فصلنامه علمی پژوهشی
دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت
سال نهم / شماره ۳۶/ زمستان ۱۳۹۹

بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر اجتناب مالیاتی

مهران متین فرد
استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال. نویسنده مسئول.
Mehran.matinfard2@gmail.com

علی اکبر چهار محالی
استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال.
A.chaharmahali@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۰/۰۴

چکیده

عدم اطمینان اقتصادی ممکن است از طریق محدودیت مالی که برای شرکت ها ایجاد می کند بر اجتناب مالیاتی تأثیرگذار باشد. عدم اطمینان اقتصادی منجر به کسر تأمین سرمایه و افزایش هزینه های تأمین مالی شرکت می شود . هنگامی که بدهی ها و منابع مالی تأمین سرمایه، گران شوند و دسترسی به آن ها سخت تر شود، شرکت ها ممکن است از طریق برنامه ریزی مالیاتی با کاهش درآمد مالیاتی گزارش شده یا با افزایش اعتبارات مالیاتی، منابع جایگزینی برای آن پیدا کنند و بدین طریق مالیات های نقدی پرداخت شده را کاهش دهند. در این تحقیق جهت اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی از شاخص نرخ مؤثر مالیاتی استفاده شده است. با استفاده از نمونه‌ای شامل ۱۳۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال های ۱۳۸۸ تا 1396و استفاده از رگرسیون چند متغیره جهت آزمون فرضیه‌ها، نتایج تحقیق نشان می‌دهد، عدم اطمینان اقتصادی بر مبنای شاخص های اندازه گیری تورم، شاخص بازده بازار سهام و نرخ تولید ناخالص داخلی، بر اجتناب مالیاتی تأثیر مثبت و معناداری دارد.

واژه‌های کلیدی: اجتناب مالیاتی، عدم اطمینان اقتصادی، نرخ مؤثر مالیاتی.

۱- مقدمه

در این پژوهش به طور تجربی چگونگی نقش عدم اطمینان اقتصادی در اجتناب مالیاتی شرکت را مورد بررسی قرار می دهیم. دلیل این بررسی نقش محوری سیاست بر مالیات دهی شرکت ها و این مطلب بوده است که، نظام های مالیات شرکتی، محصول فرایندهای سیاسی در کشورها هستند. امروزه بسیاری از کسب و کارها در نتیجه تغییرات سیاسی با عدم اطمینان چشم گیری مواجه شده اند. عدم اطمینان های اقتصادی ممکن است همچنین موجب بی اثر شدن راهکارهای برنامه ریزی مالیاتی کنونی و تشویق شرکت ها به افزایش اجتناب مالیاتی شود. علی رغم این تعامل بالقوه بین عدم اطمینان اقتصادی و استراتژی های مالیات شرکتی، تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر اجتناب مالیاتی شرکت همچنان در ادبیات دانشگاهی ناشناخته باقی مانده است.

قابل پیش‌بینی بودن سیاست‌های دولت برای مدیران با کاهش عدم اطمینان باعث رشد اقتصادی بیشتر شرکت ها می‌شود (لنسینک و همکاران[1]،۱۹۹۹).از سوی دیگر،مدیران به منظور مقابله با این عدم اطمینان و بالا بردن رشد اقتصادی، برای استراتژی‌هایی که روی درآمد مالیاتی و مالی شرکت یعنی، استراتژی‌هایی که هزینه مالیاتی در صورت‌های مالی را کاهش دهد ، ارزش زیادی قائل هستند. بنابراین، اکثر شرکت‌ها به دنبال کاهش مالیات و در نتیجه اجتناب از مالیات، درون چارچوب‌های قانونی با استفاده از خلاءهای موجود در قوانین هستند.لذا با توجه به اهمیت موضوع شناخت نحوهٔ تأثیرگذاری عدم اطمینان اقتصادی بر میزان اجتناب مالیاتی شرکت های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران ضروری به نظرمی‌رسد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

- **عدم اطمینان اقتصادی**

دولت‌ها برای تأمین هدف های خود از جمله رشد و توسعهٔ اقتصادی، افزایش اشتغال، مبارزه با تورم و رفاه جامعه از ابزارها و سیاست‌های اقتصادی استفاده می‌کنند. استفاده از ابزارهای اقتصادی برای رسیدن به اهداف اقتصادی معین را سیاست اقتصادی می‌گویند. یک سیاست اقتصادی تنها به تصمیم‌گیری سیاسی محدود نمی‌شود و هر سیاست اقتصادی شامل چهار مرحلهٔ برنامه‌ریزی، تصمیم‌گیری، اجرا و نظارت می‌باشد. ثبات اقتصاد کلان که نتیجه سیاست‌های اقتصادی سیاست‌گذاران کشور می‌باشد، در مدیریت کارآمد اقتصادی بخش خصوصی موثر است(فیشر[2]،۱۹۹۳). منظور از عدم اطمینان اقتصادی بی-ثباتی است که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت بوجود می‌آید. این بی‌ثباتی غالباً توسط ضریب پراکندگی شاخص‌های اقتصادی سنجیده می‌شود، مانند ضریب‌های پراکندگی تورم، رشد تولید ناخالص داخلی، شاخص بازار سهام ، کسری بودجه دولت(هیبتی و همکاران،۱۳۹۵). در شرایط عدم اطمینان، فرآیند برنامه ریزی و تصمیم گیری و همچنین سیاست گذاری در همه ی بخش های اقتصادی از جمله بازار مالی با اختلال مواجه می شود، چرا که امکان پیش بینی کاهش می یابد و تحقق چشم اندازهای آینده برای عاملان اقتصادی نیز دشوار می شود. در این مطالعه از سه شاخص جهت اندازه گیری عدم اطمینان اقتصاد کلان استفاده خواهیم نمود، در واقع نوسانات شاخص های تورم، بازار سهام و نرخ تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص هایی از عدم اطمینان اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. در شرایط عدم اطمینان، فرآیند برنامه ریزی و تصمیم گیری و همچنین سیاست گذاری در همه ی بخش های اقتصادی از جمله بازار مالی با اختلال مواجه می شود، چرا که امکان پیش بینی کاهش می یابد و تحقق چشم اندازهای آینده برای عاملان اقتصادی دشوار می شود. در چنین شرایطی عاملان اقتصادی در مورد تصمیمات مربوط به مصرف، پس انداز و یا سرمایه گذاری با عدم قطعیت مواجه است.

بر اساس تعریف نایت عدم اطمینان وضعیتی است که در آن احتمالات مربوط به وقایع، قابل تشخیص و تعیین نیستند. تصمیم گیرنده ممکن است تمامی رخداد ها ی ممکن را بداند، اما هیچ راهی برای تعیین احتمالات مربوط به آن ها وجود ندارد و یا تنها برخی از گزینه ها یا رخداد های مربوط به آن ها شناخته شده است، اما ریسک به وضعیتی اطلاق می شود که در آن تصمیم گیرنده گرچه تمام گزینه های مختلف را می شناسد، اما نتایج حاصل از انتخاب هر گزینه به صورت تعدادی رخداد احتمالی است. بنابراین با معلوم بودن نتایج هر گزینه، احتمالاتی برای آن در نظر گرفته می شود.

- **اجتناب مالیاتی**

مالیات بر درآمد بر مبنای سود شرکت ها تعیین می گردد و سهم قابل توجهی از درآمد مالیاتی دولت ها را به خود اختصاص می دهد. در بیشتر نظام های مالیاتی، برای محاسبه سود شرکت ها، یکسری هزینه ها طبق قوانین مالیاتی به عنوان هزینه های قابل قبول از درآمد ناخالص شرکت ها کسر می گردند. از آن جا که حسابداری و قوانین مالیاتی با یکدیگر پیوسته و وابسته هستند ، حسابداری باعث می شود درآمد شرکت ها به درستی محاسبه شده و سهم دولت از درآمد شرکت ها شناسایی گردد.

