فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

عنوان مقاله نقش بحران های مالی و چرخه عملیاتی بر رابطه نوسانات مورد انتظار بازده سهام بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی
دوره ۵/ شماره ۲ / تابستان ۱۴۰۰/ ص ۱۹۹-۱۷۹

نقش بحران های مالی و چرخه عملیاتی بر رابطه نوسانات مورد انتظار بازده سهام بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی

محمدآقاخانی۱ و مریم معینیان۲

۱کارشناسی ارشد مدیریت فناوری اطلاعات، گرایش مدیریت دانش، دانشگاه مهر البرز، واحد تهران

۲ کارشناسی ارشد رشته حسابداری گروه حسابداری، دانشگاه غیر انتفاعی فضیلت، واحد سمنان

چکیده

هدف از انجام این پژوهش بررسی نقش بحران های مالی و چرخه عملیاتی بر رابطه نوسانات مورد انتظار بازده سهام بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی است. این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی بوده و با استفاده از رویکرد پس رویدادی است. در این پژوهش بر اساس رویکرد سرمایه گذاری مبتنی بر اختیار واقعی پیش بینی شد که بالا بودن نوسان پذیری بازده سهام باعث کاهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش خواهد شد. برای این منظور نمونه ای متشکل از ۸۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده و طی بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۸۹ لغایت پایان سال ۱۳۹۸ مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. نتایج به دست آمده حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که نوسانات مورد انتظار بازده سهام تاثیر معناداری بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی ندارد. همچنین از دیگر نتایج پژوهش این است که بحران مالی و چرخه عملیاتی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی ندارد. ولی بین حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش به نوسانات بازده سهام و حساسیت جزء بدهی اقلام تعهدی سرمایه در گردش به نوسانات بازده سهام تفاوت معناداری وجود دارد. در نتیجه تمام فرضیه های اول تا سوم پژوهش رد و فرضیه چهارم پژوهش تایید شد.

واژگان کلیدی: بحران های مالی، چرخه عملیاتی، نوسانات مورد انتظار بازده سهام، اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی.

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

مقدمه

سرمایه گذاران وجوه نقد خود را اساساً به خاطر دستیابی به وجوه نقد بیشتر و کسب سود بیشتر در سهام عادی واحدهای انتفاعی سرمایه گذاری می کنند. طبق تئوری نمایندگی دو گروه مالکین و مدیران در مقابل هم قرار دارند. با در نظر گرفتن عدم تقارن اطلاعات موجود بین مدیران یک شرکت و افراد ذینفع در فعالیت‌های شرکت، فرآیند سرمایه‌گذاری در شرکت مبتنی بر اعتماد است. ولی مدیران برای افزایش ثروت خود از اختیار خود در انتخاب روش‌های حسابداری استفاده می‌کنند (دیچاو و جی[1]، ۲۰۰۶). در این شرایط است که انتخاب های اختیاری مدیران برای سرمایه گذاران با اهمیت خواهد شد؛ چرا که سود گزارش شده‌ی شرکت‌ها به عنوان یکی از معیارهای مهم تصمیم‌گیری و از مهم‌ترین معیارهای ارزیابی عملکرد و تعیین ارزش بنگاه اقتصادی تلقی می‌شود، که همواره مورد استفاده‌ی طیف وسیعی از استفاده‌کنندگان نظیر سهامداران، سرمایه‌گذاران، کارگزاران بورس و ... قرار می‌گیرد.

اصول پذیرفته شده‌ی حسابداری اجازه می‌دهد بسیاری از معاملات با یک یا چند روش مختلف ثبت شود. به عنوان مثال، از بین روش‌های ارزیابی موجودی‌ها، روش‌های محاسبه‌ی استهلاک دارایی‌های ثابت و یا روش‌های شناسایی سود برای قراردادهای بلندمدت می‌توان یکی از آن‌ها را انتخاب کرد و بعدها دوباره آن را تغییر داد. فعالیت‌هایی نظیر زمان‌بندی ثبت فروش، کاهش ارزش موجودی‌ها و تجهیزات، تعمیر و پیاده‌سازی تجهیزات و مواردی از این دست، به اختیار مدیریت انجام می‌شود (حبیب[2]، ۲۰۰۴). انتخاب های اختیاری مدیریت در ادبیات مالی از دو جنبه مورد توجه قرار گرفته است: ۱- مدیریت سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی و ۲- مدیریت سود از طریق دستکاری اقلام تعهدی (الاداب و همکاران[3]، ۲۰۱۲). پس درک اقلام تعهدی برای استفاده کنندگان صورت های مالی از اهمیت بالایی برخوردار است، چرا که استفاده کنندگان باید مرز خوب و بد دستکاری سود توسط مدیریت با استفاده اقلام تعهدی سرمایه در گردش را بدانند.

در این راستا سرمایه گذاران بدلیل نگرانی های ناشی از استفاده اقلام تعهدی توسط مدیران و رسوایی های مالی که در بیشتر شرکت های جهان نظیر انرون و ورلدکام، پارمالات و اهلد اتفاق افتاده، اعتماد سرمایه گذاران به سیستم های گزارشگری مالی ضعیف شده و کیفیت گزارشگری مالی به عنوان یک عامل مهم در تعیین اعتبار و قابلیت اعتماد ارقام گزارش شده مطرح شده است. در این راستا محققان حسابداری به دنبال افزایش کیفیت گزارشگری مالی به عنوان ابزاری برای ادای مسئولیت پاسخگویی بوده اند. از این رو اخیرا سلمان اریف و همکاران (۲۰۱۶) جهت کنترل اقلام تعهدی سرمایه در گردش به بررسی متغیرهای اثر گذار بر این اقلام پرداخته اند، چرا که اهمیت درک اقلام تعهدی برای سرمایه گذاران بسیار حساس است.

یکی از عامل اثر گذار بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش، نوسانات مورد انتظار بازده سهام می باشد. ارتباط و همبستگی بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش توسط محققان زیادی نظیر وی و ژانگ [4](۲۰۰۶) و موزلی و همکاران[5] (۲۰۱۲) و اخیرا توسط سلمان اریف و همکاران (۲۰۱۶) مورد توجه قرار گرفته است. این تحقیقات نشان دهنده ارتباط معکوس بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش می باشد و نشان می دهند که گزارشات مالی یک منبع اساسی در ارزشیابی اوراق بهادار شرکت هاست. تحقیقات دیگری نظیر ژو و مالکیل[6](۲۰۰۳) نشان داد که نوسان پذیری بازده سهام، نیز یکی از موضوع های بحث برانگیز مالی است که منجر به کاهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش می شود. دلیل گرایش به ارتباط بین نوسان پذیری قیمت سهام و به تبع آن بازده سهام شرکت ها تأثیر آن بر عملکرد مالی شرکت ها و همچنین کل

[1] Dechow and Ge
[2] Habib
[3] Alhadab et al
[4] Wei & Zhang
[5] Mouselli et al
[6] Xu & Malkiel

اقتصاد بر می گردد. از طرف دیگر، سودمندی مطالعه نوسان پذیری بازده سهام از طرف سرمایه گذاران از این جهت است که آنها نوسان پذیری بازده سهام را به عنوان معیاری از ریسک در نظر می گیرند و همچنین خطی مشی گذاران بازار سرمایه می توانند از این معیار به عنوان ابزاری برای اندازه گیری میزان آسیب پذیری بازار سهام استفاده نماید(سلمان اریف و همکاران، ۲۰۱۶). پس انتظار می رود که نوسانات مورد انتظار بازده سهام تاثیر منفی و معناداری بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی بگذارد.

دیگر عامل اثر گذار بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش، بحران مالی می باشد. شرکت‌ها برای ادامه فعالیت خود به منابع کافی نیاز دارند که از جمله آن وجه نقد کافی برای پرداخت به اعتبار دهندگان و سرمایه گذاران است. اگر شرکت در کسب منابع برای رفع نیاز هایش توانایی کافی نداشته باشد، دچار درماندگی مالی و بحران مالی می‌شود. شرکت‌ها در مواجهه با درماندگی مالی، سود حسابداری را به عنوان یکی از اقلام ارزیابی عملکرد، دستکاری می‌نمایند و این امر بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی اثر می گذارد. در این شرایط، مدیریت با دستکاری حساب ها به مدیریت سود اقدام می‌نماید که هدف آن، دادن اطلاعات و اخبار خوب به بازار سرمایه است تا بدین وسیله از کاهش نوسانات مورد انتظار بازده سهام جلوگیری نماید. در صورت دستکاری حساب ها، فلسفه وجودی صورت‌های مالی خدشه دار می‌شود و قابلیت اتکای آنها از بین می رود انتظار می رود که بحران مالی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی بگذارد(سلمان اریف و همکاران،۲۰۱۶).

سومین عامل اثر گذار بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش، چرخه عملیاتی می باشد. تحقیقات گذشته دیچاو و جی (۲۰۰۶) و وی و ژانگ (۲۰۰۶) حاکی از آن می‌باشند که چرخه‌های عملیاتی طولانی‌تر، منجر به کاهش ثبات در اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی می شوند و همچنین موزلی و دیگران (۲۰۱۲) حاکی از آن است که افزایش چرخه عملیاتی در شرکت ها منجر به ثبات رابطه منفی اقلام تعهدی سرمایه در گردش و نوسانات مورد انتظار بازده سهام می شود. از این رو انتظار می رود که چرخه عملیاتی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی دارد.

حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش و جزء بدهی سرمایه در گردش یکی از مباحثی است که در سال های اخیر مورد توجه محققان بازار سرمایه قرار نگرفته است. از این رو در مطالعه حاضر به بررسی تطبیقی این دو متغیر پرداخته خواهد شد و به نظر می رسد که در بازار های نوظهور حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش و جزء بدهی سرمایه در گردش بر نوسانات قیمت و در نهایت بازده سهام اثر بگذارد. پس انتظار می رود حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش به نوسانات بازده سهام نسبت به جزء بدهی سرمایه در گردش بیشتر است(سلمان اریف و همکاران،۲۰۱۶).

با توجه به توضیحات فوق می توان مساله اساسی پژوهش را به این صورت بیان کرد که آیا نوسانات مورد انتظار بازده سهام بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی اثر منفی دارد یا خیر. همچنین در دیگر اهداف مطالعه حاضر به بررسی این سوال پرداخته می شود که آیا بحران های مالی و چرخه عملیاتی بر رابطه نوسانات مورد انتظار بازده سهام بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی اثر معناداری دارد یا خیر.

میانی نظری و پیشینه پژوهش

چرخه عملیات از پرداخت وجه نقد برای خرید مواد یا کالا شروع و به وصول وجه نقد حاصل از فروش ختم میشود. چیزی که چرخه عملیات توصیف میکند این است که چگونه یک محصول در حساب های مختلف دارایی های جاری حرکت می کند؛ محصول در حساب موجودی کالا بوجود می آید. سپس وقتی بفروش می رسد، تبدیل به حسابهای دریافتنی می شود، و در نهایت هنگامی که وجه فروش آن دریافت می شود به نقد تبدیل می شود و مرحله به مرحله دارایی به وجه نقد بیشتر نزدیک می شود. این چرخه به دو قسمت تقسیم می شود. قسمت اول، دوره تحصیل دارایی تا دوره فروش آن که "دوره فروش موجودی کالا" نامیده می شود و قسمت دوم، دوره فروش موجودی کالا تا زمان دریافت مابه ازای فروش که "دوره وصول حساب دریافتنی" نامیده می شود. بنابراین دوره وصول حسابهای دریافتنی و دوره گردش موجودی کالا برابر با چرخه عملیات است. از آنجایی که چرخه

های عملیاتی در بنگاه های اقتصادی مدت زمانی است که طول می کشد مبلغ وجه نقد سرمایه گذاری شده در فعالیت های اصلی فروش یا ارائه خدمات مجدداً به شرکت بازگردد، طبیعی به نظر می رسد هرچه مدت زمان بازگشت پول سرمایه گذاری شده طولانی تر شود. دریافت مجدد آن با خطر (ریسک عملیاتی) بیشتری مواجه می شود از این منظر می توان مدت "چرخه های عملیاتی "را که حاصل جمع "دوره وصول مطالبات "و "دوره گردش کالا " است به عنوان یک متغیر متمایز کننده برای شناسایی ریسک عملیاتی در نظر گرفت. از طرف دیگر مفهوم اقلام تعهدی در واقع بر مبنای انجام عملیات از طریق ایجاد اقلام تعهدی بطور اختیاری و یا غیر اختیاری القا می شود هرچه میزان اقلام تعهدی در اطلاعات حسابداری شرکت ها بیشتر باشد، ریسک عملیاتی شرکت بیشتر خواهد بود. بدین ترتیب متغیر متمایز کننده دیگری از منبع از ریسک عملیاتی می باشد (اقلام تعهدی) معرفی می گردد. طبق نظریه چرخه عملیاتی، شرکت ها در مراحل مختلف چرخه عملیاتی از نظر مالی و اقتصادی دارای رفتارهای خاصی هستند؛ بدین معنی که ویژگیهای مالی و اقتصادی واحد تجاری تحت تاثیر مرحله ای از چرخه عملیاتی است که واحد تجاری در آن قرار دارد (آنتونی و رامش[7]،۱۹۹۲). چرخه عملیاتی نشان دهنده چرخه عملیاتی کوتاه مدت در شرکت های انتخابی است و بیشتر اقلام تعهدی مربوط به سرمایه در گردش، حداکثر در یک سال تسویه می شوند(نوروش و همکاران، ۱۳۸۵). تحقیقات گذشته نظیر دچاو (۱۹۹۴) و کویین هاو (۲۰۰۹) حاکی از آن می‌باشند که چرخه‌های عملیاتی طولانی‌تر، منجر به کاهش ثبات اقلام تعهدی می‌شوند و همچنین نتیجه پژوهش اسلوان (۱۹۹۶) حاکی از آن است که جزء نقدی سود توانایی بیشتری برای توضیح سودهای آتی شرکت دارد و بنابراین از اقلام تعهدی سود پایدارتر است. ولی نتایج پژوهش وثوقی (۱۳۹) نشان داد که نتایج نشان می‌دهد که در ایران بین طول چرخه عملیاتی و پایداری اقلام تعهدی رابطه معناداری وجود ندارد و نمی‌توان این ادعا را تایید کرد که شرکت‌های با چرخه عملیاتی بلندتر دارای اقلام تعهدی کم‌ثبات‌تری هستند و همچنین نتایج این تحقیق حاکی از آن است که اجزای تعهدی سود ثبات کمتری نسبت به اجزای نقدی آن دارند، بنابراین اجزای نقدی سود توانایی بیشتری برای پیش‌بینی سودهای آتی دارند و سودی پایدارتر است که اجزای نقدی آن بیشتر باشد.

پیشینه پژوهش

چنگ و توماس (۲۰۱۷) به بیان این موضوع پرداخت که چگونه ارقام تعهدی بر نوسانات بازده سهام تاثیرمستقیم و معناداری دارد. برای این منظور به بررسی ویژگی و متغیرهای بازده سهام در سازمان های بانکی اروپایی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد؛ سازمان های بانکی که بیشترین سرمایه گذاری را دارد و سرمایه در گردش بالاتری دارد دارایی آن افزایش می یابد. در نهایت به این نتیجه رسیدند که اقلام غیر متقربه با سود رابطه عکس دارد.

لو و نیسیم (۲۰۱۷) در مطالعه ای با عنوان " بررسی تاثیر اقلام تعهدی بر بازده مورد انتظار سهام" پرداختند. هدف آنها از این مطالعه بررسی رابطه چرخه عملیاتی با بازده مورد انتظار سهام و اقلام تعهدی می باشد. انها به این نتیجه رسیدند که چرخه عملیاتی تاثیر معناداری با اقلام تعهدی و بازده مورد انتظار ندارد. و همچنین حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش به نوسانات بازده سهام نسبت به جزء بدهی سرمایه در گردش بیشتر است.

لی[8] و همکارانش (۲۰۱۶) در مقاله ی خود با عنوان " اقلام تعهدی، سرمایه گذاری و بازده مورد انتظار" پرداختند. آنها به بررسی اقلام تعهدی و حساسیت جز دارایی اقلام تعهدی پرداختند. او به این نتیجه رسید که حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش به نوسانات بازده سهام نسبت به جزء بدهی سرمایه در گردش کمتر است.

سلمان اریف و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهش خود تحت عنوان بررسی رابطه بین تغییرات اقلام تعهدی غیر عادی و نوسانات بازده سهام به بررسی متغیر های فوق پرداختند. نتایج و یافته‌های حاصل از پژوهش آنها نشان داد که بین تغییرات اقلام تعهدی غیر

7 Anthony, J., Ramesh, K.,
8 Lie

عادی و نوسانات بازده سهام هر شرکت رابطه مستقیمی وجود دارد. به عبارت دیگر زمانی که اقلام تعهدی غیرعادی دچار تغییر شود بازده سهام هر شرکت نیز دچار نوسان می شود.

فاماو فرنچ[9] (۲۰۱۶) در پژوهش خود تحت عنوان بررسی تاثیر بازده مورد انتظار با اقلام تعهدی غیر عادی به بررسی نوسانات مورد انتظار بازده سهام پرداختند. نتایج و یافته‌های حاصل از پژوهش آنها نشان داد که نوسانات بازده مورد انتظار سهام با اقلام تعهدی تاثیر منفی دارد. در نهایت می توان گفت با افزایش یا کاهش بازده مورد انتظار سهام اقلام تعهدی کاهش یا افزایش می یابد. به عبارتی تاثیر عکس بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد.

راجکوپال و ونکاتاچالام[10] (۲۰۱۱) در پژوهشی تحت عنوان کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده غیر متعارف، یک دوره زمانی ۴۰ ساله را مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه رسیده اند که پایین آمدن کیفیت گزارشگری مالی با افزایش نوسان بازده غیر متعارف در ارتباط است.

چن و دیگران[11] (۲۰۱۰) در پژوهشی تحت عنوان نوسان بازده غیر متعارف و کیفیت اطلاعات ، به بررسی نوسان بازده ، اعمال نظرهای مدیریتی غیر متعارف بین سالهای ۱۹۷۸ تا سال ۲۰۰۹ پرداخته اند و چنین نتیجه گرفته اند که این نوسان در اثر نوسان اقلام تعهدی اختیاری و همبستگی موجود بین سود قبل از اعمال نظرهای مدیریتی و اقلام تعهدی اختیاری که منعکس کننده کیفیت اطلاعات منتشر شده توسط شرکتها می باشد، ایجاد شده است.

