

## بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر تغییر اختیاری حسابر

محسن تنانی

استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.  
m.tanani@khu.ac.ir

محمد صادقی

دانش آموخته کارشناسی ارشد حسابرسی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.  
mohammad.sadeghi2038@gmail.com

1

### چکیده :

یکی از عواملی که می‌تواند باعث افزایش در کیفیت حسابرسی در زمان بحران مالی اقتصادی برای شرکت‌ها محسوب گردد دوره تصدی حسابر است که این امر می‌تواند به صورت داوطلبانه توسط شرکت‌ها اعمال شود. بر این اساس، انتظار می‌رود که عدم اطمینان اقتصادی بر تغییر اختیاری حسابر مستقل شرکت تأثیرگذار باشد. لذا در این تحقیق به بررسی رابطه بین عدم اطمینان اقتصادی و تغییر اختیاری حسابر پرداخته می‌شود. در این راستا داده‌های مربوط به ۱۲۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ جمع‌آوری گردید. از آزمون t برای مقایسه تغییر حسابر در دوره‌های عدم اطمینان اقتصادی استفاده شد. سپس با استفاده از برآورد رگرسیون لجیت، به صحت بررسی تأثیر متغیر مستقل بر متغیر وابسته پرداخته شد. نتیجه تحقیق بیانگر تائید فرضیه تحقیق مبنی بر وجود رابطه معنی‌دار بین عدم اطمینان اقتصادی و تغییر اختیاری حسابر می‌باشد.

واژگان کلیدی: عدم اطمینان اقتصادی، تغییر اختیاری حسابر، دوره تصدی حسابر، بحران مالی اقتصادی

#### ۱- مقدمه :

وقوع بحران مالی اقتصادی از سال ۲۰۰۷ با وام‌های غیرمنتظره آغاز و در سپتامبر ۲۰۰۸ به اوج خود رسید و به سرعت از مرزهای کشور خارج شد و به یک بحران مالی اقتصادی جهانی تبدیل شد (هاسانو و همکاران، ۲۰۱۳). گرچه بحران مالی اقتصادی سال ۲۰۰۸ در ایالات متحده در ژوئن ۲۰۰۹ به طور رسمی پایان یافت، اما همچنان پیامدهای آن در سراسر جهان احساس می‌شود (آلیمکولوا و گانیو، ۲۰۲۰). اقتصادهای در حال توسعه به دلیل محدودیت ادغام در بازارهای مالی جهانی از بحران مالی اقتصادی در امان بودند. به طور کلی عدم اطمینان اقتصادی نه تنها به طور جدی بر اقتصاد کلان تأثیر می‌گذارد، بلکه بر جنبه‌های خرد شرکت نیز تأثیرگذار است (محمدی و کریمی دلدار، ۱۴۰۰). پیامدهای اقتصادی عدم اطمینان اقتصادی، نگرانی‌های بیشتر دولت‌ها، محققان و شرکت‌ها را به خود جلب کرده است (شن و همکاران، ۲۰۲۱). در همین راستا، بیکر و همکاران (۲۰۱۶) معتقدند که عدم اطمینان اقتصادی به عدم توانایی شرکت در بررسی دقیق و در نظر گرفتن چگونگی تغییر سیاست‌های اقتصادی یک کشور یا حوزه خاص در طول فرآیند توسعه، از جمله عدم اطمینان در مورد مسائل مالی، پولی و تجاری اشاره دارد. همچنین دهمرده و روشن (۱۳۸۸) بر این باورند که نا اطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول کشور نیز اثرگذار است و این امر باعث بی‌ثباتی در بازار سرمایه خواهد شد؛ بنابراین هرگونه تغییر در عدم اطمینان اقتصادی باعث ایجاد شوک‌های اقتصادی در بازار سرمایه خواهد شد که می‌تواند ریسک جریان نقدی را برای شرکت افزایش دهد.

#### 2

احمد و دولمن (۲۰۱۳) بر این باورند که حساب‌برسان مستقل می‌توانند بر عدم اطمینان اقتصادی نقش اساسی داشته باشند. لذا شرکت‌ها ممکن است در جهت تأییدیه صورت‌های مالی خود که عاری از هرگونه اشتباه و تحریف توسط مدیریت است از حساب‌برسان مستقل در راستای کاهش این نا اطمینانی‌های اقتصادی کمک بگیرند (کلورتی و پل، ۲۰۱۳). عدم قطعیت حوزه‌ای است که با عدم قطعیت تصمیمات بازیگران اقتصادی در حوزه‌های مختلف از جمله خانوارها، مشاغل و بخش عمومی همراه است. در بیان مفهوم عدم قطعیت می‌توان گفت که وضعیتی است که رویدادهای آینده یا احتمال وقوع آن‌ها پیش‌بینی نمی‌شود. عدم قطعیت زمانی رخ می‌دهد که رویدادهای آینده ناشناخته باشند، یا زمانی که رویدادهای آینده نامشخص هستند، یا زمانی که رویدادهای آینده قطعی هستند اما احتمالات آن‌ها غیرقابل پیش‌بینی است؛ به عبارت دیگر، علت اصلی عدم اطمینان، فقدان اطلاعات پیش‌بینی کننده است. در واقع عدم قطعیت وضعیتی است که در آن دانش افراد محدود است و نمی‌توان موقعیت یا نتیجه‌ای را که به آن رسیده یا در حال حصول است به طور کامل توضیح داد. بر این اساس، نا اطمینانی اقتصادی کلان را می‌توان به عنوان ناتوانی کارگزاران در پیش‌بینی دقیق نتیجه تصمیمات خود تعبیر کرد. بنابراین عدم قطعیت به این معناست که در یک موقعیت معین، فرد نمی‌تواند اطلاعات را از نظر کمی و کیفی به گونه‌ای سازمان‌دهی کند که برای توضیح، پیش‌بینی و ارائه جمله به صورت دقیق و کمی مناسب باشد. فقدان اطلاعات شایع‌ترین علت عدم اطمینان است.

بنابراین با عنایت به مطالب یاد شده، هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر تغییر اختیاری حساب‌برسان در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در ادامه این مقاله، به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌های پژوهش، روش پژوهش، یافته‌های پژوهش و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

#### ۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

عدم قطعیت به عدم قطعیت‌های مرتبط با تغییرات احتمالی در سیاست دولت اشاره دارد (فارق و همکاران، ۲۰۲۰). انگیزه دولت برای تغییر سیاست‌های اغلب از اهداف اقتصادی (حداکثر رفاه) یا اهداف غیراقتصادی (هزینه‌ها و منافع سیاسی) ناشی می‌شود. بنابراین، همیشه نمی‌توان تشخیص داد که کدام یک از این دو انگیزه بر تصمیمات سیاستی دولت حاکم است. بنابراین، عوامل اقتصادی همیشه نمی‌توانند تأثیر تغییر در سیاست‌های دولت را بر نتایج واقعی اقتصادی پیش‌بینی کنند. دای و نگو (۲۰۲۰)



استدلال می‌کنند عدم قطعیت اقتصادی، ریسک مربوط به جریان‌های نقدی که انتظار می‌رود به ایجاد یک دارایی برای شرکت بیانجامد را افزایش می‌دهد. آن‌ها تغییرات در قوانین و مقررات، همراه با تغییر در قوانین مخارج دولت و مالیات را به‌عنوان برخی از دلایل احتمالی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر جریان‌های نقدی آتی ذکر می‌کنند. آن‌ها همچنین بر این باورند که تغییرات قانونی و نظارتی می‌تواند به‌طور قابل توجهی هزینه‌های انطباق را تغییر دهد و تغییرات در مخارج دولت و قوانین مالیاتی می‌تواند بر عملکرد حسابداری شرکت تأثیر منفی بگذارد. در نتیجه، پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی نیز بسیار دشوار می‌شود. در همین راستا برکمن و همکاران (۲۰۱۱) بیان کردند که جریان‌های نقدی شرکت نه‌تنها در معرض شوک‌های خاص، بلکه در معرض شوک‌های کلان اقتصادی نیز قرار دارند. بنابراین، هرگونه تغییر در شوک‌های کلان اقتصادی (مانند عدم اطمینان اقتصادی) می‌تواند جریان‌های نقدی آتی را برای شرکت‌ها نامطمئن سازد. یکی از دلایل این عدم اطمینان، عدم تشخیص سرمایه‌گذاران نسبت به اطمینان در خصوص اینکه آیا شرکت به انجام تعهدات بدهی‌های خود توانمند است یا خیر. به عبارتی دیگر، عدم تقارن اطلاعات بین سرمایه‌گذاران و مدیران نیز افزایش می‌یابد. بنابراین، احتمال اینکه عدم اطمینان اقتصادی علاوه بر تأثیر آن بر ریسک جریان‌های نقدی، باعث ایجاد ریسک برای سرمایه‌گذاران شود نیز وجود دارد.