به کاربردن استراتژی های متنوع مالیاتی می تواند بازده ای برای شرکت به ارمغان بیاورد که از پس انداز های ناشی از صرفه جویی مالیاتی ایجاد شده اند، این مسئله منجر به افزایش خالص جریانات نقد و سود پس از کسر مالیات خواهد شد که نهایتا اثر مثبتی بر ارزش شرکت می گذارد (دسای و همکاران [۳] ۲۰۰۹). یکی از راه های ایجاد صرفه جویی مالیاتی ، اجتناب مالیاتی می باشد . از دیدگاه نظری ، منظور از اجتناب مالیاتی ، تلاش برای کاهش مالیات های پرداختی است (هانلون وهیتزمن [۴]، ۲۰۱۰). در مقابل فرار مالیاتی [۵] که نوعی تخلف قانونی است، اجتناب مالیاتی در واقع نوعی استفاده از خلأهای قانونی در قوانین مالیاتی برای کاهش مالیات است . بنابراین ، از آنجا که اجتناب مالیاتی فعالیتی به ظاهر قانونی است ، به نظر می رسد که بیشتر از فرار مالیاتی در معرض دید باشد و چون اجتناب مالیاتی در محدوده ای معین برای استفاده از مزایای مالیاتی است و به طور عمده قوانین محدود کننده ای در زمینهٔ کنترل اجتناب مالیاتی وجود ندارد(خانی،ایمانی و ملایی ، ۱۳۹۲)،به نظر می رسد بسیاری از شرکت ها درگیر اجتناب مالیاتی باشند و به همین دلیل تعیین عوامل تأثیر گذار بر سطح اجتناب مالیاتی در شرکت ها اهمیت زیادی دارد. اجتناب مالیاتی را بطور کلی کاهش قانونی و آشکار در پرداخت مالیات ها تعریف میکنیم. این تعریف بطور مفهومی از تحقیق دایرینگ و همکاران [۶] (۲۰۱۲) استنباط شده است و در برگیرنده تمامی معاملاتی است که بر بدهی مالیاتی اثر گذار هستند.

- **عدم اطمینان اقتصادی و اجتناب مالیاتی**

در این پژوهش، به طور تجربی چگونگی و چرایی نقش عدم اطمینان اقتصادی در اجتناب مالیاتی شرکت را مورد بررسی قرار می دهیم. دلیل این بررسی نقش محوری سیاست بر مالیات دهی شرکت ها و این مطلب بوده است که نظام های مالیات شرکتی محصولات فرایندهای سیاسی در کشور ها هستند. امروزه، بسیاری از کسب و کارها در نتیجه تغییرات سیاسی با عدم اطمینان چشم گیری مواجه شده اند. عدم اطمینان های اقتصادی ممکن است همچنین موجب بی اثر شدن راهکارهای برنامه ریزی مالیاتی کنونی و تشویق شرکت ها به افزایش اجتناب مالیاتی شود. علی رغم این تعامل بالقوه بین عدم اطمینان اقتصادی و استراتژی های مالیات شرکتی، تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر اجتناب مالیاتی شرکت همچنان در ادبیات دانشگاهی ناشناخته باقی مانده است.

تحقیقات پیشین نشان دادند، عدم اطمینان اقتصادی ممکن است از طریق محدودیت مالی که برای شرکت ها ایجاد می کند بر اجتناب مالیاتی تأثیرگذار باشد(ادواردز و همکاران [۷]،۲۰۱۵؛ گانگورادیگلو [۸]،۲۰۱۷). عدم اطمینان اقتصادی منجر به کسر تامین سرمایه و افزایش هزینه های تامین مالی شرکت می شود (پاستور و ورونسی [۹]،۲۰۱۲). هنگامی که بدهی ها و منابع مالی تامین سرمایه، گران شوند و دسترسی به آنها سخت تر شود، شرکت ها ممکن است از طریق برنامه ریزی مالیاتی با کاهش درآمد مالیاتی گزارش شده یا با افزایش اعتبارات مالیاتی، منابع جایگزینی برای آن پیدا کنند و بدین طریق مالیات های نقدی پرداخت شده را کاهش دهند. به طور مشابه لا و میلز [۱۰] (۲۰۱۵) عنوان نمودند که هنگامی که کسری ها در تامین مالی خارجی افزایش می یابد، شرکت های دچار بحران مالی، به عنوان جایگزین منابع تامین مالی خارجی از وام دهندگان و بازارهای سرمایه، از برنامه های مالیاتی تهاجمی تری در شرکت استفاده می کنند. ادواردز و همکاران (۲۰۱۵) دلایل مختلفی را ارائه دادند که چرا شرکت های دچار بحران از ذخیره مالیات به عنوان منبع بودجه استفاده می کنند. اول اینکه ذخیره مالیات برخلاف بسیاری دیگر از تکنیک های کاهش هزینه (برای مثال کاهش تبلیغات، تحقیق و توسعه، هزینه سرمایه و کارکنان) کمتر محتمل است که تأثیر منفی بر فعالیت های شرکت داشته باشد. دوم اینکه شرکت ها از طریق راهکارهای برنامه ریزی مالیاتی تأخیری، بسیار محتمل است که فرصت های بیشتری برای ایجاد ذخیره مالیاتی نقدی کنونی داشته باشند. سوم اینکه شرکت های دچار بحران، به عنوان منبع ایجاد وجه نقد بیشتر، پذیرای به کارگیری فعالیت های اجتناب مالیاتی هستند. در مجموع شرکت ها فعالیت های اجتناب مالیاتی خود را به هنگام افزایش عدم اطمینان اقتصادی بالا ببرند. در این پژوهش به دنبال بررسی اثر عدم اطمینان اقتصادی بر اجتناب مالیاتی می باشیم.

۲-۱- پیشینه تحقیق

دامن کشیده و پیله رود(۱۳۹۲) در پژوهش خود به محاسبه میزان عدم اطمینان تورم بر شاخص کل بازار بورس تهران به صورت ماهانه پرداختند. نتایج حاصل از تخمین مدل حاکی از آن است که نرخ تورم و شاخص قیمت کالا و خدمات اثر مستقیم معنادار بر شاخص بورس دارد، در حالی که اثر عدم اطمینان معکوس و معنادار می باشد. جعفری صمیمی و اعظمی(۱۳۹۴) به بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصاد کلان بر واردات برخی از کشورهای در حال توسعه پرداختند . نوسانات نرخ ارز ، نرخ تورم و نرخ رشد به عنوان شاخص های عدم اطمینان در اقتصاد کلان در نظر گرفته شده ، نتایج برآورد الگوها ، نشان می دهد که عدم اطمینان اقتصاد بر میزان

