

تأثیر محافظه کاری حسابداری بر میزان تأمین مالی از بانک‌ها و مؤسسات مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر عباس افلاطونی*

دکتر حسن زلفی**

حامد کمرئی***

چکیده

این پژوهش، رابطه بین محافظه کاری مشروط و نامشروط حسابداری را با میزان تأمین مالی از بانک‌ها و مؤسسات مالی، در نمونه‌ای متشکل از ۱۳۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ بررسی می‌کند. همچنین، در این پژوهش، میزان تأثیر محافظه کاری مشروط و نامشروط در اخذ تسهیلات مالی از بانک‌ها و مؤسسات مالی، مقایسه شده است. به منظور سنجش محافظه کاری مشروط از معیار **خان و واتز (۲۰۰۹)** و برای اندازه‌گیری محافظه کاری نامشروط، از معیار **بیور و رایان (۲۰۰۰)** استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش محافظه کاری مشروط و نامشروط، حجم تسهیلات دریافتی شرکت‌ها از بانک‌ها و مؤسسات مالی افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، بانک‌ها و مؤسسات مالی، تمایل بیشتری به اعطای وام به شرکت‌هایی دارند که درجه بالاتری

* استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.

** استادیار حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.

*** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.

نویسنده مسئول مقاله: عباس افلاطونی (Email: Abbasaflatooni@gmail.com)

تاریخ پذیرش: ۹۵/۷/۵

تاریخ دریافت: ۹۴/۹/۸

از محافظه‌کاری را اعمال می‌نمایند. همچنین، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که محافظه‌کاری مشروط نسبت به محافظه‌کاری نامشروط، تأثیر بیشتری بر حجم تسهیلات دریافتی شرکت‌ها از بانک‌ها و مؤسسات مالی دارد.

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری مشروط، محافظه‌کاری نامشروط، تأمین مالی، بانک‌ها و مؤسسات مالی.

مقدمه

یکی از مهم‌ترین گروه‌های طرف قرارداد با شرکت، بانک‌ها و مؤسسات مالی هستند که علاقمند به کسب اطلاع از میزان احتمال پوشش طلب خود با استفاده از خالص دارایی‌ها و نقدینگی شرکت می‌باشند (شهبازی و مشایخی، ۱۳۹۳). همچنین، آنان نگران وصول اصل و فرع وام‌های اعطایی به شرکت بوده و همواره بین بانک‌ها و مؤسسات مالی و سایر گروه‌های ذینفع از جمله مدیران و سهامداران، تضاد منافع^۱ وجود دارد (مران جوری و علیخانی، ۱۳۸۹). در این بین، بر اساس تئوری قراردادها^۲، محافظه‌کاری حسابداری به عنوان یک سازوکار موثر برای کاهش تضاد منافع در قراردادهای بدهی^۳ (مانند قرارداد بین بانک‌ها و شرکت‌های تجاری) عمل می‌کند (بیوتی و همکاران، ۲۰۰۸). برای مثال، ایشیدا^۴ (۲۰۱۴) عقیده دارد که در قراردادهای میان شرکت و ذینفعان، محافظه‌کاری حسابداری از منافع اعتباردهندگان (شامل بانک‌ها و مؤسسات مالی) و سهامداران در مقابل فرصت‌طلبی‌های مدیریت، حفاظت می‌کند و عدم رعایت محافظه‌کاری، منجر به گزارش سود خالص بیشتر و به تبع آن، توزیع مبالغ بالاتری از سود نقدی بین سهامداران می‌گردد. این موضوع به مرور زمان از توان شرکت برای بازپرداخت بدهی‌ها می‌کاهد و منافع بانک‌ها و مؤسسات مالی وام‌دهنده را به خطر می‌اندازد. بدین ترتیب، بانک‌ها و مؤسسات مالی تمایل بیشتری به اعطای وام به آن گروه از واحدهای تجاری خواهند داشت که درجه بالاتری از محافظه‌کاری را اعمال نمایند.

پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا سطح محافظه کاری (مشروط و نامشروط) حسابداری اعمال شده در شرکت‌ها، روی میزان تسهیلات دریافتی آن‌ها از بانک‌ها و مؤسسات مالی تأثیر مثبت دارد یا خیر؟ در ادامه، به ترتیب، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌ها، روش پژوهش، الگوها و یافته‌های پژوهش، گزارش شده و بر اساس نتایج به دست آمده پیشنهادهایی ارائه شده است.

مبانی نظری

محافظه کاری از ویژگی‌های بارز گزارشگری مالی است که از مدت‌ها قبل، با تئوری و عمل حسابداری در آمیخته است. محافظه کاری حداقل از ابتدای قرن بیستم تا کنون، ویژگی غالب و برجسته در عرصه گزارشگری مالی بوده است (واتنز، ۲۰۰۳b). واتنز (۲۰۰۳a) محافظه کاری را ابزاری برای روبه‌رو شدن با مسایل و خطرات اخلاقی^۵ ناشی از حضور و مشارکت ذینفعان مختلف در واحد تجاری می‌داند. وی با مبنا قرار دادن تئوری نمایندگی^۶ بیان می‌کند محافظه کاری ابزاری است که می‌تواند کاراتر^۷ شدن قراردادهای منعقد شده بین شرکت و ذینفعان آن را به دنبال داشته باشد (ایشیدا، ۲۰۱۴).

