F	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل‌شده			۰/۶۴۶	

۱-۲-۶- نتایج آزمون فرضیه اول

هدف فرضیه اول پژوهش بررسی تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی است. همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، سطح معناداری متغیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی (۰/۰۰۹) است که تأثیرگذاری عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را به اثبات می‌رساند. از طرفی، با توجه به ضریب برآورد شده متغیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی (۰/۰۱۰-) می‌توان تأثیر منفی و معنی‌دار عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را تائید کرد، درنتیجه فرضیه اول پژوهش تائید می‌شود.

۲-۲-۶- نتایج آزمون فرضیه دوم

هدف فرضیه دوم پژوهش بررسی اثر تعدیلگری برآوردهای حسابداری بر رابطه بین عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی با قابلیت مقایسه صورت‌های مالی است.

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، سطح معناداری متغیر اثر تعدیل گری برآوردهای حسابداری بر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی (۰/۱۵۵) است که نشان می‌دهد رابطه این دو متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیست، بنابراین، می‌توان دریافت برآوردهای حسابداری اثر معناداری بر رابطه بین عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی با قابلیت مقایسه صورت‌های مالی ندارد. درنتیجه فرضیه دوم پژوهش تائید نمی‌شود.

۷- نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه بررسی تأثیر عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی: نقش تعدیل‌کننده برآوردهای حسابداری است.

بر مبنای نتایج به دست آمده، فرضیه اول پژوهش رد نشده و می‌توان گفت، عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأثیر منفی و معنادار دارد. در تحلیل نتایج حاصل از این فرضیه به‌طور خلاصه می‌توان عنوان نمود که با توجه به شرایط خاص حاکم بر فضای اقتصادی کشور ایران مانند خروج آمریکا از برجام و متعاقب آن اعمال تحریم‌های یک‌جانبه‌ای مانند کاهش حجم صادرات و تبادلات ارزی با سایر کشورهای دنیا که سبب ایجاد مشکلات ناخواسته‌ای مانند وجود ابهام و عدم قطعیت سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دولت درباره متغیرهای اقتصاد کلان مانند عدم اطمینان درباره تورم، عدم اطمینان درباره نرخ ارز، عدم اطمینان رشد و میزان نقدینگی کشور شده است که چنین شرایطی برای شرکت‌ها نیز تبعاتی مانند ریسک تخمین دورنمای سرمایه‌گذاری و همچنین سبب افزایش هزینه تهیه مواد اولیه، افزایش بی‌قاعده قیمت محصولات و ناتوانی مصرف‌کنندگان در خرید و در پی آن کاهش سودآوری بنگاه اقتصادی را به دنبال خواهد داشت؛ بنابراین، در چنین حالتی مدت‌زمان ارائه صورت‌های مالی توسط مدیریت افزایش و از طرفی، خوانایی گزارشگری مالی کاهش می‌یابد. بعلاوه، در چنین شرایطی مدیران تمایل دارند در افشای متن خود، از لحن منفی و نامشخص استفاده نمایند و این امر به‌نوبه خود، کیفیت سود و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را به‌صورت منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج پژوهش حاضر با یافته‌های پژوهش‌های دهول و همکاران (۲۰۲۱) همسو و هم‌جهت است.

بر مبنای نتایج به دست آمده، فرضیه دوم پژوهش رد شد و می‌توان گفت، اثر منفی عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی زمانی که تغییرپذیری مقطعی در برآوردهای حسابداری بیشتر است، قوی‌تر نیست. نتایج حاصل از این فرضیه را می‌توان بدین صورت تفسیر نمود که تأثیر منفی عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی به طرز قابل‌توجهی تحت تأثیر ناهمگونی انتخاب خط‌مشی‌ها و

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

برآوردهای حسابداری قرار نمی‌گیرد؛ به‌عبارت‌دیگر، تغییرات مقطعی در برآوردهای حسابداری که توسط مدیران شرکت‌ها در شرایط عدم اطمینان اقتصادی اتخاذ می‌شود، نمی‌تواند اثر منفی که عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی برجای می‌گذارد را تعدیل نماید. نتایج پژوهش حاضر با یافته‌های پژوهش‌های دهول و همکاران (۲۰۲۱) همسو و هم‌جهت است.

