

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 زلقی**

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 مشتمل 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: Abbasafloooni@gmail.com)

تاریخ دریافت: ۹۴/۹/۸ تاریخ پذیرش: ۹۵/۷/۵

از محافظه کاری را اعمال می‌نمایند. همچنین، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که

محافظه کاری مشروط نسبت به محافظه کاری ناممشروط، تأثیر بیشتری بر حجم

تسهیلات دریافتی شرکت‌ها از بانک‌ها و مؤسسات مالی دارد.

واژه‌های کلیدی: محافظه کاری مشروط، محافظه کاری ناممشروط، 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 ([شهابازی 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، محافظه کاری حسابداری به عنوان یک سازوکار موثر

برای کاهش تضاد منافع در قراردادهای بدھی^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، محافظه کاری حسابداری از منافع اعتباردهنده‌گان (شامل

بانک‌ها و مؤسسات مالی) و سهامداران در مقابل فرصت طلبی‌های مدیریت، حفاظت می‌کند و

عدم رعایت محافظه کاری، 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 بدھی‌ها 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 محافظه کاری را اعمال نمایند.

پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا سطح محافظه‌کاری (مشروط و نامشروع) 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 پیشینه‌پژوهش، فرضیه‌ها، روش پژوهش، الگوها و یافته‌های پژوهش، گزارش شده و بر اساس نتایج به دست آمده پیشنهادهایی ارائه شده است.

مبانی نظری

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

مفهوم محافظه‌کاری به انواع نامشروع و مشروع، قابل تجزیه است. در زمان تأسیس شرکت، ارزش دفتری و ارزش بازار سهام آن با هم برابرند، ولی با گذشت زمان، اعمال روش‌های محافظه‌کارانه حسابداری موجب می‌شود تا ارزش دفتری سهام، همگام با ارزش بازار آن افزایش نیابد. [بیور و رایان \(۲۰۰۰\)](#) این موضوع را تحت عنوان محافظه‌کاری نامشروع مطرح می‌کنند و از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام به عنوان مبنای برای سنجش محافظه‌کاری نامشروع استفاده می‌نمایند. محافظه‌کاری نامشروع 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 محافظه‌کاری، محافظه‌کاری ترازنامه‌ای، محافظه‌کاری

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

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** (۲۰۰۷)، زیان‌های کاهش ارزش (ناشی از اخبار بد اقتصادی) که منجر به افزایش میزان محافظه‌کاری مشروط می‌شود، ناشی از یک منبع بروون 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 بدھی 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.

پیشینهٔ پژوهش

در پژوهش‌های خارجی، کیانگ (۲۰۰۷) دریافت که کاهش سطح محافظه‌کاری نامشروع و افزایش محافظه‌کاری مشروط، رابطه مستقیمی با افزایش نسبت بدھی 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 دریافت کننده 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 وام گیرنده اجازه تغییر روش‌های حسابداری را نمی‌دهد.

به عقیده ایشیدا (۲۰۱۴)، محافظه‌کاری نامشروع 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 بدھی‌ها 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 بدھی و هر دو نوع محافظه‌کاری مشروط و نامشروط، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد که قراردادهای بدھی (از جمله قرارداد بین شرکت و بانک) یکی از مهم‌ترین منابع ایجاد تقاضا برای افزایش محافظه‌کاری به شمار می‌روند.

[خدمامی پور و تاج الدینی \(۱۳۹۳\)](#) دریافتند که رابطه معناداری بین محافظه‌کاری حسابداری و شیوه‌های تأمین مالی وجود دارد ولی عقیده دارند که به علت استفاده بیشتر از بدھی‌ها برای تأمین مالی، امکان بررسی جهت رابطه مذکور وجود ندارد. [قالیاف اصل و همکاران \(۱۳۹۴\)](#) با به کارگیری دو معیار محافظه‌کاری [باسو \(۱۹۹۷\)](#) و [بال و شیواکومار \(۲۰۰۵\)](#) و نیز استفاده از سه معیار انعطاف‌پذیری مالی (شامل سطح نگهداری وجه نقد، نسبت بدھی‌ها و سود سهام پرداختنی) 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 \(۲۰۰۵\)](#)، مبنی بر تأثیر محافظه کاری مشروط بر بهبود قراردادهای بدھی و نیز عقیده [گارسیا لارا و همکاران \(۲۰۱۴\)](#)، مبنی بر عدم تأثیر محافظه کاری نامشروع بر قراردادهای بدھی، برای مقایسه میزان تأثیر دو نوع محافظه کاری بر حجم تأمین مالی واحدھای تجاری از بانک‌ها و مؤسسات مالی، فرضیه سوم پژوهش به شکل زیر تنظیم شده است:

فرضیه سوم: بین تأثیر محافظه کاری مشروط و نامشروع، 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 الگوهای (از بین سه الگوی تلفیقی^{۱۶}، اثرات ثابت^{۱۷} و اثرات تصادفی^{۱۸}) مشخص می‌شود و با استفاده از الگوی تعیین شده، الگو موردنظر 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 نامشروع 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 α_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 نامشروع^{۱۹} (UNCC) را برای هر شرکت در هر سال ارائه می‌کند. متغیر R_{it-j} که بیانگر بازدۀ سالانه سهام است، برای بازۀ زمانی دو سال قبل از سال t نیز استخراج شده است. در مرحله بعد، برای محاسبۀ درجه محافظه‌کاری مشروط^{۲۰}، الگوی خان و واتز (۲۰۰۹) با استفاده از رویکرد داده‌های ترکیبی به شرح زیر شده است:

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

که در آن، X_{it} : سود خالص شرکت i برای دوره t است که با استفاده از مجموع ارزش بازار سهام شرکت در دورۀ قبل، همگن شده است. R_{it} : بازدۀ سالانه سهام و D_{it} : معرف یک متغیر مجازی است که اگر R_{it} منفی باشد (خبر بد)، مقدار آن یک است و در غیر این صورت، مقدار صفر خواهد داشت. به علاوه، $Size$: اندازۀ شرکت (معادل لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام)، MTB : رشد شرکت (معادل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام) و $Leverage$: اهم بدھی‌ها (معادل نسبت بدھی‌های 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 بازدۀ سهام، در الگو لحاظ کرده‌اند. پس از برآورد الگوی شمارۀ 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 برآورده 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 برآورده شده‌اند:

$$\text{Loan}_{it} = \varphi_1 + \varphi_2 \text{UNCC}_{it} + \sum_{j=1}^5 \eta_j \text{Control}_{j,it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

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

که در آن‌ها، Loan : برابر نسبت تسهیلات دریافتی از بانک‌ها و مؤسسات مالی به کل دارایی‌های ابتدای دوره، UNCC : معادل درجه محافظه‌کاری نامشروع 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 CFVOL (نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها) و نوسان‌های جریان وجهه نقد عملیاتی FX (انحراف معیار جریان وجهه 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 نامشروع با نسبت تسهیلات دریافتی شرکت‌ها، در الگوها گنجانده شده‌اند. در دو الگوی اخیر، انتظار می‌رود که ضریب متغیرهای محافظه‌کاری مشروط و نامشروع، 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 برآورده شده است:

$$\text{Loan}_{it} = \psi_1 + \psi_2 \text{UNCC}_{it} + \psi_3 \text{CC}_{it} + \sum_{j=1}^5 \eta_j \text{Control}_{j,it-1} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

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 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 (میانه) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام $0/16$ ($0/19$)، بازده سالانه سهام $0/35$ ($0/29$)، سود خالص $0/14$ ($0/16$)، اندازه شرکت $12/91$ ($12/82$)، رشد شرکت $6/25$ ($5/23$)، نسبت اهرمی $0/54$ ($0/57$)، نسبت تسهیلات دریافتی $0/29$ ($0/28$)، بازده دارایی‌ها $0/28$ ($0/29$)، رشد فروش‌ها $0/21$ ($0/16$)، فشردگی دارایی‌ها $0/33$

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

جدول شماره ۱. آماره‌های توصیفی-تعداد مشاهدات: ۱۳۸۰

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

به عبارت دیگر، نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌های مورد بررسی، به طور متوسط ۳۵ درصد بازده 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

سنجدش محافظه‌کاری نامشروع

برای سنجدش درجهٔ محافظه‌کاری نامشروع، الگوی شماره ۱ برآورد شده و نتایج آن در جدول شماره ۲ ارائه گردیده است.

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

جدول شماره ۲. نتایج برآورده‌گوی شماره ۱

VIF	آماره آ	سطح معناداری	آماره β	ضریب متغیر	متغیرهای مستقل
---	۰/۰۰		۱۱/۸۸	۱/۳۸۲	عرض از مبدأ
۱/۰۲	۰/۰۰		-۳/۸۶	-۰/۳۱۵	R_t
۱/۰۱	۰/۰۸		-۱/۷۲	-۰/۱۸۱	R_{t-1}
۱/۰۲	۰/۰۳۳		-۰/۹۶	-۰/۱۰۷	R_{t-2}
(۰/۰۱) ۲/۴۵	آماره چاو (سطح معناداری)			۳۱/۰۸٪	ضریب تعیین تعديل شده
(۰/۰۸۴) ۰/۹۱	آماره هاسمن (سطح معناداری)			(۰/۰۰) ۱۵/۶۵	آماره فیشر (سطح معناداری)
۱۳۸۰	تعداد مشاهدات			۱/۸۶	دوربین واتسون

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^۱ نشان می‌دهند که متغیرهای مستقل مشکل همخطی ندارند^۲ 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 برآورده‌گوی شماره ۱، کاذب نیست و برای محاسبه درجه محافظه‌کاری نامشروع می‌توان بدان اتفاق کرد. در برآورده‌گوی شماره ۱، مقادیر اثرات خاص سال‌ها و شرکت‌ها نیز حاصل شده و با جمع نمودن اثر شرکت نام و اثر سال نام، درجه محافظه‌کاری نامشروع (UNCC_{it}) محاسبه گردیده است.

