



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال پنجم / شماره بیستم / زمستان ۱۳۹۵

نقش ریسک ورشکستگی در توسعه تئوریک و بهبود عملکرد مدل‌های ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیر عادی

محمدرضا امامی نائینی

دکتری حسابداری (نویسنده مسئول)
Mohremna@gmail.com

فروغ رحیمی موگویی

دکتری حسابداری
Forahimi.m@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۲/۷ تاریخ پذیرش: ۹۵/۳/۲۳

چکیده

با توجه به مبانی نظری موجود در خصوص توان اثرگذاری ریسک ورشکستگی بر سه جزء از مبانی طراحی مدل‌های ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیرعادی (فرض تداوم فعالیت، میزان محافظه کاری و سود حسابداری) در این پژوهش ضمن طراحی مجدد مدل‌های پیش‌بینی عایدات غیر عادی و ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیر عادی اولسون (۱۹۹۵) و فلتهام و اولسون (۱۹۹۵)، با لحاظ نمودن متغیر ریسک ورشکستگی، به مقایسه عملکرد مدل‌های اولیه و تعدیل شده با استفاده از داده‌های ترکیبی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دو دوره تخمین ۵ ساله (۱۳۸۲-۱۳۸۷) و ۱۰ ساله (۱۳۸۲-۱۳۹۲) پرداخته شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد لحاظ کردن ریسک ورشکستگی باعث بهبود قدرت مدل‌های پیش‌بینی و ارزشیابی اولسون (۱۹۹۵) و فلتهام و اولسون (۱۹۹۵) طی هر دو دوره تخمین ۵ و ۱۰ ساله می‌شود، اما به سبب افزایش شدید ارزشهای سهام در سالهای پایانی دوره‌ی تخمین ۱۰ ساله (به خصوص سالهای ۹۱ و ۹۲)، ارزشهای برآورد شده توسط مدل‌های اولیه و تعدیل شده طی دوره تخمین ۱۰ ساله به نحو معناداری پایین‌تر از ارزشهای واقعی بازار است.

واژه‌های کلیدی: ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیر عادی، ریسک ورشکستگی، محافظه کاری، سود حسابداری، تداوم فعالیت.

۱- مقدمه

اولسون (۱۹۹۵) و فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) با استفاده از مفهوم شمول کلی درآمدها (مازاد تمیز^۱) و رابطه حد مجموع سری های هندسی، به ارائه مدل‌های خطی ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیر عادی پرداختند. اولسون (۱۹۹۵) در مدل ارزشیابی خود، ارزش شرکت در هر زمان را معادل جمع ارزش دفتری شرکت در همان زمان و ارزش فعلی تمامی عایدات غیر عادی می‌داند که شرکت در آینده نامحدود قادر به کسب آن است. بدیهی است توان کسب عایدات غیر عادی در آینده نامحدود مستلزم تداوم فعالیت شرکت است. بر طبق تعریف آلتمن (۱۹۶۸) ورشکستگی زمانی اتفاق می‌افتد که شرکت قادر به پرداخت بدهی های خود نیست بنابراین از تداوم فعالیت های تجاریش باز می‌ماند. باتلر و همکاران (۲۰۰۴) دریافت گزارش حسابرسی عدم تداوم فعالیت را بعنوان نشانه‌ای از خطر ورشکستگی ذکر می‌نمایند.

اولسون (۱۹۹۵) عایدات غیر عادی را معادل سود خالص شرکت پس از کسر سود مورد انتظار سهامداران تعریف می‌کند. لذا یکی از متغیرهای اصلی مدل وی سود حسابداری است. گرالد (۱۹۹۸) ورشکستگی را به معنی بیشتر بودن هزینه های یک شرکت از درآمدهای آن می‌داند. این تعریف، اثر مستقیم ورشکستگی را بر سود حسابداری به روشنی ترسیم می‌کند. نیوتون (۱۹۹۸) نیز یکی از عوامل درون سازمانی ورشکستگی را ناکارآمدی مدیریت می‌داند و بیان می‌کند ضعف در سود آوری از نشانه های مدیریت ناکارآمد است.

فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) با افزودن جزء محافظه کاری بر مدل اولسون (۱۹۹۵) سعی در بهبود عملکرد آن دارند. لذا آنان نیز محافظه کاری را به عنوان یکی از عوامل اصلی اثر گذار بر عملکرد مدل معرفی می‌کنند. برخی از محققان نظیر بیدل و دیگران (۲۰۱۱)، احمد و دوئلمن (۲۰۰۲)، ژانگ (۲۰۰۸)، ویتنبرگ- مورمن (۲۰۰۸) و لی (۲۰۱۰) نیز در پژوهشهای خود به بیان تأثیر متقابل ریسک ورشکستگی و محافظه کاری (اعم از شرطی و غیر شرطی) پرداخته اند.

با وجود اتکای مدل های اولسون (۱۹۹۵) و فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) بر سود حسابداری، استفاده از فرض تداوم فعالیت و تصور تحقق پیش بینی عایدات غیر عادی در بلند مدت و همچنین لحاظ کردن محافظه کاری در مدل فلتهم و اولسون، و توانایی تأثیر ریسک ورشکستگی بر تمامی سه مورد فوق تا کنون در مطالعات انجام شده در خصوص آزمون کارآمدی این مدلها، به مسئله‌ی ریسک ورشکستگی توجهی نشده است. لذا برای نخستین بار در این پژوهش سعی شده است ضمن تعدیل این مدلها با لحاظ کردن ریسک ورشکستگی، به بهبود و توسعه‌ی قدرت پیش بینی و ارزشیابی آنها پرداخته شود. با توجه به اینکه بررسی در پیشینه‌ی پژوهشهای تجربی انجام شده در این حوزه بیانگر وجود پژوهشی مشابه با پژوهش حاضر نبوده است لذا در بخش دوم بطور صرف به بیان مبانی نظری مرتبط با مدل‌های ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیر عادی و همچنین مبانی نظری مؤید تأثیر ریسک ورشکستگی بر این مدلها پرداخته شده است. فصل سوم به بیان فرضیات، مدل و روش

اجرای پژوهش می‌پردازد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش در بخش چهارم و بحث و نتیجه‌گیری در خصوص این نتایج در بخش پنجم بیان شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری مرتبط با مدل‌های ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیر عادی

اولسون (۱۹۹۵) با فرض وجود روابط خطی بین متغیرها و با استفاده از رابطه شمول تمامی درآمد‌ها، در گام اول با فرض تداوم فعالیت به پیش‌بینی عایدات غیرعادی پرداخته و سپس با مدل ارزشیابی خود که مبتنی بر رابطه حد مجموع سری‌های هندسی است به تنزیل عایدات غیرعادی پیش‌بینی شده و در نهایت برآورد ارزش شرکت می‌پردازد. فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) نیز با افزودن جزء محافظه‌کاری به مدل اولسون به بهبود عملکرد مدل پرداختند آنها برای این منظور و با استدلال نهفته بودن اثر سیاست‌های محافظه‌کارانه در ارزشهای دفتری، متغیر ارزش دفتری را به مدل اضافه و آن را توسعه دادند. روابط مربوط به این مدل‌ها به شرح جدول ۱ است.

جدول ۱- روابط مربوط به مدل‌های اولسون و فلتهم و اولسون

نام مدل	مدل پیش‌بینی عایدات غیر عادی	مدل ارزشیابی
اولسون (۱۹۹۵)	$x_{t+1}^a = w_{11}x_t^a + V_t + \varepsilon_{1t+1}$ <p>که</p> $V_{t+1} = \gamma V_t + \varepsilon_{2t+1}$	$V_t = bV_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 V_t$ <p>که</p> $\alpha_1 = \frac{w_{11}}{1+r-w_{11}}, \alpha_2 = \frac{1+r}{(1+r-w_{11})(1+r-\gamma)}$
فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	$x_{t+1}^a = w_{11}x_t^a + w_{12}bV_t + V_{1t} + \varepsilon_{1t+1}$ <p>که</p> $bV_{t+1} = w_{22}bV_t + V_{2t} + \varepsilon_{2t+1}$ $V_{1t+1} = \gamma_1 V_{1t} + \varepsilon_{3t+1}$ $V_{2t+1} = \gamma_2 V_{2t} + \varepsilon_{4t+1}$	$V_t = bV_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bV_t + \beta_1 V_{1t} + \beta_2 V_{2t}$ <p>که</p> $\alpha_1 = \frac{w_{11}}{1+r-w_{11}}, \alpha_2 = \frac{(1+r)w_{12}}{(1+r-w_{11})(1+r-w_{22})}$ $\beta_1 = \frac{1+r}{(1+r-w_{11})(1+r-\gamma_1)}$ $\beta_2 = \frac{(1+r)w_{12}}{(1+r-w_{11})(1+r-w_{22})(1+r-\gamma_2)}$

در این معادلات x_t^a : سود غیرعادی برای دوره t ، V_{1t} ، V_{2t} : متغیرهای سایر اطلاعات در زمان t ، w_{11} : ضریب ثبات یا ماندگاری سودهای غیر عادی، w_{12} : پارامتر محافظه‌کاری، w_{22} : پارامتر رشد در ارزش دفتری

حقوق صاحبان سهام، γ_1, γ_2 : ضرایب پایداری متغیرهای سایر اطلاعات، ε_{1t+i} و ε_{2t+i} : عوامل خطا یا پسماندها است.

