

تأثیر محافظه کاری حسابداری بر حجم تأمین مالی

شرکت‌ها

شهرناز مشایخ^۱، زهرا نیکبخت^۲

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۱/۲۲

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۲/۱۲

چکیده

محافظه کاری حسابداری یکی از مولفه‌های سنجش کیفیت سود است. زمانی که کیفیت سود بالاست، اعتبار دهنده‌گان منابع مالی را ساده‌تر در اختیار شرکت‌ها قرار می‌دهند، چرا که نسبت به برگشت منابع اعطا شده به شرکت‌ها، اطمینان بیشتری خواهند داشت. در این تحقیق، رابطه بین محافظه کاری مشروط و ناممشروط حسابداری با حجم تأمین مالی در ۱۳۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ بررسی شده است. همچنین، در این تحقیق، میزان تأثیر محافظه کاری مشروط و ناممشروط واحدهای تجاري در اخذ تسهیلات مالی، مقایسه شده است. برای سنجش محافظه کاری مشروط از معیار خان و واتز و برای اندازه‌گیری محافظه کاری ناممشروط، از معیار بیور و رایان استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش محافظه کاری مشروط و ناممشروط، حجم تسهیلات دریافتی شرکت‌ها افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، موسسات مالی میل بیشتری به اعطای وام به شرکت‌هایی دارند که درجه بالاتری از محافظه کاری را اعمال می‌نمایند.

واژه‌های کلیدی: محافظه کاری مشروط، محافظه کاری ناممشروط، تأمین مالی.

طبقه‌بندی موضوعی: M41

پرتمال جامع علوم انسانی

^۱ دانشیار حسابداری، دانشگاه الزهراء(س)، (shahnaz_mashayekh@yahoo.com)

^۲ دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه الزهراء(س)، مریمی دانشگاه پیام نور مرکز کوهپایه، (نویسنده مسئول)، (Zahra.nikbakht77@gmail.com)

مقدمه

محافظه کاری از ویژگی های باز گزارشگری مالی می باشد که از مدت ها قبل با تئوری و عمل حسابداری درآمیخته است. محافظه کاری حداقل از ابتدای قرن بیستم تاکنون، ویژگی غالب و برجسته در عرصه حسابداری و گزارشگری مالی بوده است. بر طبق بررسی های انجام شده توسط محقق، مشخص گردید که یکی از اهداف مؤسسات مالی دریافت تسهیلات بیشتر می باشد که این امر در شرکت های با محافظه کاری بیشتر، می تواند تحقق بیشتری یابد. همچنین ابزاری برای کاراتر شدن قراردادهای منعقده می باشد. بنابراین اهمیت و ضرورت بررسی رابطه تأمین مالی شرکت ها با میزان محافظه کاری مشروط و نامشروع و آثار مالی قابل ملاحظه ناشی از میزان محافظه کاری در مؤسسات و نوع آن که میزان تأمین مالی را تحت شعاع قرار می دهد، قابل توجه است. باسو (۱۹۹۷) محافظه کاری را تمایل حسابداران به داشتن مستندات قوی تر برای شناسایی اخبار خوب در مقایسه با شناسایی اخبار بد تعریف می کند. بر اساس تئوری قراردادها^۱، رویه های محافظه کارانه حسابداری، ابزاری برای کاهش تضاد منافع میان گروه های مختلف طرف قرارداد با شرکت هستند. یکی از مهم ترین گروه های طرف قرارداد با شرکت، اعتبار دهنده گان (شامل موسسات مالی) هستند. موسسات مالی علاقمند به کسب اطلاع از میزان احتمال پوشش طلب خود با استفاده از خالص دارایی ها و نقدينگی شرکت می باشند (شهبازی و مشایخی، ۱۳۹۳) و نگران وصول اصل و فرع وام های اعطایی به شرکت بوده و همواره بین آنان و سایر گروه های ذینفع از جمله مدیران و سهامداران تضاد منافع وجود دارد (مران جوری و علیخانی، ۱۳۸۳). در این بین، محافظه کاری حسابداری میثاقی است که به عنوان یک سازو کار موثر برای کاهش تضاد منافع در قراردادهای بدھی^۲ عمل می کند (بیور و رایان، ۲۰۰۰).