واردات موثر است. خدادادی و همکاران(۱۳۹۴) در تحقیقی نشان داد، در یک محیط با عدم اطمینان بالا، شدت ارتباط مدیریت سود و عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می یابد. رجبی و تاج الدین(۱۳۹۵) به بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصاد کلان بر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران پرداختند و میزان تأثیر هر یک از بردارهای عدم اطمینان اقتصاد کلان بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که عدم اطمینان تأثیر منفی و معناداری از نظر آماری بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران طی دوره‌ی مورد نظر داشته است. صادقی شریف و خزایی(۱۳۹۵) به بررسی اثر عدم اطمینان اقتصاد کلان و خاص شرکت بر روی نسبت اهرمی شرکت‌ها از دو دیدگاه تئوری توازی شامل تئوری توازی ایستا و پویا پرداختند. نتایج مدل‌ها رابطه معنادار مثبت عدم اطمینان خاص شرکت در حالت ایستا و رابطه معنادار منفی بین عدم اطمینان اقتصاد کلان و خاص شرکت در حالت پویا بر نسبت اهرمی را نشان می‌دهد. قوی پنجه و غریب(۱۳۹۷) در تحقیقی به بررسی رابطه بین محدودیت در تأمین مالی و اجتناب مالیاتی شرکت ها پرداختند.نتایج تحقیق حاکی ازآن است که بین محدودیت در تأمین مالی و اجتناب مالیاتی شرکت ها رابطه معناداری وجود ندارد. عباسی نژاد و همکاران(۱۳۹۶) ، به بررسی پویایی‌های رابطهٔ متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام پرداختند. براساس نتایج این الگو، متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت هر سه اثری مثبت در بلندمدت بر شاخص سهام دارند و نرخ ارز اثر بیشتری دارد. همچنین شوک‌های کوتاه‌مدت قیمت نفت، اثر بیشتری بر شاخص سهام دارد. همچنین بررسی همبستگی بین نوسان‌پذیری‌ها نشان می‌دهد نوسان‌پذیری نرخ ارز، اثری مثبت بر نوسان‌پذیری شاخص سهام دارد. این همبستگی در سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ تشدید شده است. همچنین نوسان‌پذیری تورم، همبستگی مثبت ضعیفی با نوسان‌های شاخص سهام دارد و نوسان‌پذیری قیمت نفت با نوسان‌پذیری بازار سهام همبستگی ندارد.

لنسینک و همکاران [۱۱](۱۹۹۹) مطالعاتی در زمینه عدم اطمینان اقتصاد در سه بخش سیاست های مالی، بازارهای مالی و سطح قیمت ها بر رشد اقتصادی در ۱۳۸ کشور انجام داده ونتیجه تجربی آن ها حاکی از تأثیرات منفی عدم اطمینانی های اقتصادی بر رشد اقتصادی از طریق به تعویق انداختن تصمیم های فعالان اقتصادی، افزایش ریسک و کاهش انگیزه فعالان و کارآفرینان می باشد. قهرمان و دیگران(۲۰۰۲) در مقاله خود به این نکته که در فضای عدم اطمینان اقتصادی دانش افراد خبره نیز دچار خطا است، می پردازند.

چادوری و رحمان[۱۲](۲۰۰۴)با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری و یک مدل تعدیل یافته ، اثرگذاری یک طرفه از نوسانات اقتصاد کلان بر نوسانات بازار سهام را تصدیق کرده اند. فونتاس و کاراناسوس[۱۳] (۲۰۰۶) با بررسی تأثیرات عدم اطمینان در فضای اقتصاد بر رشد اقتصادی و رابطه بین نااطمینانی واقعی و رشد اقتصادی در کشورهای جی سه (شامل آلمان، ژاپن و آمریکا) نشان دادند که در دو کشور آلمان و ژاپن عدم اطمینان در فضای اقتصاد تأثیر منفی بر رشد اقتصادی و سطح تولیدات طی دوره ی مزبور داشته است،ولی این نتایج در کشور آمریکا تأیید نشده است.

جودهاری (2006)در پژوهش خود به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر نوسانات بازار سهام بنگلادش پرداخته است . در این مطالعه وی از مدل GARCH برای تخمین نوسانات داراییها و سایر متغیرها(تولید صنعتی، نرخ ارز و تورم) استفاده کرده است .برای این منظور از شاخص ترکیبی ماهانه DSE ،شاخص تولید صنعتی، نرخ ارز خارجی و شاخص قیمت مصرفکننده استفاده شده است .نتایج نشان میدهد رابطه نوسانات بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی قوی نیست. چن (۲۰۱۰) پیش بینی می کند که عدم اطمینان در اقتصاد کلان اوضاع نقدینگی را وخیم تر می کند و نرخ های تنزیل را افزایش می دهد. فاطیما و واحیید[۱۴](۲۰۱۱) در پژوهشی با عنوان تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر سرمایه گذاری و رشد اقتصادی دریافتند، عدم اطمینان اقتصادکلان تأثیر منفی بر رشد اقتصادی و سرمایه گذاری داشته است. بایوم و همکاران[۱۵](۲۰۱۳) اثرات عدم اطمینان اقتصاد کلان و خاص شرکت را بر شرکت های تولیدی انگلستان بررسی و نتیجه گرفتند، بین اهرم و عدم اطمینان رابطه معکوس وجود دارد. بکو و آدوم[۱۶] (۲۰۱۳) مطالعاتی ارائه دادند که از وجود ارتباط بلندمدت وکوتاه مدت میان عدم اطمینان اقتصاد کلان و سرمایه گذاری خصوصی حکایت می کند، که تأثیرمنفی در بلندمدت نسبت به کوتاه مدت بزرگترمی باشد. نیانیدیس و ساووا[۱۷](۲۰۱۳) همچنین اثرات عدم اطمینان اقتصاد کلان بر تورم و رشد اقتصادی در کشورهای صنعتی را بررسی نمودند، نتایج حاکی از تأثیر مثبت عدم اطمینان اقتصاد کلان بر تورم و تأثیر منفی عدم اطمینان اقتصاد کلان بر رشد اقتصادی بوده است. به طوری که به نظر می رسد افزایش عدم اطمینان اقتصادکلان منجر به افزایش سطح میانگین تورم و کاهش رشد اقتصادی می شود . جائو و گرین استین[۱۸] (۲۰۱۴) با استفاده نوسانات بازده سهام به عنوان مقیاسی برای عدم قطعیت، آن را به اجزای سیستماتیک و غیر سیستماتیک تجزیه کردند و نشان دادند که اجزای سیستماتیک تأثیر معنادارتری بر

نگهداری وجه نقد دارند. ژانگ و همکاران(۲۰۱۵) نشان دادند، شرکت های بزرگ و نزدیک به پایتخت با افزایش عدم اطمینان سیاست های پولی اقتصادکلان اقدام به کاهش اهرم مالی خود می کنند.

ریچاردسن و همکاران[۱۹](۲۰۱۵)در تحقیقی تحت عنوان اثر بحران مالی بر اجتناب از مالیات به این نتیجه رسیدند، وقتی شرکت ها تحت بحران مالی هستند، انگیزه برای اجتناب از پرداخت مالیات افزایش می یابد، بنابراین بین بحران مالی و اجتناب از مالیات شرکت ها ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین کوک و همکارانش[۲۰] (۲۰۱۵) به یک رابطه خطی بین هزینه سرمایه و اجتناب مالیاتی پی بردند .آن ها دریافتند که این ارتباط در سطوح بالاتر اجتناب از پرداخت مالیات مثبت می شود که از افزایش عدم اطمینان با صرفه جویی مالیاتی حکایت دارد. هاتچن و رگو[۲۱] (۲۰۱۵) در همین راستا به ارتباط مثبت میان صرفه جویی های مالیاتی و هزینه سرمایه پی بردند . کیم و همکاران (2015)طی پژوهشی به بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر تصمیم مدیران در پیشبینی سود پرداختند و به این نتیجه رسیدند که وجود عدم اطمینان اقتصادی، بر تصمیم مدیران مبنی بر ارائه یا عدم ارائه پیش-بینی سود، افق زمانی پیشبینی سود(کوتاه مدت و بلندمدت) و خطای پیش بینی سود توسط مدیران، تأثیرگذار است.گولن و یون [۲۲](۲۰۱۶) به بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر تصمیم های مرتبط با سطح وجه نقد شرکت ها در آمریکا پرداختند. پژوهش دیویس[۲۳] (۲۰۱۶) برمبنای مدل عدم اطمینان اقتصادی طراحی شده، یک معیار اندازه گیری را معرفی نمود که باتوجه به میانگین وزنی تولید ناخالص داخلی محاسبه می شود.