سنجرش محافظه‌کاری مشروع

به منظور سنجرش درجه محافظه‌کاری نامشروع، 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	.۰/۰۳۱	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 تعديل شده	.۵۳/۴۷٪	آماره چاو (سطح معناداری)	آماره چاو (۱/۱۱)	(۰/۳۸)
آماره فیشر (سطح معناداری)	(۰/۰۰) ۶۴/۵۶	آماره دوربین-واتسون	آماره دوربین-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 (R.Leverage)، R.MTB (R.Size)، D.R.MTB (D.R.Size) و D.R.Leverage (D.R.Leverage) در سطح ۱٪ معنادار هستند. همچنین، ضرایب مورد استفاده در محاسبه درجه محافظه کاری مشروط، شامل MTB (۰/۰۲۱)، Size (۰/۰۱۱)، D.R.Leverage (۰/۰۳۳) در سطح ۵٪ معنادار هستند. ضرایب

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

۱٪ D.Leverage، (۰/۰۱۶)، (۰/۰۳۳) D.Size و (۰/۰۱۰)، (۰/۰۱۴) نیز در سطح معنادار هستند.

جدول شماره ۴. نتایج برآورد الگوهای شماره ۵ و ۶

الگوی شماره ۶			الگوی شماره ۵			الگوی شماره ۴			الگوهای
سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری	ضریب	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	۰/۰۵۴	-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 تعديل 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		(۰/۰۳۵) 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 تعديل 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 زام در سال t (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 (۰/۱۰۸) 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 نامشروع (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 تعديل شده نیز نشان می‌دهد که در الگوهای شماره ۴ و ۵، متغیرهای مستقل به ترتیب حدود ۴۳ و ۳۸ درصد از تغیرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آماره دوربینواتسون 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 درجهٔ محافظه‌کاری نامشروع (۰/۰۳۸) نشان می‌دهد که بین این نوع محافظه‌کاری و میزان تسهیلات دریافتی از بانک‌ها و مؤسسات مالی، رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد و شرکت‌هایی که رویه‌های محافظه‌کارانه بیشتری را در حسابداری و گزارشگری رویدادهای مالی به کار گرفته‌اند (درجهٔ محافظه‌کاری نامشروع 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، رابطهٔ 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 عمدی، شامل بانک‌ها و مؤسسات مالی هستند) را در مقابل صاحبان سهام، تأمین می‌کند.

بر اساس نتایج الگوی شماره^۶، درجهٔ محافظه‌کاری نامشروع (۰/۰۴۳) و ضریب متغیرهای کنترلی اندازهٔ شرکت (۰/۰۲۶)، فشردگی دارایی‌ها (۰/۱۰۸) و نوسان‌های جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۰۹۸) در سطح ۵٪ معنادار هستند. ضریب درجهٔ محافظه‌کاری مشروط (۰/۲۵۵) و بازده دارایی‌ها (۰/۰۵۳) در سطح ۱٪ معنادار است. معناداری آمارهٔ فیشر (۵۵/۷۵) بیانگر معناداری کلی الگو می‌باشد. ضریب تعیین تغییر شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل الگوی شماره^۶ حدود ۴۶٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. مقدار آمارهٔ 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 فرضیهٔ پایانی پژوهش، قابل اتکا

است. معناداری آماره والد^{۳۳} (۰/۱۵/۴) و بزرگتر بودن ضریب محافظه کاری مشروط (۰/۲۵۵) در مقایسه با ضریب محافظه کاری ناممشروط (۰/۰۴۳)، نشان می‌دهد که در نمونه مورد بررسی، شرکت‌هایی که محافظه کاری مشروط بیشتری (در مقایسه با محافظه کاری ناممشروط) اعمال کردند، به صورتی معنادار، تسهیلات بیشتری نیز از بانک‌ها و مؤسسات مالی دریافت کردند. علت این امر می‌تواند ریشه در تأثیرپذیری زیاد شرکت‌ها از اخبار اقتصادی برون‌سازمانی 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 ناممشروط، رابطه مثبت و معناداری با نسبت تسهیلات دریافتی واحدهای تجاری از بانک‌ها و مؤسسات مالی دارند. نتایج حاصله در خصوص رابطه محافظه کاری ناممشروط و نسبت تسهیلات دریافتی واحدهای تجاری، با یافته‌های [مهرانی و همکاران \(۱۳۸۸\)](#)، [شهربازی 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 \(۱۳۸۸\)](#)، [شهربازی 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 ناممشروط 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، وجوده 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 تعایل بیشتری برای اعطای اعتبار به آن‌ها داشته باشند. در ادامه مسیر، به پژوهشگران آتی نیز پیشنهاد می‌شود تا رابطه محافظه‌کاری مشروط و ناممشروط را بر هزینه تأمین مالی از بانک‌ها و مؤسسات مالی بررسی نمایند.

داداشهای

- | | |
|-------------------------------------|------------------------------|
| 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 چند گانه بین متغیرهای مستقل الگو وجود ندارد (کاتر، 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 valve 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.