واتر (۲۰۰۳) اعتقاد دارد که در قراردادهای میان شرکت و ذینفعان، محافظه کاری حسابداری از منافع اعتبار دهنده گان و سهامداران در مقابل فرست طلبی های مدیریت، حفاظت می کند. به عقیده وی، عدم رعایت محافظه کاری، منجر به گزارش سود خالص بیشتر و به تبع آن توزیع مبالغ بالاتری از سود نقدی بین سهامداران می گردد. این موضوع به مرور زمان از توان شرکت برای بازپرداخت بدھی ها می کاهد و منافع وام دهنده گان را به خطر می اندازد. بدین ترتیب، موسسات مالی تمایل بیشتری به اعطای وام به شرکت هایی خواهد داشت که درجه بالاتری از محافظه کاری را اعمال می نمایند. تحقیق حاضر به دنبال پاسخ به این سوال می باشد که آیا

محافظه کاری (مشروط و نامشروع) حسابداری، روی میزان تسهیلات دریافتی شرکت تأثیر مثبت دارد یا خیر؟

تحقیقات پیشین

واتر (۲۰۰۳) محافظه کاری را ابزاری برای روبه‌رو شدن با مسایل و خطرات اخلاقی^۳ ناشی از حضور و مشارکت ذینفعان مختلف در واحد تجاری می‌داند. بیور و رایان (۲۰۰۵) اعتقاد دارند تا زمانی که کاهش عمدہ‌ای در ارزش یک دارایی صورت نگرفته باشد، اعمال روش‌های حسابداری برای مستهلک نمودن دارایی (به ویژه روش‌های تسریعی) به مرور زمان موجب کاهش ارزش دفتری آن می‌گردد. این شکل از کاهش ارزش که ارتباطی به اخبار اقتصادی خارج از شرکت ندارد، در قالب محافظه کاری نامشروع قرار می‌گیرد. با این حال، زمانی که شرکت به دلیل کاهش عمدہ ارزش دارایی در بازار، ناشی از اخبار بد اقتصادی، مبلغ کمتری برای دارایی مذکور در دفاتر ثبت می‌کند، با مفهوم محافظه کاری مشروط روبرو هستیم.

محافظه کاری نامشروع از بکارگیری 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 و یا محافظه کاری مستقل از اخبار نیز خوانده می‌شود (خان و واتر، ۲۰۰۹). باسو (۱۹۹۷)، فرآیند تسریع در شناسایی زیان و به تعویق انداختن شناسایی سودها را محافظه کاری مشروط می‌نامد. در این نوع محافظه کاری، شناسایی سود و زیان‌ها به اخبار اقتصادی خارج از شرکت وابسته می‌باشد و اخبار بد نسبت به اخبار خوب، به شکلی سریع‌تر در شناسایی سودها لحظه می‌شود. احمد و همکاران (۲۰۰۲) معتقدند که محافظه کاری، تضاد منافع بین سهامداران و اعتباردهندگان را در تقسیم سود کاهش می‌دهد و افزایش محافظه کاری موجب کاهش هزینه‌های مالی می‌شود. به عقیده کیانگ (۲۰۰۷)، زیان‌های کاهش ارزش که منجر به افزایش میزان محافظه کاری مشروط می‌شود، ارتباطی به کیفیت سود شرکت ندارند و به همین دلیل، وی عقیده دارد که در جات بالاتر محافظه کاری مشروط نمی‌تواند در موسسات مالی تمایلی برای اعطای اعتبار به شرکت‌ها ایجاد نماید.