در واقع، تعداد قابل توجهی از مطالعات حاکی از آن است که ریسک جریان‌های نقدینگی باعث تضاد بین ارائه‌دهندگان بدهی و صاحبان شرکت می‌شود (احمد و دوئلمن، ۲۰۱۳). متا و همکاران (۲۰۱۸) دریافتند که عدم اطمینان اقتصادی بر رشد شرکت‌های تونس تأثیر منفی دارد. لذا می‌توان این‌گونه استدلال کرد که هرچه عدم اطمینان اقتصادی بیشتر باشد باعث ایجاد افزایش ریسک درک شده توسط سرمایه‌گذاران در راستای عملکرد شرکت می‌گردد. فاروق و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود معتقدند که افزایش ریسک جریان‌های نقدینگی و تغییرات در درک ریسک سرمایه‌گذاران که به دلیل عدم اطمینان اقتصادی ایجاد شده است، می‌تواند پیامدهای قابل توجهی بر سیاست‌های شرکت‌ها، مانند سیاست‌های مربوط به افشای اطلاعات، تغییر حساب‌برسان مستقل داشته باشد. این مفاهیم بر این فرض استوار است که عدم اطمینان اقتصادی باعث افزایش هزینه سرمایه می‌شود.

پاستور و ورونسی (۲۰۱۳) استدلال کردند که عدم قطعیت سیاسی، حق بیمه ریسک مورد نیاز سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد. سرمایه‌گذاران که قادر به تجزیه و تحلیل دقیق تأثیر احتمالی سیاست‌های جدید دولت نیستند، با درخواست بازده بیشتر به آن پاسخ می‌دهند. لذا بر اساس نتایج استدلال‌های فوق، می‌توان بیان کرد که عدم اطمینان اقتصادی انگیزه شرکت‌ها را برای بهبود کیفیت افشای اطلاعات افزایش می‌دهد. با بهبود کیفیت افشای اطلاعات، شرکت‌ها می‌توانند به کاهش هزینه سرمایه امیدوار باشند. ناگار و همکاران (۲۰۱۹) بیان کردند که سطح افشای داوطلبانه شرکت در دوره‌های نامعلوم نیز افزایش می‌یابد. با توجه به ریسک جریان‌های نقدینگی بیشتر، به احتمال زیاد شرکت‌هایی که با عدم اطمینان اقتصادی مواجه هستند نیز احتمال بیشتری دارد که صورت‌های مالی خود را از حساب‌برسان مستقل تأیید بگیرند. لذا این استدلال وجود دارد که حساب‌برسان مستقل برای رفع برخی از عدم تقارن اطلاعات که به دلیل عدم اطمینان اقتصادی به وجود می‌آید نیز مؤثر باشند. همچنین بر اساس ادبیات نظری پیشین، حساب‌برسان مستقل بر کیفیت افشای اطلاعات شرکت تأثیر مثبت و بسزایی دارند.

کلاتورسی و پیل (۲۰۱۳) بیان کردند که صورت‌های مالی شرکت‌های خصوصی حسابرسی شده دارای اشتباهات کمتری نسبت به شرکت‌های مشابه که صورت‌های مالی خود را حسابرسی نمی‌کنند دارند. داوینینگ و لانگلی (۲۰۱۹) نیز معتقدند که شرکت‌های خصوصی با صورت‌های مالی حسابرسی شده دارای کیفیت گزارش بالاتری نسبت به شرکت‌های حسابرسی نشده دارند. نتایج یافته‌های پژوهش گران بر این بحث تمرکز دارد که صورت‌های مالی حسابرسی شده توسط حساب‌برسان مستقل باعث ایجاد قابلیت اطمینان و اعتبار اطلاعات ارائه شده توسط مدیران می‌شود. بنابراین، کاجوتر و همکاران (۲۰۱۶) بیان می‌کند که اطمینان ارائه

شده توسط حسابرسان مستقل باعث ایجاد سیگنال مثبت به سرمایه‌گذاران است. تأثیر سودمندی حسابرسان مستقل بر شرکت‌ها را می‌توان زمانی مشاهده کرد که انتخاب حسابرسی با هزینه‌های استقراض مرتبط باشد.

بنابراین این استدلال وجود دارد که شرکت‌هایی با تغییر حسابرس در راستای افزایش کیفیت حسابرسی و ارائه شفافیت اطلاعات مالی در شرایط عدم اطمینان اقتصادی می‌تواند این اطمینان را به سرمایه‌گذاران و استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی بدهد که عملکرد شرکت تنها ناشی از عملکرد مدیران نبوده و شرایط اقتصادی حاکم بر کشور بر صورت‌های مالی و به عبارتی دیگر وضعیت مالی شرکت تأثیرگذار بوده است.

### پیشینه پژوهش‌های خارجی

آلیمکولوا و گانیو (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی سرایت‌پذیری بحران مالی به اقتصادهای در حال ظهور طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳ پرداختند. نتایج یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که در بخش بانکی، تجارت بین‌المللی و تولید ناخالص داخلی در شش ماه اول تأثیر مثبت و بسزایی در اقتصاد کشور دارد. بنابراین، کاهش متغیرهای مذکور تأثیر مثبت قابل توجهی بر تولید ناخالص داخلی کشور دارد. با این وجود، نرخ ارز بر تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی دارد. در نتیجه کاهش ارزش پول ملی منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود.

4

دربالی و لاموچی (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی بحران مالی اقتصادی، سرمایه‌گذاری در سید سرمایه‌گذاری‌های خارجی و نوسانات بازارهای منتخب جنوب شرقی آسیا طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج یافته‌های آن‌ها نشان داد که جریان خالص پرتفوی سرمایه‌گذاری خارجی تعیین‌کننده اصلی بازده بازار سهام در همه کشورها بوده است. همچنین تأثیر سرریز ناپایداری از بازار پرتفوی سرمایه‌گذاری خارجی به بازار سهام در کشورهای نمونه در شرایط مختلف بازار متفاوت است. بنابراین وجود اطلاعات تاریخی و خوشه‌ای نوسانات به‌طور متوسط بر نوسانات بازدهی بازار سهام کشورهای جنوب شرقی آسیا تأثیر گذاشته است.

فاروق و همکاران (۲۰۲۰) تأثیر عدم اطمینان سیاسی را بر تصمیمات شرکت در جایگزینی حسابرسان برای تأیید صورت‌های مالی بررسی کردند. داده‌های ۱۴۱ کشور و رگرسیون لجستیک استفاده شد. این داده‌ها توسط شرکت بانک جهانی ارائه شده و بین سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۹ جمع‌آوری شده است. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که دارای عدم اطمینان سیاسی بالا هستند، بیشتر از حسابرسان مستقل برای تأیید صورت‌های مالی خود استفاده می‌کنند. نتایج همچنین پس از کنترل درون‌زایی قوی هستند. آن‌ها همچنین دریافتند که تأثیر عدم قطعیت سیاسی بر انتخاب حسابرس مستقل برای شرکت‌هایی که در کشورهایی با فضای نهادی ضعیف هستند، بارزتر است.

نگوین-سی و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی تأثیر مالکیت خارجی، مالکیت دولتی و وجوه نقد نگهداری شده تحت بحران مالی اقتصادی در کشور ویتنام با استفاده از یک نمونه متشکل از ۵۴۹۳ شرکت-سال که شامل ۶۲۱ شرکت طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۷ است پرداختند. نتایج یافته‌ها نشان داد که مالکیت دولتی (مالکیت خارجی) با وجوه نقد نگهداری شده شرکت رابطه منفی (مثبت) دارد و تأثیر مالکیت دولتی (مالکیت خارجی) در دوره بحران مالی اقتصادی قوی‌تر (ضعیف‌تر) است.

آنگینر و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی مقررات بازار سرمایه و ریسک پس از بحران مالی اقتصادی پرداختند. آن‌ها بر اساس یک نظرسنجی که مقررات و نظارت بانک را در بیش از ۱۲۰ اقتصاد در جهان را تشکیل می‌دهند به این نتیجه دست یافتند که سرمایه‌نظارتی بانک‌ها به‌عنوان کیفیت سرمایه در کاهش ریسک بانک بسیار مهم است. این امر به ویژه در مورد بانک‌هایی بیشتر صدق می‌کند که در محاسبه نسبت سرمایه‌های نظارتی اختیار بیشتری دارند و تحت نظارت ضعیف‌تری از بازار هستند.