مفهوم محافظه کاری به انواع نامشروط و مشروط، قابل تجزیه است. در زمان تأسیس شرکت، ارزش دفتری و ارزش بازار سهام آن با هم برابرند، ولی با گذشت زمان، اعمال روش‌های محافظه کارانه حسابداری موجب می‌شود تا ارزش دفتری سهام، همگام با ارزش بازار آن افزایش نیابد. بیور و رایان (۲۰۰۰) این موضوع را تحت عنوان محافظه کاری نامشروط مطرح می‌کنند و از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام به عنوان مبنایی برای سنجش محافظه کاری نامشروط استفاده می‌نمایند. محافظه کاری نامشروط از به کارگیری آن دسته از رویه‌های حسابداری ناشی می‌شود که (مستقل از اخبار اقتصادی جاری) مانع از گزارشگری بیش از واقع سود می‌شوند. این نوع از محافظه کاری، محافظه کاری ترازنامه‌ای، محافظه کاری

آینده‌نگر^۸ و یا محافظه‌کاری مستقل از اخبار^۹ نیز خوانده می‌شود (دجو و همکاران، ۲۰۱۰). فرآیند تسریع در شناسایی زیان و به تعویق انداختن شناسایی سودها را محافظه‌کاری مشروط می‌نامند. در این نوع محافظه‌کاری، شناسایی سود و زیان‌ها به اخبار اقتصادی خارج از شرکت وابسته است و اخبار بد نسبت به اخبار خوب، به شکلی سریع‌تر در شناسایی سودها لحاظ می‌شود. به این شکل از محافظه‌کاری، محافظه‌کاری سود و زیانی، محافظه‌کاری گذشته‌نگر^{۱۰} یا محافظه‌کاری وابسته به اخبار^{۱۱} نیز گفته می‌شود (دجو و همکاران، ۲۰۱۰).

احمد و همکاران (۲۰۰۲) معتقدند که محافظه‌کاری، تضاد منافع بین سهامداران و اعتباردهندگان را در تقسیم سود کاهش می‌دهد و افزایش محافظه‌کاری موجب کاهش هزینه‌های مالی می‌شود. به اعتقاد **کیانگ^{۱۲} (۲۰۰۷)**، زیان‌های کاهش ارزش (ناشی از اخبار بد اقتصادی) که منجر به افزایش میزان محافظه‌کاری مشروط می‌شود، ناشی از یک منبع برون سازمانی هستند و ارتباطی به کیفیت سود شرکت ندارند. به همین دلیل، وی عقیده دارد که درجات بالاتر محافظه‌کاری مشروط نمی‌تواند در بانک‌ها و مؤسسات مالی تمایلی برای اعطای اعتبار به شرکت‌ها ایجاد نماید.

به عقیده **بیور و رایان (۲۰۰۵)**، محافظه‌کاری مشروط، موجب بهبود در کارایی قراردادهای بدهی می‌شود. زیرا به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی موجود بین مدیران و سرمایه‌گذاران (شامل اعتباردهندگان و سهامداران)، مدیران تمایل دارند دارایی‌ها و درآمدهای شرکت را از طریق شناسایی دیرتر (و کمتر) هزینه‌ها، بیشتر نشان دهند؛ ولی محافظه‌کاری مشروط مانع از تحقق این هدف می‌گردد. در مقابل، به اعتقاد **گارسیا لارا و همکاران (۲۰۱۴)**، محافظه‌کاری نامشروط صرفاً به تمایل شرکت‌ها برای گزارش کمتر از واقع دارایی‌ها اشاره دارد و این شکل از گزارشگری الزاماً به معنای کاهش ارزش اقتصادی دارایی‌ها نیست. بنابراین، محافظه‌کاری نامشروط تأثیری بر بهبود قراردادهای بین شرکت و ذینفعان آن ندارد.

پیشینه پژوهش

در پژوهش‌های خارجی، **کیانگ (۲۰۰۷)** دریافت که کاهش سطح محافظه‌کاری نامشروط و افزایش محافظه‌کاری مشروط، رابطه مستقیمی با افزایش نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام دارد. **ژانگ^{۱۳} (۲۰۰۸)** دریافت که گزارشگری محافظه‌کارانه، بانک‌ها و مؤسسات مالی را قادر می‌سازد تا علائم و نشانه‌های عملکرد مالی نامناسب شرکت را به موقع دریافت نمایند و بدین ترتیب، ریسک وصول اصل و فرع وام‌های اعطایی به واحدهای تجاری را کاهش دهند. همچنین، وی نشان داد که بانک‌ها و مؤسسات مالی، در ازای اعطای وام به شرکت‌های محافظه‌کار، نرخ‌های بهره پایین‌تری را مطالبه می‌کنند.

بیوتی و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند که دریافت‌کننده وام ممکن است با انتخاب روش‌های مختلف حسابداری، سود خالص را بیش از واقع گزارش نماید و باعث توزیع بیشتر سود نقدی بین سهامداران شود. این موضوع، ریسک عدم وصول اصل و فرع وام‌های اعطایی را برای بانک‌ها و مؤسسات مالی افزایش می‌دهد. به همین دلیل، مفاد بسیاری از قراردادهای اخذ تسهیلات، به وام‌گیرنده اجازه تغییر روش‌های حسابداری را نمی‌دهد.

به عقیده **ایشیدا (۲۰۱۴)**، محافظه‌کاری نامشروط که ناشی از اجرای روش‌های محافظه‌کارانه حسابداری است، از ارائه بیش از واقع دارایی‌ها (و سود حسابداری) جلوگیری می‌کند و مانع از افزایش ادعای ذینفعان شرکت نسبت به دارایی‌ها می‌گردد. این موضوع باعث می‌شود تا کیفیت و اعتبار گزارش‌های مالی افزایش یابد و بانک‌ها و مؤسسات مالی (به عنوان مهم‌ترین گروه اعتبار دهنده به واحدهای تجاری) میل بیشتری برای اعطای اعتبار به این گروه از شرکت‌ها داشته باشند. با این حال، وی اعتقاد دارد، محافظه‌کاری مشروط که به دلیل انتشار اخبار بد اقتصادی خارج از شرکت رخ می‌دهد، موجب افزایش کیفیت گزارشگری شرکت نشده و روی حجم تسهیلات دریافتی شرکت از بانک‌ها و مؤسسات مالی تأثیری ندارد.