بال و شیواکومار (۲۰۰۵) عقیده دارند که محافظه کاری نامشروع 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. کیانگ (۲۰۰۷) دریافت که افزایش در نسبت بدھی به حقوق صاحبان سهام موجب کاهش سطح محافظه کاری نامشروع و افزایش محافظه کاری مشروع می‌شود. خان و واتر (۲۰۰۷) دریافتند که شرکت‌های جوان‌تر و شرکت‌هایی با چرخه سرمایه‌گذاری طولانی‌تر، محافظه کارتر هستند. به عقیده آنان، شرکت‌های جوان‌تر، رشد کمتری داشته و چندان باثبات نیستند و به همین دلیل بین شرکت و ذینفعان آن عدم تقارن اطلاعاتی بیشتری وجود دارد، بنابراین این شرکت‌ها مجبور هستند محافظه کارانه‌تر عمل نمایند. ژانگ (۲۰۰۸) دریافت که گزارشگری محافظه کارانه، موسسات مالی را قادر می‌سازد تا نشانه‌های عملکرد مالی نامناسب شرکت را به موقع دریافت نمایند و بدین ترتیب ریسک وصول اصل و فرع وام‌های اعطایی را کاهش دهد.

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 موسسات مالی افزایش می‌دهد. به همین دلیل، مفاد بسیاری از قراردادهای اخذ تسهیلات، به وام گیرنده اجازه تغییر روش‌های حسابداری را نمی‌دهد. به عقیده ایشیدا (۲۰۱۶)، محافظه کاری نامشروع از ارائه بیش از واقع 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 موسسات مالی میل بیشتری برای اعطای اعتبار به این گروه از شرکت‌ها داشته باشند. با این حال، او بیان می‌کند محافظه کاری مشروع که به دلیل انتشار اخبار بد اقتصادی خارج از شرکت رخ می‌دهد، موجب افزایش کیفیت گزارشگری شرکت نشده و روی حجم تسهیلات دریافتنی شرکت از موسسات مالی تأثیری ندارد.

در پژوهش‌های داخلی یافته‌های مهرانی و همکاران (۱۳۸۸) بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین میزان بدھی‌ها و محافظه کاری حسابداری می‌باشد. همچنین آنان دریافتند که شرکت‌های بزرگتر، میزان محافظه کاری کمتری را اعمال می‌کنند. پورحیدری و غفارلو (۱۳۹۰) دریافتند شرکت‌هایی که از طریق حقوق صاحبان سهام تأمین مالی می‌کنند، هم در دوره تأمین مالی و

هم در دوره قبل از آن، سطح محافظه‌کاری مشروط را کاهش می‌دهند. شهbazی و مشایخی (۱۳۹۳) نشان دادند که بین نسبت بدھی و هر دو نوع محافظه‌کاری مشروط و نامشروع رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد که قراردادهای بدھی یکی از مهمترین منابع ایجاد تقاضا برای افزایش محافظه‌کاری به شمار می‌روند.

فرضیه‌های پژوهش

برای بررسی رابطه محافظه‌کاری مشروط و نامشروع با میزان تأمین مالی شرکت‌ها، فرضیه‌های زیر مورد آزمون قرار گرفته‌اند:

فرضیه ۱: بین محافظه‌کاری نامشروع و تسهیلات دریافتی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

فرضیه ۲: بین محافظه‌کاری مشروط و تسهیلات دریافتی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

روش پژوهش

تحقیق حاضر به لحاظ نتایج از نوع تحقیق شبه تجربی و پس رویدادی می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌ها در این تحقیق از رویکرد رگرسیون چندگانه با داده‌های ترکیبی استفاده شده است. در این رویکرد، با استفاده از آزمون‌های لیمیر و هاسمن، الگوی مناسب برای برآورد هر یک از مدل‌ها (از بین سه الگوی تلفیقی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی) مشخص می‌شود و با استفاده از الگوی تعیین شده، مدل مورد نظر برآورد می‌گردد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به روش کتابخانه‌ای و از بانک اطلاعاتی رهآورد نوین استخراج شده است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری تحقیق، شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۹ ساله ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ می‌باشد. در انتخاب نمونه آماری، شرایط زیر اعمال شده است:

۱. پایان سال مالی شرکت‌ها متنه‌ی 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 آن‌ها منفی نباشد و

۵. داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه متغیرها، در دسترس باشند.