حسینی (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه ارقام تعهدی با افزایش بازده مورد انتظار سهام در شرکت های بورس اوراق بهادار اصفهان در بین سال های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ با هدف بررسی رابطه بحران مالی شرکت ها و چرخه عملیاتی با اقلام تعهدی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که بحران مالی تاثیر معناداری بر رابطه بین افزایش سهام و اقلام تعهدی ندارد. اما اقلام غیر متقربه در مدل سرمایه گذاری بر اقلام تعهدی غیر عادی با مدیریت سود رابطه معناداری دارد. همچنین به این نتیجه رسیدند؛که نوسانات مورد انتظار بازده سهام تاثیر منفی و معناداری بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی ندارد؛ چرخه عملیاتی بر رابطه بازده مورد انتظار و اقلام تعهدی تاثیر مستقیم و مثبتی دارد یعنی هرچه خرخه عملیاتی شرکت ها با لاتر باشد رابطه بین بازده مورد انتظار و اقلام تعهدی قوی تر می باشد.

افلاطونی (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و پایداری سود با سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام به بررسی رابطه بین کیفیت سود حسابداری پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که هرچه کیفیت اقلام تعهدی بیشتر و میزان پایداری سود حسابداری بالاتر باشد، اطلاعات با سرعت بیشتری در قیمت های سهام انعکاس می یابد. همچنین، نتایج بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین عامل های ریسک سرعت انعکاس اطلاعات حسابداری و غیرحسابداری با صرف ریسک بود. این موضوع بدان معناست که با کاهش کیفیت سود، سرعت انعکاس اطلاعات در قیمتهای سهام کاهش یافته و بازده مطالبه شده توسط سهامداران افزایش پیدا میکند.

زارعی سودانی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهش خود تحت عنوان بررسی رابطه بین تغییرات اقلام تعهدی غیر عادی و نوسانات بازده سهام به بررسی متغیر های فوق پرداختند. آنها برای انتخاب نمونه آماری با استفاده از روش حذف سیستماتیک ، نمونه ای شامل ۶۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۷ ساله (۱۳۸۲-۱۳۸۸) انتخاب و بررسی کردند. برای تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه های پژوهش از روش رگرسیون با داده های ترکیبی استفاده نمودند. نتایج و یافته‌های حاصل از پژوهش آنها نشان داد که بین تغییرات اقلام تعهدی غیر عادی و نوسانات بازده سهام هر شرکت رابطه مستقیمی وجود دارد. به عبارت دیگر زمانی که اقلام تعهدی غیرعادی دچار تغییر شود بازده سهام هر شرکت نیز دچار نوسان می شود.

9 Fama, E. & French, K
10 Rajgopal, S., M. Venkatachalam
11 Chen, C., Huang, A.G., Jha, R

نمازی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی با عنوان رابطه کیفیت سود با تاکید بر اقلام تعهدی و بازده (عادی و غیر عادی) سهام شرکت های ایرانی با هدف بررسی رابطه بازده مورد انتظار با ابعاد تعهدی در مدل سرمایه گذاری (اقلام تعهدی غیر مترقبه) بین سال های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ در شرکت های صنعتی در اصفهان پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که با افزایش اقلام تعهدی غیر مترقبه سود شرکت کاهش می یابد و در نتیجه مدیریت سود کاهش می یابد.

دستگیر و غنی زاده (۱۳۹۲) در تحقیق خود به بررسی تاثیر کیفیت اقلام تعهدی بر میزان سرمایه گذاری های بلندمدت شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در ۱۲۳ شرکت پرداختند . نتایج تحقیق حاکی از آن است که بین اقلام تعهدی و سرمایه گذاری های بلند مدت رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد ؛ اما بین کیفیت سود و سرمایه گذاری های بلندمدت رابطه منفی ولی غیر معنی داری وجود دارد . و با افزایش اقلام تعهدی (یا کاهش کیفیت سود) ، سرمایه گذاری های بلندمدت شرکت های مذکور افزایش یافته است.

قائمی و دیگران (۱۳۸۷) در پژوهش خود با عنوان کیفیت سود ونوسانات بازده سهام شرکت ها، رابطه بین کیفیت سود از طریق اقلام تعهدی و اجزای تشکیل دهنده آن با بازده عادی و غیرعادی سهام را مورد مطالعه قرار داه اند. نتایج این پژوهش نشان می دهد نوسانات بازده سهام شرکتها، تحت تأثیر میزان اقلام تعهدی و اجزای مربوط به آن قرار می گیرد .به عبارت دیگر بین بازده شرکتهایی که اقلام تعهدی آنها به کمترین و بیشترین میزان گزارش می شود، اختلاف معنی داری وجود دارد.

روش پژوهش

با توجه به تحقیق‌های پیشین و مبانی نظری، فرضیه‌های تحقیق به شرح زیر برای پاسخ به سوالات تحقیق به‌صورت پنج فرضیه تدوین شدند:

۱.نوسانات مورد انتظار بازده سهام تاثیر منفی و معناداری بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی دارد.

۲.بحران مالی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی دارد.

۳.چرخه عملیاتی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی دارد.

۴.حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش به نوسانات بازده سهام نسبت به جزء بدهی سرمایه در گردش بیشتر است.

جامعه و نمونه آماری تحقیق

جامعه‌ی آماری تحقیق حاضر، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا پایان سال ۱۳۹۸ بوده است. در تحقیق حاضر، برای تعیین نمونه‌ی آماری، از رابطه یا مدل خاصی جهت برآورد حجم نمونه و نمونه گیری استفاده نشده است بلکه، از روش حذفی سیستماتیک که در اغلب تحقیق‌های حسابداری و مدیریت مالی مرسوم است استفاده می‌شود. در این روش، محدودیت‌ها و شرایط زیر توسط پژوهشگر اعمال شده است تا به نمونه‌ی مطلوب تحقیق دست پیدا شود:

۱- به منظور قابلیت مقایسه داشتن داده‌ها و متغیرها، شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ یا ۳۰ اسفند ماه نیست حذف شده‌اند.

۲- بانک‌ها و موسسات مالی و شرکت‌های سرمایه گذاری مالی به دلیل ماهیت متفاوت فعالیت آن‌ها از سایر واحدهای تجاری حذف شده‌اند.

۳- شرکت‌هایی که در طول دوره مورد بررسی همه‌ی داده‌های لازم برای محاسبه‌ی متغیرها را نداشته‌اند حذف شدند.

۴- شرکت‌ها باید قبل از سال ۱۳۸۹، در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و در طی دوره‌ی زمانی تحقیق تغییر سال مالی نداده باشند. دلیل این امر آن است که تعداد نمونه‌ی آماری در سال‌های مورد بررسی، برابر باشد.

با بررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و اعمال شرایط و محدودیت های فوق تعداد ۸۱ شرکت جهت برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش انتخاب شده‌اند.

متغیــرها و مدل‌های تحقیق

نحوه‌ی اندازه‌گیری هر یک از متغیرهای تحقیق و مدل آزمون فرضیه‌ها به شرح زیر است:

متغیر وابسته پژوهش

اقلام تعهدی سرمایه در گردش (Working Capital Accruals) : اقلام تعهدی سرمایه در گردش از طریق تغییر در دارایی های جاری غیر نقدی منهای بدهی های جاری بین سال t و سال t-1 تقسیم بر میانگین کل دارایی ها.

بخش دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش (Working Capital Asset Accruals) : بخش دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش از طریق تغییر در دارایی های جاری غیر نقدی سال t و سال t-1 تقسیم بر میانگین کل دارایی ها.

بخش بدهی سرمایه در گردش (WorkingCapital Liability Accruals) : بخش بدهی سرمایه در گردش از طریق تغییر در بدهی های جاری بین سال t و سال t-1 تقسیم بر میانگین کل دارایی ها.

متغیرهای مستقل

نوسانات مورد انتظار بازده سهام (Expected Volatility) : برای اندازه گیری نوسانات مورد انتظار بازده سهام از انحراف معیار مشروط تحت عنوان مدل گارچ[12] استفاده می شود. به این صورت که با استفاده از بازده های روزانه شرکت در طی سال مالی یک سری زمانی از داده های بازده روزانه تشکیل شده و با استفاده از مدل گارچ نوسانات مورد انتظار بازده سهام تخمین زده می شود.

بحران مالی (Distress) : این متغیر با استفاده از شاخص Z آلتمن به پیروی از پژوهش سلمان اریف و همکاران (۲۰۱۶) اندازه گیری می شود. نحوه سنجش این متغیر به شرح زیر می باشد:

رابطه (۲)

$$ZSCORE = 1.2(Working\ capital/Total\ assets) + 1.4(Retained\ earnings/Total\ assets) + 3.3(Earnings\ before\ interest\ and\ taxes/Total\ assets) + 0.6(Market\ value\ of\ equity/Book\ value\ of\ total\ liabilities) + 0.999(Sales/Total\ assets).$$

که در آن:

ZSCORE : بحران مالی

Working capital : سرمایه درگردش

Total assets : جمع کل دارایی‌ها

Retained earnings : سود انباشته

Earnings before interest and taxes : سود قبل از بهره و مالیات

Market value of equity : ارزش بازار حقوق صاحبان سهام

Book value of total liabilities :ارزش دفتری جمع بدهی ها

Sales : فروش

چرخه عملیاتی (OpCycle) : چرخهٔ عملیاتی واحد تجاری از متوسط حساب های دریافتنی تقسیم بر (فروش/۳۶۰)، به علاوه متوسط موجودی کالا تقسیم بر (بهای تمام شده کالای فروش رفته/۳۶۰).

[12] GARCH Model

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

متغیرهای کنترلی

مطابق با پژوهش سلمان ارف و همکاران (۲۰۱۶) متغیرهای اثر گذار بر رابطه اقلام تعهدی و نوسانات مورد انتظار سهام به شرح زیر می باشد:

لگاریتم ارزش بازار دارایی ها(Log(MV Assets) : این متغیر با استفاده از لگاریتم ارزش بازار جمع دارایی ها در پایان دوره مالی بدست می آید.