برخی از پژوهشگران از جمله استوبر (۱۹۹۶)، باومن (۱۹۹۹)، کالن و مورل (۲۰۰۱)، اوتا (۲۰۰۲) خدادادی و دیگران (۱۳۹۲) و خدادادی و امامی (۲۰۱۰) در مدل خود مدل اولسون را با حذف متغیر سایر اطلاعات به کار گرفته و به نتایج بهتری دست یافتند. در این پژوهش نیز همانند پژوهشهای فوق از مدل اولسون پس از حذف متغیر سایر اطلاعات استفاده شده است.

در صورت حذف متغیر سایر اطلاعات روابط مربوط به مدل‌های اولسون (۱۹۹۵) و فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) را می‌توان به شکل جدول ۲ بازنویسی کرد.

جدول ۲- روابط مربوط به مدل‌های اولسون و فلتهم و اولسون پس از حذف متغیر سایر اطلاعات

نام مدل	مدل پیش‌بینی عایدات غیر عادی	مدل ارزشیابی
اولسون (۱۹۹۵)	$x_{t+1}^a = w_{11}x_t^a + \varepsilon_{1t+1}$	$V_t = bV_t + \alpha x_t^a$ که $\alpha = \frac{w_{11}}{1+r-w_{11}}$
فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	$x_{t+1}^a = w_{11}x_t^a + w_{12}bV_t + \varepsilon_{1t+1}$ که $bV_{t+1} = w_{22}bV_t + \varepsilon_{2t+1}$	$V_t = bV_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bV_t$ که $\alpha_1 = \frac{w_{11}}{1+r-w_{11}}, \alpha_2 = \frac{(1+r)w_{12}}{(1+r-w_{11})(1+r-w_{22})}$

۲-۲- مبانی نظری مؤید تاثیر ریسک ورشکستگی بر مدل‌های ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیر عادی
بر اساس مبانی نظری موجود ریسک ورشکستگی به طور عمده از سه طریق بر مدل‌های اولسون و فلتهم و اولسون اثر گذار است.

• تداوم فعالیت

همانگونه که پیشتر نیز بیان شد، مدل‌های اولسون و فلتهم و اولسون ارزش شرکت در هر زمان را معادل حاصل جمع ارزش دفتری آن در همان زمان و ارزش فعلی کلیه عایدات غیر عادی می‌دانند که شرکت طی دوران فعالیت خود در آینده نامحدود قادر به کسب آن است. چنین روش ارزشیابی مستلزم تداوم فعالیت شرکت جهت ایجاد امکان کسب عایدات غیر عادی می‌باشد.

از طرف دیگر در شرایط ورشکستگی تداوم فعالیت شرکت میسر نبوده و یا با ابهام جدی روبرو است. بر طبق تعریف آلتمن (۱۹۶۸) ورشکستگی زمانی اتفاق می‌افتد که شرکت قادر به پرداخت بدهی‌های خود نیست بنابراین از تداوم فعالیت‌های تجاریش باز می‌ماند. باتلر و همکاران (۲۰۰۴) نیز دریافت گزارش حسابرسی حاوی بند ابهام در رابطه با تداوم فعالیت را بعنوان نشانه‌ای از خطر ورشکستگی ذکر می‌نمایند. با توجه به موارد اشاره شده در بالا می‌توان نتیجه گرفت که ریسک ورشکستگی از طریق تأثیر بر تداوم فعالیت، بر مدل‌های اولسون و فلتهم و اولسون اثرگذار است.

• سود حسابداری

یکی از متغیرهای اصلی حسابداری به کار رفته در مدل‌های اولسون و فلتهم و اولسون، سود حسابداری است. این سود مبنای محاسبه‌ی عایدات غیر عادی قرار می‌گیرد به نحوی که عایدات غیر عادی برابر تفاوت سود خالص و سود مورد انتظار سهامداران تعریف می‌شود. ریسک ورشکستگی به طرق متفاوتی توان اثرگذاری بر سود حسابداری را دارد. از یک طرف به صورت معمول ورشکستگی، با کاهش قدرت سودآوری همراه است. به نحوی که جرال (۱۹۹۸) ورشکستگی را به معنی بیشتر بودن هزینه‌های یک شرکت از درآمدهای آن می‌داند. این تعریف اثر مستقیم ورشکستگی را بر سود حسابداری به روشنی ترسیم می‌کند. نیوتون (۱۹۹۸) نیز یکی از عوامل درون سازمانی ورشکستگی را ناکارآمدی مدیریت می‌داند و بیان می‌کند ضعف در سودآوری از نشانه‌های مدیریت ناکارآمد است. از طرف دیگر مدیران شرکتهای در معرض ورشکستگی نیز دارای انگیزه‌هایی برای مدیریت سود (افزایشی و کاهششی) می‌باشند. گارسیا لارا و دیگران (۲۰۰۹) عنوان می‌کنند که مدیران شرکتهای ورشکسته برای پنهان کردن عملکرد ضعیف خود، به مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و فعالیتهای واقعی می‌پردازند.

تئوری‌های اثباتی حسابداری پیش‌بینی می‌کنند که در شرکتهای در معرض خطر ورشکستگی ممکن است از طریق انتخاب روشهای حسابداری خاصی که منجر به افزایش درآمد شود، تخلف از مفاد قراردادهای بدهی صورت گیرد. این امر برای اجتناب از برخورد با محدودیت‌های این قراردادها انجام می‌شود (واتز و زیمرن، ۱۹۸۶). سوئینی (۱۹۹۴) و دیفاند و جیمبالوو (۱۹۹۴) نیز به شواهدی مؤید این فرضیه دست یافتند. این مطالعات انگیزه‌ی مدیران در معرض خطر ورشکستگی را برای اعمال مدیریت سود افزایشی به خوبی نشان می‌دهد.

در طرف مقابل برخی از محققین از جمله دی آنجلو و دیگران (۱۹۹۴) پلتیر-ریوست (۱۹۹۹) و صالح و احمد (۲۰۰۵) معتقدند که شرکتهای در معرض ورشکستگی تمایل به انعکاس مشکلات مالی خود به منظور ایجاد امکان مذاکره در خصوص آنها و یا دریافت امتیازهایی از نهادهای دولتی یا اتحادیه‌های کارگری دارند، لذا ممکن است به اعمال مدیریت سود کاهششی مبادرت ورزند.

کامچو مینانو و کامپا (۲۰۱۴) با ذکر دو پیامد ورشکستگی شامل تصفیه و سازماندهی مجدد با بررسی ارتباط بین اطلاعات مالی و تصمیمات مرتبط با این دو پیامد در بین ۲۰۶۴ شرکت اسپانیایی پی بردند که شرکت‌هایی که تصمیمات مرتبط با تصفیه در مورد آنها اتخاذ شده است به دستکاری سود بیشتری نسبت به سایر شرکت‌های ورشکسته که مقرر شده است سازماندهی مجدد شوند می‌پردازند.

به طور کلی می‌توان گفت که ریسک ورشکستگی از طریق اثر گذاری بر سود حسابداری (کاهش قدرت سودآوری و ایجاد انگیزه برای اعمال مدیریت سود افزایشی یا کاهش) بر مدل‌های اولسون و فلتهم و اولسون اثرگذار است.

• محافظه کاری

هیأت تدوین استانداردهای حسابداری مالی، در بیانیه‌ی مفهومی شماره‌ی ۲ محافظه کاری را به عنوان یک عکس‌العمل احتیاطی در شرایط نامطمئن، برای اطمینان از اینکه عدم قطعیت‌ها و ریسک‌های ذاتی موقعیت‌های تجاری به خوبی در نظر گرفته شده است تعریف می‌کند. این تعریف با مفهوم نظری ارتباط محافظه کاری و ریسک ورشکستگی در ارتباط است (بیدل و همکاران، ۲۰۱۱).