در پژوهش‌های داخلی، تأثیر محافظه‌کاری مشروط و نامشروط بر حجم تسهیلات دریافتی شرکت‌ها از بانک‌ها و مؤسسات مالی بررسی نشده است. با این حال، در پژوهش‌های مرتبط، یافته‌های **مهرانی و همکاران (۱۳۸۸)**، بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین میزان بدهی‌ها و محافظه‌کاری حسابداری است. به علاوه، آنان دریافتند که شرکت‌های بزرگتر، میزان محافظه‌کاری کمتری را اعمال می‌کنند. **پورحیدری و غفارلو (۱۳۹۱)** نشان دادند، شرکت‌هایی که از طریق حقوق صاحبان سهام تأمین مالی می‌کنند، در دوره تأمین مالی و نیز در دوره قبل از آن، سطح محافظه‌کاری مشروط را کاهش می‌دهند. **شهبازی و مشایخی (۱۳۹۳)** نشان دادند که بین نسبت بدهی و هر دو نوع محافظه‌کاری مشروط و نامشروط، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد که قراردادهای بدهی (از جمله قرارداد بین شرکت و بانک) یکی از مهم‌ترین منابع ایجاد تقاضا برای افزایش محافظه‌کاری به شمار می‌روند.

خدایی پور و تاج‌الدینی (۱۳۹۳) دریافتند که رابطه معناداری بین محافظه‌کاری حسابداری و شیوه‌های تأمین مالی وجود دارد ولی عقیده دارند که به علت استفاده بیشتر از بدهی‌ها برای تأمین مالی، امکان بررسی جهت رابطه مذکور وجود ندارد. **قالیباف اصل و همکاران (۱۳۹۴)** با به‌کارگیری دو معیار محافظه‌کاری **باسو (۱۹۹۷)** و **بال و شیواکومار (۲۰۰۵)** و نیز استفاده از سه معیار انعطاف‌پذیری مالی (شامل سطح نگهداری وجه نقد، نسبت بدهی‌ها و سود سهام پرداختی) دریافتند که در مجموع بین محافظه‌کاری حسابداری و میزان انعطاف‌پذیری مالی، رابطه معناداری وجود ندارد.

فرضیه‌های پژوهش

به منظور بررسی رابطه محافظه‌کاری مشروط و نامشروط با میزان تأمین مالی شرکت‌ها از بانک‌ها و مؤسسات مالی، فرضیه‌های زیر تنظیم شده و مورد آزمون قرار گرفته‌اند:

فرضیه اول: بین محافظه‌کاری نامشروط و نسبت تسهیلات دریافتی شرکت‌ها از بانک‌ها و مؤسسات مالی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین محافظه کاری مشروط و نسبت تسهیلات دریافتی شرکت‌ها از بانک‌ها و مؤسسات مالی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

با توجه به نظرات بیور و رایان (۲۰۰۵)، مبتنی بر تأثیر محافظه کاری مشروط بر بهبود قراردادهای بدهی و نیز عقیده گارسیا لارا و همکاران (۲۰۱۴)، مبنی بر عدم تأثیر محافظه کاری نامشروط بر قراردادهای بدهی، برای مقایسه میزان تأثیر دو نوع محافظه کاری بر حجم تأمین مالی واحدهای تجاری از بانک‌ها و مؤسسات مالی، فرضیه سوم پژوهش به شکل زیر تنظیم شده است:

فرضیه سوم: بین تأثیر محافظه کاری مشروط و نامشروط، بر نسبت تسهیلات دریافتی شرکت‌ها از بانک‌ها و مؤسسات مالی، تفاوت معناداری وجود دارد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ نتایج از نوع کاربردی است. برای آزمون فرضیه‌ها در این پژوهش از رویکرد رگرسیون چندگانه با داده‌های ترکیبی استفاده شده است. در این رویکرد، با استفاده از آزمون‌های چاو^{۱۴} و هاسمن^{۱۵}، الگوی مناسب برای برآورد هر یک از الگوها (از بین سه الگوی تلفیقی^{۱۶}، اثرات ثابت^{۱۷} و اثرات تصادفی^{۱۸}) مشخص می‌شود و با استفاده از الگوی تعیین شده، الگو مورد نظر برآورد می‌گردد. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به روش کتابخانه‌ای و از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج شده است.

الگوها و متغیرهای پژوهش

پس از گردآوری داده‌ها، ابتدا با استفاده از الگوی بیور و رایان (۲۰۰۰)، درجه محافظه کاری نامشروط برای هر شرکت در هر سال، به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$BTM_{it} = \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0}^2 \beta_j R_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در آن، BTM_{it} ، بیانگر نسبت ارزش دفتری سهام به ارزش بازار سهام و نماد i بیانگر شرکت و نماد t نشان‌دهنده سال است. همچنین، α_t ، اثر سال و α_i اثر شرکت است و مجموع این دو عامل، درجه محافظه‌کاری نامشروط^{۱۹} (UNCC) را برای هر شرکت در هر سال ارائه می‌کند. متغیر R_{it-j} که بیانگر بازده سالانه سهام است، برای بازه زمانی دو سال قبل از سال t نیز استخراج شده است. در مرحله بعد، برای محاسبه درجه محافظه‌کاری مشروط^{۲۰}، الگوی خان و واتز (۲۰۰۹) با استفاده از رویکرد داده‌های ترکیبی به شرح زیر شده است:

$$X_{it} = \alpha + \beta_2 D_{it} + R_{it}(\gamma_1 + \gamma_2 Size_{it} + \gamma_3 MTB_{it} + \gamma_4 Leverage_{it}) + D_{it} \cdot R_{it}(\lambda_1 + \lambda_2 Size_{it} + \lambda_3 MTB_{it} + \lambda_4 Leverage_{it}) + \left(\begin{array}{l} \delta_1 Size_{it} + \delta_2 MTB_{it} + \delta_3 Leverage_{it} \\ \delta_4 D_{it} Size_{it} + \delta_5 D_{it} MTB_{it} + \delta_6 D_{it} Leverage_{it} \end{array} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