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام(Market-to-Book Equity) : این متغیر با استفاده از نسبت ارزش بازار سهام تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بدست می آید.

جریان نقد عملیاتی(Cash Flow from Operations) : این متغیر از صورت جریان وجوه نقد عملیاتی استخراج می شود.

بازده (Returns) : بازده سهام با استفاده از نرم افزار ره آورد نوین استخراج می شود. فرمولی که برای بازده سهام در ره آورد نوین تعریف شده است، به شرح رابطه زیر می باشد:

رابطه (۴)

$$R_{i,t} = \frac{(1+\alpha)P_{i,t} - P_{i,t-1} - \alpha(1000) + (1+\alpha)D_{i,t}}{P_{i,t-1} + \alpha(1000)}$$

در این رابطه:

$R_{i,t}$: بازده واقعی سهام شرکت i در دوره t

$P_{i,t}$: قیمت سهام شرکت i در انتهای دوره

$P_{i,t-1}$: قیمت سهام شرکت i درابتدای دوره

$D_{i,t}$: منافع مالکیت سهم شرکت i در دوره t (سود نقدی هر سهم)

α: درصد سهام جایزه شرکت

(مبلغ اسمی هر سهم در ایران ۱۰۰۰ ریال است)

اهرم مالی(Leverage) : این متغیر از نسبت بدهی ها به جمع دارایی ها بدست می آید.

شاخص سالانه رکود اقتصادی(Recession Indicatori) : رکود اقتصادی به صورت سالانه از بانک مرکزی جمهوری اسلامی استخراج می گردد و در پژوهش حاضر یک متغیر مجازی است که اگر کشور در یک سال بخصوص دارای رکود اقتصادی باشد به آن عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر تعلق می گیرد.

انتشار سهام(Default Spreadi) : چنان چه شرکت طی دوره افزایش سرمایه داده باشد عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر به آن تعلق می گیرد.

نرخ بهره (Interest Ratei) : نرخ بهره مصوب بانک مرکزی برای فاصله زمانی دوره پژوهش است.

مدل های پژوهش

مدل آزمون فرضیه اول:

رابطه (۵)

$$WorkingCapitalAccruals_{it+1} = \alpha + \beta 1 ExpectedVolatility_{it} + \beta 2 Log(MVAssets)_{it} + \beta 3 Market - to - BookEquity_{it} + \beta 4 Leverage_{it} + \beta 5 Cash\ Flow\ from\ Operations_{it} + \beta 6 Returns_{it+1} + \beta 7 Recession\ Indicator_{it+1} + \beta 8 Interest\ Rate_{it+1} + \varepsilon_{it}$$

مدل آزمون فرضیه دوم:

رابطه (۶)

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

$$WorkingCapitalAccrualsit + 1 = \alpha + \beta 1ExpectedVolatility_{it} + \beta 2ExpectedVolatility_{it} * Distressit + \beta 3Distressit + \beta 4Log(MVAssets)_{it} + \beta 5Market_to_BookEquityit + \beta 6Leverageit + \beta 7CashFlowfromOperationsit + \beta 8Returnsit + 1 + \beta 9Recession\ Indicatorit + 1 + \beta 10Interest\ Rateit + 1 + \varepsilon_{it}$$

مدل آزمون فرضیه سوم:

رابطه (۷)

$$WorkingCapitalAccrualsit + 1 = \alpha + \beta 1ExpectedVolatilityit + \beta 2ExpectedVolatilityit * OpCycleit + \beta 3OpCycleit + \beta 4Log(MVAssets)it + \beta 5Market_to_BookEquityit + \beta 6Leverageit + \beta 7CashFlowfromOperationsit + \beta 8Returnsit + 1 + \beta 9Recession\ Indicatorit + 1 + \beta 10Interest\ Rateit + 1 + \varepsilon_{it}$$

مدل های آزمون فرضیه چهارم:

رابطه (۸)

$$WorkingCapitalAssetAccruals_{it+1} = \alpha + \beta 1ExpectedVolatility_{it} + \beta 2Log(MVAssets)_{it} + \beta 3Market - to - BookEquity_{it} + \beta 4Leverage_{it} + \beta 5Cash\ Flow\ from\ Operations_{it} + \beta 6Returns_{it+1} + \beta 7Recession\ Indicator_{it+1} + \beta 8Interest\ Rate_{it+1} + \varepsilon_{it}$$

رابطه (۹)

$$WorkingCapitalLiabilityAccruals_{it+1} = \alpha + \beta 1ExpectedVolatility_{it} + \beta 2Log(MVAssets)_{it} + \beta 3Market - to - BookEquity_{it} + \beta 4Leverage_{it} + \beta 5Cash\ Flow\ from\ Operations_{it} + \beta 6Returns_{it+1} + \beta 7Recession\ Indicator_{it+1} + \beta 8Interest\ Rate_{it+1} + \varepsilon_{it}$$

تجزیه و تحلیل داده‌ها

آمار توصیفی

جدول شماره (۱) آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی را برای ۱۵۰ شرکت عضو نمونه آماری در بورس برای دوره شش(۶) ساله نشان می‌دهد.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای مدل پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار
اقلام تعهدی سرمایه در گردش	۰,۰۲۱	۰,۰۲	۰,۷۸	-۱,۱۵	۰,۱۴۲
بخش دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش	۰,۰۹۹۵	۰,۰۹	۱,۳۶	-۱,۳۶	۰,۱۷
بخش بدهی سرمایه در گردش	۰,۰۷۸	۰,۰۷	۱,۰۵	-۰,۸۷	۰,۱۶
نوسانات مورد انتظار بازده سهام	۰,۳۰۴	۰,۵۴۰	۳,۳۱	-۳,۳۴	۰,۹۹۲

بحران مالی	۳,۶۲۵	۲,۵۹	۱۱۰,۲۱	-۰,۱۶	۶,۳۸۵
چرخه عملیاتی	۵۵۳,۹	۳۳۲,۱	۱۹۶۹۹,۱۹	۳۳,۴۲	۱۶۵۰,۴
لگاریتم ارزش بازار سهام (ارزش روز)	۲۷,۴۲	۲۷,۴	۳۲,۲۷	۲۳,۱۱	۱,۵۲
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	۲,۶۴	۲,۱۷	۲۹,۴۹	۰,۲۳	۲,۱۴
جریان نقد عملیاتی	۰,۱۲۳	۰,۱۱	۰,۶۸	-۰,۳۴	۰,۱۳۳
بازده	۰,۵۲۹	۰,۱۶	۸,۵۹	-۰,۶۴	۱,۰۹۳
اهرم مالی	۰,۵۸۴	۰,۶۱	۰,۹۹	۰,۰۱	۰,۱۸۶
انتشار سهام	۰,۲۲۳۳۳۳	۰,۰۰۰۰۰۰	۱,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۴۱۶۷۱۲
نرخ بهره	۰,۱۶۴۰۰۰	۰,۱۷۰۰۰۰	۰,۲۲۰۰۰۰	۰,۱۳۰۰۰۰	۰,۰۲۹۲۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

از بین شاخص‌های مرکزی بیان‌شده میانگین مهم‌ترین آن‌ها محسوب می‌شود که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است. میانگین شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. برای مثال میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش برابر با ۰,۰۲۱ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر در حول این نقطه تمرکزیافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که در جدول (۴-۱) مشاهده می‌شود میانه متغیر بخش دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش برابر با ۰,۰۹ است که نشان می‌دهد نیمی از داده‌های این متغیر کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار می‌باشد. بیشینه و کمینه از دیگر شاخص های مرکزی است. به عنوان نمونه بیشینه بحران مالی برابر است با ۱۱۰/۲۱ که این مقدار مربوط به شرکت دارو سبحان در سال ۱۳۹۲ می باشد. همچنین بیشینه چرخه عملیاتی برابر است با ۱۹۶۹۹/۱۹ که این مقدار مربوط به شرکت دارو سبحان در سال ۱۳۹۴ می باشد. بیشینه لگاریتم ارزش بازار سهام برابر است با ۳۲/۲۷ که این مقدار مربوط به شرکت گل گهر در سال ۱۳۹۲ می باشد. بیشینه بازده سهام برابر است با ۸/۵۹ که این مقدار مربوط به شرکت لبنیات کالبر در سال ۱۳۹۲ می باشد. همچنین بیشینه نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام برابر است با ۲۹/۴۹ که این مقدار مربوط به شرکت آلومتک در سال ۱۳۹۲ می باشد. کمینه دیگر شاخص پراکندگی است. به عنوان با توجه به اینکه نرخ بهره در دوره زمانی بین ۱۳٪ تا ۲۲٪ متغیر بوده است، پس بنابراین کمینه نرخ بهره برابر با ۰/۱۳ بوده که این درصد مربوط به سال ۱۳۹۰ است. همچنین بیشینه این متغیر مربوط به سال ۱۳۹۳ می باشد. همچنین انحراف معیار متغیر ها برابر با صفر نمی باشد.

مفروضات رگرسیونی

در این بخش نخست به بررسی مفروضات رگرسیونی پرداخته می شود.

عدم خود همبستگی

در پژوهش حاضر از آزمون دوربین- واتسون برای تشخیص وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی استفاده شده است. با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برای مدل اول پژوهش برابر با ۲,۳۶ ، مدل دوم پژوهش ۲,۳۷ ، مدل سوم پژوهش ۲,۳۶، مدل چهارم پژوهش (۱) ۲,۱۲ و مدل چهارم (۲) پژوهش ۲,۳۰ می باشد، مشخص شد که مدل های فوق دارای عدم خود همبستگی می باشد.