۷-۱- پیشنهادهای کاربردی پژوهش

با توجه به نتایج حاصل از فرضیه‌های پژوهش، پیشنهادهای کاربردی زیر ارائه می‌گردد:

۱. براساس نتایج به دست آمده از فرضیه اول پژوهش و توجه به این نکته که قابلیت مقایسه یکی از خصوصیات کیفی مرتبط با ارائه اطلاعات به شمار می‌رود، به مدیران شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود که در جهت ارائه گزارش‌های مالی با کیفیت و قابل مقایسه؛ و همچنین، بهبود توانایی در تحلیل دورنمای اقتصادی کشور و تعیین استراتژی‌های تولید و سرمایه‌گذاری واحد اقتصادی، اطمینان یا عدم اطمینان نسبت به رفتار و قوانین اقتصادی وضع شده از طرف دولت در سطح کلان را مدنظر قرار دهند.

۲. به سیاست‌گذاران و برنامه ریزان اقتصادی دولت پیشنهاد می‌شود؛ قوانین و سیاست‌های اقتصادی در زمینه‌های مختلف از مجله مخارج دولتی، قوانین مالیاتی، سیاست‌های پولی، نرخ ارز و ... را به‌گونه‌ای تنظیم نمایند که از نوسانات بیش از حد ناشی از چنین تصمیماتی که آثار جبران‌ناپذیری بر اقتصاد کشور و تولید واحدهای اقتصادی بر جای خواهد گذاشت؛ جلوگیری نمایند.

۸- منابع

امیری، حسین؛ و محبوبه، پیرداده بیرانوند. (۱۳۹۸). نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران با تکیه بر رویکرد تغییر رژیمی مارکف. **دانش تحلیل اوراق بهادار** ۴۴: ۶۷-۴۹.

حسن بگلو، مهدی. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر دوره تصدی مدیرعامل بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی با تأکید بر نوع حسابرس. **نشریه چشم‌انداز حسابداری و مدیریت** ۳(۲۵): ۱۵-۱.

حیدری، حسن؛ پروین سهیال؛ عباس شاکری و سلیمان فیضی بنگجه. (۱۳۸۹). اثر نااطمینانی رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران (مشاهده‌هایی بر پایه‌ی مدل‌های (GARCH. **فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران** ۱۴(۹۳): ۲۱۰-۱۸۹.

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

خزایی، مهدی؛ حسن زلقی و عباس افلاطونی. (۱۳۹۸). تأثیر توانایی مدیریت بر میزان قابلیت مقایسه صورت‌های مالی. **دانش حسابداری** ۲(۳۷): ۴۲-۲۱.

رضایی، زینب؛ و فاطمه کیانی. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و خطر سقوط قیمت سهام در بورس اوارق بهادار تهران. **فصلنامه علمی پیشرفت‌های مالی و سرمایه‌گذاری** ۲(۴): ۱۰۵-۷۳.

زلقی، حسن؛ عباس افلاطونی و مهدی خزائی. (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی. **فصلنامه حسابداری مالی** ۹(۳۵): ۲۵-۱.

سالم دزفولی، بابک؛ اله کرم صالحی؛ علیرضا جرجرزاده و سعید نصیری. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدیریت سود واقعی. **فصلنامه علمی- پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت** ۸(۳۰): ۱۱۶-۹۵.

کریمی، فرزاد؛ و محمدجواد عسگری رنانی. (۱۳۹۱). بررسی اثر تعاملی نا اطمینانی اقتصادی و نظام راهبری بر تغییرات اهرم مالی شرکت‌ها. **فصلنامه حسابداری مالی** ۴ (۱۴): ۱۰۶-۱۲۸.