شواهدی که حاکی از اثر تقلیلی محافظه کاری بر ریسک ورشکستگی است، به منطق اقتصاد سنتی در رابطه با تقاضای فراهم کنندگان سرمایه به کسب اطلاعات قابل اتکا جهت تصمیم‌گیری در خصوص اعتبار دهی و تصفیه و کاهش ریسک ورشکستگی بر می‌گردد. و ریشه‌ای حداقل هزار ساله دارد (دی اس تی کرویکس (۱۹۵۶)، واتز (۲۰۰۳)، باسو (۲۰۰۹)). ولی در هر حال نتایج پژوهش‌ها، متفاوت است برای مثال درحالی که بعضی از مطالعات به کاهش هزینه‌های بدهی و در نتیجه ریسک ورشکستگی، در اثر محافظه کاری تأکید دارند برخی دیگر یک ارتباط مثبت بین انحراف از مفاد قراردادهای بدهی و محافظه کاری را بیان می‌کنند (احمد و دیگران (۲۰۰۲)، ژانگ (۲۰۰۸)، ویتنبرگ - مورمن (۲۰۰۸) و لی (۲۰۱۰)).

محافظه کاری در حسابداری می‌تواند به دو شکل غیر مشروط (از طریق اعمال روش‌های حسابداری محافظه کارانه) و مشروط (از طریق عدم تطابق زمانی در شناسایی اخبار بد نسبت به اخبار خوب) باشد. در خصوص نوع ارتباط محافظه کاری و ریسک ورشکستگی نظریات مختلفی بیان شده است. عده‌ای معتقدند محافظه کاری حسابداری از طریق کاهش سرمایه‌گذاری بیش از حد (به دلیل تصور شرایط مطلوب سرمایه‌گذاری)، کاهش انتقالات ریسک به شرکت، به تأخیر انداختن زیانهای اقتصادی و کاهش هزینه‌های نمایندگی باعث کاهش جریان نقدی خروجی می‌شود (گارسیا لارا و دیگران (۲۰۱۰)، کالن و دیگران (۲۰۱۰)، کریشنهتر و راماکریشنا (۲۰۱۰)، سربواستارا و تسه (۲۰۱۰)). بعضی از پژوهش‌ها نیز بیانگر تأثیر محافظه کاری در افزایش جریان نقدی عملیاتی ورودی از طریق تمایل ایجاد شرایط مطلوب تر از طرف شرکاء تجاری و تعدیل انحرافات سرمایه‌گذاری است (هوی و دیگران (۲۰۰۹)، گارسیا لارا و دیگران (۲۰۱۰)، بوشمن (۲۰۱۰)). این کاهش خروج و یا افزایش ورود وجه نقد به شرکت منتهی به کاهش ریسک ورشکستگی خواهد شد زیرا ورشکستگی اساساً

شرایط کمبود وجه نقد را بیان می‌کند (کیم و دیگران (۱۹۹۳)، اوهریگ- هامبورگ (۲۰۰۵)، کمپبل و دیگران (۲۰۰۸)).

برخی از پژوهشها نیز بیان می‌کنند که محافظه کاری از طریق کاهش گزارشگری خوش بینانه‌ی دارایی‌ها و سود خالص و شناسایی سریعتر اخبار بد نسبت به اخبار خوب، منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود و اتز (۲۰۰۳)، گوئی و ورچیا (۲۰۰۷). این نقش اطلاعاتی محافظه کاری، باعث افزایش نقدینگی و کاهش ریسک ورشکستگی می‌شود. زیرا در صورت اطلاع رسانی بهتر به سرمایه‌گذاران و شرکای تجاری، آنها شرایط تأمین مالی و قراردادی مطلوب تری فراهم می‌نمایند. این نقش اطلاعاتی محافظه کاری، به یک رابطه‌ی علی منفی بین محافظه کاری مشروط و غیر مشروط و ریسک ورشکستگی اشاره دارد (بیدل و دیگران، ۲۰۱۱).

دیدگاه دیگر در این خصوص این است که با افزایش ریسک ورشکستگی، حسابرسان و تنظیم کنندگان مقررات حسابداری، توجه ویژه‌ای به محافظه کاری غیر مشروط (از طریق تجویز روشهای حسابداری محافظه کارانه) می‌نمایند (گوانگ، ۲۰۰۷ و ریان، ۲۰۰۶). از طرف دیگر مدیران در چنین شرایطی به منظور تأیید و ترسیم مطلوب تر عملکرد خود، به مخالفت با محافظه کاری (به خصوص محافظه کاری مشروط با توجه به توانایی بیشتر آنها در این خصوص) می‌پردازند، این تقابل بین حسابرسان و مدیران می‌تواند انگیزه‌ای برای تصور رابطه‌ی مثبت بین ریسک ورشکستگی و محافظه کاری غیر مشروط و رابطه‌ی منفی آن با محافظه کاری مشروط باشد (بیدل و دیگران، ۲۰۱۱).

بنابر این با توجه با تأثیر محافظه کاری بر متغیرهای حسابداری مورد استفاده در مدل‌های اولسون و فلتهم و اولسون، نظیر سود حسابداری و ارزش دفتری، و اینکه محافظه کاری خود به عنوان یک متغیر اصلی در مدل فلتهم و اولسون به کار گرفته می‌شود و نیز با توجه به تاثیرات متقابل ریسک ورشکستگی و محافظه کاری که در بالا به آن پرداخته شد، می‌توان نتیجه گرفت که ریسک ورشکستگی از طریق متغیر محافظه کاری بر مدل‌های مذکور اثر گذار است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

جامعه‌ی آماری مورد مطالعه‌ی این تحقیق، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده و فعال در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ بوده است. فعال بودن شرکتها در بورس اطمینان کافی از بررسی متناوب قیمت‌ها توسط سرمایه‌گذاران و ایجاد قیمت‌های تعادلی با توجه به عرضه و تقاضای موجود برای سهام را فراهم می‌کند. و احتمال مخدوش کردن نتایج پژوهش را کاهش خواهد داد. جامعه‌ی آماری با در نظر گرفتن شرایط زیر تعدیل شده و کلیه‌ی شرکت‌هایی که دارای این شرایط می‌باشند به عنوان جامعه تعدیل شده مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

➤ اطلاعات آنها در فاصله‌ی سالهای ۱۳۸۲-۱۳۹۲ موجود باشد.

➤ سال مالی آنها منتهی به بیست و نهم اسفند ماه باشد. این ویژگی از طریق ایجاد شرکت‌های دارای دوره‌ی گزارشگری مشابه، به صورت نسبی اطمینان از کنترل اثر فصول گزارشگری بر نتایج پژوهش را فراهم می‌کند.

➤ شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و بیمه‌ای نباشند. دلیل اصلی این موضوع تفاوت، موسسات مالی با سایر شرکت‌ها می‌باشد. استدلال غالب این است که اهرم بالای موسسات مالی منجر به جمع‌ناپذیر شدن آن‌ها با شرکت‌های غیر مالی می‌شود. فاما و فرنچ (۱۹۹۲) به طور مشخص موسسات مالی را به علت اهرم بالای بدهی‌هایشان مستثنی می‌کنند. آنها چنین استدلال می‌کنند که این اهرم می‌تواند در ماندگی مرتبط با اهرم بالای موسسات غیر مالی را پنهان کرده و منجر به تورش نتایج تحلیل شود (فورستر و ساپ، ۲۰۰۵).

در این پژوهش با توجه به دستیابی به جامعه تعدیل شده از طریق وضع شرایطی برای اعضاء جامعه اولیه، نمونه‌گیری صورت نگرفته است. به این صورت که از بین کلیه‌ی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲، شرکت‌هایی که واجد هر یک از شرایط اشاره شده در بالا نبوده‌اند حذف شده و در نهایت کلیه‌ی شرکت‌های باقیمانده جهت انجام آزمون انتخاب شده‌اند. جدول شماره‌ی ۳ این روند را بهتر بیان می‌کند.

بررسی‌های اولیه انجام شده حاکی از نوسانات زیاد بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های بلند مدت بوده است که این امر می‌تواند بر نتایج پژوهش اثرگذار باشد. بررسی مقایسه‌ای نتایج پژوهش طی دوره‌های کوتاه مدت ۵ ساله و بلندمدت ۱۰ ساله می‌تواند در کنترل اثر احتمالی نوسانات بلند مدت بورس اوراق بهادار تهران بر نتایج پژوهش موثر باشد. لازم به توضیح است که به سبب نوسانات شدید بازار طی چند سال پایانی دوره تخمین و به خصوص سالهای ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲، استفاده از داده‌های سالهای اخیر برای دوره کوتاه مدت (به عنوان مثال سالهای ۱۳۸۷-۱۳۹۲) منطقی به نظر نمی‌رسد. لذا در این پژوهش آزمون فرضیه‌ها، با استفاده از داده‌های ترکیبی جامعه تعدیل شده طی دو دوره تخمین ۵ ساله (۱۳۸۲-۱۳۸۷) و ۱۰ ساله (۱۳۸۲-۱۳۹۲) و با استفاده از نرم افزارهای Eviews و SPSS انجام شده است.