### پیشینه پژوهش‌های داخلی

صادق شیخ و میرزایی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی اثر نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بار مالیاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد که متغیر نا اطمینانی سیاستی اثرات معنادار بر بار مالیاتی شرکت‌ها داشته است، در نتیجه فرضیه مطرح‌شده در تحقیق تأیید می‌شود.

عرب صالحی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی رابطه بین عدم اطمینان بر واکنش سرمایه‌گذاران به سود پرداختند. آن‌ها ۱۶۲ شرکت را طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها برای محاسبه عدم اطمینان از سه معیار کیفیت اطلاعات، عدم اطمینان جریان‌های نقدی به روش سنتی و روش شرکت همسان استفاده کردند. در پایان نتایج نشان داد که واکنش سرمایه‌گذاران به سود در زمانی که عدم اطمینان بالاست نسبت به زمانی که عدم اطمینان پایین‌تر است، کمتر است. همچنین در شرایط عدم اطمینان بالا، سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار خوب سود واکنش کمتری از خود نشان می‌دهند که این رویکرد کمتر با رویکرد محافظه‌کاری همخوانی دارد.

سالم دزفولی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدیریت سود واقعی با استفاده از یک نمونه متشکل از ۱۴۲ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ پرداختند. نتایج یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که معیارهای عدم اطمینان اقتصادی (رشد تولید ناخالص ملی، نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ بهره) تأثیر مثبت و معناداری بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که معیارهای عدم اطمینان اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر مدیریت سود واقعی (هزینه اختیاری غیرعادی، هزینه تولید غیرعادی و جریان‌های نقدی عملیاتی غیرعادی) دارد.

محمدی و کریمی دلدار (۱۴۰۰) در تحقیق خود به بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی و شاخص‌های افشای مسئولیت اجتماعی بر هم‌زمانی قیمت سهام در شرکت‌های معامله شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ پرداختند. یافته‌ها نشان داد که نرخ تورم بر هم‌زمانی قیمت سهام تأثیر منفی و معناداری دارد. علاوه بر این، طبق فرضیه دوم، نرخ بهره تأثیر مثبت و معناداری بر هم‌زمانی قیمت سهام دارد. فرضیه سوم بیان می‌کند که نرخ ارز بر هم‌زمانی قیمت سهام اثر مثبت دارد و در نهایت بر اساس فرضیه چهارم، شاخص‌های مسئولیت اجتماعی تأثیر معناداری بر هم‌زمانی قیمت سهام ندارند.

### ۳- فرضیه‌های پژوهش

همان‌گونه که در مبانی نظری عدم اطمینان اقتصادی بیان شد، عدم قطعیت به عدم قطعیت‌های مرتبط با تغییرات احتمالی در سیاست دولت اشاره دارد (فارق و همکاران، ۲۰۲۰). انگیزه دولت برای تغییر سیاست‌های اغلب از اهداف اقتصادی (حداکثر رفاه) یا اهداف غیراقتصادی (هزینه‌ها و منافع سیاسی) ناشی می‌شود. بنابراین، همیشه نمی‌توان تشخیص داد که کدام یک از این دو انگیزه بر تصمیمات سیاستی دولت حاکم است. بنابراین، عوامل اقتصادی همیشه نمی‌توانند تأثیر تغییر در سیاست‌های دولت را بر نتایج واقعی اقتصادی پیش‌بینی کنند. دای و نگو (۲۰۲۰) استدلال می‌کنند عدم قطعیت اقتصادی، ریسک مربوط به جریان‌های نقدی که انتظار می‌رود به ایجاد یک دارایی برای شرکت بیانجامد را افزایش می‌دهد. آن‌ها تغییرات در قوانین و مقررات، همراه با تغییر در قوانین مخارج دولت و مالیات را به‌عنوان برخی از دلایل احتمالی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر جریان‌های نقدی آتی ذکر می‌کنند. آن‌ها همچنین بر این باورند که تغییرات قانونی و نظارتی می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی هزینه‌های انطباق را تغییر دهد و تغییرات در مخارج دولت و قوانین مالیاتی می‌تواند بر عملکرد حسابداری شرکت تأثیر منفی بگذارد. در نتیجه، پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی نیز بسیار دشوار می‌شود.

فارق و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود معتقدند که افزایش ریسک جریان‌های نقدینگی و تغییرات در درک ریسک سرمایه‌گذاران که به دلیل عدم اطمینان اقتصادی ایجاد شده است، می‌تواند پیامدهای قابل توجهی بر سیاست‌های شرکت‌ها، مانند سیاست‌های مربوط به افشای اطلاعات، تغییر حساب‌برسان مستقل داشته باشد. این مفاهیم بر این فرض استوار است که عدم اطمینان اقتصادی باعث افزایش هزینه سرمایه می‌شود. پاستور و ورونسی (۲۰۱۳) استدلال کردند که عدم قطعیت سیاسی، حق بیمه ریسک مورد نیاز سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد. سرمایه‌گذاران که قادر به تجزیه و تحلیل دقیق تأثیر احتمالی سیاست‌های جدید دولت نیستند، با درخواست بازده بیشتر به آن پاسخ می‌دهند. لذا بر اساس نتایج استدلال‌های فوق، می‌توان بیان کرد که عدم اطمینان اقتصادی انگیزه شرکت‌ها را برای بهبود کیفیت افشای اطلاعات افزایش می‌دهد. با بهبود کیفیت افشای اطلاعات، شرکت‌ها می‌توانند به کاهش هزینه سرمایه امیدوار باشند. ناگار و همکاران (۲۰۱۹) بیان کردند که سطح افشای داوطلبانه شرکت در دوره‌های نامعلوم نیز افزایش می‌یابد.

کاجوتر و همکاران (۲۰۱۶) بیان می‌کند که اطمینان ارائه شده توسط حساب‌برسان مستقل باعث ایجاد سیگنال مثبت به سرمایه‌گذاران است. تأثیر سودمندی حساب‌برسان مستقل بر شرکت‌ها را می‌توان زمانی مشاهده کرد که انتخاب حساب‌برسی با هزینه‌های استقراض مرتبط باشد. بنابراین این استدلال وجود دارد که شرکت‌هایی با تغییر حساب‌برسی در راستای افزایش کیفیت حساب‌برسی و ارائه شفافیت اطلاعات مالی در شرایط عدم اطمینان اقتصادی می‌تواند این اطمینان را به سرمایه‌گذاران و استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی بدهد که عملکرد شرکت تنها ناشی از عملکرد مدیران نبوده و شرایط اقتصادی حاکم بر کشور بر صورت‌های مالی و به عبارتی دیگر وضعیت مالی شرکت تأثیرگذار بوده است. بر پایه این استدلال، فرضیه پژوهش به صورت زیر تدوین شده است:

**فرضیه پژوهش:** بین عدم اطمینان اقتصادی و تغییر اختیاری حساب‌برسی رابطه معناداری وجود دارد.

#### ۴- روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق به عنوان یک نوع کاربردی، از رویکرد پس رویدادی برای تحلیل آن استفاده می‌کند. در این پژوهش از روش‌های تحلیل رگرسیون استفاده می‌شود که اساس تکنیک‌هایی برای تعمیم روندهای گذشته به آینده است. بر این اساس، رابطه بین حداقل دو متغیر X و Y از نظر داده‌های تاریخی قابل بررسی است. زمانی از رگرسیون خطی چندگانه استفاده می‌شود که دو یا چند متغیر تأثیر زیادی بر متغیر وابسته داشته باشند.

در این تحقیق جامعه آماری کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار ایران می‌باشد و این شرکت‌ها باید در بازه زمانی ۸ سال (۱۳۹۹-۱۳۹۲) در بورس اوراق بهادار فعال باشند. نمونه آماری تعداد محدودی از اعضای جامعه آماری است که نمایانگر ویژگی‌های اصلی جامعه است. در این مطالعه، در این پژوهش از روش حذف سیستماتیک برای انتخاب یک نمونه آماری استفاده می‌شود و برای این منظور ۵ معیار در نظر گرفته شده است که عبارت‌اند از:

۱- سال مالی شرکت‌های مورد مطالعه به پایان اسفندماه ختم شود.

۲- شرکت‌های مورد مطالعه متشکل از شرکت‌های سرمایه‌گذاری و مؤسسات مالی، هلدینگ‌ها، بانک‌ها، بیمه‌ها، لیزینگ‌ها نباشد.