نبات دوست باغمیشه، محمدحسن؛ و حیدر محمدزاده سلاطه. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران. **مجله دانش حسابرسی** ۱۶(۶۳): ۱۷۶-۱۵۹.

نره‌ئی، بنیامین؛ وحید فرهنگیان و پدرام عزیزی. (۱۳۹۶). تأثیر دوره تصدی حسابرس بر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. **دومین همایش بین‌المللی انسجام مدیریت و اقتصاد در توسعه**، تهران، دانشگاه اسوه، دانشگاه تهران، https://www.civilica.com/Paper-MEUCONF02-MEUCONF02_653.html.

هیبتی، رضا؛ سعید صمدی و هوشنگ تجری. (۱۳۹۵). اندازه‌گیری نا اطمینانی در اقتصاد کلان. **فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی** ۹ (۲۸): ۲۵۰-۲۲۳.

Baker, S.R., N. Bloom & S.J. Davis. (2016). Measuring economic policy uncertainty. **Q. J. Econ** 131(4): 1593–1636.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics** 31(3): 307-327.

Brogaard, J., & A. Detzel. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. **Management Science** 61 (1): 3-18.

De Franco, G., S.P. Kothari & R.S. Verdi. (2011). The benefits of financial statement comparability. **J. Account. Res** 49(4): 895–931.

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]

Dhole, S., L. Liu, G.J. Lobo & S. Mishra. (2021). Economic policy uncertainty and financial statement Comparability. **Journal of Accounting and Public Policy** 40(1): 1-21.

Fang, X., Y. Li, B. Xin & W. Zhang. (2016). Financial statement comparability and debt contracting: evidence from the syndicated loan market. **Account. Horiz** 30(2): 277–303.

Guenther, D.A. (1994). Earnings management in response to corporate tax rate changes: evidence from the 1986 Tax Reform Act. **The Account. Rev** 69(1): 230–243.

Gulen, H., & M. Ion. (2015). Policy uncertainty and corporate investment. **Rev. Financ** 29(3): 523–564.

Habib, A., M.M. Hasan & A. Al-Hadi. (2018). Financial statement comparability and corporate cash holdings. **Journal of Contemporary Accounting & Economics** 13(3): 304- 321.

Jiang, L., J. Pittman & W. Saffar. (2019). Policy Uncertainty and Textual Disclosure. **Accounting Horizons** 24(2): 1-60.

Jin, J.Y., K. Kanagaretnam, Y. Liu & G.J. Lobo. (2019). Economic policy uncertainty and bank earnings opacity. **J. Account. Public Pol** 38(3): 199–218.

Kim, J., L. Li, L. Lu & Y. Yu. (2016). Financial Statement Comparability and Expected Crash. **Journal of Accounting and Economics** 61(3): 294-312.

Kim, S., P. Kraft & S.G. Ryan. (2013). Financial statement comparability and credit risk. **Rev. Acc. Stud** 18(3): 783–823.

Knight, F. (1921). **Risk Uncertainty and Profit**.

Kothari, S.P., A.J. Leone & C.E. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. **J. Account. Econ** 39(1): 163–197.

Leahy, J.V., & T.M. Whited. (1996). The effect of uncertainty on investment: Some stylized facts. **Journal of Money, Credit and Banking** 28(1): 64-83.

Monem, R.M. (2003). Earnings management in response to the introduction of the Australian Gold Tax. **Contemp. Account. Res** 20 (4): 747–774.

Nagar, V., J. Schoenfeld & L. Wellman. (2019). The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures. **J. Account. Econ** 67(1): 36–57.

Nguyen, N.H., & H.V. Phan. (2017). Policy uncertainty and mergers and acquisitions. **J. Financ. Quantitat. Anal** 52 (2): 613–644.

Pastor, L., & P. Veronesi. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. **J. Financ** 67(4): 1219–1264.

Ross, J., L. Shi & H. Xhi. (2016). **The determinants of accounting comparability around the world**. Working paper, Binghamton University.

Scott, W. (2013). **Financial Accounting Theory**, New Jersey: Prentice Hall.

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

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.5.6]