جدول ۳- چگونگی دستیابی به جامعه تعدیل شده

تعداد	شرح
۲۰۷	شرکت‌های فعال در بورس طی بازه زمانی انجام پژوهش (۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲)
(۲۳)	کسر می‌شود: شرکت‌هایی که اطلاعات آنها طی بخشی از بازه زمانی پژوهش در دسترس نبوده است.
(۵۶)	کسر می‌شود: شرکت‌هایی که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند نبوده است.
(۱۸)	کسر می‌شود: شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و بیمه‌ای
۱۱۰	جامعه تعدیل شده

۴- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری موجود می‌توان گفت که ریسک ورشکستگی از طریق اثر گذاری بر سود حسابداری، فرض تداوم فعالیت و محافظه کاری بر مدل‌های اولسون و فلتهم و اولسون اثرگذار است. از آنجایی که پژوهش حاضر در صدد است به بررسی تأثیر ریسک ورشکستگی در بهبود کارایی مدل‌های اولسون (۱۹۹۵) و فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) بپردازد و هر کدام از این مدلها خود شامل دو بخش پیش بینی عایدات غیر عادی و ارزشیابی شرکت می‌باشند، چهار فرضیه‌ی اصلی پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود.

فرضیه‌ی اول: تعدیل مدل اولسون (۱۹۹۵) با ریسک ورشکستگی، باعث افزایش قدرت مدل در پیش بینی عایدات غیر عادی، می‌شود.

فرضیه‌ی دوم: تعدیل مدل فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) با ریسک ورشکستگی، باعث افزایش قدرت مدل در پیش بینی عایدات غیر عادی، می‌شود.

فرضیه‌ی سوم: تعدیل مدل اولسون (۱۹۹۵) با ریسک ورشکستگی، باعث افزایش قدرت ارزشیابی مدل، می‌شود.

فرضیه‌ی چهارم: تعدیل مدل فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) با ریسک ورشکستگی، باعث افزایش قدرت ارزشیابی مدل، می‌شود.

۵- مراحل انجام پژوهش

درگام اول عایدات غیرعادی محاسبه شده است. عایدات غیرعادی عبارت است از سود خالص شرکت پس از کسر حاصل ضرب نرخ بازده حقوق صاحبان سهام در ارزش دفتری دوره گذشته. به عبارت دیگر:

$$X_t^a = X_t - rbv_{t-1}$$

که در آن X_t^a سود غیرعادی دوره‌ی t ، X_t سود خالص دوره‌ی t ، r نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و bv_{t-1} ارزش دفتری دوره‌ی $t-1$ است.

برای محاسبه نرخ بازده حقوق صاحبان سهام از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بهره‌گیری شده است. در گام دوم به محاسبه احتمال ورشکستگی پرداخته شده است. در این پژوهش برای محاسبه احتمال ورشکستگی از مدل چاریتو و دیگران (۲۰۰۴) استفاده شده است. علت استفاده از این مدل دقت قابل قبول در کنار سادگی در درک و تفسیر و به کارگیری است (گارسیا لارا و دیگران، ۲۰۰۹). بر اساس این مدل احتمال ورشکستگی شرکت به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$p_{j,t}(y=1) = \frac{1}{1+e^{-z}}$$

9

$$-z = -\alpha_0 + \alpha_1 \frac{TL_{j,t}}{TA_{j,t}} - \alpha_2 \frac{EBIT_{j,t}}{TL_{j,t}} - \alpha_3 \frac{CFO_{j,t}}{TL_{j,t}}$$

که در آن $p_{j,t}(y=1)$ احتمال ورشکستگی برای عنصر z در پایان سال t ، TL مجموع بدهیها، TA مجموع دارائیهها، $EBIT$ سود قبل از بهره و مالیات و CFO جریان نقد عملیاتی است. بعد از استخراج احتمالات مربوط به هر شرکت سال از این مدل، احتمالات بالاتر از $0/5$ به عنوان ریسک ورشکستگی بالا و موارد کوچکتر از $0/5$ به عنوان ریسک ورشکستگی پایین در نظر گرفته شده اند. درگام سوم پایایی^۲ متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است. در داده‌های سری‌زمانی و ترکیبی شرط لازم جهت آزمون داده‌ها، پایایی متغیرهای پژوهش است. لذا در این مرحله به منظور اطمینان از اعتبار نتایج پژوهش به بررسی پایایی متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون لوین، لین و چو پرداخته شده است. مراحل طی شده برای آزمون هریک از فرضیه‌های پژوهش نیز به شرح جدول شماره ۴ است. در مدل‌های تعدیل شده $D_{j,t}$ یک متغیر مجازی با ارزش‌های صفر و یک است که در صورت بالا بودن ریسک ورشکستگی مقدار یک و در صورت پایین بودن آن مقدار صفر گرفته است.

جدول ۴- مراحل آزمون فرضیات

معیارهای مقایسه بین مدل اولیه و مدل تعدیل شده	مدل تعدیل شده	مدل اولیه	شماره فرضیه
ضریب همبستگی، آکائیک، شوارتز، بیزین، مجموع مربعات خطا و آزمون ونگ	$x_{j,t+1}^a = \omega_{11} x_{j,t}^a + \omega_{11}^+ D_{j,t} x_t^a + \varepsilon_{j,t+1}$	$x_{t+1}^a = \omega_{11} x_t^a + \varepsilon_{1,t+1}$	۱
	$x_{j,t+1}^a = \omega_{11} x_{j,t}^a + \omega_{11}^+ D_{j,t} x_t^a + \omega_{12} bV_{j,t} + \omega_{12}^+ D_{j,t} bV_{j,t} + \varepsilon_{j,t+1}$	$x_{j,t+1}^a = \omega_{11} x_{j,t}^a + \omega_{12} bV_{j,t} + \varepsilon_{1,j,t+1}$	۲
	$bV_{j,t+1} = \omega_{22} bV_{j,t} + \varepsilon_{2,j,t+1}$		

معیارهای مقایسه بین مدل اولیه و مدل تعدیل شده	مدل اولیه	مدل تعدیل شده	شماره فرضیه
آزمون مقایسه میانگین قدر مطلق خطاهای ارزشیابی	$V_t = bv_t + \alpha X_t^a$		۳
	$\alpha = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$	$\alpha = \frac{(\omega_{11} + \omega_{11}^+ D_{j,t})}{1+r-(\omega_{11} + \omega_{11}^+ D_{j,t})}$	
	$V_t = bV_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bV_t$		۴
	$\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$ $\alpha_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}$	$\alpha_1 = \frac{(\omega_{11} + \omega_{11}^+ D_{j,t})}{1+r-(\omega_{11} + \omega_{11}^+ D_{j,t})}$ $\alpha_2 = \frac{(1+r)(\omega_{12} + \omega_{12}^+ D_{j,t})}{(1+r-[\omega_{12} + \omega_{12}^+ D_{j,t}]) (1+r-\omega_{22})}$	

۶- یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون چاریتو در جدول شماره ۵ ارائه شده است. در این آزمون متغیرهای جمع بدهی به جمع دارایی‌ها و سود قبل از بهره و مالیات به جمع بدهی‌ها در سطح ۰.۱٪ معنادار و علامت ضرایب آنها نیز مطابق مدل ارائه شده توسط چاریتو بوده اما متغیر جریان وجوه نقد عملیاتی به جمع بدهی‌ها معنادار نیست. در مجموع ضریب همبستگی مک فادن معادل ۰.۶۹٪ و احتمال کلی مدل لاجیت به کار گرفته شده معادل ۰.۰۰۰٪ بیانگر مناسب بودن این مدل برای پیش‌بینی ورشکستگی است.

جدول ۵- نتایج حاصل از اجرای مدل چاریتو

شرح	مقدار ضریب	سطح معناداری
α_0	-۱۴/۵۴	۰/۰۰۰
$\frac{TL_{j,t}}{TA_{j,t}}$	۱۵/۸۴	۰/۰۰۰
$\frac{EBIT_{j,t}}{TL_{j,t}}$	-۱۶/۱۷	۰/۰۰۰
$\frac{CFO_{j,t}}{TL_{j,t}}$	۰/۳۷	۰/۶۹
Mcfadden R ^۲ = ۰/۶۹ Prob(LR Statistic) = ۰/۰۰۰		

بعد از استخراج احتمالات مربوط به هر شرکت سال از این مدل، احتمال بالاتر از ۰/۵ به عنوان ریسک ورشکستگی بالا و موارد کوچکتر از ۰/۵ به عنوان ریسک ورشکستگی پایین در نظر گرفته شده‌اند. همان‌طور که جدول شماره ۶ نشان می‌دهد پایایی متغیرهای پژوهش در سطح معناداری ۹۹ درصد تأیید شده است.