شوان و ژنگ[۲۴] (۲۰۱۶) به ارتباط منفی چشمگیری بین اجتناب از پرداخت مالیات که با نرخ موثر مالیاتی نقدی بیان می شود و هزینه های چسبنده پی بردند . ادواردز و همکاران (۲۰۱۶) دریافتند که شرکت های با محدودیت مالی، اقداماتی را برای افزایش بودجه داخلی از طریق استراتژی های برنامه ریزی مالیاتی انجام می دهند.همچنین کامپریکس و همکاران [۲۵](۲۰۱۶)به دنبال تحقیقی با عنوان اجتناب مالیاتی و رفتار سرمایه گذاری، با در نظر گرفتن نقش اطلاعات محیطی ، دریافتند میان اجتناب مالیاتی و سطح سرمایه گذاری و بیش سرمایه گذاری رابطه ی معنا داری وجود دارد. دمیر و ارسان[۲۶] (۲۰۱۶) دریافتند که شرکت ها ترجیح می دهند تا به هنگام افزایش عدم اطمینان در سال قبل ، پس از کنترل متغیرهای شرکتی و تأثیر صنعت ، وجه نقد بیشتری را نگهداری کنند.وانگ و همکاران[۲۷] (۲۰۱۷) نشان دادند که عدم قطعیت به طور منفی بر سرمایه گذاری و هزینه های تحقیق و توسعه تأثیرگذار است.

۳- فرضیه‌های تحقیق

در این پژوهش با توجه به مبانی نظری مطرح شده دو فرضیه بشرح ذیل صورت بندی شده است:

عدم اطمینان اقتصادی بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد.

۴- روش شناسی تحقیق

تحقیق حاضر از لحاظ روش گردآوری اطلاعات، از نوع تحقیقات توصیفی-همبستگی بوده و لحاظ هدف از نوع تحقیقات کاربردی است. همچنین در این پژوهش با توجه به نوع داده‌ها و روش‌های تجزیه و تحلیل موجود، از روش داده‌های ترکیبی استفاده می شود. تجزیه و تحلیل‌های آماری در این پژوهش نیز با کمک نرم‌افزارهای آماری SPSSوR انجام شد.

برای انجام این پژوهش، شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان جامعه آماری در طی سال های ۱۳۸۸- ۱۳۹۶ در نظر گرفته شده و نمونه ی آماری از میان این شرکت ها استخراج شد. برای انتخاب نمونه در این پژوهش از روش حذف سیستماتیک استفاده شد که معیارهای اعمال شده به شرح زیر می باشد:

۱) جزو شرکت های مالی (مثل بانک ها، موسسات بیمه) و شرکت های سرمایه گذاری نباشند .
۲) در طی دوره ی مورد بررسی تغییر سال مالی نداده باشند؛
۳) باید به صورت مداوم در بورس مورد معامله قرار گیرد و وقفه معاملاتی آن‌ها نباید بیش از سه ماه باشد.
۴) اطلاعات مالی مورد نیاز در طول دوره زمانی مورد آزمون در دسترس باشد.

با توجه به محدودیت های یاد شده، نمونه پژوهش شامل ۱۳۵ شرکت بر اساس سال-شرکت انتخاب می شوند.

۵- مدل ها و نحوه اندازه گیری متغیر های اصلی تحقیق

عدم اطمینان نسبت به اقتصاد موجب می‌شود که صاحبان سرمایه نتوانند بازده بلندمدت سرمایه خود را با اطمینان کافی محاسبه کنند. لذا افزایش این عدم اطمینان موجب کاهش ارزش مورد انتظار بازده سرمایه، کاهش سطح سرمایه‌گذاری و لذا ایستایی و رکود اقتصادی خواهد شد. در این مطالعه اثر عدم اطمینان حاصل از سیاست‌های اقتصادی دولت بر اجتناب

مالیاتی شرکت های بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۶-۱۳۸۸ با استفاده از تکنیک‌های تحلیل آماری و اقتصاد سنجی مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. جهت ارزیابی اثر عدم اطمینان اقتصادی از متغیرهای تورم، شاخص بازار سهام و نرخ تولید ناخالص داخلی و با استفاده از الگوهای آرچ وگارچ استفاده خواهد شد.

۵-۱- مدل تحقیق

مدل برگرفته از پژوهش دونگ و همکاران(۲۰۱۷) می باشد . در مدل زیر می بینیم که اجتناب مالیاتی در هر سال را با عدم اطمینان اقتصادی سال قبل مرتبط دانسته است. به این معنی که عدم اطمینان اقتصادی در هر سال احتمالا منجر به اجتناب مالیاتی شرکت ها در سال بعد خواهد شد.

$$TA_CETR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_UN_{t-1} + \beta_2 CONTROLS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته :

اجتناب مالیاتی ($TA_LCETR_{i,t}$) : نرخ موثرمالیات نقدی بلند مدت برای شرکت iدر سال t

$$\text{نرخ مؤثر مالیاتی نقدی بلند مدت} = \frac{\sum_{i=1}^{5} \text{مالیات بر درآمد پرداختی}}{\sum_{i=1}^{5} \text{سودهای قبل مالیات}}$$

متغیر مستقل :

عدم اطمینان اقتصادی(E_UN_{t-1}) : اثر عدم اطمینان اقتصادی از محاسبه نوسان های متغیرهای تورم ، شاخص بازار سهام و نرخ تولید ناخالص داخلی بدین منظور استفاده شد. نوسان های این متغیرها، به صورت واریانس بر مبنای برآورد تاریخی تعریف می شود،که آن را به عنوان معیاری برای نوسان های آینده به کار می برند. در مدل های ناهمسانی واریانس شرطی، تغییرات پیش بینی ناپذیری که ناشی از عوامل تصادفی است، معادل نااطمینانی راجع به متغیرهای مورد نظرگرفته می شود و معیار نااطمینانی واریانس جملهٔ خطا(σ^2) می باشد. برای محاسبه نااطمینانی اقتصاد کلان از روش گارچ استفاده شد.

متغیر های کنترل :

متغیرهای کنترل برگرفته از پژوهش دونگ و همکاران(۲۰۱۷) می باشد.

$\text{Cash}_{i,t-1}$: میزان وجه نقد شرکت بر تصمیمات مدیریت در مورد اجتناب مالیاتی تأثیر گذار خواهد بود. شرکت های با وجه نقد بیشتر تمایل کمتری بر اجرای استراتژی های اجتناب مالیاتی دارند(کن [۲۸]و همکاران،۲۰۱۷). برای تعیین این متغیر از نسبت وجه نقد به کل دارایی های شرکت استفاده می شود.

$\text{Size}_{i,t-1}$: مطابق با فرضیه هزینه های سیاسی[۲۹]، شرکت های بزرگ انگیزه بیشتری برای شرکت در فعالیت های اجتناب مالیاتی دارند (زیمرمن[۳۰]، ۱۹۸۳؛ هانلون و همکاران[۳۱]،۲۰۱۷) . البته بعضی از مطالعات پیشین نیز رابطه معناداری میان این دو متغیر نیافتند(جاکوب[۳۲]،۱۹۹۶؛ گوپتا و نیوبری[۳۳]،۱۹۹۷). این متغیر بیانگر اندازه شرکت i در سال t می باشد.برای تعین اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی دارایی ها استفاده گردید.

$\text{Leverage}_{i,t-1}$:اجتناب مالیاتی ممکن است سبب استفاده کمتر از بدهی(اهرم مالی کمتر) شود(دی آنجلو مازولیس[۳۴]،۲۰۱۳). بیانگر اهرم مالی شرکت i در سال t است که از تقسیم کل بدهی ها بر کل دارایی ها بدست آمده است.

$\text{ROA}_{i,t-1}$: برای کنترل تأثیر سودآوری شرکت بر مالیات استفاده می شود. انتظار است رابطه مثبت بین سودآوری و اجتناب مالیاتی وجود داشته باشد(ادواردز و همکاران،۲۰۱۵). بیانگر بازده دارایی هـای شـرکت i در سـال t می باشد که از تقسیم سود قبل از کسـر مالیات بر کل دارایی هـا بدسـت می آید.