۳- شرکت‌های مورد مطالعه در طول دوره تحقیق فعالیت پیوسته داشته باشد و سهام اش مورد معامله قرار گیرد.

۴- مجموعه کامل اطلاعات مرتبط با متغیر پژوهش، در دسترس باشند.

۵- در طول دوره مورد مطالعه، تغییر سال مالی نداده باشند.

جدول ۱: تعداد شرکت‌های نمونه

ردیف	شرح	تعداد شرکت
۱	تعداد کل شرکت‌های موجود در جامعه آماری پژوهش تا پایان ۱۳۹۹	۳۰۴
۲	کسر می‌شود: شرکت‌های گروه مالی	(۹۱)
۳	کسر می‌شود: شرکت‌هایی طی دوره پژوهش فعالیت پیوسته نداشته‌اند و سهام‌اش مورد معامله قرار نگرفته است	(۱۸)
۴	کسر می‌شود: شرکت‌هایی اطلاعات و داده‌های آن‌ها از ابتدای دوره پژوهش به‌طور کامل در دسترس نیست	(۶۹)
	<b>تعداد شرکت در نمونه نهایی</b>	<b>۱۲۶</b>

به منظور آزمون فرضیه پژوهش از مدل (۱) با استفاده رگرسیون خطی و بر اساس پژوهش‌های قبلی در این حوزه مانند پژوهش فاروق و همکاران (۲۰۲۰)، بیٹی (۲۰۱۹) و استواری و همکاران (۱۴۰۰) استفاده می‌شود.

مدل (۱)

$$\begin{aligned}
 Aud - Change_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 EU_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LOGAGE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 OPAUDIT_{i,t} \\
 & + \beta_7 LOSS_{i,t} + \beta_8 GROWTH_{i,t} + \beta_9 WEAKIC_{i,t} + \beta_{10} RESTATE_{i,t} + \beta_{11} OUDIT - Q_{i,t} \\
 & + \beta_{12} TENURE_{i,t} + \beta_{13} DA_{i,t} + \beta_{14} LOGFEE_{i,t} + \beta_{15} SEPCOM_{i,t} + \beta_{16} INDCOM_{i,t} \\
 & + \sum \beta_j INDUSTRY DUM_{i,t} + \sum \beta_K YEAR DUM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

که در آن:

$Aud - Change_{i,t}$ : تغییر اختیاری حسابرس شرکت  $i$  در سال  $t$ ;

$EU_{i,t}$ : عدم اطمینان اقتصادی شرکت  $i$  در سال  $t$ ;

$SIZE_{i,t}$ : اندازه شرکت  $i$  در سال  $t$ ;

$LOGAGE_{i,t}$ : سن شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$LEV_{i,t}$ : اهرم مالی شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$ROA_{i,t}$ : بازده دارایی شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$OPAUDIT_{i,t}$ : نوع گزارش حسابرس شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$LOSS_{i,t}$ : زیاندهی شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$GROWTH_{i,t}$ : رشد شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$WEAKIC_{i,t}$ : ضعف کنترل داخلی شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$RESTATE_{i,t}$ : تجدید ارائه صورتهای مالی شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$Q_{i,t} - OUDIT$ : کیفیت موسسه حسابرسی شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$TENURE_{i,t}$ : دوره تصدی حسابرس شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$DA_{i,t}$ : اقلام تعهدی اختیاری شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$LOGFEE_{i,t}$ : حق الزحمه حسابرسی شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$SEPCOM_{i,t}$ : تخصیص کمیته حسابرسی شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$INDCOM_{i,t}$ : استقلال کمیته حسابرسی شرکت  $i$  در سال  $t$ ؛

$INDUSTRY DUM$ : متغیر ساختگی برای کنترل اثر صنعت؛

$YEAR DUM$ : متغیر ساختگی برای کنترل اثر تغییرات در طول زمان؛

متغیرهای پژوهش در قالب جدول ۲ تعریف می‌شوند:

جدول ۲: خلاصه نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

ردیف	نام متغیر	نحوه اندازه‌گیری
		متغیر وابسته





تغییر اختیاری حسابرس	۱	تغییر حسابرس، متغیر وابسته این الگو می باشد که یک متغیر موهومی بوده و بدین صورت محاسبه می شود که اگر سال مورد بررسی (سال t)، آخرین سال فعالیت حسابرس در شرکت مورد نظر باشد، به عبارت دیگر، حسابرس در سال بعد (t+1) تغییر پیدا کرده باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر به آن تعلق می گیرد
<b>متغیر مستقل</b>		
عدم اطمینان اقتصادی	۲	بر اساس پژوهش های صورت گرفته در زمینه بحران مالی اقتصادی، جهت سنجش بحران مالی اقتصادی از معیار های عدم اطمینان اقتصادی استفاده کرده اند؛ مطابق با پژوهش های نگوبین سی و همکاران (۲۰۲۱)، مارینو و جانس (۲۰۲۱)، لی و همکاران (۲۰۲۱)، آنگینر و همکاران (۲۰۲۱)، بیسلر و همکاران (۲۰۲۱)، آلیمکولوا و گانیو (۲۰۲۰)، بحران مالی اقتصادی به عنوان یک متغیر موهومی برای شرکت هایی که دارای بحران مالی اقتصادی هستند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر خواهد شد.
<b>متغیرهای کنترلی</b>		
اندازه شرکت	۳	از طریق لگاریتم طبیعی کل دارایی های شرکت به دست می آید
سن شرکت	۴	از این متغیر به عنوان گزارش تعداد سال های شرکت از زمان تأسیس تا فعالیت آن ها استفاده شده است که از طریق لگاریتم طبیعی سن شرکت محاسبه می شود.
اهرم مالی	۵	از تقسیم جمع کل بدهی های شرکت به جمع کل دارایی های شرکت به دست می آید.
بازده دارایی ها	۶	برابر است با نسبت سود خالص بر کل دارایی ها.
نوع گزارش حسابرس	۷	متغیری دو وجهی می باشد که اگر حسابرس گزارش مقبول داشته باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر داده می شود
زیان دهی	۸	یک متغیر ساختگی است در صورتی که شرکت زیان گزارش کرده باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر تعلق می گیرد
رشد شرکت	۹	از طریق تقسیم تفاوت دارایی های سال جاری و سال قبل بر کل دارایی های سال قبل اندازه گیری می شود
ضعف کنترل داخلی	۱۰	یک متغیر ساختگی است در صورتی که کنترل داخلی شرکت دارای ضعف باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر تعلق می گیرد
تجدید ارائه صورت های مالی	۱۱	یک متغیر ساختگی است در صورتی که صورت های مالی شرکت تجدید ارائه شده باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر تعلق می گیرد.

۱۲	کیفیت موسسه حسابداری	متغیری موهومی است که نمایانگر کیفیت مؤسسه حسابداری می‌باشد. برای محاسبه این متغیر از رتبه بندی مؤسسات حسابداری انجام شده توسط سازمان بورس و اوراق بهادار تهران استفاده شده است.
۱۳	دوره تصدی حسابرس	این متغیر از طریق تعداد سال‌هایی که یک مؤسسه حسابداری به‌طور مداوم حسابداری یک شرکت را برعهده گرفته است، محاسبه می‌شود.
۱۴	اقدام تعهدی اختیاری	این متغیر بر اساس مدل تعدیل یافته جونز شاخصی برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابرس محاسبه می‌شود.
۱۵	حق‌الزحمه حسابداری	این متغیر از طریق لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابداری محاسبه می‌شود.
۱۶	تخصص کمیته حسابداری	از طریق تقسیم تعداد اعضای دارای تخصص مالی (رشته حسابداری، مدیریت مالی، مهندسی مالی) کمیته حسابداری بر تعداد کل اعضای کمیته حسابداری به دست می‌آید.
۱۷	استقلال کمیته حسابداری	از طریق تقسیم تعداد اعضای مستقل (غیر موظف) کمیته حسابداری بر تعداد کل اعضای کمیته حسابداری به دست می‌آید.

10

### ۵- یافته‌های پژوهش

در ادامه به ارائه یافته‌های پژوهش پرداخته می‌شود.

#### آماره‌های توصیفی

قبل از آزمون فرضیه‌های تحقیق، متغیرهای تحقیق به اختصار در جدول ۳ بررسی شده است. این جداول حاوی شاخص‌هایی هستند که متغیرهای تحقیق را توصیف می‌کنند. این پارامترها شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی مانند میانگین، میان، حداقل و حداکثر و همچنین اطلاعات مربوط به شاخص‌های پراکندگی مانند انحراف معیار می‌باشد. لازم به ذکر است که متغیرهای پیوسته قبل از ارائه آمار توصیفی در سطح خطای ۵ درصد نرمال‌سازی می‌شوند. علاوه بر این، مقادیر فراوانی و درصد فراوانی برای متغیرهای دو ارزشی گزارش شده است.