جدول ۶- نتایج آزمونهای پایایی عایدات غیرعادی و ارزش دفتری

ارزش دفتری		عایدات غیر عادی		نام متغیر
سطح معناداری	آماره	سطح معناداری	آماره	نام آزمون
۰/۰۰۰	-۳/۹۵	۰/۰۰۰	-۹/۹۹	لوین، لین وچو

بر اساس مندرجات جدول فوق، فرضیه‌ی صفر در سطح معناداری ۱٪ رد شده و فرض مقابل تأیید می‌شود. لذا عایدات غیرعادی و ارزشهای دفتری پایا می‌باشند.

نتایج حاصل از برازش مدل‌های رگرسیون اولیه و تعدیل شده اولسون و فلتهم و اولسون برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش طی دو دوره تخمین ۵ و ۱۰ ساله به شرح جداول شماره‌ی ۷ تا ۹ می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون رگرسیون حاکی از برتری مدل‌های تعدیل شده نسبت به مدل‌های اولیه از نظر شاخص AR^2 طی هر دودوره تخمین است نتایج آزمون ونگ به شرح جدول شماره‌ی ۱۰ نیز معنادار بودن تفاوت ضریب همبستگی مدل‌های تعدیل شده نسبت به مدل‌های اولیه را تأیید می‌نماید. معنادار بودن متغیر XADT دوره قبل در هر دو دوره تخمین در سطح معناداری ۱٪ بیانگر معنا دار بودن تعدیل انجام شده است.

جدول ۷- نتایج برازش مدل‌های رگرسیون اولیه و تعدیل شده مدل اولسون (۱۹۹۵)

مدل تعدیل شده				مدل اولیه			دوره تخمین
$x_{j,t+1}^a = \omega_{11} x_{j,t}^a + \omega_{11}^+ D_{j,t} x_t^a + \varepsilon_{j,t+1}$				$x_{t+1}^a = \omega_{11} x_t^a + \varepsilon_{t+1}$			
Dw	AR ²	$\omega_{11} + \omega_{11}^+$	ω_{11}	DW	AR ²	ω_{11}	
۱/۶۴	۰/۶۶	*۰/۱۹۷۹	*۰/۳۹۷۷	۱/۶۲	۰/۶۳	*۰/۳۸۵۶	۵ ساله
۱/۷۰	۰/۵۹	*۰/۲۲۶۲	*۰/۴۴۳۴	۱/۷۱	۰/۵۸	*۰/۴۳۸۶	۱۰ ساله

*: معنادار در سطح ۱٪

جدول ۸- نتایج برازش مدل اولیه فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)

$bV_{j,t+1} = \omega_{22}bV_{j,t} + \varepsilon_{2j,t+1}$			$x_{j,t+1}^a = \omega_{11}x_{j,t}^a + \omega_{12}bV_{j,t} + \varepsilon_{1j,t+1}$				دوره تخمین
Dw	AR ²	ω_{22}	DW	AR ²	ω_{12}	ω_{11}	
۱/۹۰	۰/۹۴	*۱/۱۱۳۵	۱/۶۹	۰/۶۲	*۰/۰۷۹۰	*۰/۳۸۰۸	۵ ساله
۱/۷۲	۰/۹۳	*۱/۱۳۷۴	۱/۷۵	۰/۴۸	*۰/۰۹۳۵	*۰/۳۸۳۶	۱۰ ساله

*: معنادار در سطح ۱٪

جدول ۹- نتایج برازش مدل تعدیل شده فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)

$bV_{j,t+1} = \omega_{22}bV_{j,t} + \varepsilon_{2j,t+1}$			$x_{j,t+1}^a = \omega_{11}x_{j,t}^a + \omega_{11}^+D_{j,t}x_{j,t}^a + \omega_{12}bV_{j,t} + \omega_{12}^+D_{j,t}bV_{j,t} + \varepsilon_{1j,t+1}$						دوره تخمین
Dw	AR ²	ω_{22}	DW	AR ²	$\omega_{12} + \omega_{12}^+$	ω_{12}	$\omega_{11} + \omega_{11}^+$	ω_{11}	
۱/۹۰	۰/۹۴	*۱/۱۱۳۵	۱/۷۳	۰/۶۵	***-۰/۸۸	*۰/۰۷۸۹	*۰/۳۱۱۷	*۰/۳۹۴۱	۵ ساله
۱/۷۲	۰/۹۳	*۱/۱۳۷۴	۱/۷۷	۰/۴۹	***-۰/۱۷۹۲	*۰/۰۹۴۶	*۰/۳۰۵۲	*۰/۳۹۱۵	۱۰ ساله

*: معنادار در سطح ۱٪ **: معنادار در سطح ۵٪ ***: معنادار در سطح ۱۰٪

جدول ۱۰- نتایج آزمون ونگ - بررسی معنادار بودن تفاوت AR² مدل‌های اولیه و تعدیل شده

Prob	آماره	مدل‌های مورد مقایسه
*۰/۰۲۵۱۱	۲/۲۴۲۷	مدل‌های اولیه و تعدیل شده اولسون (۱۹۹۵)
*۰/۰۲۸۱۵	۲/۱۹۸۰	مدل‌های اولیه و تعدیل شده فلتهم اولسون (۱۹۹۵)

*: معنادار در سطح ۵٪

به منظور مقایسه بهتر مدل‌های اولیه و تعدیل شده در پیش بینی عایدات غیر عادی از معیارهای آکائیک، شوارز، و مقایسه مجموع مربعات خطا استفاده شده است. نتایج این مقایسه در جدول شماره ۱۱ نشان داده شده است. همانطور که در این جدول مشخص است از نظر معیار آکائیک و شوارز در هر دو دوره تخمین ۵ ساله و ۱۰ ساله مدل‌های تعدیل شده برتر از مدل اولیه به نظر می‌رسد. از نظر معیار مجموع مربعات خطا نیز طی هر دو دوره تخمین ۵ ساله و ۱۰ ساله مجموع مربعات خطای مدل‌های تعدیل شده از مدل‌های اولیه کمتر بوده که حاکی از برتری نسبی مدل‌های تعدیل شده نسبت به مدل‌های اولیه در این دوره تخمین است. آزمون مقایسه میانگین خطای مدل‌های اولیه و تعدیل شده نیز معنادار بودن اختلاف خطاهای پیش بینی را تایید می‌نماید. می‌توان ادعان داشت در مجموع شواهد حاکی از برتری مدل‌های تعدیل شده نسبت به مدل‌های اولیه در پیش بینی عایدات غیر عادی است. لذا فرضیه‌های اول و دوم پژوهش در هر دو دوره تخمین تأیید می‌شود.

جدول ۱۱- نتایج مقایسه دو مدل رگرسیون اولیه و تعدیل شده مدل اولسون (۱۹۹۵)

مقایسه خطاهای پیش‌بینی				Schwarz		Akaike		دوره تخمین	مدل مبنا
مقایسه میانگین		مجموع مربعات خطا		تعدیل شده	اولیه	تعدیل شده	اولیه		
قدر مطلق خطاهای پیش‌بینی	آماره	تعدیل شده	اولیه						
Prob	آماره	تعدیل شده	اولیه	تعدیل شده	اولیه	تعدیل شده	اولیه		
*۰/۰۴۵۸	۱/۹۹۹۵	۱/۱۴E+۱۵	۱/۱۵E+۱۵	۲۴/۶۴	۲۴/۶۶	۲۴/۶۲	۲۴/۶۵	۵ ساله	اولسون (۱۹۹۵)
*۰/۰۳۷۳	۲/۰۸۵۰	۲/۲۴E+۱۵	۲/۲۶E+۱۵	۲۵/۷۹۸	۲۵/۷۹۹	۲۵/۷۸	۲۵/۷۹	۱۰ ساله	
*۰/۰۴۰۱	۲/۰۵۵۱	۱/۱۳E+۱۵	۱/۱۴E+۱۵	۲۴/۶۲	۲۴/۶۳	۲۴/۵۹	۲۴/۶۱	۵ ساله	فلتهام و اولسون (۱۹۹۵)
*۰/۰۲۹۷	۲/۱۷۶۹	۲/۱۸E+۱۵	۲/۲۰E+۱۵	۲۵/۷۵	۲۵/۷۶	۲۵/۷۳	۲۵/۷۵	۱۰ ساله	