که در آن، X_{it} : سود خالص شرکت i برای دوره t است که با استفاده از مجموع ارزش بازار سهام شرکت در دوره قبل، همگن شده است. R_{it} : بازده سالانه سهام و D_{it} : معرف یک متغیر مجازی است که اگر R_{it} منفی باشد (اخبار بد)، مقدار آن یک است و در غیر این صورت، مقدار صفر خواهد داشت. به علاوه، $Size$: اندازه شرکت (معادل لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام)، MTB : رشد شرکت (معادل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام) و $Leverage$: اهرم بدهی‌ها (معادل نسبت بدهی‌های بهره‌دار به کل حقوق صاحبان سرمایه) است. در این الگو، خان و واتز (۲۰۰۹) عبارت داخل پرانتز آخر را برای کنترل اثرات متقابل ویژگی‌های خاص شرکت و بازده سهام، در الگو لحاظ کرده‌اند. پس از برآورد الگوی شماره ۲ با رویکرد داده‌های ترکیبی و محاسبه پارامترهای آن، درجه محافظه‌کاری مشروط (CC) برای هر شرکت در هر سال به صورت یک عدد مستقل، با استفاده از رابطه زیر محاسبه شده است:

$$CC_{it} = \hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 Size_{it} + \hat{\lambda}_3 MTB_{it} + \hat{\lambda}_4 Leverage_{it} \quad (3)$$

که در آن، $\hat{\lambda}_1$ تا $\hat{\lambda}_4$: مقادیر برآورد شده پارامترهای λ_1 تا λ_4 در الگوی شماره ۲ است. در پایان، برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش، به ترتیب الگوهای شماره ۴ و ۵ برآورد شده‌اند:

$$\text{Loan}_{it} = \varphi_1 + \varphi_2 \text{UNCC}_{it} + \sum_{j=1}^5 \eta_j \text{Control}_{j,it-1} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

$$\text{Loan}_{it} = \vartheta_1 + \vartheta_2 \text{CC}_{it} + \sum_{j=1}^5 \eta_j \text{Control}_{j,it-1} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

که در آن‌ها، Loan: برابر نسبت تسهیلات دریافتی از بانک‌ها و مؤسسات مالی به کل دارایی‌های ابتدای دوره، UNCC: معادل درجه محافظه‌کاری نامشروط و CC درجه محافظه‌کاری مشروط است. نماد $\sum_{j=1}^5 \eta_j \text{Control}_{j,it-1}$ نیز به پنج متغیر کنترلی اندازه Size (لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام)، سودآوری ROA (نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌ها)، رشد فروش‌ها Growth (میانگین حسابی رشد فروش‌ها در سه سال اخیر)، فشردگی دارایی‌ها FX (نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها) و نوسان‌های جریان وجوه نقد عملیاتی CFVOL (انحراف معیار جریان وجوه نقد عملیاتی در سه سال اخیر) اشاره دارد که با پیروی از پژوهش‌های پیشین (مانند ایشیدا، ۲۰۱۴) و به منظور کنترل تأثیر آن‌ها بر رابطه محافظه‌کاری مشروط و نامشروط با نسبت تسهیلات دریافتی شرکت‌ها، در الگوها گنجانده شده‌اند. در دو الگوی اخیر، انتظار می‌رود که ضریب متغیرهای محافظه‌کاری مشروط و نامشروط، مثبت و معنادار باشند.

برای مقایسه میزان تأثیر دو نوع محافظه‌کاری ذکر شده بر میزان تسهیلات دریافتی از بانک‌ها و مؤسسات مالی و آزمون فرضیه سوم پژوهش، الگوی زیر برآورد شده است:

$$\text{Loan}_{it} = \psi_1 + \psi_2 \text{UNCC}_{it} + \psi_3 \text{CC}_{it} + \sum_{j=1}^5 \eta_j \text{Control}_{j,it-1} + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

که تمام متغیرهای آن، پیش از این تعریف شده‌اند. بر اساس فرضیه سوم پژوهش، انتظار می‌رود که ضرایب دو متغیر درجه محافظه‌کاری مشروط و درجه محافظه‌کاری نامشروط، تفاوت معناداری با هم داشته باشند.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش، شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۰ ساله ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ است که حائز شرایط زیر باشند:

۱. پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه بوده و در طول دوره مطالعه، تغییر سال مالی نداشته باشند.

۲. سهام شرکت‌ها وقفه معاملاتی بیش از ۴ ماه نداشته باشد.

۳. از شرکت‌های فعال در صنایع بیمه‌ای، بانکی و سرمایه‌گذاری مالی نباشند.

۴. ارزش دفتری سهام شرکت‌ها منفی نباشد.

با اعمال محدودیت‌های فوق، حجم جامعه آماری در دسترس معادل ۱۵۳ شرکت شده است. با این حال، داده‌های ۱۳۸ شرکت (۱۳۴۶ مشاهده) برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، در دسترس بوده و استفاده شده‌اند.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی پژوهش که شمایی کلی را از وضعیت توزیع داده‌ها ارائه می‌کنند و مربوط به ۱۳۸۰ مشاهده در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ هستند، در جدول شماره ۱ ارائه شده‌اند. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که میانگین (میانگین) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام ۰/۱۶ (۰/۱۹)، بازده سالانه سهام ۰/۳۵ (۰/۲۹)، سود خالص ۰/۱۴ (۰/۱۶)، اندازه شرکت ۱۲/۹۱ (۱۲/۸۲)، رشد شرکت ۶/۲۵ (۵/۲۳)، نسبت اهرمی ۰/۵۴ (۰/۵۷)، نسبت تسهیلات دریافتی ۰/۳۳ (۰/۲۹)، بازده دارایی‌ها ۰/۲۸ (۰/۲۹)، رشد فروش‌ها ۰/۲۱ (۰/۱۶)، فشردگی دارایی‌ها

۰/۳۳ (۰/۳۵)، نوسان‌های جریان وجوه نقد عملیاتی ۰/۳۴ (۰/۲۹)، درجهٔ محافظه‌کاری نامشروط ۰/۱۶ (۰/۱۴) و درجهٔ محافظه‌کاری مشروط ۰/۰۲ (۰/۰۳) است