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

جدول (۲): آماره دوربین-واتسون

مدل رگرسیونی	حدود عدم خودهمبستگی	آماره دوربین واتسون
مدل اول آزمون فرضیه	۱/۵ <DW< ۲/۵	**۲,۳۶۷۲۷۷**
مدل دوم آزمون فرضیه		**۲,۳۷۳۴۸۰**
مدل سوم آزمون فرضیه		**۲,۳۶۶۷۲۸**
مدل چهارم (۱) آزمون فرضیه		**۲,۱۲۴۴۹۸**
مدل چهارم (۲) آزمون فرضیه		**۲,۳۰۲۲۶۵**

منبع: یافته های پژوهش

ناهمسانی واریانس

یکی از موضوعات مهمّی که در اقتصاد سنجی به آن برخورد می‌شود، موضوع واریانس ناهمسانی است. واریانس ناهمسانی به این معناست که در تخمین مدل رگرسیون مقادیر جملات خطا دارای واریانس های نابرابر هستند. به منظور برآورد واریانس ناهمسانی در این تحقیق از آزمون وایت استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون به صورت نگاره (۳) بیان می‌شود.

جدول (۳): نتایج حاصل از ناهمسانی واریانس

مدل آزمون فرضیه	آماره وایت	P-value	نتیجه آزمون
مدل اول	۱,۱	۰,۳۵۶	عدم وجود ناهمسانی
مدل دوم	۱,۰۱	۰,۴۲۵	عدم وجود ناهمسانی
مدل سوم	۰,۹۱۲	۰,۵۲۱	عدم وجود ناهمسانی
مدل چهارم(۱)	۱,۵۶۹	۰,۱۲۹	عدم وجود ناهمسانی
مدل چهارم(۲)	۶,۱۳۵	۰,۰۰۰	وجود ناهمسانی

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون وایت در نگاره (۳)آورده شده است. نتایج نشان دهنده این است که آماره F مدل پژوهش در سطح خطای ۵ در صد برای تمامی مدل های اول، دوم ،سوم و چهارم (۱) پژوهش معنی دار نیستند. در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین داده‌های مدل در سطح خطای ۵ در صد تأیید می‌شود، همچنین آماره F مدل پژوهش در سطح خطای ۵ در صد برای مدل چهارم (۲) پژوهش معنی دار است. در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین داده‌های مدل در سطح خطای ۵ در صد رد می‌شود.در صورتی که نتایج آزمون وایت نشان از وجود ناهمسانی واریانس باقی مانده های مدل داشته باشد، به منظور رفع مشکل مزبور می بایست، مدل مورد نظر را به روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآورد نمود و در صورتی که نتایج آزمون نشان از عدم وجود ناهمسانی واریانس باقی مانده های مدل داشته باشد، می بایست مدل مورد نظر را به روش حداقل مربعات معمولی برآورد نمود. در مطالعه حاضر مدل های اول تا سوم و همچنین مدل جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش با استفاده از رویکرد حداقل مربعات معمولی و مدل جزء بدهی اقلام تعهدی سرمایه در گردش با استفاده از رویکرد حداقل مربعات تعمیم یافته برازش شده است.

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

انتخاب نوع داده ها

پس از آگاهی از اینکه در بین داده‌های مدل با عدم وجود ناهمسانی واریانس روبرو هستیم، برای برآورد مدل پژوهش به منظور انتخاب بین روش داده‌های تلفیقی یا تابلویی از آزمون F لیمر استفاده شده است، که در ادامه به شرح آن پرداخته می شود.

آزمون F لیمر

ابتدا لازم است آزمون‌های آماری لازم برای تبیین نوع داده‌ها انجام گیرد. نتایج آزمون F لیمر در جدول (۴-۹) برای تخمین مدل، روش به‌کارگیری داده‌ها تلفیقی یا تابلویی را نشان می دهد. مقدار احتمال مربوط به این آماره برای مدل اول تا سوم پژوهش بیشتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر آزمون مبنی بر تلفیقی بودن داده‌ها برای مدل پژوهش پذیرفته می‌شود و مقدار احتمال مربوط به این آماره برای مدل چهارم (۱) و چهارم (۲) پژوهش کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر آزمون مبنی بر تلفیقی بودن داده‌ها برای مدل پژوهش پذیرفته نمی‌شود.

جدول (۴): نتایج آزمون F لیمر

نوع آزمون	مدل آزمون فرضیه	آماره	احتمال آماره	نتیجه
F لیمر	مدل اول	۱,۱۲	۰,۱۷۵	روش تلفیقی
	مدل دوم	۱,۱۴۵	۰,۱۳۲	روش تلفیقی
	مدل سوم	۱,۱۱	۰,۱۹۳	روش تلفیقی
	مدل چهارم(۱)	۱,۵۳۸	۰,۰۰۰۲	روش تابلویی
	مدل چهارم(۲)	۱,۵۰۸	۰,۰۰۰۳	روش تابلویی

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون هاسمن

با توجه به آزمون F لیمر، لازم است آزمون هاسمن برای مدل چهارم (۱) و چهارم (۲) جهت تعیین نوع داده‌های تابلویی انجام گیرد. همان طور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود نتیجه آزمون هاسمن برای مدل چهارم (۱) پژوهش نشان می‌دهد که داده‌ها، تابلویی با اثرات تصادفی هستند. مقدار احتمال مربوط به این آماره از ۵ درصد بیشتر است، و نتیجه آزمون هاسمن برای مدل چهارم (۲) پژوهش نشان می‌دهد که داده‌ها، تابلویی با اثرات ثابت هستند. مقدار احتمال مربوط به این آماره های از ۵ درصد کمتر است، بنابراین مدل چهارم (۱) بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی و مدل چهارم (۲) بر اساس رویکرد داده های تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده می‌شود(پیوست شماره پنج رساله).

جدول (۵): نتایج آزمون هاسمن

نوع آزمون	مدل آزمون فرضیه	آماره	احتمال آماره	نتیجه
هاسمن	مدل چهارم(۱)	۰,۰۰۰	۰,۹۹	روش تابلویی با اثرات تصادفی
	مدل چهارم (۲)	۱۰۶,۷۶۹	۰,۰۰۰	روش تابلویی با اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

نتایج تخمین مدل های پژوهش

پس از انجام آزمون‌های آماری لازم، به منظور تعیین به‌کارگیری داده‌ها و اطمینان از صحت الگوی برازش شده، نتایج نهایی حاصل از تخمین مدل‌های پژوهش در ادامه ارائه می‌گردد.

نتایج تخمین مدل اول پژوهش

به منظور آزمون فرضیه اول، آزمون شده و نتایج حاصل از این آزمون با رویکرد روش تلفیقی و روش حداقل مربعات معمولی OLS به شرح جدول (۶) می باشد.

جدول (۶): نتایج مربوط به تخمین مدل اول پژوهش

$$+\beta 3 Market_to_BookEquity_{it} + + \beta_2 Log(MVAssets)_{it} \beta_1 ExpectedVolatility_{it+1} = \alpha + WorkingCapitalAccruals_{it}$$
$$\varepsilon_{it+1} + Interest\ Rate_{it\wedge} \beta_1 + Def\ ault\ Spread_{it+v} + \beta_{+1} + \beta_6 Returns_{it} \beta_5 Cash\ Flow\ from\ Operations_{it} \beta_4 Leverage_{it} +$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	p_Value
نوسانات مورد انتظار بازده سهام	EXPECTEDVOLATILITY	0.002128	0.008430	0.252430	0.8008
لگاریتم ارزش بازار دارایی ها	LOGMVASSETS	0.002906	0.003156	0.920806	0.3574
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	MARKETTOBOOKEQUITY	-0.003732	0.002205	-1.692911	0.0908
اهرم مالی	LEVERAGE	-0.236962	0.025439	-9.315015	0.0000
جریان نقد عملیاتی	CASHFLOWFROMOPERATIONS	-0.174675	0.034922	-5.001810	0.0000
بازده	RETURNS	0.024365	0.004759	5.119893	0.0000
انتشار سهام	DEFAULTSPREADI	0.021953	0.010716	2.048603	0.0408
نرخ بهره	INTERESTRATEI	-0.507817	0.165914	-3.060729	0.0023
ضریب ثابت	C	0.172472	0.088341	1.952332	0.0512
آمارهF :	۲۲,۴۶۱۱۵	معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰	ضریب تعیین	۰,۱۶
آزمون دوربین واتسون	۲,۳۶۷۲۷۷	تعداد مشاهدات	۹۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار F رگرسیون که نشان از توان توضیح دهندگی مدل است، برای این مدل احتمال آماره کمتر از ۰/۰۱ است، که می‌توان گفت در سطح اطمینان ۹۹ درصد این مدل معنادار بوده و دارای اعتبار است. همچنین ملاحظه مقدار آماره دوربین واتسون (۲/۳۶) نیز مؤید این مطلب است که بین اجزاء اخلال خودهمبستگی وجود ندارد، زیرا این مقدار در فاصله ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. همچنین فرضیه اول پژوهش به صورت زیر است:

فرض صفر: نوسانات مورد انتظار بازده سهام تاثیر منفی و معناداری بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی ندارد.

فرض مقابل: نوسانات مورد انتظار بازده سهام تاثیر منفی و معناداری بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی دارد.

همان‌گونه که نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد، مقدار p_Value برای نوسانات مورد انتظار بازده سهام (۰,۸۰۰۸) می باشد که از سطح خطای ۰,۰۵ بیشتر است بنابراین فرضیه H_0 پذیرفته شده و می‌توان نتیجه گرفت که نوسانات مورد انتظار بازده سهام تاثیر منفی و معناداری بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی ندارد.