* معنادار در سطح ۵٪

نتایج حاصل از بررسی قدرت ارزشیابی مدل‌های ارزشیابی اولیه و تعدیل شده اولسون (۱۹۹۵) و فلتهام و اولسون (۱۹۹۵) در جداول ۱۲ و ۱۳ ارائه شده است. جدول ۱۲ نتایج آزمون برابری میانگین و میانه ارزشهای برآوردی و واقعی را برای هر یک از مدل‌های مورد بررسی طی دو دوره تخمین ۵ و ۱۰ ساله نشان می‌دهد. مطابق نتایج به دست آمده طی دوره تخمین ۵ ساله ارزشهای برآورد شده توسط هر دو مدل اولیه و دو مدل تعدیل شده تقریب مناسبی از ارزشهای واقعی است. برابر بودن میانه‌های ارزشهای برآوردی و واقعی در سطح ۵٪ در مدل‌های اولیه و تعدیل شده مبتنی بر مدل فلتهام و اولسون (۱۹۹۵) تایید، در مدل اولیه اولسون (۱۹۹۵) رد و در مدل تعدیل شده مبتنی بر مدل اولسون (۱۹۹۵) تایید می‌شود.

در دوره تخمین ۱۰ ساله به دلیل افزایش ناگهانی ارزش سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۹۱ و به خصوص ۱۳۹۲ هر چند ارزشهای برآورد شده توسط مدل‌های تعدیل شده دارای خطای کمتری است اما در اغلب مشاهدات، ارزشهای برآورد شده توسط هر چهار مدل به نحو معناداری پایین تر از ارزشهای واقعی بازار است. در این دوره علیرغم رد برابری میانگین و میانه ارزشهای برآوردی مدل‌های اولیه و تعدیل شده مبتنی بر مدل اولسون (۱۹۹۵) با ارزشهای واقعی، برابر بودن میانگین ارزشهای برآوردی و واقعی هر دو مدل اولیه و تعدیل شده مبتنی بر مدل فلتهام و اولسون (۱۹۹۵) در سطح ۵٪ تایید می‌شود ولی به سبب رد برابری میانه‌ها، میتوان اذعان داشت که ارزشهای برآوردی توسط این مدل‌ها و ارزشهای واقعی بازار از توزیع یکسانی تبعیت نمی‌کنند.

به منظور مقایسه قدرت ارزشیابی چهار مدل، میانگین قدر مطلق خطاهای ارزشیابی هر مدل مورد بررسی قرار گرفته است همانطور که در جدول ۱۳ مشهود است. مدل‌های تعدیل شده دارای خطای ارزشیابی کمتری نسبت به مدل‌های اولیه طی هر دو دوره تخمین است.

جدول ۱۲- نتیجه آزمون بررسی برابر بودن میانگین‌ها و میانه‌های ارزش‌های واقعی و برآوردی مدل‌های اولیه و تعدیل شده اولسون (۱۹۹۵)

دوره تخمین	نوع مدل	آزمون برابر بودن میانگین‌ها H0: $\mu_V = \mu_P$		آزمون برابر بودن میانه‌ها H0: med _v = med _p	
		Sig	آماره T	Sig	آماره Z
۵ ساله	اولیه اولسون (۱۹۹۵)	۰/۲۱۷	۱/۲۴۲	۰/۰۴۴	-۲/۰۱۵
	تعدیل شده اولسون (۱۹۹۵)	۰/۳۶۴	۰/۹۱۲	۰/۱۲۰	-۱/۵۵۵
۱۰ ساله	اولیه اولسون (۱۹۹۵)	۰/۰۰۴	۲/۹۲	۰/۰۰۰	-۸/۷۳
	تعدیل شده اولسون (۱۹۹۵)	۰/۰۰۴	۲/۹۲	۰/۰۰۰	-۸/۷۳
۵ ساله	اولیه فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	۰/۹۶۴	-۰/۰۴۵	۰/۵۰۳	-۰/۶۷۰
	تعدیل شده فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	۰/۹۰۱	-۰/۱۲۵	۰/۳۳۸	-۰/۹۵۹
۱۰ ساله	اولیه فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	۰/۰۵۹	۱/۹۱۲	۰/۰۰۰	-۴/۵۰۸
	تعدیل شده فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	۰/۰۷۵	۱/۷۹۵	۰/۰۰۰	-۴/۳۲۹

جدول ۱۳- بررسی مقایسه ای قدرت ارزشیابی مدل‌های اولیه و تعدیل شده اولسون (۱۹۹۵)

دوره تخمین	نوع مدل	میانگین قدر مطلق خطاهای ارزشیابی	تعداد کل مشاهدات	تعداد مشاهدات $v < p$	تعداد مشاهدات $v > p$
۵ ساله	اولیه اولسون (۱۹۹۵)	۳۹۱٫۷۸۰	۱۱۰	۶۲	۴۸
	تعدیل شده اولسون (۱۹۹۵)	۱۹۹٫۷۹۳	۱۱۰	۶۰	۵۰
۱۰ ساله	اولیه اولسون (۱۹۹۵)	۲٫۰۲۱۳۹۸	۱۱۰	۱۰۱	۹
	تعدیل شده اولسون (۱۹۹۵)	۲٫۰۱۹۸۰۹	۱۱۰	۱۰۲	۸
۵ ساله	اولیه فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	۵٫۸۳۷۴۸۸	۱۱۰	۵۵	۵۵
	تعدیل شده فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	۳٫۶۳۱۸۶۹	۱۱۰	۵۷	۵۳
۱۰ ساله	اولیه فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	۲٫۷۵۴۹۳۱	۱۱۰	۷۷	۳۳
	تعدیل شده فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)	۲٫۶۷۳۴۲۹	۱۱۰	۷۵	۳۵

به منظور بررسی معنادار بودن کاهش خطاهای ارزشیابی در مدل‌های تعدیل شده نسبت به مدل‌های اولیه آزمون مقایسه میانگین قدر مطلق خطاهای ارزشیابی انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول ۱۴ ارائه شده است. همانگونه که از نتایج مندرج در این جدول مشهود است معناداری بهبود ارزشیابی توسط مدل‌های تعدیل شده (فرضیات سوم و چهارم پژوهش) در سطح ۵٪ در دوره تخمین ۵ ساله تایید و در دوره ۱۰ ساله رد می‌شود.

جدول ۱۴- نتایج مقایسه مدل‌های ارزشیابی اولیه و تعدیل شده

مقایسه میانگین قدر مطلق خطاهای ارزشیابی		دوره‌ی تخمین	مدل‌های مورد مقایسه
آماره	Prob		
۲/۳۱۱۳	*۰/۰۲۱۰	۵ ساله	اولیه و تعدیل شده اولسون (۱۹۹۵)
۱/۳۰۷۲	۰/۱۹۱۴	۱۰ ساله	
۲/۶۸۳۲	*۰/۰۰۷۴	۵ ساله	اولیه و تعدیل شده فلتهم و اولسون (۱۹۹۵)
۱/۵۷۸۶	۰/۱۱۴۷	۱۰ ساله	

*: معنادار در سطح ۵٪

۷- نتیجه‌گیری و بحث

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که طی هر دو دوره تخمین کوتاه مدت ۵ ساله و بلند مدت ۱۰ ساله مدل‌های ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیرعادی در صورت تعدیل با لحاظ کردن ریسک ورشکستگی نسبت به مدل‌های اولیه عملکرد بهتری در پیش‌بینی عایدات غیرعادی و ارزشیابی شرکت دارند. هرچند در خصوص ارزشیابی معنادار بودن بهبود صورت گرفته توسط مدل‌های تعدیل شده در دوره‌ی تخمین بلند مدت و به واسطه نوسان شدید بورس اوراق بهادار طی سالهای پایانی این دوره تایید نشده است ولی با توجه به کاهش خطاهای ارزشیابی مدل‌های تعدیل شده نسبت به مدل‌های اولیه می‌توان گفت در مجموع تعدیل مدل‌های پیش‌بینی و ارزشیابی اولسون و فلتهم و اولسون با لحاظ کردن ریسک ورشکستگی باعث بهبود کارایی مدل‌های یاد شده خواهد شد. این نتایج تاییدی بر مبانی نظری ارائه شده در بخش دوم پژوهش بوده و تاثیر لحاظ کردن ریسک ورشکستگی در بهبود کارایی مدل‌های پیش‌بینی و ارزشیابی اولسون و فلتهم و اولسون را به صورت تجربی اثبات می‌کند.