$\text{MtB}_{i,t-1}$: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام.

$INTANGIBLE_{i,t-1}$: دارایی های نامشهود ، با تقسیم خالص دارایی های نامشهود بر کل دارایی ها بدست می آید.

$\text{PPE}_{i,t-1}$: نسبت خالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات به کل دارایی ها. در این تحقیق از خالص دارایی های ثابت مشهود استفاده می شود.

۶- یافته های پژوهش

محاسبه عدم اطمینانی اقتصادی

پیش از این که به بررسی فرضیه های پژوهش بپردازیم لازم است که به وسیله مدل گارچ متغیر عدم اطمینان اقتصادی را محاسبه کنیم. در این بخش نمونه ای از مدل های برازش شده برای محاسبه عدم اطمینان اقتصادی آمده است. برای محاسبه عدم اطمینان اقتصادی ابتدا مدل GARCH(1,0) را برازش داده و واریانس خطای آن را به عنوان عدم اطمینان اقتصادی در نظر می گیریم. این مدل به تفکیک ۳ متغیر تورم، شاخص بازار سهام و نرخ تولید ناخالص داخلی برازش شد. در این راستا پس از بررسی پیش فرض های این مدل، نتایج آن به شرح زیر است.

جدول۴-۱ نتایج مدل عدم اطمینان اقتصادی

پارمترهای مدل GARCH(1,0)	برآورد ضرایب	انحراف استاندارد خطا	آماره t	P-مقدار	نتیجه
تورم					
μ	۱۷/۰۵	۳/۳۵	۶/۰۸۴	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
ω	۷۵/۱۴۸	¾	۱۷/۴۸	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
α	۰/۰۵۷	۰/۰۰۳۱	۱۸/۵	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
آزمون جارک-برا				آزمون لینگ-باکس	
P-مقدار=۰/۴۴۶				P-مقدار=۰/۷۳۲	
AIC=-۱/۲۲					
شاخص بازار سهام					
μ	۱۵۵۹/۰۵۸	۳۰/۵۵	۵۲/۳۳	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
ω	۱۰۸۵/۱۹	۶۵/۶۸	۱۶/۵۸	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
α	۱	۰/۴۴۹	۲/۲۲۷	۰/۰۲۶	معناداری در مدل
آزمون جارک-برا				آزمون لینگ-باکس	
P-مقدار=۰/۲۲۵				P-مقدار=۰/۴۸۷	
AIC=-۱/۹۲					
نرخ تولید ناخالص داخلی					
μ	۲/۸۵۶	۱/۶۰۳	۱/۷۸۲	۰/۰۷۵	عدم معناداری در مدل
ω	۱۸/۶	۹/۱۴	۲/۰۳۶	۰/۰۴۱۷	معناداری در مدل
α	۰/۱۱	۰/۰۲۸۴	۴/۴۳	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
آزمون جارک-برا				آزمون لینگ-باکس	
P-مقدار=۰/۵۹۲				P-مقدار=۰/۸۱۱	
AIC=-۲/۷۲					

همان طور که ملاحظه می شود در جدول۴-۱، P-مقداربرای آزمون های جارک –برا و لینگ-باکس بیش از ۰/۰۵ بوده که به ترتیب حکایت از نرمال بودن و عدم همبستگی در جملات خطا در این مدل دارد. از طرفی معیار آئیک۳۵ منفی بوده که مناسب بودن مدل را نشان می دهد.

آمار توصیفی داده های مشاهده شده را مطابق جدول شماره ۱ بدست آوردیم. معیارهای بدست آمده در جدول ۱ شامل میانگین، میانه ،کمینه، بیشینه، نما، ضریب چولگی و کشیدگی برای هر یک از متغیرهای پژوهش می باشد.

جدول۱- آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	*E_UN1*	*E_UN2*	*E_UN3*	*TA_CETR*	Cash	MB
میانگین	۰/۵۶۱	۰/۶۸۵	۱۲/۸۱	۰/۱۴۸	۱۹۰۹۱۱۰/۷	۲/۱۴
میانه	۰/۵۷۸	۰/۷۳۵	۱۳/۹۳	۰/۱۴۸	۱۹۵۰۷۰۶/۸۹	۲/۰۲
مینیمم	۰/۱۵۹	۰/۰۹۶	۲/۲۶	۰/۰۰۲	۳۳۵۵/۳۸	-۲۷۷/۲۴
ماکسیمم	۰/۸۹۹	۱/۲۸	۲۴/۵۶	۰/۸۶۳	۳۷۶۹۰۱۲/۲۹	۱۲۱/۵۱
انحراف معیار	۰/۲۴۹	۰/۴۲۸	۷/۳۹	۰/۰۵۸	۱۰۸۶۱۸۳/۳۴	۱۰/۷۲
ضریب چولگی	-۰/۲۱۰	-۰/۰۰۵	-۰/۰۸	۰/۹۶۱	-۰/۰۳۱	-۱۵/۶۸

ضریب کشیدگی	-۱/۲۷	-۱/۴۲۲	-۱/۳۲	۱۸/۲۲	-۱/۲۳۲	۴۳۳/۳۳
متغیر	Size	Leverage	ROA	INTANGIBLE	PPE	
میانگین	۱۳/۸۳	۰/۶۲۷	۰/۰۹۶	۰/۲۲۳	۰/۲۵۳	
میانه	۱۳/۶۶	۰/۶۲۶	۰/۰۸۸	۰/۲۲۱	۰/۲۱۱	
مینیمم	۱۰/۰۸۶	۰/۰۷۹	-۲/۴۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
ماکسیمم	۱۸/۷۳	۳/۰۶	۰/۶۳	۰/۴۴۹	۰/۸۵۸	
انحراف معیار	۱/۴۴	۰/۲۶۳	۰/۱۵۷	۰/۱۳۴	۰/۱۷۶	
ضریب چولگی	۰/۷۳۴	۲/۶۱	-۳/۶۸	۰/۰۴۳	۱/۰۵	
ضریب کشیدگی	۰/۸۹۸	۱۷/۵۶	۵۸/۴۵	-۱/۲۴	۰/۸۱۵	

به منظور انتخاب بین مدل رگرسیون و پانلی ابتدا آزمون F-لیمر را استفاده نمودیم. در صورتی که سطح معنی‌داری آزمون مذکور بیش از ۰/۰۵ باشد مدل رگرسیونOLS و در صورتی که که سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد از مدل پانلی استفاده خواهد شد.

بنابراین باید مدل رگرسیون پانلی انتخاب می شود. در این راستا باید آزمون های تشخیصی انجام شود و پیش فرض های این نوع مدل آزمون گردد. در ابتدا به بررسی آزمون هاسمن خواهیم پرداخت. هدف از آزمون انتخاب بین مدل با اثرات ثابت و تصادفی خواهد بود. در صورتی که P–مقدار این آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، مدل با اثرات ثابت انتخاب خواهد شد.

همان طور که ملاحظه می شود مدل با اثرات تصادفی پذیرفته خواهد شد.برای بررسی خودهمبستگی سریالی از آزمون بروش گادفری استفاده نموده که اگر P–مقدار از ۰/۰۵ کمتر باشد می توان گفت داده های مورد بررسی خودهمبستگی سریالی دارند.

همان طور که از نتایج پیداست خطاها دارای خود همبستگی سریالی هستند، اما همسانی واریانسی ها نیز مورد بررسی قرار گرفت. در صورتی که P–مقدار کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه همسانی واریانس ها رد می شود.

همان طور نتیجه نشان می دهد همسانی واریانس ها برقرار است. پس از انجام این رگرسیون پانلی تعمیم یافته با اثرات تصادفی نتایج به شرح جدول ۶ می‌باشد.