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

نتایج تخمین مدل دوم پژوهش

به منظور آزمون فرضیه دوم، آزمون شده و نتایج حاصل از این آزمون با رویکرد روش تلفیقی و روش حداقل مربعات معمولی OLS به شرح جدول (۷) می باشد.

جدول (۷): نتایج مربوط به تخمین مدل دوم پژوهش

$$++\beta_2 ExpectedVolatility_{it}*Distress_{it}+\beta_3 Distress_{it}+\beta_1 ExpectedVolatility_{it+1}=\alpha WorkingCapitalAccruals_{it}$$
$$_1\varepsilon_{it+}+\beta_7 CashFlowfromOperations_{it}+\beta_6 Leverage_{it}+\beta_5 Market_to_Book\ \ Equity_{it}+\beta_4 Log(MVAssets)_{it}$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	p_Value
نوسانات مورد انتظار بازده سهام	EXPECTEDVOLATILITY	0.015641	0.011574	1.351415	0.1769
اثر تعاملی نوسانات بازده مورد انتظار سهام با بحران مالی	EXPECTEDVOLATILITY*DISTRESS	-0.005296	0.003017	-1.755094	0.0796
بحران مالی	DISTRESS	0.006021	0.002630	2.289657	0.0223
لگاریتم ارزش بازار دارایی ها	LOGMVASSETS	0.002506	0.003153	0.794891	0.4269
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	MARKETTOBOOKEQUITY	-0.004487	0.002231	-2.011371	0.0446
اهرم مالی	LEVERAGE	-0.209393	0.028174	-7.432207	0.0000
جریان نقد عملیاتی	CASHFLOWFROMOPERATIONS	-0.179937	0.034920	-5.152811	0.0000
ضریب ثابت	C	0.025624	0.004849	5.284455	0.0000
آمارهF :	۱۸,۸۱۳۱۱	معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰	ضریب تعیین	۰,۱۷
آزمون دوربین واتسون	۲,۳۷۳۴۸۰	تعداد مشاهدات	۹۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار F رگرسیون که نشان از توان توضیح دهندگی مدل است، برای این مدل احتمال آماره کمتر از ۰/۰۱ است، که می‌توان گفت در سطح اطمینان ۹۹ درصد این مدل معنادار بوده و دارای اعتبار است. همچنین ملاحظه مقدار آماره دوربین واتسون (۲/۳۷) نیز مؤید این مطلب است که بین اجزاء اخلال خودهمبستگی وجود ندارد، زیرا این مقدار در فاصله ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. همچنین فرضیه دوم پژوهش به صورت زیر است:

فرض صفر: بحران مالی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی ندارد.

فرض مقابل: بحران مالی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی دارد.

همان‌گونه که نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد، مقدار p_Value برای اثر تعاملی نوسانات بازده مورد انتظار سهام با بحران مالی (۰,۰۷۹۶) در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را با احتمال ۹۵ درصد بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ نشان می دهد. از این رو H_0 تایید شده و می‌توان نتیجه گرفت که بحران مالی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی ندارد.پس فرضیه دوم پژوهش پذیرفته نمی شود. البته این فرض با احتمال

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

ضعیفی رد می شود. چرا که در سطح اطمینان ۹۰٪ می توان گفت که بحران مالی شرکت ها با ۱۰٪ خطا تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی دارد.

نتایج تخمین مدل سوم پژوهش

به منظور آزمون فرضیه دوم، آزمون شده و نتایج حاصل از این آزمون با رویکرد روش تلفیقی و روش حداقل مربعات معمولی OLS به شرح جدول (۸) می باشد.

جدول (۸): نتایج مربوط به تخمین مدل سوم پژوهش

$\beta_2 ExpectedVolatilityit*OpCycle_{it}+++\beta_1 ExpectedVolatility_{it+1}=\alpha WorkingCapitalAccruals_{it}$
$+\beta_5 Market_to_Book\ \beta_3 OpCycle_{it}+\beta_4 Log(MVAssets)_{it}$
$_1\varepsilon_{it+}+\beta_7 CashFlowfromOperations_{it}+\beta_6 Leverage_{it} Equity_{it}+$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	p_Value
نوسانات مورد انتظار بازده سهام	EXPECTEDVOLATILITY	0.008141	0.010610	0.767245	0.4431
اثر تعاملی بازده مورد انتظار سهام با چرخه عملیاتی	EXPECTEDVOLATILITY*OPCYCLE	-1.29E-05	1.46E-05	-0.885665	0.3760
چرخه عملیاتی	OPCYCLE	8.60E-06	1.20E-05	0.718468	0.4727
لگاریتم ارزش بازار دارایی ها	LOGMVASSETS	0.003108	0.003169	0.980824	0.3269
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	MARKETTOBOOKEQUITY	-0.003576	0.002211	-1.617817	0.1061
اهرم مالی	LEVERAGE	-0.242813	0.026585	-9.133522	0.0000
جریان نقد عملیاتی	CASHFLOWFROMOPERATIONS	-0.177706	0.035079	-5.065902	0.0000
بازده	RETURNS	0.023847	0.004786	4.983005	0.0000
انتشار سهام	DEFAULTSPREADI	0.022502	0.010743	2.094681	0.0365
نرخ بهره	INTERESTRATEI	-0.504689	0.166160	-3.037358	0.0025
ضریب ثابت	C	0.166099	0.088638	1.873905	0.0613
آمارهF :	۱۸,۰۶۸۴۰	معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰	ضریب تعیین	۰,۱۶
آزمون دوربین واتسون	۲,۳۶۶۷۲۸	تعداد مشاهدات	۹۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار F رگرسیون که نشان از توان توضیح دهندگی مدل است، برای این مدل احتمال آماره کمتر از ۰/۰۱ است، که می‌توان گفت در سطح اطمینان ۹۹ درصد این مدل معنادار بوده و دارای اعتبار است. همچنین ملاحظه مقدار آماره دوربین واتسون (۲/۳۶) نیز مؤید این مطلب است که بین اجزاء اخلال خودهمبستگی وجود ندارد، زیرا این مقدار در فاصله ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. همچنین فرضیه سوم پژوهش به صورت زیر است:

فرض صفر: چرخه عملیاتی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی ندارد.

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

فرض مقابل: چرخه عملیاتی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی دارد.

همان‌گونه که نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد، مقدار p_Value برای اثر تعاملی بازده مورد انتظار سهام با چرخه عملیاتی (۰,۳۷۶۰) در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را با احتمال ۹۵ درصد بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵ نشان می دهد. از این رو H_0 پذیرفته شده و می‌توان نتیجه گرفت که چرخه عملیاتی شرکت ها تاثیر معناداری بر رابطه بین نوسانات مورد انتظار بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش آتی ندارد. پس فرضیه سوم پژوهش رد می شود.

نتایج تخمین مدل چهارم (۱) پژوهش

به منظور آزمون فرضیه چهارم آزمون شده و نتایج حاصل از این آزمون با رویکرد روش تابلویی با اثرات تصادفی و روش حداقل مربعات معمولی OLS به شرح جدول (۱۰) می باشد.

جدول (۱۰): نتایج مربوط به تخمین مدل چهارم (۱) پژوهش

$$+\beta_2 Log(MVAssets)_{it}\beta_1 ExpectedVolatility_{it+1}=\alpha+WorkingCapitalAssetAccruals_{it}$$
$$Def\ _{v}\beta_{+1}++\beta_6 Returns_{it}\beta_5 Cash\ Flow\ from\ Operations_{it}\beta_4 Leverage_{it}++\beta 3 Market_to_BookEquity_{it}+$$
$$\varepsilon_{it+1}+Interest\ Rate_{it\wedge}\beta_1+ault\ Spread_{it+}$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	p_Value
نوسانات مورد انتظار بازده سهام	EXPECTEDVOLATILITY	0.010007	0.009802	1.020943	0.3076
لگاریتم ارزش بازار دارایی ها	LOGMVASSETS	0.016264	0.003670	4.431886	0.0000
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	MARKETTOBOOKEQUITY	-0.006705	0.002563	-2.615632	0.0091
اهرم مالی	LEVERAGE	-0.005349	0.029577	-0.180834	0.8565
جریان نقد عملیاتی	CASHFLOWFROMOPERATIONS	-0.337305	0.040604	-8.307251	0.0000
بازده	RETURNS	0.031847	0.005533	5.755835	0.0000
انتشار سهام	DEFAULTSPREADI	0.021379	0.012459	1.715877	0.0865
نرخ بهره	INTERESTRATEI	-0.754436	0.192905	-3.910928	0.0001
ضریب ثابت	C	-0.192967	0.102713	-1.878708	0.0606
آمارهF :	۱۸,۶۴۰۹۲	معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰	ضریب تعیین	۰,۱۴
آزمون دوربین واتسون	۲,۱۲۴۴۹۸	تعداد مشاهدات	۹۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار F رگرسیون که نشان از توان توضیح دهندگی مدل است، برای این مدل احتمال آماره کمتر از ۰/۰۱ است، که می‌توان گفت در سطح اطمینان ۹۹ درصد این مدل معنادار بوده و دارای اعتبار است. همچنین ملاحظه مقدار آماره دوربین واتسون (۲/۱۲) نیز مؤید این مطلب است که بین اجزاء اخلال خودهمبستگی وجود ندارد، زیرا این مقدار در فاصله ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد.

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۵ ، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص ۱۹۹-۱۷۹
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

۴-۵-۵- نتایج تخمین مدل چهارم (۲) پژوهش

سپس به منظور آزمون فرضیه چهارم آزمون شده و نتایج حاصل از این آزمون با رویکرد روش تابلویی با اثرات ثابت و روش حداقل مربعات تعمیم یافته GLS به شرح جدول (۱۱) می باشد.