با اعمال محدودیت‌های فوق، حجم نمونه آماری برابر ۱۳۴ شرکت شده که برای آزمون فرضیه‌های تحقیق از آن استفاده گردیده است.

مدل‌های تحقیق

پس از گردآوری مشاهدات، ابتدا با استفاده از مدل بیور و رایان (۲۰۰۰)، درجه محافظه‌کاری نامشروع^۴ 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 این رابطه BTM_{it} بیانگر نسبت ارزش دفتری سهام به ارزش بازار سهام می‌باشد. نماد i بیانگر شرکت و نماد t نشان‌دهنده سال می‌باشد. همچنین، α_t ، اثر سال و α_i اثر شرکت است و مجموع این دو عامل، درجه محافظه‌کاری نامشروع (UNCC) را برای هر شرکت در هر سال ارائه می‌کند. متغیر R_{it-j} که بیانگر بازده سالانه سهام می‌باشد، برای بازه زمانی دو سال قبل از سال t نیز استخراج شده است. در مرحله بعد، برای محاسبه درجه محافظه‌کاری مشروط^۵، از مدل باسو (۱۹۹۷) استفاده می‌شود. وی مدل رگرسیونی زیر را جهت سنجش محافظه‌کاری مشروط ارائه نموده است:

$$X_{it} = \beta_1 + \beta_2 D_{it} + \beta_3 R_{it} + \beta_4 D_{it} R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن X_{it} سود خالص شرکت i برای دوره t می‌باشد 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 می‌باشد که اگر R_{it} منفی باشد (خبر بد)، مقدار آن یک است و در غیر این صورت، مقدار صفر خواهد داشت. در مدل (۲)، β_4 نشان‌دهنده درجه محافظه‌کاری مشروط می‌باشد. اگر چه عموماً از این معادله برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری مشروط استفاده می‌شود، اما این روش تنها یک عدد را به عنوان میزان محافظه‌کاری مشروط برای تمام شرکت‌ها در کل بازه

زمانی مورد بررسی ارائه می کند و استفاده از آن برای تحقق اهداف تحقیق حاضر کارایی ندارد. بدین منظور، خان و واتر (۲۰۰۹) روشی ارائه کردند که درجه محافظه کاری مشروط را برای هر شرکت به صورت مجزا و مستقل از شرکت های دیگر در هر سال محاسبه می نماید. در این روش، فرض می شود که ضریب بازده (یعنی β_3) و نیز ضریب محافظه کاری مشروط (یعنی β_4)، تابعی از سه ویژگی خاص شرکت (اندازه، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و اهرم بدھی ها)

هستند:

$$G-Score_{it} \equiv \beta_3 = \gamma_1 + \gamma_2 Size_{it} + \gamma_3 MTB_{it} + \gamma_4 Leverage_{it} \quad (3)$$

$$C-Score_{it} \equiv \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 Size_{it} + \lambda_3 MTB_{it} + \lambda_4 Leverage_{it} \quad (4)$$

که $G-Score$ میزان بهنگامی شناسایی اخبار خوب و $C-Score$ درجه بهنگامی شناسایی اخبار بد (محافظه کاری مشروط) را منعکس می کند. در عبارات فوق، $Size$ اندازه شرکت و معادل لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام، MTB رشد شرکت و معادل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام و $Leverage$ اهرم بدھی ها و معادل نسبت بدھی های بهره دار به کل حقوق صاحبان سرمایه می باشد. برای محاسبه مقادیر $G-Score$ و $C-Score$ ابتدا عبارت های (۳) و (۴) وارد مدل (۲) شده و بر اساس نظر خان و واتر (۲۰۰۹) به شکل زیر بازنویسی شده است:

$$\begin{aligned} X_{it} = & \beta_1 + \beta_2 D_{it} + R_{it} (\gamma_1 + \gamma_2 Size_{it} + \gamma_3 MTB_{it} + \gamma_4 Leverage_{it}) \\ & + D_{it} \cdot R_{it} (\lambda_1 + \lambda_2 Size_{it} + \lambda_3 MTB_{it} + \lambda_4 Leverage_{it}) \quad (5) \\ & + \left(\delta_1 Size_{it} + \delta_2 MTB_{it} + \delta_3 Leverage_{it} \right) \\ & + \left(\delta_4 D_{it} Size_{it} + \delta_5 D_{it} MTB_{it} + \delta_6 D_{it} Leverage_{it} \right) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

در این مدل، خان و واتر (۲۰۰۹) عبارت داخل پرانتز آخر را برای کنترل اثرات متقابل ویژگی های خاص شرکت و بازده سهام، در مدل لحاظ کرده اند. حال مدل فوق برآورده شده و مقادیر ضرایب مورد نیاز جهت محاسبه $G-Score$ و $C-Score$ از آن استخراج می گردد و با جایگذاری ضرایب حاصله، در عبارت (۴)، درجه محافظه کاری مشروط (CC) برای هر شرکت در هر سال به صورت یک عدد مستقل، محاسبه می شود. در پایان، برای آزمون فرضیه های اول و دوم تحقیق، به ترتیب مدل های زیر برآورده شود:

$$\text{Loan}_{it} = \phi_1 + \phi_2 \text{UNCC}_{it} + \phi_3 \text{Size}_{it} + \phi_4 \text{ROA}_{it} + \phi_5 \text{Growth}_{it} + \phi_6 \text{FX}_{it} + \phi_7 \text{SVOL}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\text{Loan}_{it} = \theta_1 + \theta_2 \text{CC}_{it} + \theta_3 \text{Size}_{it} + \theta_4 \text{ROA}_{it} + \theta_5 \text{Growth}_{it} + \theta_6 \text{FX}_{it} + \theta_7 \text{SVOL}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

که در آنها، Loan برابر نسبت تسهیلات دریافتی به کل دارایی‌های ابتدای دوره، UNCC معادل درجه محافظه‌کاری نامشروع و CC درجه محافظه‌کاری مشروع می‌باشد. متغیرهای اندازه Size (لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام)، سودآوری ROA (نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌ها)، رشد فروش‌ها (میانگین حسابی رشد فروش‌ها در سه سال اخیر)، فشردگی دارایی‌ها FX (نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها) و نوسانات جریان وجوده نقد عملیاتی CFVOL (انحراف معیار جریان وجوده نقد عملیاتی در سه سال اخیر) با پیروی از تحقیق‌های پیشین (مانند ایشیدا، ۲۰۱۴) و به منظور کنترل تأثیر آنها بر رابطه محافظه‌کاری مشروع و نامشروع با نسبت تسهیلات دریافتی شرکت‌ها، در مدل‌ها گنجانده شده‌اند. در دو مدل اخیر، انتظار می‌رود که ضریب متغیرهای محافظه‌کاری مشروع و نامشروع، مثبت و معنادار باشند.

یافته‌های تحقیق آماره‌های توصیفی

آماره‌های توصیفی تحقیق که شمایی کلی از وضعیت توزیع داده‌ها را ارائه می‌کنند در نگاره (۱) ارائه شده‌اند. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که میانگین (میانه) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام $0/27$ ($0/42$)، بازده سالانه سهام $0/35$ ($0/09$)، سود خالص $0/24$ ($0/26$)، اندازه شرکت $22/92$ ($22/82$)، رشد شرکت $5/96$ ($2/39$)، نسبت اهرم $2/27$ ($0/75$)، نسبت تسهیلات دریافتی $0/33$ ($0/29$)، بازده دارایی‌ها $0/28$ ($0/09$)، رشد فروش‌ها $0/22$ ($0/27$)، فشردگی دارایی‌ها $0/26$ ($0/22$)، نوسانات جریان وجوده نقد عملیاتی $0/34$ ($0/08$)، درجه محافظه‌کاری نامشروع $0/07$ ($0/64$) و درجه محافظه‌کاری مشروع $0/02$ ($0/02$) می‌باشد.