مطابق مبانی نظری موجود ریسک ورشکستگی از طریق سه عامل تداوم فعالیت، سود حسابداری و محافظه کاری بر مدل‌های ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیر عادی اثرگذار است. در شرایط بالا بودن ریسک ورشکستگی تداوم فعالیت شرکت با ابهام مواجه می‌شود، مدیران انگیزه‌هایی برای مدیریت سود افزایشی (به منظور پنهان

کردن مشکلات مبتلابه شرکت) و یا کاهش (به سبب جلب حمایت نهادهای مختلف و یا حفظ نقدینگی از طریق کاهش سود سهام قابل پرداخت) پیدا می‌کنند، در این شرایط میزان به کارگیری روبه‌های حسابداری محافظه کارانه (محافظه کاری مشروط) و یا عدم تقارن زمانی در شناسایی اخبار خوب و بد (محافظه کاری غیر مشروط) دستخوش تغییر خواهد شد. با توجه به اینکه مدل‌های ارزشیابی مبتنی بر عایدات غیر عادی با فرض تحقق عایدات غیر عادی در بلند مدت و قابلیت پیش بینی عایدات غیر عادی هر دوره توسط عایدات غیر عادی دوره قبل بنا نهاده شده است هرگونه تغییر و نوسان در شناسایی و گزارشگری سود خالص کارکرد مدل را تحت تاثیر قرار خواهد داد. نتایج این تحقیق در انطباق کامل با مبانی نظری بوده و نشان می‌دهد که ضریب عایدات غیر عادی در خصوص شرکتهای دارای ریسک ورشکستگی پایین به مراتب بالاتر از ضریب مربوطه در خصوص شرکتهای دارای ریسک ورشکستگی بالا می‌باشد. مطابق نتایج پژوهش، قدرت پیش بینی عایدات غیر عادی هر دوره توسط عایدات غیر عادی دوره قبل در شرکتهای دارای ریسک ورشکستگی پایین و در دوره های تخمین ۵ ساله و ۱۰ ساله مدل تعدیل شده اولسون به ترتیب معادل ۲ برابر $(\frac{0.3977}{0.1979})$ و ۱٫۹ برابر $(\frac{0.4434}{0.2262})$ شرکتهای دارای ریسک ورشکستگی بالا می‌باشد. نسبت‌های یاد شده در خصوص مدل تعدیل شده فلتهم و اولسون و در دوره های تخمین ۵ ساله و ۱۰ ساله به ترتیب معادل ۱٫۸۶ برابر $(\frac{0.3941}{0.2117})$ و ۱٫۹ برابر $(\frac{0.3915}{0.2052})$ می‌باشد. لحاظ کردن این تغییر قدرت پیش بینی در مدل‌های ارزشیابی نیز در انطباق با مبانی نظری منجر به کاهش معنادار خطاهای ارزشیابی شده است.

هرچند جستجوهای انجام شده در پیشینه‌ی پژوهش‌های موجود بیانگر پژوهشی که تاثیر ریسک ورشکستگی را بر عملکرد مدل‌های اولسون (۱۹۹۵) و فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) را بررسی نماید نبوده است، ولی بررسی و اثبات وجود زمینه‌های بهبود و توسعه مدل‌های اولسون و اثبات تجربی این موضوع پیش از این توسط محققانی از جمله اوتا (۲۰۰۲)، فرانسیس و دیگران (۲۰۰۰)، مک کرایبی و نیتسون (۲۰۰۱)، لو و لیز (۲۰۰۰)، چوی و دیگران (۲۰۰۱)، کالن و مورل (۲۰۰۱)، گینر و اینیگوئز (۲۰۰۶)، خدادادی و امامی (۲۰۱۰)، خدادادی و عرفانی (۱۳۸۹) و خدادادی و دیگران (۱۳۹۲) نیز صورت گرفته است. نتایج این پژوهش از حیث توان بهبود مدل‌های پیش بینی و ارزشیابی اولسون (۱۹۹۵) و فلتهم و اولسون (۱۹۹۵) در انطباق با پژوهش‌های فوق الذکر است. توجه به این نکته حائز اهمیت است که در دوره تخمین ۱۰ ساله به دلیل افزایش ناگهانی ارزش سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ و به خصوص ۱۳۹۲ (که شاهد آن افزایش شاخص کل از ۲۶۲۸۱ در ابتدای سال ۱۳۹۱ به ۳۸۶۰۳ در ابتدای سال ۱۳۹۲ و ۷۹۰۱۵ در انتهای این سال است) هر چند ارزش‌های برآورد شده توسط مدل‌های تعدیل شده دارای خطای کمتری است اما در اغلب مشاهدات، ارزش‌های برآورد شده توسط هر چهار مدل به نحو معناداری پایین‌تر از ارزش‌های واقعی بازار است که این خود می‌تواند شاهدی بر شکل‌گیری حباب‌های قیمتی در خلال این سال‌ها در بورس اوراق بهادار تهران باشد که اثبات آن نیازمند پژوهش‌های مستقلی است.

بالاتر بودن تعداد مشاهداتی که در آن ارزش‌های برآوردی کمتر از ارزش‌های واقعی است مشابه نتایج اکثر پژوهش‌های داخلی و خارجی (از جمله میرز (۱۹۹۹)، دچو و دیگران (۱۹۹۹)، فرانکل و لی (۱۹۹۸)، گینر و اینیگوئز (۲۰۰۶) و خدادادی و امامی (۲۰۱۰) است.

نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند مبنای بهتری جهت تعیین ارزش ذاتی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه ارزش‌های ذاتی با ارزش‌های واقعی به‌منظور پیش‌بینی جهت حرکت ارزش سهام این شرکت‌ها در راستای نیل از ارزش واقعی به ارزش ذاتی در آینده به‌دست دهد. بر اساس نتایج حاصل از پژوهش به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود و در هنگام تعیین ارزش ذاتی سهام به مسئله ریسک ورشکستگی به صورت جدی توجه نمایند. این مسئله هنگامی اهمیت بیشتری می‌یابد که بدانیم بر اساس بررسی‌های انجام شده بر رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران در بسیاری از مواقع رفتار سرمایه‌گذاران به صورت منطقی و بر پایه فرآیند دقیق و تحلیلی صورت گرفته است (وکیلی فرد و دیگران، ۱۳۹۲).

همچنین به مدیران شرکتها توصیه می‌شود با توجه به اهمیت مسئله ریسک ورشکستگی در نگاه سهامداران، در تصمیمات خود به معیارها و شاخص‌های تاثیر گذار بر ریسک ورشکستگی به صورت جدی توجه نمایند. به محققان برای پژوهش‌های آینده استفاده از سایر مدل‌های تعیین ریسک ورشکستگی و بررسی تاثیر ریسک ورشکستگی بر عملکرد سایر مدل‌های موجود به منظور ارزشیابی سهام و مقایسه نتایج حاصله با نتایج پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود.

در ذکر محدودیت‌های اصلی پژوهش حاضر باید گفت به دلیل این که اطلاعات مورد نیاز برای تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی زمانی انجام پژوهش فراهم نبود و از سوی دیگر با توجه به تعداد نسبتاً کم شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در مقایسه با سایر کشورها، حجم جامعه تعدیل شده صرفاً شامل ۱۱۰ شرکت بوده است که این موضوع می‌تواند بر کسب نتایج لازم و همچنین روایی خارجی پژوهش اثرگذار باشد، همچنین در پژوهش حاضر، به دلیل محدودیت در کسب اطلاعات، صرفاً از اطلاعات ده ساله استفاده شده است و امکان به کارگیری بازه زمانی طولانی تری میسر نگردید علاوه بر موارد فوق و از آنجایی که طرح پژوهش حاضر به صورت نیمه تجربی است مانند سایر پژوهش‌های نیمه تجربی عدم توانایی در کنترل کامل متغیرهای ناخواسته از محدودیت‌های عمده پژوهش به شمار می‌رود. این موضوع با توجه به تاثیر شدید سیاست‌های داخلی و خارجی کشور و نیز عوامل اقتصادی بر بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند با اهمیت باشد.