جدول۲-نتایج آزمون F-لیمر برای مدل فرضیه پژوهش

مدل	آماره F	درجه آزادی۱	درجه آزادی۲	P–مقدار	نتیجه(مدل مناسب)
تولید ناخالص داخلی	۸/۷۴	۱۳۴	۱۰۷۲	۰/۰۰۰	مدل پانلی
تورم	۸/۷۴	۱۳۴	۱۰۷۲	۰/۰۰۰	مدل پانلی
شاخص بازار سهام	۸/۷۳۸	۱۳۴	۱۰۷۲	۰/۰۰۰	مدل پانلی

جدول۳- نتایج آزمون هاسمن برای مدل فرضیه پژوهش

مدل	آماره خی دو	درجه آزادی	P–مقدار	نتیجه(مدل مناسب)
تولید ناخالص داخلی	۵/۰۰	۸	۰/۷۵۷	اثرات تصادفی
تورم	۴/۸۸	۸	۰/۷۶۹۸	اثرات تصادفی
شاخص بازار سهام	۴/۹۳	۸	۰/۷۶۴۴	اثرات تصادفی

جدول۴-نتایج آزمون بروش گادفری برای مدل فرضیه پژوهش

مدل	آماره خی دو	درجه آزادی	P–مقدار	نتیجه
تولید ناخالص داخلی	۳۴۳/۰۹	۹	۰/۰۰۰	خود همبستگی سریالی وجود دارد.
تورم	۳۴۳/۴۶	۹	۰/۰۰۰	خود همبستگی سریالی وجود دارد.
شاخص بازار سهام	۳۴۳/۱	۹	۰/۰۰۰	خود همبستگی سریالی وجود دارد.

جدول۵-نتایج آزمون بروش پاگن برای مدل فرضیه پژوهش

مدل	آماره BP	درجه آزادی	P-مقدار	نتیجه
تولید ناخالص داخلی	۱۳/۲۶	۸	۰/۱۰۳۲	همسانی واریانس ها برقرار است.
تورم	۱۳/۹۸	۸	۰/۰۸۲	همسانی واریانس ها برقرار است.
شاخص بازار سهام	۱۳/۸۳	۸	۰/۰۸۶	همسانی واریانس ها برقرار است.

جدول۶- نتایج مدل فرضیه پژوهش(بر حسب تورم)

$$CETR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_UN1_{i,t-1} + \beta_2 \text{Cash}_{i,t-1} + \beta_3 \text{Size}_{i,t-1} + \beta_4 \text{Leverage}_{i,t-1} + \beta_5 \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_6 INTANGIB_{i,t-1} + \beta_7 \text{PPE}_{i,t-1} + \beta_8 \text{MTB}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

ضرایب	VIF	ضرایب متغیر در مدل	انحراف استاندارد خطا	آماره t	P-مقدار	نتیجه
عرض از مبدا	-	۰/۲۶	۰/۰۱۸	۱۲/۰۰	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$E_UN1_{i,t-1}$	۱/۰۲	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۶۷	۸/۳۳	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$\text{Cash}_{i,t-1}$	۱/۰۰۳	$۱/۲۸\times۱۰^{-۹}$	$۱/۵۲\times۱۰^{-۹}$	۰/۸۴	۰/۴۰	عدم معناداری در مدل
$\text{Size}_{i,t-1}$	۱/۰۱۹	-۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۱۵	-۴/۷۸	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$\text{Leverage}_{i,t-1}$	۱/۵	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۷۷	۰/۸۸۹۶	۰/۳۷	عدم معناداری در مدل
$\text{ROA}_{i,t-1}$	۱/۵۱	-۰/۰۲۳	۰/۰۱۲۹	-۱/۸۴	۰/۰۶۴	عدم معناداری در مدل
$INTANGIB_{i,t-1}$	۱/۰۰۵	-۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۱۲۶	-۰/۰۱۸	۰/۹۸۵	عدم معناداری در مدل
$\text{PPE}_{i,t-1}$	۱/۰۰۸	۰/۰۱۲۲	۰/۰۰۰۹	۱۳/۰۲	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$\text{MTB}_{i,t-1}$	۱/۰۰۴	$-۲/۳۵\times۱۰^{-۵}$	$۱/۵۴\times۱۰^{-۴}$	-۰/۱۵۲	۰/۸۷	عدم معناداری در مدل
ضریب تعیین=۰/۲۸				آزمون معنی داری مدل: آماره آزمون=۱۴/۳۷ p-مقدار=۰/۰۰۰		

با توجه به نتایج، آماره t (۸/۳۳) نشان می‌دهد که متغیر مستقل E_UN1 درسطح ۹۵٪ اطمینان، از لحاظ آماری معنادار می‌باشند زیرا اولا قدر مطلق این آماره بیشتر از ۱/۹۶ بوده ثانیا P-مقدار(۰/۰۰۰) نیز کمتر از ۵ درصد می‌باشد.

بنابراین می‌توان گفت: عدم اطمینان اقتصادی(بر حسب تورم) بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد.

جدول۷ نتایج مدل فرضیه پژوهش(بر حسب شاخص بازار سهام)

$$TA_CETR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_UN2_{i,t-1} + \beta_2 \text{Cash}_{i,t-1} + \beta_3 \text{Size}_{i,t-1} + \beta_4 \text{Leverage}_{i,t-1} + \beta_5 \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_6 INTANGIB_{i,t-1} + \beta_7 \text{PPE}_{i,t-1} + \beta_8 \text{MTB}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

ضرایب	VIF	ضرایب متغیر در مدل	انحراف استاندارد خطا	آماره t	P-مقدار	نتیجه
عرض از مبدا	-	۰/۲۱۵	۰/۰۱۷	۱۲/۲۰۵	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$E_UN2_{i,t-1}$	۱/۰۰۶	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۰۳۸	۴/۶۸	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$\text{Cash}_{i,t-1}$	۱/۰۰۳	$۱/۲۶\times۱۰^{-۹}$	$۱/۵۳\times۱۰^{-۹}$	۰/۸۲۷	۰/۴۰۸	عدم معناداری در مدل
$\text{Size}_{i,t-1}$	۱/۰۱۵	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۱۱۵	-۴/۷۸	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$\text{Leverage}_{i,t-1}$	۱/۵۰	۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۷۷	۰/۹۰۱۲	۰/۳۶۷	عدم معناداری در مدل
$\text{ROA}_{i,t-1}$	۱/۴۹	-۰/۰۲۳۶	۰/۰۱۲۸	-۱/۸۳	۰/۰۶۶	عدم معناداری در مدل
$INTANGIB_{i,t-1}$	۱/۰۰۵	-۰/۰۰۰۶۳۹	۰/۰۱۲۶	-۰/۰۵۰۶	۰/۹۵۶	عدم معناداری در مدل
$\text{PPE}_{i,t-1}$	۱/۰۰۷	۰/۰۱۲۳	۰/۰۰۰۹۴	۱۳/۰۹	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$\text{MTB}_{i,t-1}$	۱/۰۰۴	$-۲/۱۸۹\times۱۰^{-۵}$	$۱/۵۴\times۱۰^{-۴}$	-۰/۱۴	۰/۸۸۷	عدم معناداری در مدل
ضریب تعیین=۰/۲۸۳				آزمون معنی داری مدل: آماره آزمون=۱۴/۴۰ p-مقدار=۰/۰۰۰		

با توجه به نتایج، آماره t (۴/۶۸) نشان می‌دهد که متغیر مستقل E_UN2 درسطح ۹۵٪ اطمینان، از لحاظ آماری معنادار می‌باشند زیرا اولا قدر مطلق این آماره بیشتر از ۱/۹۶ بوده ثانیا P-مقدار(۰/۰۰۰) نیز کمتر از ۵ درصد می‌باشد.

بنابراین می‌توان گفت:عدم اطمینان اقتصادی(بر حسب شاخص بازار سهام) بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد.