نگاره (۱): آماره‌های توصیفی

| انحراف معیار | حداقل | حداکثر | میانه | میانگین | نمادها |
|--------------|-------|--------|-------|---------|----------|
| ۲/۲۹ | ۰/۰۲ | ۲۳/۷۵ | ۰/۴۲ | ۰/۲۷ | BTM |
| ۰/۸۶ | -۲/۲۹ | ۳/۹۷ | ۰/۰۹ | ۰/۳۵ | R |
| ۰/۲۳ | -۲/۰۶ | ۰/۶۸ | ۰/۲۶ | ۰/۲۴ | X |
| ۲/۵۰ | ۹/۰۶ | ۲۸/۰۵ | ۲۲/۸۲ | ۲۲/۹۲ | Size |
| ۹/۰۶ | ۰/۰۷ | ۵۷/۵۹ | ۲/۳۹ | ۵/۹۶ | MTB |
| ۲/۶۷ | ۰/۰۲ | ۲۳/۲۰ | ۰/۷۵ | ۲/۲۷ | Leverage |
| ۰/۲۲ | ۰/۰۰ | ۲/۲۷ | ۰/۲۹ | ۰/۳۳ | Loan |
| ۰/۶۶ | -۰/۹۲ | ۷/۶۳ | ۰/۰۹ | ۰/۲۸ | ROA |
| ۰/۲۴ | -۰/۴۸ | ۲/۲۲ | ۰/۲۷ | ۰/۲۲ | Growth |
| ۰/۲۹ | ۰/۰۰ | ۰/۸۶ | ۰/۲۲ | ۰/۲۶ | FX |
| ۲/۰۶ | ۰/۰۰ | ۲۶/۰۹ | ۰/۰۸ | ۰/۳۴ | CFVOL |
| ۲/۹۵ | -۲/۰۵ | ۷/۹۲ | -۰/۶۴ | ۰/۰۷ | UNCC |
| ۰/۲۲ | -۰/۹۰ | ۰/۸۰ | ۰/۰۲ | ۰/۰۲ | CC |

نتایج برآورد مدل‌های تحقیق محاسبه درجه محافظه‌کاری نامشروع

برای محاسبه درجه محافظه‌کاری نامشروع، از مدل (۱) استفاده شده است. معناداری آماره لیمیر (۲/۴۰) در سطح ۵٪ نشان می‌دهد که در برآورد مدل (۱)، رویکرد اثرات ثابت بر رویکرد داده‌های تلفیقی برتری دارد و عدم معناداری آماره هاسمن (۰/۸۹) نشان می‌دهد که رویکرد اثرات تصادفی بر رویکرد اثرات ثابت، برتر می‌باشد. نتایج برآورد مدل (۱) که در نگاره (۲) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که عرض از مبدأ (۲/۴۳۴) و ضریب متغیر بازده دوره جاری (-۰/۳۲۲) در سطح ۱٪ معنادارند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس^۶ نشان می‌دهند که متغیرهای مستقل مشکل همخطی ندارند و معناداری آماره فیشر (۴/۷۰) بیانگر معناداری کلی مدل برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل، حدود ۲۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند.

نگاره (۲): نتایج برآورده مدل (۱)

| متغیرهای مستقل | ضریب | تی استیوینت | معناداری | VIF آماره |
|-----------------------|-------------------|-------------|--|-------------------|
| عرض از مبدا | ۲/۴۳۴*** | ۲۲/۹۲ | ۰/۰۰ | --- |
| R_t | -۰/۳۲۲*** | -۳/۸۳ | ۰/۰۰ | ۲/۰۰۲ |
| R_{t-1} | -۰/۲۶۹ | -۲/۶۴ | ۰/۲۰ | ۲/۰۰ |
| R_{t-2} | -۰/۲۰۵ | -۰/۹۵ | ۰/۳۴ | ۲/۰۰۲ |
| ضریب تعیین تبدیل شده | ۲۰/۹۲% | | آماره لیمیر (معناداری) (۰/۰۰۲) | ۲/۴۰** (۰/۰۰۲) |
| آماره فیشر (معناداری) | ۴/۷۰*** (۰/۰۰) | | آماره هاسمن (معناداری) (۰/۰۸۳) ۰/۰۸۹ | (۰/۰۸۳) ۰/۰۸۹ |
| دوربین-واتسون | ۱/۸۲ | | | |