جدول شمارهٔ ۱. آماره‌های توصیفی-تعداد مشاهدات: ۱۳۸۰

انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانه	میانگین	نمادها
۱/۲۳	۰/۰۸	۰/۸۲	۰/۱۹	۰/۱۶	BTM
۰/۳۲	-۰/۴۴	۰/۸۱	۰/۲۹	۰/۳۵	R
۰/۲۱	-۰/۱۷	۰/۶۸	۰/۱۶	۰/۱۴	X
۱/۵۰	۱۰/۰۶	۱۳/۰۵	۱۲/۸۲	۱۲/۹۱	Size
۷/۰۳	۱/۲۲	۱۲/۵۰	۵/۲۳	۶/۲۵	MTB
۰/۴۷	۰/۱۳	۰/۷۱	۰/۵۷	۰/۵۴	Leverage
۰/۱۵	۰/۰۳	۰/۶۳	۰/۲۹	۰/۳۳	Loan
۰/۵۲	-۰/۶۳	۰/۷۶	۰/۲۹	۰/۲۸	ROA
۰/۲۳	-۰/۴۹	۲/۲۳	۰/۱۶	۰/۲۱	Growth
۰/۱۸	۰/۰۱	۰/۸۸	۰/۳۵	۰/۳۳	FX
۰/۲۳	۰/۰۲	۰/۶۸	۰/۲۹	۰/۳۴	CFVOL
۰/۵۷	-۰/۳۸	۰/۹۳	۰/۱۴	۰/۱۶	UNCC
۰/۲۲	-۰/۸۸	۰/۸۲	۰/۰۳	۰/۰۲	CC

به عبارت دیگر، نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های مورد بررسی، به طور متوسط ۳۵ درصد بازدهٔ سالانه داشته و ارزش بازار سهام آن‌ها حدود ۶ برابر ارزش دفتری سهام بوده است. درآمد فروش شرکت‌های مورد بررسی، به طور متوسط دارای رشدی در حدود ۲۱ درصد بوده و دارایی‌های ثابت، ۳۳ درصد از حجم کل دارایی‌های شرکت‌ها را تشکیل می‌دهد.

نتایج برآورد الگوهای پژوهش

سنجش محافظه‌کاری نامشروط

برای سنجش درجهٔ محافظه‌کاری نامشروط، الگوی شمارهٔ ۱ برآورد شده و نتایج آن در

جدول شمارهٔ ۲ ارائه گردیده است.

جدول شماره ۲. نتایج برآورد الگوی شماره ۱				
متغیرهای مستقل	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری	آماره VIF
عرض از مبدأ	۱/۳۸۲	۱۱/۸۸	۰/۰۰	---
R_t	-۰/۳۱۵	-۳/۸۶	۰/۰۰	۱/۰۲
R_{t-1}	-۰/۱۸۱	-۱/۷۲	۰/۰۸	۱/۰۱
R_{t-2}	-۰/۱۰۷	-۰/۹۶	۰/۳۳	۱/۰۲
ضریب تعیین تعدیل شده	۳۱/۰۸٪	آماره چاو (سطح معناداری)	۲/۴۵ (۰/۰۱)	
آماره فیشر (سطح معناداری)	۱۵/۶۵ (۰/۰۰)	آماره هاسمن (سطح معناداری)	۰/۹۱ (۰/۸۴)	
دوربین واتسون	۱/۸۶	تعداد مشاهدات	۱۳۸۰	

معناداری آماره چاو (۲/۴۵) در سطح ۵٪ نشان می‌دهد که رویکرد اثرات ثابت بر رویکرد داده‌های تلفیقی برتری دارد. عدم معناداری آماره هاسمن نیز (۰/۹۱) نشان می‌دهد که رویکرد اثرات تصادفی بر رویکرد اثرات ثابت، ارجحیت دارد. نتایج نشان می‌دهد که عرض از مبدأ (۱/۳۸۲) و ضریب متغیر بازده دوره جاری (-۰/۳۱۵) در سطح ۱٪ معنادار هستند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس^{۲۱} نشان می‌دهند که متغیرهای مستقل مشکل همخطی ندارند^{۲۲} و معناداری آماره فیشر (۱۵/۶۵) بیانگر معناداری کلی الگوی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل، حدود ۳۱٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. آماره دوربین واتسون (۱/۸۶) نیز نشان می‌دهد که باقیمانده‌های الگوی شماره ۱ مشکل خودهمبستگی سریالی ندارند. بنابراین، نتایج برآورد الگوی شماره ۱، کاذب نیست و برای محاسبه درجه محافظه‌کاری نامشروط می‌توان بدان اتکا کرد. در برآورد الگوی شماره ۱، مقادیر اثرات خاص سال‌ها و شرکت‌ها نیز حاصل شده و با جمع نمودن اثر شرکت نام و اثر سال نام، درجه محافظه‌کاری نامشروط ($UNCC_{it}$) محاسبه گردیده است.

سنجش محافظه‌کاری مشروط

به منظور سنجش درجه محافظه‌کاری نامشروط، الگوی شماره ۲ برآورد شده است.