فهرست منابع

- * خدادادی، ولی، و عرفانی، حسین. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین نوع صنعت، سهم بازار و فشردگی سرمایه با پایداری سودهای غیرعادی در شرکت‌های بورسی. دانش حسابداری. ۱(۱): ۸۹-۱۰۹.
- * خدادادی، ولی، فرازمنند، حسن، و شبیه، سکینه. (۱۳۹۲). بررسی مدل ارزشگذاری مبتنی بر سودهای غیرعادی (اولسن) از منظر اقتصاد کلان با استفاده از روش GMM. پژوهش‌های حسابداری مالی. ۵(۱۷): ۴۱-۵۸.
- * وکیلی فرد، حمید رضا، فروغ نژاد، حیدر، و خوشنود، مهدی. (۱۳۹۲). ارزیابی رفتار سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با روش فرایند تحلیل شبکه ای. مدیریت دارایی و تامین مالی. ۱(۲): ۱۹-۳۴.
- * Ahmed, A. S., Billings, B. K., Morton, R. M. and Stanford-Harris, M. (2002). The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs. *The Accounting Review* 77: 867-890.
- * Ahmed, A. S. and Duellman, S. (2007). Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An Empirical Analysis. *Journal of Accounting and Economics* 43: 411-437.
- * Altman, E.I. (1968). Financial ratios, disarmament analysis and the prediction of corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*. 23:589-609.
- * Basu, S. (2009). Conservatism Research: Historical Development and Future Prospects. *Chinese Journal of Accounting Research* 2: 1-20.
- * Biddle, G.C., M.L. Ma, and F.M. Song. (2011). Accounting Conservatism and Bankruptcy Risk. SSRN eLibrary.
- * Butler, M., Leone, A. J., & Willenborg, M. (2004). An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals. *Journal of Accounting and Economics*. 37(2): 139-165.
- * Bauman, M. P. (1999). An empirical investigation of conservatism in book value measurement. *Managerial Finance*. 25 (12):42-54.
- * Bushman, R., M., Piotroski, J. D. and Smith, A. (2010). Capital Allocation and Timely Accounting Recognition of Economic Losses. Working Paper, The University of North Carolina at Chapel Hill.
- * Callen, J. L., Chen, F., Dou, Y. and Xin, B. (2010). Information Asymmetry and the Debt Contracting Demand for Accounting Conservatism. Working paper, University of Toronto.
- * Callen, J. L., & Morel, M. (2001). Linear accounting valuation when abnormal earnings are AR(2). *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 16: 191-203.
- * Camcho-Minano, M.D., & Campa, P. (2014). Integrity of financial information as a Determinant of the outcome of a bankruptcy procedure. *International Review of Law and Economics*. 37: 76-85.
- * Campbell, J., Hilscher, J. and Szilagyi, J. (2008). In Search of Distress Risk. *Journal of Finance* 53 :2899-2939.
- * Charitou, A., Lambertides, N., & Trigeorgis, L. (2007). Earnings Behavior of financially distressed firms: the role of institutional ownership. *Abacus*. 43(3):271-296.
- * Charitou, A., Neophytou, E., & Charalambous, C. (2004). Predicting corporate failure: empirical evidence for the UK. *European Accounting Review*. 13(3): 465-497.

- * Choi, Y., O'Hanlon, J., & Pope, P. F. (2001). Linear information models in residual income-based valuation: a development of the Dechow, Hutton and Sloan empirical approach. Working paper. Lancaster University.
- * DeAngelo, H., DeAngelo L. & Skinner, D. J. (1994). Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics*. 17 (1-2): 113-143.
- * Dechow, P., Hutton, M., & Sloan, R. G. (1999). An empirical assessment of the residual income valuation model. *Journal of Accounting and Economics*. 26: 1-34.
- * DeFond, M. L., & Jiambalvo, J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics*. 17(1-2): 145-176.
- * De Ste. Croix, G. E. M. (1956). Greek and Roman Accounting. In: Littleton, A. C. and Yamey, B. S., ed., *Studies in the History of Accounting*. Richard D. Irwin, Homewood. IL: 14-74.
- * Fama E. F. and K.R. French. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance*, 47(2):427 - 465.
- * Feltham, G. A., & Ohlson, J. A. (1995). Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research*. 11 (2): 689-731.
- * Foerster, S.R & Sapp, S. G. (2005). Valuation of financial versus non-financial firms: a global perspective. *Int. Fin. Markets, Inst. and Money*. VOL. 15: 1-20.
- * Francis, J., Ohlson, P., & Oswald, D. (2000). Comparing the accuracy and explain ability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates. *Journal of Accounting Research*. 38: 45-70
- * Frankel, R., & Lee, C. M. C. (1998). Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional returns. *Journal of Accounting and Economics*. 25: 283-319.
- * Garcia Lara, J.M. B., Garcia, O., & Neophytou, E. (2009). Earning quality in ex-post failed firms. *Accounting and Business Research*. 39(2): 119-138.
- * Gerald, I.W. (1998). *The Analysis and Use of Financial Statements*. Wiley: 983-1037.
- * Giner, B., & Iniguez, R. (2006). An empirical assessments of the feltham-ohlson models considering the sign of abnormal earnings. *Accounting and Business Research*. 36(3): 169-190.
- * Guay, W. and Verrecchia, R. E. (2007). *Conservative Disclosure*. Working paper, University of Pennsylvania.
- * Hui, K. W, Klasa, S. and Yeung, E. (2009). Corporate Suppliers and Customers and Accounting Conservatism. Working paper, Hong Kong University of Science and Technology.
- * Khodadadi, V., & Emami, M.R. (2010). Comparative assessment of feltham-ohlson Sign-oriented & traditional models. *International Research Journal of Finance & Economics*. 2010. 36: 59-74.
- * Kim, J., Ramaswamy, K. and Sundaresan, S. (1993). Does Default Risk in Coupons Affect the Valuation of Corporate Bonds: A Contingent Claims Model. *Financial Management*, 117-131.
- * Krischenheiter, M. and Ramakrishnan, R. (2010). Prudence Demands Conservatism. Working paper. University of Illinois at Chicago.
- * Li F., Abeysekera, I., & Ma, S. (2011). Earnings management and the effect of earnings quality In relation to stress level and bankruptcy Level of Chinese Listed Firms. *Corporate Ownership and Control*. 9 (1): 366-391.
- * Lo, K. and Lys, T. (2000). The Ohlson model: contribution to valuation theory, limitations, and empirical applications. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 15(3): 337-370.
- * McCrae, M. and Nitsson, H. (2001). The explanatory and predictive power of different specifications of the Ohlson (1995) valuation models. *The European Accounting Review*, 10 (2), 315-341.

- * Myers, J. (1999). Implementing residual income valuation with linear information dynamics. *Accounting Review*. 74 (January): 1-28.
- * Newton, G.W. (1998). *Bankruptcy insolvency accounting practice and procedure*: Wiley.
- * Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*. 11 (2): 661-687.
- * Ota, K. (2002). A test of the ohlson (1995) model: empirical evidence from japan. *The International Journal of Accounting*. 37 (2): 157-182.
- * Peltier-Rivest, D. (1999). The determinants of accounting choices in troubled companies. *Quarterly Journal of Business and Economics*. 38(4). 28-44.
- * Qiang, X. (2007). The Effects of Contracting, Litigation, Regulation, and Tax Costs on Unconditional and Conditional Conservatism: Cross-Sectional Evidence at the Firm Level. *The Accounting Review* 82: 759-796.
- * Ryan, S. G. (2006). Identifying Conditional Conservatism. *European Accounting Review* 15:511-525.
- * Saleh N. M., & Ahmed, K. (2005). Earnings management of distressed firms during debt renegotiation. *Accounting and Business Research*. 35(1): 69-86.
- * Srivastava, A. and Tse, S. (2010). The Contribution of Delayed Gain Recognition to Trends in Conservatism: A Re-Examination Using a New Approach to Measuring Accounting Conservatism. Working paper, Northwestern University.
- * Stober, T. L. (1996). Do prices behave as if accounting book values are conservative? Cross-sectional tests of the Feltham-Ohlson (1995) valuation model. Working paper. University of Notre Dame.
- * Sweeney, A. P. (1994). Debt-covenant violations and managers accounting responses. *Journal of Accounting and Economics*. 17(3): 281-308.
- * Uhrig-Homburg, M. (2005). Cash-flow Shortage as an Endogenous Bankruptcy Reason. *Journal of Banking and Finance* 29: 1509-1534.
- * Watts, R. (2003). Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. *Accounting Horizons* 17: 207-221.
- * Watts, R. L. & Zimmerman J. L. (1986). *Positive accounting theory*. Prentice-Hall, Inc: Upper Saddle River, New Jersey, NJ.
- * Wittenberg-Moerman, R. (2008). The Role of Information Asymmetry and Financial Reporting Quality in Debt Trading: Evidence from the Secondary Loan Market. *Journal of Accounting and Economics* 46: 240-260
- * Zhang, J. (2008). The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers. *Journal of Accounting and Economics* 45: 27-54

یادداشت‌ها

¹. Clean Surplus Concept

². Stationary