جدول ۳: آماره‌های توصیفی پژوهش

پنل الف) متغیرهای پیوسته						
متغیر	نماد	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
عدم اطمینان اقتصادی	EU	2	2	3	1	0.707
اندازه شرکت	Size	۱۴.۸۷۸	۱۴.۶۳۱	۱۸.۱۷۳	۱۲.۵۰۶	۱.۴۸۶
عمر شرکت	Age	۳.۵۶۰	۳.۶۱۱	۴.۰۹۴	۲.۸۳۳	۰.۳۸۶

۰.۲۰۴	۰.۱۶۴	۰.۸۷۹	۰.۵۲۵	۰.۵۳۲	Lev	اهرم مالی
۰.۱۵۲	-۰.۰۵۹	۰.۴۷۹	۰.۱۲۹	۰.۱۵۹	ROA	بازده دارایی
۰.۳۱۱	-۰.۰۸۹	۱.۰۹۵	۰.۱۸۶	۰.۲۷۷	Growth	رشد شرکت
۰.۷۵۱	۱	۴	۴	۳.۵۸۹	AuditQ	کیفیت موسسه حسابداری
۱.۶۷۹	۱	۸	۲	۲.۵۷۴	Tenure	دوره تصدی حسابرسان
۰.۱۲۳	-۰.۲۵۹	۰.۳۱۳	۰.۰۱۶	۰.۰۱۲	DA	اقدام تعهدی اختیاری
۰.۸۷۵	۵.۸۱۴	۹.۰۰۳	۷.۲۳۷	۷.۳۱۸	LnAF	حق الزحمه حسابداری
۰.۲۵۸	۰	۱	۰.۶۶۷	۰.۷۲۵	SepCom	تخصص کمیته حسابداری
۰.۱۸۸	۰	۱	۰.۶۶۷	۰.۷۲۱	IndCom	استقلال کمیته حسابداری
<b>پنل ب) متغیرهای گسسته</b>						
درصد فراوانی		فراوانی		نماد	متغیر	
صفر	یک	صفر	یک			
۵۱.۸۶	۴۹.۱۳	۸۷۲	۱۳۶	AudChange	تغییر اختیاری حسابرسان	
۵۴.۴۵	۴۶.۵۴	۴۵۹	۵۴۹	OPAudit	نوع گزارش حسابرسان	
۴۱.۳۶	۵۹.۶۳	۳۶۷	۶۴۱	Restate	تجدید ارائه صورت‌های مالی	
۵۸.۹۰	۴۲.۹	۹۱۳	۹۵	Loss	زیان	
۰۳.۸۴	۹۷.۱۵	۸۴۷	۱۶۱	WIC	ضعف کنترل داخلی	
<b>پنل ج) متغیرهای گسسته به تفکیک تغییر اختیاری و عدم تغییر اختیاری حسابرسان</b>						
عدم تغییر اختیاری حسابرسان		تغییر اختیاری حسابرسان		نماد	متغیر	
صفر	یک	صفر	یک			
۳۹۹	۴۷۳	۶۰	۷۶	OPAudit	نوع گزارش حسابرسان	
۳۲۵	۵۴۷	۴۲	۹۴	Restate	تجدید ارائه صورت‌های مالی	
۷۹۰	۸۲	۱۲۳	۱۳	Loss	زیان	
۷۳۱	۱۴۱	۱۱۶	۲۰	WIC	ضعف کنترل داخلی	

بر اساس نتایج جدول ۳، در بخش اول آمار توصیفی متغیرهای پیوسته آورده شده است. بر اساس نتایج مشاهده می‌شود که عدم اطمینان اقتصادی که بر اساس مجموع نا اطمینانی چهار متغیر دو ارزشی تورم، رشد اقتصادی، نرخ ارز و نرخ بهره (که بر اساس مدل EGARCH استخراج شده است) محاسبه شده است. میانگین ۲، بیانگر آن است که در هر سال طی دوره مورد بررسی بر اساس دو شاخص نا اطمینانی داشته است. بیشترین نا اطمینانی ۳ است که مربوط به سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۹ است و کمترین نا اطمینانی ۱ بوده که مربوط به سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۶ بوده است. با این حال هیچ یک از سال‌های مورد مطالعه بدون نا اطمینانی اقتصادی نبوده است و همواره در ایران نا اطمینانی اقتصادی وجود داشته است.

با بررسی سایر متغیرها مشاهده می‌شود که اندازه شرکت‌های نمونه به‌طور متوسط ۱۴/۸۷۸ است. به همین ترتیب سن شرکت‌ها نیز ۳/۵۶ می‌باشد. اهرم مالی نشان می‌دهد که ۵۳/۲ درصد از دارایی شرکت‌ها ناشی از بدهی می‌باشد. میانه این متغیر نیز ۰/۵۲۵ بوده و بیانگر آن است که برای نیمی از شرکت‌ها میزان اهرم مالی بیشتر از ۵۲/۵ درصد و برای نیمی دیگر کمتر از این میزان است. بیشترین و کمترین اهرم مالی نیز به ترتیب ۸۷/۹ درصد و ۱۶/۶ درصد است. انحراف معیار این متغیر نیز بیانگر میزان پراکندگی نسبت به میانگین است. به‌طوری که اهرم مالی ۲۰/۴ درصد پراکندگی دارد که نشان‌دهنده پراکندگی نسبتاً کم



اهرم مالی با توجه به میانگین و مقادیر حداقل و حداکثر است. بازده دارایی نیز ۰/۱۵۹ است و بیانگر آن است که هر ساله شرکت‌ها به میزان ۱۵/۹ درصد کل دارایی‌های خود سود خالص داشته‌اند. رشد شرکت نیز که بر اساس رشد فروش اندازه‌گیری شده است به‌طور میانگین ۲۷/۷ درصد است و نشان می‌دهد که شرکت‌ها در هر سال حدود ۲۸ درصد افزایش فروش داشته‌اند. با این حال نمی‌توان این رشد را ناشی از افزایش تولید دانست. چراکه نرخ تورم طی دوره مورد نظر ۲۳/۷ درصد بوده است. بنابراین می‌توان تنها حدود ۴ درصد از رشد فروش را ناشی از افزایش تولید دانست.

با بررسی متغیر کیفیت موسسه حسابداری که بر اساس رتبه‌بندی مؤسسات حسابداری انجام شده است می‌توان دریافت که میانگین کیفیت مؤسسات حسابداری ۳/۵۸۹ است و نزدیک به مقدار حداکثر است و بدین ترتیب می‌توان دریافت که اکثر شرکت‌ها دارای حسابرس با کیفیت بالا هستند. دوره تصدی حسابرس نیز به‌طور متوسط ۲/۵۷۴ است و بیانگر آن است که شرکت‌ها به‌طور متوسط هر ۲/۵ سال یک‌بار حسابرس خود را تغییر می‌دهند. البته تغییر اجباری چهارساله حسابرس نیز در این دوره تصدی کوتاه بی‌تأثیر نیست. بیشترین دوره تصدی ۸ سال است که برای سازمان حسابداری می‌باشد. چراکه این سازمان از تغییر اجباری معاف است. میانگین ارقام تعهدی اختیاری نیز که بر اساس جزء خطای مدل جونز تعدیل شده محاسبه شده است برابر با ۰/۱۲ می‌باشد. در همین راستا میانگین لگاریتم طبیعی حق الزحمه حسابداری ۷/۳۱۸ است. لازم به ذکر است که برای این متغیر تعداد مشاهدات ۷۱۲ است. چراکه برخی شرکت‌ها حق الزحمه حسابداری را افشا نکرده‌اند. به همین ترتیب میانگین تخصص کمیته حسابرس ۰/۷۲۵ است. بدین ترتیب می‌توان گفت که ۷۲/۵ درصد از اعضای کمیته حسابرس دارای تخصص مالی هستند. استقلال کمیته حسابرس نیز بیانگر آن است که ۷۲/۱ درصد از اعضای کمیته حسابرس، غیرموظف هستند.