جدول شماره ۳. نتایج برآورد الگوی شماره ۲- تعداد مشاهدات: ۱۳۸۰

پارامترها	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری	آماره VIF
عرض از مبدأ	۰/۰۵۱	۱/۲۶	۰/۲۱	---
D	-۰/۱۱۱	-۱/۷۷	۰/۰۹	۲/۰۱
R	-۰/۱۳۹	-۲/۵۳	۰/۰۱	۲/۰۸
R.Size	۰/۰۲۵	۲/۸۱	۰/۰۰	۲/۰۴
R.MTB	-۰/۰۱۵	-۳/۸۱	۰/۰۰	۲/۱۴
R.Leverage	۰/۰۳۳	۵/۸۴	۰/۰۰	۲/۱۱
D.R	۰/۳۰۱	۲/۳۸	۰/۰۲	۲/۰۹
D.R.Size	-۰/۰۲۵	-۲/۰۸	۰/۰۴	۲/۰۷
D.R.MTB	۰/۰۱۳	۲/۳۵	۰/۰۳	۲/۱۹
D.R.Leverage	۰/۰۲۱	۲/۰۱	۰/۰۴	۲/۱۳
Size	۰/۰۱۱	۳/۴۳	۰/۰۰	۲/۲۵
MTB	۰/۰۱۶	۳/۷۴	۰/۰۰	۲/۰۷
Leverage	-۰/۰۱۰	-۴/۷۷	۰/۰۰	۲/۹۱
D.Size	۰/۰۱۴	۲/۱۹	۰/۰۳	۲/۰۸
D.MTB	-۰/۰۱۰	-۱/۸۷	۰/۰۸	۲/۱۳
D.Leverage	۰/۰۳۳	۴/۱۷	۰/۰۰	۲/۴۵
ضریب تعیین تعدیل شده	۵۳/۴۷٪		آماره چاو (سطح معناداری)	۱/۱۱ (۰/۳۸)
آماره فیشر (سطح معناداری)	۶۴/۵۶ (۰/۰۰)		آماره دورین-واتسون	۱/۹۳

عدم معناداری آماره چاو (۱/۱۱) به این معناست که در برآورد الگوی شماره ۲، رویکرد داده‌های تلفیقی بر رویکرد اثرات ثابت برتری دارد. نتایج برآورد الگوی شماره ۲ با استفاده از رویکرد داده‌های تلفیقی، در جدول شماره ۳ ارائه شده است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای R (-۰/۱۳۹)، R.Size (۰/۰۲۵)، R.MTB (-۰/۰۱۵) و R.Leverage (۰/۰۳۳) در سطح ۱٪ معنادار هستند. همچنین، ضرایب مورد استفاده در محاسبه درجه محافظه کاری مشروط، شامل D.R (۰/۳۰۱)، D.R.Size (-۰/۰۲۵)، D.R.MTB (۰/۰۱۳) و D.R.Leverage (۰/۰۲۱) همگی در سطح ۵٪ معنادار هستند. ضرایب Size (۰/۰۱۱)، MTB

۱۶۴ / تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر میزان تأمین مالی از بانک‌ها و مؤسسات مالی در شرکت‌های ...

معنادار هستند. Leverage (۰/۰۱۰)، D.Size (۰/۰۱۴) و D.Leverage (۰/۰۳۳) نیز در سطح ۱٪

جدول شماره ۴. نتایج برآورد الگوهای شماره ۴، ۵ و ۶

الگوی شماره ۶		الگوی شماره ۵		الگوی شماره ۴		الگوها
ضریب	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	متغیرهای مستقل
۰/۱۱	-۰/۱۸۲	۰/۸۳	-۰/۰۱۸	۰/۰۴	۰/۱۱۲	عرض از مبدأ
۰/۰۴	۰/۰۴۳			۰/۰۰	۰/۰۳۸	UNCC
۰/۰۰	۰/۲۵۵	۰/۰۰	۰/۲۴۳			CC
۰/۰۳	۰/۰۲۶	۰/۰۰	۰/۰۴۸	۰/۰۳	۰/۰۳۲	Size
۰/۰۰	-۰/۰۵۳	۰/۰۳	-۰/۰۳۵	۰/۰۰	-۰/۰۵۷	ROA
۰/۳۲	۰/۰۳۳	۰/۲۲	۰/۰۶۴	۰/۵۴	-۰/۰۱۱	Growth
۰/۰۲	۰/۱۰۸	۰/۰۲	۰/۱۰۹	۰/۰۰	۰/۱۳۸	FX
۰/۰۴	-۰/۰۹۸	۰/۰۴	-۰/۱۰۳	۰/۰۴	-۰/۰۳۸	CFVOL
۴۶/۱۳٪		۳۸/۲۱٪		۴۳/۰۴٪		ضریب تعیین تعدیل شده
(۰/۰۰) ۵۵/۷۵		(۰/۰۰) ۴۸/۱۹		(۰/۰۰) ۵۲/۱۳		آماره فیشر (سطح معناداری)
۱/۷۴		۱/۶۹		۱/۸۳		دوربین واتسون
(۰/۰۰) ۱۳/۴۶		(۰/۰۰) ۱۱/۴۱		(۰/۳۵) ۱/۰۸		آماره چاو (سطح معناداری)
(۰/۰۰) ۷۶/۱۱		(۰/۰۰) ۵۹/۰۶		---		آماره هاسمن (سطح معناداری)
(۰/۰۰) -۴/۱۵						آماره والد (سطح معناداری)
۱۳۸۰		۱۳۸۰		۱۳۸۰		تعداد مشاهدات

مقادیر آماره عامل تورم واریانس نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل با هم مشکل همخطی ندارند و معناداری آماره فیشر (۶۴/۵۶) معناداری کلی الگو شماره ۲ را تایید می‌کند. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل الگوی شماره ۲ حدود ۵۳٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آماره دوربین واتسون (۱/۹۳) بیانگر عدم وجود

خودهمبستگی سریالی بین باقیمانده‌های الگوی شماره ۲ است. بنابراین، نتایج برآورد الگوی شماره ۲ کاذب نیست و استفاده از آن برای محاسبه درجه محافظه‌کاری مشروط، بدون اشکال است. پس از برآورد الگوی شماره ۲، با استفاده از ضرایب متغیرهای اندازه، رشد و نسبت اهرمی، درجه محافظه‌کاری مشروط و خود متغیرها، برای شرکت i ام در سال t ام (CC_{it}) محاسبه شده است.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

به منظور آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش، به ترتیب الگوهای شماره ۴، ۵ و ۶ برآورد شده‌اند. در برآورد الگوی شماره ۴، معنادار نبودن آماره چاو (۱/۰۸) نشان می‌دهد که رویکرد داده‌های تلفیقی بر رویکرد اثرات ثابت ارجحیت دارد. با این حال، در برآورد الگوهای شماره ۵ و ۶، معناداری آماره چاو و هاسمن در سطح ۱٪ نشان می‌دهد که الگوی اثرات ثابت به ترتیب بر الگوی داده‌های تلفیقی و الگوی اثرات تصادفی ارجحیت دارد. نتایج برآورد الگوهای شماره ۴، ۵ و ۶ در جدول شماره ۴ ارائه شده است.