جدول۸ نتایج مدل فرضیه پژوهش(بر حسب تولید ناخالص داخلی)

$TA_CETR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_UN3_{i,t-1} + \beta_2 \text{Cash}_{i,t-1} + \beta_3 \text{Size}_{i,t-1} + \beta_4 \text{Leverage}_{i,t-1} + \beta_5 \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_6 INTANGIB_{i,t-1} + \beta_7 \text{PPE}_{i,t-1} + \beta_8 \text{MTB}_{i,t-1} +$

ضرایب	VIF	ضرایب متغیر در مدل	انحراف استاندارد خطا	آماره t	P-مقدار	نتیجه
عرض از مبدا	-	۰/۲۶۱	۰/۰۱۷۹	۱۲/۰۸	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$E_UN3_{i,t-1}$	۱/۰۱	۰/۰۰۰۰۴۱	۰/۰۰۰۰۰۰۰۲۵	۱۸/۲۴	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$\text{Cash}_{i,t-1}$	۱/۰۰۳	$۱/۲۸\times۱۰^{-۹}$	$۱/۵۲\times۱۰^{-۹}$	۰/۸۴	۰/۴۰	عدم معناداری در مدل
$\text{Size}_{i,t-1}$	۱/۰۱۸	-۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۱۵۸	-۴/۷۸	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$\text{Leverage}_{i,t-1}$	۱/۵۰	۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۷۷	۰/۸۹۸	۰/۳۶۹	عدم معناداری در مدل
$\text{ROA}_{i,t-1}$	۱/۴۹	-۰/۰۲۳۶	۰/۰۱۲۸	-۱/۸۳	۰/۰۶۶	عدم معناداری در مدل
$INTANGIB_{i,t-1}$	۱/۰۰۲	-۰/۰۰۰۲۱۳	۰/۰۱۲۶	-۰/۰۱۶۹	۰/۹۸۶	عدم معناداری در مدل
$\text{PPE}_{i,t-1}$	۱/۰۰۷	۰/۰۱۲۲	۰/۰۰۰۹	۱۳/۰۱۶	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
$\text{MTB}_{i,t-1}$	۱/۰۰۵	$-۲/۲۱\times۱۰^{-۵}$	$۱/۵۵\times۱۰^{-۴}$	۰/۱۴۳	۰/۸۸	عدم معناداری در مدل
ضریب تعیین=۰/۲۸۲				آزمون معنی داری مدل: آماره آزمون=۱۴/۳۸ p-مقدار=۰/۰۰۰		

با توجه به نتایج، آماره t (۱۸/۲۴) نشان می‌دهد که متغیر مستقل E_UN3 درسطح ۹۵٪ اطمینان، از لحاظ آماری معنادار می‌باشند زیرا اولا قدر مطلق این آماره بیشتر از ۱/۹۶ بوده ثانیا P-مقدار(۰/۰۰۰) نیز کمتر از ۵ درصد می‌باشد.

بنابراین می‌توان گفت: عدم اطمینان اقتصادی(بر حسب تولید ناخالص داخلی) بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد

نتیجه گیری

بر مبنای فرضیه تحقیق انتظار می‌رفت که بین عدم اطمینان اقتصادی و اجتناب مالیاتی رابطه‌ی معنی‌داری وجود داشته باشد. در حالت کلی نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر عدم اطمینان اقتصادی بر حسب شاخص های تورم، بازده بازار سهام و نرخ تولید ناخالص داخلی، مثبت و معنادار بوده که نشان دهنده رابطه مثبت میان عدم اطمینان اقتصادی و اجتناب مالیاتی می‌باشد. با توجه به موارد فوق، فرضیه تحقیق تورم تأیید می‌شود. به عبارتی نتایج تحقیق مبین این موضوع است که با افزایش عدم اطمینان اقتصادی ، اجتناب مالیاتی افزایش می‌یابد. نتیجه تحقیق را می‌توان این گونه تحلیل کرد که ، در سال هایی که با عدم اطمینان اقتصادی روبرو هستیم، صاحبان سرمایه نمی توانند بازده بلندمدت سرمایه خود را با اطمینان کافی محاسبه کنند. لذا افزایش این عدم اطمینان موجب کاهش ارزش مورد انتظار بازده سرمایه، کاهش سطح سرمایه‌گذاری و لذا ایستایی و رکود اقتصادی خواهد شد.یکی از این راه کارها، پیگیری سیاست هایی در زمینه اجتناب از پرداخت مالیات می‌باشد. اجتناب مالیاتی به عنوان یکی از استراتژی های کوتاه مدت مدیران بوده که یکی از مهم ترین دلایل استفاده مدیریت از این دست استراتژی ها، صرفه جویی ناشی از فعالیت های اجتناب از پرداخت مالیات می باشد. این صرفه جویی ، منبع مالی ارزشمندی برای کاستن محدودیت های مالی شرکت فراهم نموده و باعث کاهش تأمین مالی از طریق بدهی یا وجه نقد خواهد شد. نتایج آزمون این فرضیه مطابق با نتایج تحقیق دونگ و همکاران(۲۰۱۷) می باشد. ایشان، دریافتند، با افزایش عدم اطمینان اقتصادی، شرکت ها دچار محدودیت مالی شده و به دنبال آن اجتناب مالیاتی شرکت نیز افزایش می یابد. همچنین از آن جا که عدم اطمینان اقتصادی تاثیر منفی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دارد(رجبی و تاج الدین,۱۳۹۵) ، این نتیجه به طور غیر مستقیم نیز با پژوهش ریچاردسون و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد. ریچارسون نتیجه گرفت، وقتی شرکت ها تحت بحران مالی هستند، انگیزه برای اجتناب از پرداخت مالیات

افزایش می یابد، بنابراین بین بحران مالی و اجتناب از مالیات شرکت ها ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد.