جدول (۱۱): نتایج مربوط به تخمین مدل چهارم (۲) پژوهش

$$+\beta_2 Log(MVAssets)_{it}\beta_1 ExpectedVolatility_{it+1}=\alpha+WorkingCapitalLiabilityAccruals_{it}$$
$$+\beta_7 Def_{+11}+\beta_6 Returns_{it}\beta_5 Cash\ Flow\ from\ Operations_{it}\beta_4 Leverage_{it}++\beta 3 Market_to_BookEquity_{it}+$$
$$\varepsilon_{it+1}+\beta_8 Interest\ Rate_{it1}+ault\ Spread_{it+}$$

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	p_Value
نوسانات مورد انتظار بازده سهام	EXPECTEDVOLATILITY	0.013650	0.004993	2.733801	0.0064
لگاریتم ارزش بازار دارایی ها	LOGMVASSETS	0.059332	0.006592	9.000639	0.0000
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	MARKETTOBOOKEQUITY	-0.018706	0.002375	-7.876297	0.0000
اهرم مالی	LEVERAGE	0.605909	0.081168	7.464904	0.0000
جریان نقد عملیاتی	CASHFLOWFROMOPERATIONS	-0.284439	0.033440	-8.506029	0.0000
بازده	RETURNS	-0.002526	0.001385	-1.823282	0.0687
انتشار سهام	DEFAULTSPREADI	0.006903	0.001946	3.547532	0.0004
نرخ بهره	INTERESTRATEI	-0.316146	0.054197	-5.833297	0.0000
ضریب ثابت	c	-1.778914	0.215799	-8.243388	0.0000
آمارهF :	۴,۶۱۴۴۸۴	معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰	ضریب تعیین	۰,۴۹
آزمون دوربین واتسون	۲,۳۰۲۲۶۵	تعداد مشاهدات	۹۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

مقدار F رگرسیون که نشان از توان توضیح دهندگی مدل است، برای این مدل احتمال آماره کمتر از ۰/۰۱ است، که می‌توان گفت در سطح اطمینان ۹۹ درصد این مدل معنادار بوده و دارای اعتبار است. همچنین ملاحظه مقدار آماره دوربین واتسون (۲/۳۰) نیز مؤید این مطلب است که بین اجزاء اخلال خودهمبستگی وجود ندارد، زیرا این مقدار در فاصله ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. همچنین فرضیه چهارم پژوهش به صورت زیر است:

فرض صفر: حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش به نوسانات بازده سهام نسبت به جزء بدهی سرمایه در گردش بیشتر نیست.

فرض مقابل: حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش به نوسانات بازده سهام نسبت به جزء بدهی سرمایه در گردش بیشتر است.

همان‌گونه که نتایج جدول (۱۰) و (۱۱) نشان می‌دهد مقدار p_Value برای نوسانات بازده سهام شرکت در جدول (۴-۱۴) برابر با (۰,۳۰۷۶) که با احتمال ۹۵ درصد بیشتر از سطح خطای ۰/۰۵و در جدول (۴-۱۵) برابر با (۰,۰۰۶۴) که با احتمال ۹۵ درصد کمتر از خطای ۰/۰۵ را نشان می دهد. از این رو H0 در مدل حساسیت جز دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش پذیرفته شده و H0 در مدل حساسیت جز بدهی اقلام تعهدی سرمایه در گردش رد شده است. همچنین ضریب متغیر نوسانات بازده سهام در مدل حساسیت جز دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش ۰,۰۱۰۰۰۷ و ضریب متغیر نوسانات بازده سهام در مدل حساسیت جز بدهی اقلام تعهدی سرمایه در گردش ۰,۰۱۳۶۵۰ است. ولی نظر به بررسی تفاوت ضرایب بازده مورد انتظار بین مدل ۴-۱ و مدل ۴-۲، آزمون والد گویای بیشتری یا کمتری حساسیت جز دارایی و بدهی اقلام تعهدی سرمایه در گردش می باشد. نتایج آزمون والد به شرح جدول (۱۲) می باشد.

جدول (۱۲): نتایج مربوط به تخمین آزمون والد

آماره آزمون	سطح معناداری	درجه آزادی	احتمال
t-statistic	۴/۷۳۲	۸۹۸	۰/۰۰۰۰
F-statistic	۲۲/۴۰۰	(۱/۸۹۸)	۰/۰۰۰۰
Chi-square	۲۲/۴۰۰	۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آماره‌ی F سطح معناداری این احتمال از ۰/۰۵ کمتر است و بنابراین فرضیه H0 رد می شود و این به منزله وجود تفاوت معنادار بین حساسیت جزء دارایی اقلام تعهدی سرمایه در گردش به نوسانات بازده سهام و حساسیت جزء بدهی سرمایه در گردش به به نوسانات بازده سهام می باشد. در نتیجه فرضیه چهارم پژوهش تایید می شود.

نتیجه گیری

در این پژوهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش، شکلی از سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شده است که از عدم‌اطمینان‌ها و نوسانات تأثیر می‌گیرد و این موضوع بررسی شد که آیا با استفاده از چهارچوب نظری نظریهٔ اختیارات سرمایه‌گذاری، می‌توان انتظارات منطقی از سطح سرمایه در گردش آتی شرکت‌ها ارائه کرد یا خیر. این رویکرد، از ادبیات اقتصادی و مالی دربارهٔ سرمایه‌گذاری‌ها اقتباس شده است که بر نظریهٔ اختیارات سرمایه‌گذاری مبتنی است. براساس این نظریه، افزایش نوسانات موجب کاهش سطح سرمایه‌گذاری شرکت‌ها می‌شود؛ زیرا در این شرایط شرکت‌ها به‌جای سرمایه‌گذاری فوری ترجیح می‌دهند صبر کنند تا ببینند در آینده چه می‌شود. در همین راستا تأثیر نوسانات بازده سهام به‌منزلهٔ شاخصی از عدم اطمینان‌های موجود در محیط عملیاتی شرکت‌ها بر میزان سرمایه در گردش تعهدی آنها سنجیده شد. در عین حال شناسایی تأثیر تعدیل‌کنندهٔ متغیرهایی مانند درماندگی مالی بر رابطهٔ ذکرشده از اهداف دیگر پژوهش بوده است؛ درنهایت، میزان حساسیت هر یک از اجزای دارایی و بدهی سرمایه در گردش تعهدی در مقابل نوسانات بازده سهام آزمون شده است.

نتایج آزمون‌های انجام‌شده، تأییدکنندهٔ رابطهٔ منفی و معنادار بین اقلام تعهدی سرمایه در گردش (به‌منزلهٔ سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت) و نوسانات بازده سهام است که با نتایج پژوهش عارف و همکاران (۲۰۱۶) همسوست؛ اما برخلاف سایر نتایج حاصل‌شده به‌وسیلهٔ پژوهشگران، نتایج این پژوهش نشان داد درماندگی مالی، به‌منزلهٔ متغیر تعدیلگر، تأثیر معناداری بر رابطهٔ ذکرشده ندارد. این موضوع ممکن است ناشی از کارآیی‌نداشتن الگوهای درماندگی مالی در بورس اوراق بهادار تهران باشد که سجادی و بنایی‌قدیم (۲۰۱۶) نیز بر آن تأکید کرده‌اند.

نتایج حاصل‌شده در زمینهٔ میزان تأثیرگذاری نوسانات بازده بر دارایی‌ها و بدهی‌های جاری (اقلام تشکیل‌دهندهٔ سرمایه در گردش تعهدی)، نشان داد هم جمع دارایی‌های جاری و هم اجزای آن (به‌جز موجودی کالا) رابطهٔ منفی و معنادار با نوسانات بازده سهام دارند. هرچند بین این اجزا، تغییرات موجودی کالا رابطهٔ مثبتی با نوسانات بازده سهام داشته است. شاید یکی از دلایل این واکنش

مثبت، ناشی از انگیزه‌های احتیاطی مدیران باشد. برای مثال براساس الگوهای سطح بهینهٔ موجودی، مدیران نسبت به کمبود موجودی برای پاسخگویی به تقاضای بازار حساس‌اند و ممکن است همزمان با افزایش نوسانات تقاضا، سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها را افزایش دهند. این نتیجه با دیدگاه‌های پتروزی و دادا (۱۹۹۹) و کاشون و ترویش (۲۰۱۳) مطابقت دارد که معتقد بودند بین نوسانات و سرمایه‌گذاری در موجودی کالا رابطهٔ مثبت وجود دارد.

نتایج حاصل‌شده از این نظر سودمند است که درک عمیق‌تری از عوامل شکل‌دهندهٔ اقلام تعهدی سرمایه در گردش ارائه و نقش عوامل اقتصادی سطح شرکت‌ها مانند نوسانات بازده سهام را در شکل‌گیری این اقلام تبیین می‌کند. به‌علاوه نشان‌دهندهٔ این موضوع است که پیش‌بینی‌های مبتنی بر نظریهٔ اختیارات سرمایه‌گذاری هم دربارهٔ سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت کاربرد دارد هم کاربرد آن دربارهٔ سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت ازجمله سرمایه در گردش تعهدی نتایج مشابهی به‌همراه دارد. از این جهت گامی در جهت غنای ادبیات سرمایه‌گذاری مربوط به اختیارات سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود.