بر اساس نتایج برآورد الگوهای شماره ۴ و ۵، ضریب متغیرهای درجه محافظه‌کاری نامشروط (۰/۰۳۸) و درجه محافظه‌کاری مشروط (۰/۲۴۳) در سطح ۱٪ معنادارند. همچنین، ضریب متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، بازده دارایی‌ها، فشردگی دارایی‌ها و نوسان‌های جریان وجوه نقد عملیاتی در هر دو الگوی شماره ۴ و ۵ معنادار هستند. معناداری آماره فیشر هر دو الگو در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی الگوهای ذکر شده است. ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می‌دهد که در الگوهای شماره ۴ و ۵، متغیرهای مستقل به ترتیب حدود ۴۳ و ۳۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آماره دورینواتسون هر دو الگو نزدیک عدد ۲ است و نشان می‌دهد که باقیمانده‌های الگوها، مشکل خودهمبستگی سریالی ندارند. بنابراین، نتایج برآورد الگوهای شماره ۴ و ۵، به ترتیب برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش قابل

اتکا هستند. در مدل شماره ۴، مثبت و معنادار بودن ضریب درجه محافظه‌کاری نامشروط (۰/۰۳۸) نشان می‌دهد که بین این نوع محافظه‌کاری و میزان تسهیلات دریافتی از بانک‌ها و مؤسسات مالی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و شرکت‌هایی که رویه‌های محافظه‌کارانه بیشتری را در حسابداری و گزارشگری رویدادهای مالی به کار گرفته‌اند (درجه محافظه‌کاری نامشروط بالاتر)، توانسته‌اند تسهیلات بیشتری از بانک‌ها و مؤسسات مالی دریافت کنند.

نتایج برآورد الگوی شماره ۵ نیز نشان می‌دهد که بین محافظه‌کاری مشروط و نسبت تسهیلات دریافتی از بانک‌ها و مؤسسات مالی، رابطه مثبت و معناداری (۰/۲۴۳) وجود دارد. به بیان دیگر، نتایج نشان می‌دهد شرکت‌هایی که در زمان رویارویی با اخبار بد بازار، رویکرد محافظه‌کارانه در پیش گرفته‌اند (محافظه‌کاری مشروط)، تسهیلات بیشتری نیز از بانک‌ها و مؤسسات مالی دریافت کرده‌اند. علت این امر آن است که با اتخاذ رویکرد محافظه‌کارانه، شرکت‌ها نهایتاً سود کمتری گزارش می‌کنند و به تبع آن، سود نقدی کمتری بین سهامداران توزیع می‌نمایند. این موضوع، منافع بستانکاران (که به طور عمده، شامل بانک‌ها و مؤسسات مالی هستند) را در مقابل صاحبان سهام، تأمین می‌کند.

بر اساس نتایج الگوی شماره ۶، درجه محافظه‌کاری نامشروط (۰/۰۴۳) و ضریب متغیرهای کنترلی اندازه شرکت (۰/۰۲۶)، فشردگی دارایی‌ها (۰/۱۰۸) و نوسان‌های جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۰۹۸-) در سطح ۵٪ معنادار هستند. ضریب درجه محافظه‌کاری مشروط (۰/۲۵۵) و بازده دارایی‌ها (۰/۰۵۳-) در سطح ۱٪ معنادار است. معناداری آماره فیشر (۵۵/۷۵) بیانگر معناداری کلی الگو می‌باشد. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل الگوی شماره ۶ حدود ۴۶٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آماره دوربین واتسون (۱/۷۴) که بیانگر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در باقیمانده‌های الگوی شماره ۶ است، نشان می‌دهد که نتایج برآورد این الگو به منظور آزمون فرضیه پایانی پژوهش، قابل اتکا

است. معناداری آماره والد^{۳۳} (۴/۱۵-) و بزرگ تر بودن ضریب محافظه کاری مشروط (۰/۲۵۵) در مقایسه با ضریب محافظه کاری نامشروط (۰/۰۴۳)، نشان می‌دهد که در نمونه مورد بررسی، شرکت‌هایی که محافظه کاری مشروط بیشتری (در مقایسه با محافظه کاری نامشروط) اعمال کرده‌اند، به صورتی معنادار، تسهیلات بیشتری نیز از بانک‌ها و مؤسسات مالی دریافت کرده‌اند. علت این امر می‌تواند ریشه در تأثیرپذیری زیاد شرکت‌ها از اخبار اقتصادی برون سازمانی و اعمال بیشتر رویه‌های محافظه کارانه براساس اخبار مذکور (و نه رویه‌های حسابداری) داشته باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر نشان می‌دهد که محافظه کاری مشروط و نامشروط، رابطه مثبت و معناداری با نسبت تسهیلات دریافتی واحدهای تجاری از بانک‌ها و مؤسسات مالی دارند. نتایج حاصله در خصوص رابطه محافظه کاری نامشروط و نسبت تسهیلات دریافتی واحدهای تجاری، با یافته‌های مهرانی و همکاران (۱۳۸۸)، شهبازی و مشایخی (۱۳۹۳) و ایشیدا (۲۰۱۴) سازگار است. نتایج مربوط به رابطه محافظه کاری مشروط و نسبت تسهیلات دریافتی واحدهای تجاری، با یافته‌های مهرانی و همکاران (۱۳۸۸)، شهبازی و مشایخی (۱۳۹۳) سازگاری دارد ولی با نتایج پژوهش‌های کیانگ (۲۰۰۷) و ایشیدا (۲۰۱۴) در تضاد است.