با بررسی متغیرهای گسسته در پنل ب، مشاهده می‌شود که طی هر سال ۱۳/۴۹ درصد از مؤسسات حسابداری به‌صورت اختیاری تغییر کرده‌اند. به همین ترتیب با بررسی سایر متغیرها مشاهده می‌شود که ۵۴/۴۶ درصد از شرکت‌ها در هر سال گزارش مقبول دریافت کرده‌اند. تجدید ارائه صورت‌های مالی نیز بیانگر آن است که ۶۳/۵۹ درصد از صورت‌های مالی شرکت‌های نمونه تجدید ارائه شده است. این رقم بالا بیانگر وجود مشکلات متعدد در حسابداری شرکت‌ها است. به‌طوری‌که هر سال بخش عمده‌ای از صورت‌های مالی تجدید ارائه می‌شود و بنابراین اعتبار حسابداری کاهش پیدا می‌کند. ۹/۴۲ درصد از شرکت‌های نمونه زیان ده بوده‌اند. در نهایت ۱۵/۹۷ درصد از شرکت‌های نمونه نیز دارای ضعف کنترل داخلی هستند.

### نتایج آزمون t و کای دو

یکی از مسائلی که در آمار توصیفی ارائه شده در جدول ۳ قابل‌ملاحظه نیست، میزان ارتباط ابتدایی متغیرهای اصلی پژوهش است. بطوریکه نمی‌توان دریافت که به‌طور مثال آیا نا اطمینانی اقتصادی، برای شرکت‌های با تغییر اختیاری حسابرس یا عدم تغییر اختیاری تفاوت معناداری دارد یا خیر. بر این اساس در جدول ۴ نتایج آزمون t و کای دو برای متغیرهای پژوهش بر اساس تغییر اختیاری و عدم تغییر اختیاری آورده شده است.

جدول ۴: آزمون تی بین متغیرهای مستقل و وابسته پژوهش

پنل الف) آزمون تی بین متغیرهای پیوسته بر اساس تغییر اختیاری حسابرس				
متغیر	نماد	میانگین در تغییر اختیاری حسابرس	میانگین در عدم تغییر اختیاری حسابرس (تعداد مشاهدات = ۸۷۲)	آماره آزمون





متغیر	نماد	تعداد در تغییر اختیاری حسابرس	تعداد در عدم تغییر اختیاری حسابرس	آماره آزمون
عدم اطمینان اقتصادی	EU	۲۰۱۲۸	۱۰۹۸۰	-۲.۱۷۶**
پنل ب) آزمون کای دو بین متغیرهای گسسته بر اساس تغییر اختیاری حسابرس				
عدم اطمینان اقتصادی (نرخ ارز)	EUExch	۷۵	۴۱۷	۲.۵۱۳
عدم اطمینان اقتصادی (رشد اقتصادی)	EUGDP	۶۹	۴۲۳	۰.۲۱۷
عدم اطمینان اقتصادی (تورم)	EUInf	۷۶	۴۱۶	۳.۱۳۹*
عدم اطمینان اقتصادی (نرخ بهره)	EUInt	۶۳	۴۲۹	۰.۴۲۶
* و ** به ترتیب معناداری در سطح ده و پنج درصد				

همان طور که در جدول ۴ مشاهده می شود بر اساس آزمون t در میانگین متغیرها عدم اطمینان اقتصادی در دو گروه شرکت های با تغییر اختیاری حسابرس و عدم تغییر اختیاری تفاوت معناداری در سطح احتمال ۹۵ درصد دارد. به طوری که در شرکت های با عدم اطمینان اقتصادی، تغییر اختیاری حسابرس بیشتر است. به همین ترتیب با بررسی ابعاد عدم اطمینان اقتصادی مشاهده می شود که تنها عدم اطمینان اقتصادی ناشی از تورم در دو گروه تغییر اختیاری و عدم تغییر تفاوت معناداری دارد. به طوری که در شرایط عدم اطمینانی اقتصادی ناشی از تورم بیشتر، تغییر اختیاری حسابرس نیز بیشتر است.

### آزمون هم خطی بین جملات توضیحی

هم خطی به معنای وجود رابطه شدید بین متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل می باشد. در صورت وجود هم خطی، ضرایب برآوردی الگو دارای خطای معیار بالایی خواهد بود و در نتیجه این مسئله باعث می شود که تعداد متغیرهای معنادار در معادله کاهش یابد. در این معادله برای بررسی عدم وجود هم خطی از معیار عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شد. وقتی که شاخص تورم واریانس کمتر از ۱۰ باشد، نشان دهنده عدم وجود هم خطی می باشد.

جدول ۵: آزمون هم خطی بین جملات توضیحی

متغیر	نماد	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵
عدم اطمینان اقتصادی	EU	۶.۷۸	-	-	-	-
عدم اطمینان اقتصادی (نرخ ارز)	EUExch	-	۴.۶۳	-	-	-
عدم اطمینان اقتصادی (رشد اقتصادی)	EUGDP	-	-	۵.۰۷	-	-
عدم اطمینان اقتصادی (تورم)	EUInf	-	-	-	۵.۸۵	-
عدم اطمینان اقتصادی (نرخ بهره)	EUInt	-	-	-	-	۵.۸۵



$$Aud - Change_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EU_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LOGAGE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_8 ROA_{i,t} + \beta_6 OPAUDIT_{i,t} + \beta_7 LOSS_{i,t} + \beta_8 GROWTH_{i,t} + \beta_9 WEAKIC_{i,t} + \beta_{10} RESTATE_{i,t} + \beta_{11} OUDIT - Q_{i,t} + \beta_{12} TENURE_{i,t} + \beta_{13} DA_{i,t} + \beta_{14} LOGFEE_{i,t} + \beta_{15} SEPCOM_{i,t} + \beta_{16} INDCOM_{i,t} + \sum \beta_j INDUSTRY DUM_{i,t} + \sum \beta_K YEAR DUM_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	نماد	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z	احتمال آماره Z
عدم اطمینان اقتصادی	EU	-۲.۱۴۳	۰.۷۷۷	-۲.۷۶	۰.۰۰۶
اندازه شرکت	Size	-۰.۲۳۶	۰.۲۱۹	-۱.۰۰۸	۰.۲۸۰
عمر شرکت	Age	-۰.۳۰۱	۰.۵۸۲	-۰.۵۲	۰.۶۰۵
اهرم مالی	Lev	۲.۲۲۲	۱.۴۰۸	۱.۵۸	۰.۱۱۵
بازده دارایی	ROA	۳.۷۶۱	۲.۲۱۴	۱.۷۰	۰.۰۸۹
نوع گزارش حسابرس	OPAudit	۰.۱۸۵	۰.۴۲۲	۰.۴۴	۰.۶۶۲
زبان	Loss	۰.۰۹۰	۰.۵۹۷	۰.۱۵	۰.۸۸۰
رشد شرکت	Growth	۰.۳۹۸	۰.۷۲۱	۰.۵۵	۰.۵۸۱
ضعف کنترل داخلی	WIC	۰.۶۹۰	۰.۴۹۱	۱.۴۰	۰.۱۶۰
تجدید ارائه صورت‌های مالی	Restate	۰.۵۳۸	۰.۴۸۷	۱.۱۱	۰.۲۶۹
کیفیت موسسه حسابرسی	AuditQ	۰.۰۰۳	۰.۲۳۰	۰.۰۱	۰.۹۹۰
دوره تصدی حسابرس	Tenure	-۶.۲۶۵	۰.۹۷۲	-۶.۴۵	۰.۰۰۰
اقدام تعهدی اختیاری	DA	۱.۹۷۱	۱.۳۱۶	۱.۵۰	۰.۱۳۴
حق الزحمه حسابرسی	LnAF	۰.۰۰۵	۰.۲۷۲	۰.۰۲	۰.۹۸۴
تخصیص کمیته حسابرسی	SepCom	-۱.۰۰۱	۰.۷۳۳	-۱.۳۷	۰.۱۷۲
استقلال کمیته حسابرسی	IndCom	-۱.۰۹۴	۱.۳۱۱	-۰.۸۳	۰.۴۰۴
ضریب ثابت	C	۱۴.۳۱۰	۴.۸۴۵	۲.۹۵	۰.۰۰۳
سال و صنعت	Year, Industry				
آماره کای دو					۹۷.۹۱۰
احتمال آماره کای دو					۰.۰۰۰
ضریب تعیین پسودو					۰.۵۶۳
تعداد مشاهدات					۶۸۳

در راستای بررسی نتایج، بر اساس هر یک از ابعاد عدم اطمینان اقتصادی نیز نتایج آزمون شد. در جدول ۷، نتایج مورد نظر آورده شده است. بر اساس نتایج مشاهده می‌شود که تمامی مدل‌ها در سطح احتمال ۹۵ درصد معنادار هستند. علت آنکه نتایج معناداری مدل‌ها و ضریب تعیین پسودو و همچنین تمامی ضرایب یکسان است، به دلیل آن است که تنها متغیر مستقل تغییر کرده است و از طرفی متغیر مستقل در تمامی الگوها یک متغیر دو ارزشی است که برای تمامی شرکت‌ها تکرار می‌شود.