همان‌گونه که نتایج پژوهش نشان داد، نوسانات بازده اثر منفی و کاهنده‌ای بر سرمایه در گردش تعهدی شرکت‌ها به‌همراه داشته است. این موضوع از ابعاد مختلف جالب‌توجه است؛ از یک سو سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی در ارزیابی خود از اقلام تعهدی شرکت‌ها باید به این تأثیر منفی توجه کنند و در تفسیر تغییرات این اقلام تنها خود را در چهارچوب مدیریت سود محدود نکنند و نوسانات و تغییرات محیطی را نیز در ارزیابی خود لحاظ کنند. ازسوی دیگر، کاهش سرمایه در گردش تعهدی با تأثیرگرفتن از نوسانات بازده سهام، ممکن است مشکلات زیادی برای شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار ایجاد کند؛ بنابراین، ضروری است متولیان بازار پول و سرمایه، با در پیش گرفتن سیاست‌های پولی و مالی مناسب سبب ایجاد ثبات در فضای متلاطم بازار سرمایه شوند و با ایجاد چتر حمایتی، آسیب‌پذیری سرمایه در گردش این شرکت‌ها را کاهش دهند. به‌علاوه نتایج پژوهش نشان داد اگرچه نوسانات بازده سهام بر اجزای دارایی سرمایه در گردش تعهدی تأثیر منفی داشته است، تأثیر آن بر بدهی‌های جاری و فعالیت‌های تأمین مالی کوتاه‌مدت مثبت بوده است. این تناقض جای تعمق بیشتری دارد؛ زیرا به‌طور طبیعی افزایش بدهی‌های جاری، باید صرف تأمین سرمایه در گردش شرکت‌ها شود؛ اما بسیاری از شرکت‌ها برای مقابله با نوسانات، منابع مالی کوتاه‌مدت خود را وارد فعالیت‌های سفته‌بازی می‌کنند؛ بنابراین، ضروری است نظام بانکی کشور با هوشمندکردن سیستم اعتباری خود مانع توسعهٔ اینگونه فعالیت‌ها و افزایش نقدینگی در بازار شود. سرمایه‌گذاران نیز در تحلیل‌های خود از وضعیت شرکت‌ها در شرایط پرنوسان، باید به واکنش مثبت بدهی‌های جاری در مقابل نوسانات توجه کنند؛ زیرا این امر سبب افزایش اهرم مالی آنها می‌شود و ریسک ورشکستگی آنها را افزایش می‌دهد.

منابع

بادآورنهندی، ی.، و محرومی، ر. (۱۳۹۶). ارتباط بین نوسان‌پذیری بازده سهام و اقلام تعهدی سرمایه در گردش: رویکرد سرمایه‌گذاری اختیار واقعی. دانش حسابداری، ۸ (۴)، ۱۱۸-۹۳.

پورحیدری، الف.، و کوپائی‌حاجی، م. (۱۳۸۹). پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها با استفاده از مدل مبتنی بر تابع تفکیک خطی. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۳، ۴۶-۳۳.

سجادی، ح.، و بنابی‌قدیم، ر. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر ارزش افزودهٔ فکری بر درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابرسی، ۶۱(۱۵)، ۲۶-۵.

سلیم، ف.، شهریاری، س.، و فدایی‌نژاد، م. (۱۳۹۴). معمای رابطهٔ ریسک درماندگی مالی با بازده سهام؛ مطالعهٔ تجربی در بورس اوراق‌بهادار تهران. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۳ (۲)، ۵۴-۳۳.

فروغی، د.، و صادقی، م. (۱۳۹۲). رابطهٔ نااطمینانی سیستماتیک، انعطاف‌پذیری مدیریتی و سرمایه‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابداری، ۱۳، ۵۲-۲۹.

فروغی، د.، امیری، هـ، و الشریف، م. (۱۳۹۶). تأثیر درماندگی‌مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده‌های آتی. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۴ (۵۵)، ۱۲۳-۹۳.

Ahmed, Z., & Hla, D. T. (2019). Stock return volatility and capital structure measures of nonfinancial firms in a dynamic panel model: Evidence from Pakistan. International Journal of Finance & Economics, (24) 1, 604-628. Doi.org/ 10.1002/ijfe.1682.

Ahmed, A. S., McMartin, A. S., & Safdar, I. (2019). Earnings volatility, ambiguity and crisis-period stock returns. University of Miami Business School Research Paper No. 3357232. Available at SSRN: http://dx.Doi.org/10.2139/ssrn.3357232. Doi: 10.1111/acfi.12420.

Arif, S., Marshall, N., & Yohn, L. T. (2016). Understanding the Relation between Accruals and Volatility: A real option-based investment approach. Journal of Accounting and Economics, 62, 65-86. Doi.org/10.1016/j.jacceco.2016.04.005.

Badavar Nahandi, Y., & Mahroomi, R. (2018). Relationship between stock return volatility and working capital accruals: A real option-based investment approach. Journal of Accounting Knowlede, 8 (4), 93-118. Doi: 10.22103/jak.2017.10107.2365. (In Persian).

Ball, R. (2013). Accounting informs investors and earnings management is rife: Two questionable beliefs. Accounting Horizons, 27 (4), 847-853. Doi.org/ 10.2308/acch-10366.

Bernanke., B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty and cyclical investment. The Quarterly Journal of Economics, 98 (1), 85-106. Doi.org/10.2307/1885568.

Bernard, L. V., & Skinner, J. D. (1996). What motivates managers' choice of discretionary accruals? Journal of Accounting and Economics, 22(1), 313-325. Doi.org/10.1016/S0165-4101 (96) 00431-4.

Cachon, C., & Terwiesch, C. (2013). Matching Supply with Demand: An Introduction to Operations Management. New York, NY: MacGraw-Hill.

Chen, H., Wang, H., & Zhou, H. (2014). Stock return volatility and capital structure decisions. Working Paper. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2346642, 1-42.

DeAngelo, L. (1986). Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. The Accounting Review, 61 (3), 400-420. Retrieved January 11, 2020, from www.jstor.org/stable/247149.

Dechow, P., Ge, W., & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequnces. Journal of Accounting and Economics, 42, 132-150. Doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.09.001.

Dechow, P., Sloan, R., & Sweeny, A. (1995). Detecting earning management. The Accounting Review, 70, 193-225.

DeFond, M. L. (2010). Earnings quality research: Advances, challenges and future research. Journal of Accounting and Economics, 50 (2–3), 402-409. Doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.10.004.

Dudley, E., & James, C. M. (2015). Cash flow volatility and capital structure choice. Available atSSRN 2492152, 1–60. dx.Doi.org/10.2139

Eisdorfer, A. (2008). Empirical evidence of risk shifting in financially distressed firms. The Journal of Finance, 63 (2), 609-637. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261. 2008.01326.

Fairfield, P. M., Wiseenant, S., & Lombardi Yohn, T. (2003). Accrued earnings and growth: Implications for future earnings performance and market mispricing. The Accounting Review, 78(1), 353–371. Doi.org/10.2308/accr.2003.78. 1.353.

Foroughi, D., Amiri, H., & Alsharif, S. (2017). Outcome of financial distress on accruals influencing future returns. Empirical Studies in Financial Accounting, 14 (55), 93-123. Doi: 10.22054/qjma. 2017.18138.1524. (In Persian).

Foroughi, D., & Sadeghi, M. (2013). Relationships among idiosyncratic uncertainty, managerial flexibility and capital investment within the companies listed in Tehran stock exchange. Journal of Accounting Knowlede, 4 (13), 29-52.
)In Persian).

Habib, A., Hasan, M. M., & Al-Hadi, A. (2019). Financial statement comparability and Idiosyncratic return volatility. International Review of Finance. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract= 3217082Doi.org/10.1111/irfi.12227.

Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. Journal of Accounting and Economics, 7(1-3), 85-107. Doi.org/10.1016/0165-4101 (85) 90029-1.

Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. Journal of Accounting Research, 29 (2), 193-228. Doi: 10.2307/2491047.

Linck, S. J., Netter, J., & Shu, T. (2013).Can managers use discretionary accruals to ease financial constraints? Evidence from discretionary accruals prior to investment. The Accounting Review, 88 (6), 2117-2143. Doi.org/10.2308/accr-50537.

Owens, E., Wu, J., & Zimmerman, J. (2013). Business model shocks and abnormal accrual models. Available at: SSRN Electronic Journal. Doi: 10.2139/ssrn.2365304

Petruzzi, C. N., & Dada, M. (1999). Pricing and the newsvendor problem: A review with extensions. Operation Research, 47 (2), 183-194. Doi.org/ 10.1287/opre.47.2.183.

Pindyck, R. (1993). Investments of uncertain cost. Journal of Financial Economics, 34(1), 53-76. Doi.org/10.1016/0304-405X (93)90040-I.

Pourheydari, O., & Koopaee Haji, M. (2010). Predicting of firms financial distress by use of linear discriminant function the model. Journal of Financial Accounting Research, 2 (1), 33-46. (In Persian).

Sajadi, S. H., & Banaee Ghadim, R. (2016). Investigating the effect intellectual value added on financial distress within the Companies Listed in Tehran Stock Exchange. Journal of Audit Science, 15 (61), 5-25.(In Persian).

Salim, F., Shahryari, S., & Fadaei Nejad, M. (2015). A relation of the distress risk and equity returns puzzle- Empirical evidence from the Tehran Stock Exchange. Asset Management and Financing, 3 (2), 33-54.(In Persian).

Schwartz, S., & Trigeorgis, L. (2004). Real options and investment under uncertainty: Classical readings and recent contributions. London, England: Massachousetts Institute of Technology.

Zhang, F. (2007). Accruals, Investment and accrual Anomaly. The Accounting Review, 82 (5), 1333-1363. Doi.org/ 10.2308/accr.2007.82.5.1333.