ناسازگاری نتایج فرضیه دوم با یافته‌های کیانگ (۲۰۰۷) علاوه بر تفاوت در محیط‌های اقتصادی انجام دو پژوهش، احتمالاً به دلیل تفاوت در شیوه محاسبه درجه محافظه کاری مشروط است. زیرا کیانگ (۲۰۰۷) از روش باسو (۱۹۹۷) برای محاسبه درجه محافظه کاری مشروط استفاده کرده است، ولی در این پژوهش، رویکرد خان و واتز (۲۰۰۹) به کار رفته است. علت تناقض نتایج فرضیه دوم پژوهش با یافته‌های ایشیدا (۲۰۱۴)، از تفاوت در محیط‌های اقتصادی انجام دو پژوهش (ایران و ژاپن) نشأت می‌گیرد، چرا که درجه

محافظه‌کاری مشروط، از اخبار اقتصادی تأثیر می‌پذیرد و این اخبار در کشورهای ذکر شده، متفاوت است.

همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تأثیر محافظه‌کاری مشروط بر میزان تسهیلات دریافتی از بانک‌ها و مؤسسات مالی بیشتر از محافظه‌کاری نامشروط است. این موضوع نشان می‌دهد، از آنجا که شرکت‌های محافظه‌کار بیش از شرکت‌های غیرمحافظه‌کار، موجبات حفظ منافع بانک‌ها و مؤسسات مالی را فراهم می‌کنند، بانک‌ها و مؤسسات مالی نیز تسهیلات بیشتری در اختیار این نوع واحدهای تجاری قرار می‌دهند.

با توجه به یافته‌های پژوهش، به مدیرانی که برای تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، وجوه کافی در اختیار نداشته و بدین علت، قصد دریافت تسهیلات از بانک‌ها و مؤسسات مالی را دارند، توصیه می‌شود که هر دو نوع محافظه‌کاری (به ویژه محافظه‌کاری مشروط) را در شناسایی و ثبت رویدادهای مالی به کار گیرند تا بانک‌ها و مؤسسات مالی تمایل بیشتری برای اعطای اعتبار به آن‌ها داشته باشند. در ادامه مسیر، به پژوهشگران آتی نیز پیشنهاد می‌شود تا رابطه محافظه‌کاری مشروط و نامشروط را بر هزینه تأمین مالی از بانک‌ها و مؤسسات مالی بررسی نمایند.

یادداشت‌ها

1. Conflict of Interest
2. Contracting Theory
3. Debt Contract
4. Watts
5. Moral Hazard
6. Agency Theory
7. Beaver and Ryan
8. Ex Ante Conservatism
9. News-Independent Conservatism
10. Ex Post Conservatism
11. News-Dependent Conservatism
12. Qiang
13. Zhang
14. Chow test
15. Hausman Test
16. Pooled
17. Fixed Effects
18. Random Effects
19. Unconditional Conservatism
20. Conditional Conservatism
21. Variance Inflation Factor (VIF)

۲۲. زمانی که مقدار آماره VIF کمتر از ۵ (در برخی دیگر از منابع عدد ۱۰ نیز ذکر شده است) باشد، شواهدی از وجود همخطی چندگانه بین متغیرهای مستقل الگو وجود ندارد (کاتنر، ۲۰۰۴).

23. Wald Statistics

References

- Ahmad, A.S., Billing, B.K., Morton, R.M., Stanford-Harris, M. (2002). The role of accounting conservatism in mitigating redacting debt cost. *The Accounting Review*, 77(4), 864-890.
- Ball, R., Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 83-128.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric time lines of earning. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 3-37.
- Beauty, A., Weber, I., Yu, J.J. (2008). Conservatism and debt. *Journal of Accounting and Economics*, 45(2-3), 154-174.
- Beaver, W.H., Ryan, S.G. (2000). Biases and logs in book value and their effects on the ability of the book-to-market ratio to predict book return on equity. *Journal of Accounting Research*, 38(1), 1359-1373.
- Beaver, W.H., Ryan, S.G. (2005). Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling. *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), 269-309.
- Dechow, P.M., Ge, W., Schrand, C.M. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344-401.
- Ghalibaf Asl, H., Nikravesh, M., Dolatkami, M., Emami, A. (2015). Conditional accounting conservatism and financial flexibility. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 16, 107-123 [In Persian].
- Ishida, S. (2014). The effect of accounting conservatism on corporate financing activity: Evidence from Japan. <http://ssrn.com/abstract=2442316>.
- Khan, M., Watts, R.L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 132-150.

- Khodamipour, A., Tajaddini, D. (2014). The effect of conservatism on firms' financing methods and propensity to save cash. *Asset Management and Financing*, 2(1), 101-112 [In Persian].
- Kutner, N.N. (2004). *Applied Linear Regression Models*, 4th edition, McGraw-Hill, Irwin.
- Lara, J.M.G., Osma, B.G., Penalva, F. (2014). Information consequences of accounting conservatism. *European Accounting Review*, 23(2), 173-198.
- Maranjory, M., Alikhani, R. (2011). The survey relationship between conservatism and debt contract indexes of the firms listed in the Tehran Stock Exchange. *Quarterly Financial Accounting*, 8, 95-112 [In Persian].
- Mehrani, K., Vafi Sani, J., Hallaj, M. (2010). The relationship between debt contracts, firm size, and conservatism among listed firms in Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 59, 97-112 [In Persian].
- Pourheidari, O., Ghaffarloo, A. (2012). Financing and changes in the level of conditional accounting conservatism. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 66, 15-28 [In Persian].
- 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(3), 259-796.
- Shahbazi, M., Mashayekhi, B. (2014). Relationship between debt ratio, size and cost of capital of firm with conditional and unconditional conservatism. *Journal of Accounting Knowledge*, 16, 33-54 [In Persian].
- Watts, R.L. (2003a). Conservatism in accounting part I: Explanations and Implications. *Accounting Horizon*, 17(3), 207-221.
- Watts, R.L. (2003b). Conservatism in accounting part II: Evidence and implications. *Accounting Horizons*, 17(4), 287-301.
- Zhang, J. (2008). The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 27-54.