*** و ** به ترتیب معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪.

آماره دوربین-واتسون (۱/۸۲) نیز نشان می‌دهد که باقیمانده‌های مدل (۱) مشکل خودهمبستگی سریالی ندارند. بنابراین، نتایج برآورده مدل کاذب نیست و برای محاسبه درجه محافظه کاری نامشروع می‌توان بدان اتکا کرد. در برآورده مدل (۱)، مقادیر اثرات خاص سال‌ها و شرکت‌ها نیز حاصل شده و با جمع نمودن اثر شرکت t ام و اثر سال $t+1$ ام، درجه محافظه کاری نامشروع ($UNCC_{it}$) حاصل شده است.

محاسبه درجه محافظه کاری مشروط

به منظور محاسبه درجه محافظه کاری نامشروع، مدل (۵) برآورده شده است. عدم معناداری آماره لیمیر (۲/۲۵) به این معناست که در برآورده مدل (۵) رویکرد داده‌های تلفیقی بر رویکرد اثرات ثابت برتری دارد. نتایج برآورده مدل (۵) با استفاده از رویکرد داده‌های تلفیقی در نگاره (۳) ارائه شده است.

نگاره (۳): نتایج برآورد مدل (۵)

| VIF آماره | معناداری | تی استیودنت | ضریب | متغیرهای مستقل |
|-----------------|-------------------------|-------------|-------------------|------------------------|
| --- | .۰/۲۳ | ۲/۲۲ | .۰/۰۴۶ | β_1 |
| ۲/۲۳ | .۰/۰۹ | -۲/۷۰ | -۰/۰۲۰۵ | β_2 |
| ۲/۰۶ | .۰/۰۲ | -۲/۷۵ | -۰/۰۴۷** | γ_1 |
| ۲/۲۸ | .۰/۰۲ | ۲/۷۴ | .۰/۰۲۲** | γ_2 |
| ۴/۳۲ | .۰/۰۰ | -۵/۶۲ | -۰/۰۰۲*** | γ_3 |
| ۴/۰۳ | .۰/۰۰ | ۵/۷۷ | .۰/۰۲۲*** | γ_4 |
| ۲/۲۰ | .۰/۰۲ | ۲/۳۴ | .۰/۰۲۲** | λ_1 |
| ۲/۲۹ | .۰/۰۴ | -۲/۰۷ | -۰/۰۲۲** | λ_2 |
| ۳/۰۴ | .۰/۰۳ | ۲/۲۶ | .۰/۰۰۴** | λ_3 |
| ۴/۲۵ | .۰/۰۴ | ۲/۰۲ | .۰/۰۲۵** | λ_4 |
| ۴/۳۰ | .۰/۰۰ | ۳/۴۰ | .۰/۰۲۰*** | δ_1 |
| ۳/۷۹ | .۰/۰۰ | ۳/۲۹ | .۰/۰۰۴*** | δ_2 |
| ۳/۹۴ | .۰/۰۰ | -۵/۰۲ | -۰/۰۲۷*** | δ_3 |
| ۲/۲۰ | .۰/۴۰ | ۰/۸۴ | .۰/۰۰۴ | δ_4 |
| ۳/۸۲ | .۰/۰۹ | -۲/۷۲ | -۰/۰۰۲ | δ_5 |
| ۲/۸۲ | .۰/۰۰ | ۳/۹۰ | .۰/۰۲۲*** | δ_6 |
| (۰/۰۲۵) (۰/۰۲۵) | آماره لیمیتر (معناداری) | | ۴۰/۲۳٪ | ضریب تعیین تعدادیل شده |
| ۱/۹۶ | دوربین-واتسون | | (۰/۰۰) (۵۷/۸۵***) | آماره فیشر (معناداری) |