فهرست منابع

* جعفری صمیمی, احمد, اعظمی, کورش, عزیزیان, جبار. (۱۳۹۴). تاثیر نااطمینانی متغیرهای اقتصاد کلان(نرخ ارز، تورم و نرخ رشد) بر واردات کشورهای منتخب در حال توسعه(شامل ایران.اقتصاد مقداری ۱۲(۳), ۲۷-۴۹.
* خانی عبداله ,ایمانی کریم ,ملایی مهنام(۱۳۹۲) . بررسی رابطه بین تخصص حسابرس در صنعت و اجتناب مالیاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابرسی. ۱۳۹۲; ۱۳ (۵۱) :۶۱-۷۸
* خدادای، ولی؛عربی ،مهدی؛آلبوعلی، صادق(۱۳۹۰). اثر تعدیل کننده عدم اطمینان محیطی بر رابطه بین مدیریت سود و عدم تقارن اطلاعاتی، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره۷،شماره ۲۶،صص۵۱-۶۶
* دامن کشیده, مرجان, نظمی پیله رود, زهرا. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر نااطمینانی تورمی بر شاخص کل سهام بورس تهران. اقتصاد مالی, ۷(۲۳), ۱۱۱-۱۳۶.
* رجبی، مصطفی و تاج الدین، نسیبه.(۱۳۹۵) تحلیل تاثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر سرمایه گذاری و رشد اقتصادی در ایران، اقتصاد کاربردی، دوره ۶، صص ۱۵-۲۱
* صادقی شریف سید جلال، خزائی سعید. بررسی اثر نااطمینانی اقتصاد کلان و خاص شرکت بر اهرم شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران: بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم. فصلنامه سیاست های مالی واقتصادی. ۱۳۹۵; ۴ (۱۳) :۲۷-۵۴
* عباسی نژاد, حسین, محمدی, شاپور, ابراهیمی, سجاد. (۱۳۹۶). 'پویایی‌های رابطهٔ متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام ,'مدیریت دارایی و تأمین مالی.(1)5 ,صص ۶۱-۸۲
* قوی پنجه رامین، غریب حجت. بررسی رابطه بین محدودیت در تأمین مالی و اجتناب مالیاتی. فصلنامه سیاست های مالی واقتصادی. ۱۳۹۷; ۶ (۲۱) :۱۵۹-۱۸۲
* هیبتی ،رضا؛ شجری،هوشنگ؛ صمدی، سعید؛(۱۳۹۵) اندازه‌گیری نااطمینانی در اقتصاد کلان،پژوهش های پولی و بانکی، سال ۹ شماره ۲۸ صفحات ۲۲۳-۲۵۰
* Baum C. F. S. Caglayan, & M. A. Rashid (2013), "Capital Structure Adjustments: Do Macroeconomic and Business Risks Matter?", Paper Provided by Boston College Department of Economics, No. 822.
* Bekoe, William, Adom. K., Philip, 2013. "Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in Ghana:An Empirical Investigation," International Journal of Economics and Financial Issues, Econjournals, vol. 3 (2), p.276-293.
* Cen, L., Maydew, E. L., Zhang, L., & Zuo, L. (2017). Customer–supplier relationships and corporate tax avoidance. Journal of Financial Economics, 123(2), 377-394.
* Comprix ,J. , H ,J. , Feng,M,. Kang,T,. 2016 Tax Avoidance and Corporate Investment Behavior: The Role of Information Environment , Working paper, University of San Francisco
* Chen, H., (2010). "Macroeconomic Conditions and the Puzzles of Credit Spreads and Capital Structure", Journal of Finance, Vol. 65, No. 6, PP. 2171–2212.
* Chowdhury, S. and Rahman, M. (2004);“ On the Empirical Relation between Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility of Bangladesh”, Department of Finance and Banking, University of Rajshahi.
* Cook, K. A., Moser, W. J., and Omer, T.)2015(. Tax avoidance and ex ante cost of capital. Working paper, Miami University of Ohio
* Davis, S.J., 2016. An index of global economic policy uncertainty. NBER Working Paper Series, 22740.
* Demir, E., Ersan, O., 2016. The impact of economic policy uncertainty on stock returns of Turkish tourism companies. Curr. Issue Tour. 2016. http://dx.doi.org/10.1080/13683500.2016.1217195.
* Dierynck, B., W. R. Landsman, and A. Renders.)2012(. Do managerial incentives drive cost behavior? Evidence about the role of the zero earnings benchmark for labor cost behavior in private Belgian firms. The Accounting Review 87 (4): 1219–1246.
* Desai, M.A., and D. Dharmapala. 2009. Corporate Tax Avoidance and Firm Value. The Review of Economics and Statistics 91 (3): 537-546
* Deangelo, H. & Masulis, R. W. (1981). Optimal Capital Structure under Corporate and Person Taxation. Journal of Financial Economics.
* Edwards, A. S., Schwab, C. M., & Shevlin, T. (2015). Financial Constraints and Cash Tax Savings. The Accounting Review, 0(0), null.
* Fatima, Amber, Waheed, Abdul, 2011, "Effects of Macroeconomic Uncertainty on Investmentand Economic Growth: Evidence from Pakistan", Transit Stud Rev, Vol.18, pp: 112–123.
* Fischer, S. (1993). The Role of Macroeconomic Factores in Growth. Journal of Monetary Economics. 32, 485-512.
* Fountas, S., Karanasos, M., 2006, "The relationship between economic growth and real uncertainty in the G3", Econ Model, Vol.23, No. 4, pp:638–647.
* Gao, R., Grinstein, Y., 2014. Firms’ Cash Holdings, Precautionary Motives, and SystematicUncertainty. Cornell University
* Gungoraydinoglu, A., Çolak, G., & Öztekin, Ö. (2017). Political environment, financialintermediation costs, and financing patterns. Journal of Corporate Finance, 44,167-192.
* Gulen, H., Ion, M., 2016. Policy Uncertainty and Corporate Investment. Rev. Financ. Stud. 29 (3), 523–564.

یادداشت ها

[1] Robert Lenesink,Hong Bo,Elmar Sterken
[2] Fisher Stanley
[3] Desai, M.A., and D. Dharmapala
[4] Hanlon, M., and S. Heitzman
[5] Tax evasion
[6] Dierynck, B., W. R. Landsman, and A. Renders
[7] Edwards, A. S., Schwab, C. M., & Shevlin, T
[8] Gungoraydinoglu, A., Çolak, G., & Öztekin,
[9] Pástor, Ľ., & Veronesi, P
[10] Law, K. K. F., & Mills, L. F
[11] Lensink, R., Bo. H., Sterken, E
[12] Chowdhury, S. and Rahman
[13] Fountas, S., Karanasos, M
[14] Fatima, Amber, Waheed, Abdul
[15] Baum C. F. S. Caglayan, & M. A. Rashid
[16] Bekoe, William, Adom. K., Philip
[17] Neanidis, Kyriakos C., Savva, Christos
[18] Gao, R., Grinstein, Y
[19] Richardson, S
[20] Cook, K. A., Moser, W. J., and Omer, T
[21] Hutchen, M. and Rego, S
[22] Gulen, H., Ion, M.,
[23] Davis
[24] Xu, S., and K. Zheng
[25] Comprix ,J. , H ,J. , Feng,M,. Kang,T
[26] Demir, E., Ersan, O
[27] Wang, Y., Wei, Y., Song, F.M.,
[28] Cen et al
[29] political cost" hypothesis
[30] Zimmerman, J. L
[31] Hanlon, M., Maydew, E. L., & Saavedra, D.
[32] Jacob, J.
[33] Gupta, S., & Newberry, K
[34] Deangelo, H. & Masulis, R. W.
[35] AIC

* Gupta, S., & Newberry, K. (1997). Determinants of the variability in corporate effective tax rates: Evidence from longitudinal data. Journal of Accounting and Public Policy, 16(1),1-34.
* Hanlon, M., and S. Heitzman.(2010). "A review of tax research" Journal of Accounting and Economics, 50 (2- 3): 127–178.
* Hanlon, M., Maydew, E. L., & Saavedra, D. (2017). The taxman cometh: Does tax uncertainty
* affect corporate cash holdings? Review of Accounting Studies, 22(3), 1198-1228.
* Hutchen, M. and Rego, S.)2015(. Does greater tax risk lead to increased firm risk. Working paper, Indiana University
* Jacob, J. (1996). Taxes and transfer pricing: Income shifting and the volume of intrafirm transfers. Journal of Accounting Research, 34(2), 301-312.
* Law, K. K. F., & Mills, L. F. (2015). Taxes and financial constraints: Evidence from linguistic cues. Journal of Accounting Research, 53(4), 777-819.
* Lensink, R., Bo. H., Sterken, E., 1999, "Does uncertainty affect economic growth? An empirical analysis", WeltwirtschaftlichesArchiv, Vol. 135, No. 3, pp:379–396
* Neanidis, Kyriakos C., Savva, Christos S., 2013. "Macroeconomic uncertainty, inflation and growth: Regime-dependent effects in the G7," Journal of Macroeconomics, Elsevier, vol. 35 (C), p. 81-92
* Pástor, Ľ., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. The Journal of Finance, 67(4), 1219-1264.
* Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. Review of Accounting Studies, 11, 159-189.
* Zhang, G., Han, J., Pan, Z., Huang, H., 2015. Economic policy uncertainty and capital structure choice: evidence from China. Econ. Syst. 39, 439–457.
* Wang, Y., Wei, Y., Song, F.M., 2017. Uncertainty and corporate R & D investment: evidence from Chinese listed firms. Int. Rev. Econ. Financ. 47, 176–200
* Word Bank (1993), "The East Asian Miracle", PP. 105-127.
* Xu, S., and K. Zheng.)2016(. Tax avoidance and the asymmetric cost behavior. Working paper, University of Wyoming.
* Zimmerman, J. L. (1983). Taxes and firm size. Journal of Accounting and Economics, 5, 119-149.