جدول ۷: نتایج آزمون فرضیه پژوهش بر اساس ابعاد عدم اطمینان اقتصادی

متغیر	نماد	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره Z
عدم اطمینان اقتصادی (نرخ ارز)	EUExch	-۱.۸۴۶	-۲.۸۶**	-	-	-	-



-	-	-	-	-۲.۷۶	-۲.۱۴۳**	-	-	EUGDP	عدم اطمینان اقتصادی (رشد اقتصادی)
-	-	-۴.۳۹	-۳.۷۸۴**	-	-	-	-	EUInf	عدم اطمینان اقتصادی (تورم)
۴.۳۹	۳.۷۸۴**	-	-	-	-	-	-	EUInt	عدم اطمینان اقتصادی (نرخ بهره)
-۱.۰۸	-۰.۲۳۶	-۱.۰۸	-۰.۲۳۶	-۱.۰۸	-۰.۲۳۶	-۱.۰۸	-۰.۲۳۶	Size	اندازه شرکت
-۰.۵۲	-۰.۳۰۱	-۰.۵۲	-۰.۳۰۱	-۰.۵۲	-۰.۳۰۱	-۰.۵۲	-۰.۳۰۱	Age	عمر شرکت
۱.۵۸	۲.۲۲۲	۱.۵۸	۲.۲۲۲	۱.۵۸	۲.۲۲۲	۱.۵۸	۲.۲۲۲	Lev	اهرم مالی
۱.۷۰	۳.۷۶۱*	۱.۷۰	۳.۷۶۱*	۱.۷۰	۳.۷۶۱*	۱.۷۰	۳.۷۶۱*	ROA	بازده دارایی
۰.۴۴	۰.۱۸۵	۰.۴۴	۰.۱۸۵	۰.۴۴	۰.۱۸۵	۰.۴۴	۰.۱۸۵	OPAudit	نوع گزارش حسابرس
۰.۱۵	۰.۰۹۰	۰.۱۵	۰.۰۹۰	۰.۱۵	۰.۰۹۰	۰.۱۵	۰.۰۹۰	Loss	زیان
۰.۵۵	۰.۳۹۸	۰.۵۵	۰.۳۹۸	۰.۵۵	۰.۳۹۸	۰.۵۵	۰.۳۹۸	Growth	رشد شرکت
۱.۴۰	۰.۶۹۰	۱.۴۰	۰.۶۹۰	۱.۴۰	۰.۶۹۰	۱.۴۰	۰.۶۹۰	WIC	ضعف کنترل داخلی
۱.۱۱	۰.۵۳۸	۱.۱۱	۰.۵۳۸	۱.۱۱	۰.۵۳۸	۱.۱۱	۰.۵۳۸	Restate	تجدید ارائه صورت‌های مالی
۰.۰۱	۰.۰۰۳	۰.۰۱	۰.۰۰۳	۰.۰۱	۰.۰۰۳	۰.۰۱	۰.۰۰۳	AuditQ	کیفیت موسسه حسابرسی
-۶.۴۵	-۶.۲۶۵**	-۶.۴۵	-۶.۲۶۵**	-۶.۴۵	-۶.۲۶۵**	-۶.۴۵	-۶.۲۶۵**	Tenure	دوره تصدی حسابرس
۱.۵۰	۱.۹۷۱	۱.۵۰	۱.۹۷۱	۱.۵۰	۱.۹۷۱	۱.۵۰	۱.۹۷۱	DA	اقدام تعهدی اختیاری
۰.۰۲	۰.۰۰۵	۰.۰۲	۰.۰۰۵	۰.۰۲	۰.۰۰۵	۰.۰۲	۰.۰۰۵	LnAF	حق الزحمه حسابرسی
-۱.۳۷	-۱.۰۰۱	-۱.۳۷	-۱.۰۰۱	-۱.۳۷	-۱.۰۰۱	-۱.۳۷	-۱.۰۰۱	SepCom	تخصیص کمیته حسابرسی
-۰.۸۳	-۱.۰۹۴	-۰.۸۳	-۱.۰۹۴	-۰.۸۳	-۱.۰۹۴	-۰.۸۳	-۱.۰۹۴	IndCom	استقلال کمیته حسابرسی
۲.۰۸	۷.۸۸۱	۲.۸۱	۱۱.۶۶۴	۲.۴۹	۱۰.۰۲۴	۲.۴۷	۹.۷۲۷	C	ضریب ثابت
کنترل شد								Year, Industry	سال و صنعت
۹۷.۹۱۰		۹۷.۹۱۰		۹۷.۹۱۰		۹۷.۹۱۰		آماره کای دو	
۰.۰۰۰		۰.۰۰۰		۰.۰۰۰		۰.۰۰۰		احتمال آماره کای دو	
۰.۵۶۳		۰.۵۶۳		۰.۵۶۳		۰.۵۶۳		ضریب تعیین پسودو	
۶۸۳		۶۸۳		۶۸۳		۶۸۳		تعداد مشاهدات	

\* و \*\* به ترتیب معناداری در سطح احتمال ۹۰ درصد و ۹۵ درصد

با بررسی عدم اطمینان اقتصادی بر اساس ابعاد مختلف مشاهده می‌شود که عدم اطمینان اقتصادی نرخ ارز، عدم اطمینان اقتصادی رشد اقتصادی و عدم اطمینان اقتصادی تورم اثر منفی و معنادار بر تغییر اختیاری حسابرس دارد. عدم اطمینان اقتصادی نرخ بهره نیز اثر مثبت و معنادار در سطح احتمال ۹۵ درصد بر تغییر اختیاری حسابرس دارد.

## ۶- بحث و نتیجه گیری

فارق و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود معتقدند که افزایش ریسک جریان‌های نقدینگی و تغییرات در درک ریسک سرمایه‌گذاران که به دلیل عدم اطمینان اقتصادی ایجاد شده است، می‌تواند پیامدهای قابل توجهی بر سیاست‌های شرکت‌ها، مانند سیاست‌های مربوط به افشای اطلاعات، تغییر حسابرسان مستقل داشته باشد. این مفاهیم بر این فرض استوار است که عدم



اطمینان اقتصادی باعث افزایش هزینه سرمایه می‌شود. پاستور و ورونسی (۲۰۱۳) استدلال کردند که عدم قطعیت سیاسی، حق بیمه ریسک مورد نیاز سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد. سرمایه‌گذاران که قادر به تجزیه و تحلیل دقیق تأثیر احتمالی سیاست‌های جدید دولت نیستند، با درخواست بازده بیشتر به آن پاسخ می‌دهند. لذا بر اساس نتایج استدلال‌های فوق، می‌توان بیان کرد که عدم اطمینان اقتصادی انگیزه شرکت‌ها را برای بهبود کیفیت افشای اطلاعات افزایش می‌دهد. با بهبود کیفیت افشای اطلاعات، شرکت‌ها می‌توانند به کاهش هزینه سرمایه امیدوار باشند. ناگار و همکاران (۲۰۱۹) بیان کردند که سطح افشای داوطلبانه شرکت در دوره‌های نامعلوم نیز افزایش می‌یابد.

با توجه به ریسک جریان‌های نقدینگی بیشتر، به احتمال زیاد شرکت‌هایی که با عدم اطمینان اقتصادی مواجه هستند نیز احتمال بیشتری دارد که صورت‌های مالی خود را از حساب‌های مستقل تأیید بگیرند. لذا این استدلال وجود دارد که حساب‌های مستقل برای رفع برخی از عدم تقارن اطلاعات که به دلیل عدم اطمینان اقتصادی به وجود می‌آید نیز مؤثر باشند. همچنین بر اساس ادبیات نظری پیشین، حساب‌های مستقل بر کیفیت افشای اطلاعات شرکت تأثیر مثبت و بسزایی دارند. کلاتورسی و پیل (۲۰۱۳) بیان کردند که صورت‌های مالی شرکت‌های خصوصی حساب‌های مستقل را از اشتباهات کمتری نسبت به شرکت‌های مشابه که صورت‌های مالی خود را حساب‌رسی نمی‌کنند دارند. داوینگ و لانگلی (۲۰۱۹) نیز معتقدند که شرکت‌های خصوصی با صورت‌های مالی حساب‌رسی شده دارای کیفیت گزارش بالاتری نسبت به شرکت‌های حساب‌رسی نشده دارند. نتایج یافته‌های پژوهشگران بر این بحث تمرکز دارد که صورت‌های مالی حساب‌رسی شده توسط حساب‌های مستقل باعث ایجاد قابلیت اطمینان و اعتبار اطلاعات ارائه شده توسط مدیران می‌شود (کنچل و همکاران، ۲۰۱۳). بنابراین، کاجوتر و همکاران (۲۰۱۶) بیان می‌کنند که اطمینان ارائه شده توسط حساب‌های مستقل باعث ایجاد سیگنال مثبت به سرمایه‌گذاران است. تأثیر سودمندی حساب‌های مستقل بر شرکت‌ها را می‌توان زمانی مشاهده کرد که انتخاب حساب‌رسی با هزینه‌های استقراض مرتبط باشد (کیم و همکاران، ۲۰۱۱؛ مینیس، ۲۰۱۱).

نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که افزایش عدم اطمینان اقتصادی منجر به کاهش تغییر اختیاری حساب‌های مستقل می‌شود. با توجه به آمار توصیفی، در شرکت‌هایی که عدم تغییر اختیاری حساب‌های مستقل داشتند تعداد گزارش مقبول ارائه شده بیشتر از شرکت‌هایی می‌باشد که تغییر اختیاری حساب‌های مستقل داشتند و همچنین با توجه به تحقیقات پیشین حضور طولانی حساب‌های مستقل با صاحبکار، تمایل به حفظ و احترام به نظر مدیریت صاحبکار را ایجاد می‌کند که استقلال و بی‌طرفی حساب‌های مستقل را تضعیف می‌کند. نتایج تحقیق وانستر آلن (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که همکاری طولانی مدت بین حساب‌های مستقل و کارفرما، احتمال گزارش مقبول برای حساب‌های مستقل را افزایش می‌دهد. نتایج تحقیق داوینگ و همکاران (۱۹۸۲) نشان می‌دهد که قضاوت حساب‌های مستقل تحت تأثیر رابطه بلندمدت بین حساب‌های مستقل و صاحبکار است. همچنین همکاری بلندمدت این دو با هم باعث می‌شود که کارمندان موسسه حساب‌های مستقل امیدوار به استخدام در شرکت مورد رسیدگی شوند که منجر به خدشه‌دار شدن استقلال حساب‌های مستقل می‌گردد. تمایل به کسب درآمد بلندمدت و مستمر سالانه از حق‌الزحمه حساب‌های مستقل نیز یکی از دلایلی است که حساب‌های مستقل ممکن است در تصمیمات خود برای حمایت از صاحبکار و در نتیجه کاهش کیفیت عملکرد حساب‌های مستقل در غیاب قوانین چرخشی اجباری در نظر بگیرد. بنابراین می‌توان این‌گونه استدلال کرد که در شرایط عدم اطمینان اقتصادی شرکت‌ها تمایل دارند با حساب‌های مستقل قبلی خود ادامه همکاری دهند تا بتوانند گزارش مطلوب خود را دریافت نمایند.

با عنایت به اینکه پژوهش حاضر به تأثیر منفی بین عدم اطمینان اقتصادی و تغییر اختیاری حساب‌های مستقل دست یافته است و تغییر اختیاری حساب‌های مستقل موجب افزایش کیفیت حساب‌های مستقل می‌شود پس بنابراین به سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، تحلیل‌گران مالی و

کارگزاران پیشنهاد می‌شود در زمان سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان اقتصادی به رابطه عدم اطمینان اقتصادی و تغییر اختیاری حسابرس توجه نمایند. همچنین پیشنهاد می‌گردد نهادهای ناظر مالی مانند سازمان بورس اوراق بهادار، جامعه حسابداران رسمی برای افزایش کیفیت حسابرسی انجام گرفته توسط مؤسسات حسابرسی در شرایط عدم اطمینان اقتصادی و همچنین حفظ استقلال حسابرس، قوانین و مقررات سخت‌گیرانه تری اعمال نمایند.

### فهرست منابع

- استواری، حمید؛ صفرپور، مریم؛ خوشکار، فرزین (۱۴۰۰). اثر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر تغییر حسابرس، فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، سال ۵، شماره ۷۲، صص ۳۵-۵۳.
- دهمرد، نظر و روشن، رضا (۱۳۸۸). بررسی تأثیر نا اطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول: مطالعه موردی ایران. تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۴، شماره ۳، صص ۲۱-۴۵.
- سالم دزفولی، بابک؛ صالحی، اله کرم؛ جرجزاده، علیرضا و نصیری، سعید (۱۳۹۸). بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدیریت سود واقعی. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، سال ۸، شماره ۳۰، صص ۹۵-۱۱۵.
- صادق شیخ، محمد و میرزایی، حجت‌الله (۱۳۹۷). اثر نا اطمینانی سیاستهای اقتصادی بر بار مالیاتی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۴، صص ۹۵-۱۱۹.
- عرب صالحی، مهدی، حمیدیان، نرگس، امیری، هادی (۱۳۹۷). بررسی نقش عدم اطمینان اطلاعات حسابداری بر واکنش سرمایه‌گذاران به اعلام سود. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۵(۵۷)، ۱۷۰-۱۴۷.
- محمدی، محمد و کریمی دلدار، بهنام (۱۴۰۰). بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی و شاخصهای افشاگری مسئولیت اجتماعی بر هم‌زمانی قیمت سهام در شرکتهای پذیرفته شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین مدیریت و حسابداری، دوره ۵، شماره ۶۰، صص ۷۵-۹۸.

Ahmed, A.S. and Duellman, S. 2013. Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51(30): 1-30.

Alymkulova, N. and Ganiev, J. 2020. Global financial economic crisis transmission on the transition economy: Case of the Kyrgyz Republic. *Journal of Financial Economic Policy*, 12(1): 1-22.

Anginer, Deniz, Bertay, Ata Can, Robert Cull, Asli Demirgüç-Kunt, Davide S. Marec. 2021. Bank capital regulation and risk after the Global Financial Crisis. *Journal of Financial Stability*, <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100891>

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. 2016. Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4):1593-1636.



Berkman, H., Jacobsen, B. and Lee, J.B. 2011. Time-varying rare disaster risk and stock returns. *Journal of Financial Economics*, 101: 313-332.

Clatworthy, M.A. and Peel, M.J. 2013. The impact of voluntary audit and governance characteristics on accounting errors in private companies. *Journal of Accounting and Public Policy*, 32(3): 1-25.

Dai, L. and Ngo, P. 2020. Political uncertainty and accounting conservatism. *European Accounting Review*, 30(2):277-307.

Derbali, A. and Lamouchi, A. 2020. Global financial crisis, foreign portfolio investment and volatility: Impact analysis on select Southeast Asian markets. *Pacific Accounting Review*, 32(2): 177-195.

Downing, F. and Langli, J.C. 2019. Audit exemptions and compliance with tax and accounting regulations. *Accounting and Business Research*, 49(1): 28-67.

Farooq, O., Satt, H. and El Fadel, B. 2020. Political uncertainty and the choice of external audit: international evidence from private firms. *International Journal of Managerial Finance*, 17(40): 568-588.

19

Hosono, K., Takizawa, M. and Tsuru, K. (2013), International transmission of the 2008-09 financial crisis: evidence from Japan, RIETI Discussion Paper Series No 13-E-010: 32.

Kajuter, P., Klassmann, F. and Nienhaus, M. 2016. Do reviews by external auditors improve the information content of interim financial statements?. *International Journal of Accounting*, 51(1): 23-50.

Matta, S., Appleton, S. and Bleaney, M. 2018. The microeconomic impact of political instability: firm level evidence from Tunisia. *Review of Development Economics*, 22(40): 1590-1619.

Nagar, V., Schoenfeld, J. and Wellman, L. 2019. The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures. *Journal of Accounting and Economics*, 67(1): 36-57

Nguyen Thi, Q.N., Tran, Q.T. and Doan, H.P. 2021. Foreign ownership, state ownership and cash holdings under the global financial crisis: evidence from the emerging market of Vietnam. *International Journal of Emerging Markets*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-03-2020-0303>.

Pastor, L. and Veronesi, P. 2013. Political uncertainty and risk premia", *Journal of Financial Economics*, 110: 520-545.

Shen, H., Liu, R., Xiong, H., Hou, F., & Tang, X. 2021. Economic policy uncertainty and stock price synchronicity: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 65, 101485.

# 7<sup>th</sup> International & National Conference on Management Studies, Accounting & Law

16 December 2022 - Tehran

هفتمین کنفرانس بین المللی و ملی مطالعات مدیریت، حسابداری و حقوق  
۲۵ آذر ۱۴۰۱ - تهران



 OxfordCert  
Universal