*** و ** به ترتیب معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪

نتایج برآورد نشان می دهد که تمام ضرایب مورد نیاز برای محاسبه G-Score، یعنی γ_1 (-۰/۰۱۱)، γ_2 (۰/۰۱۱)، γ_3 (۰/۰۰۲) و γ_4 (۰/۰۰۲۱) در سطح ۱٪ معنادارند. همچنین، ضرایب مورد استفاده در محاسبه C-Score (یا همان درجه محافظه کاری مشروط)، شامل λ_1 (۰/۰۲۵)، λ_2 (۰/۰۰۴)، λ_3 (-۰/۰۲۲) و λ_4 (۰/۰۰۴) همگی در سطح ۱٪ معنادارند. ضرایب δ_1 (۰/۰۱۰)، δ_2 (۰/۰۰۴)، δ_3 (۰/۰۰۰۴)، δ_4 (-۰/۰۱۷) و δ_6 (۰/۰۰۲۱) نیز در سطح ۱٪ معنادار هستند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس نشان می دهد که متغیرهای مستقل با هم مشکل همخطی ندارند و معناداری آماره فیشر (۵۷/۸۵) معناداری کلی مدل (۵) را تایید می کند. ضریب تعیین تعدادیل شده نشان می دهد که متغیرهای مستقل مدل (۵) حدود ۴۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته

را تبیین می‌کنند. مقدار آماره دوربین-واتسون (۱/۹۶) بیانگر عدم وجود خودهمبستگی سریالی بین باقیماندهای مدل (۵) می‌باشد. بنابراین، نتایج برآورده مدل (۵) کاذب نیست و استفاده از آن برای محاسبه درجه محافظه کاری مشروط، بدون اشکال است. پس از برآورده مدل (۵) با استفاده از ضرایب λ_1 تا λ_4 و متغیرهای اندازه، رشد و نسبت اهرم شرکت، درجه محافظه کاری مشروط برای شرکت i ام در سال t ام (CC_{it}) محاسبه شده است

آزمون فرضیه‌های تحقیق نتایج آزمون فرضیه اول

جهت آزمون فرضیه اول تحقیق، مدل (۶) برآورده شده است. معنادار نبودن آماره لیمیر (۱/۲۵) نشان می‌دهد که در برآورده این مدل، رویکرد داده‌های تلفیقی بر رویکرد اثرات ثابت ارجحیت دارد. نتایج برآورده مدل (۶) با استفاده از رویکرد داده‌های تلفیقی، در نگاره (۴) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای درجه محافظه کاری ناممشروط (۰/۰۲۳)، اندازه شرکت (۰/۰۲۲)، بازده دارایی‌ها (۰/۰۴۴)، فشردگی دارایی‌ها (۰/۰۲۷) و نوسانات جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۰۵۳) همگی در سطح ۱٪ معنادارند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس بیانگر عدم وجود مشکل همخطی در بین متغیرهای مستقل می‌باشد و معناداری آماره فیشر (۴۲/۰۲) نشان دهنده معناداری کلی مدل (۶) می‌باشد. ضریب تعیین تعدیل شده بیانگر تبیین ۲۶ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل می‌باشد. مقدار آماره دوربین-واتسون (۱/۸۸) نیز نشان می‌دهد که باقیماندهای مدل، مشکل خودهمبستگی سریالی ندارند. این موضوع نشان می‌دهد که نتایج برآورده مدل (۶) برای آزمون فرضیه اول تحقیق قابل اتقا می‌باشد. مشتبه و معنادار بودن ضریب متغیر درجه محافظه کاری ناممشروط (۰/۰۲۳) نشان می‌دهد که بین این نوع محافظه کاری و میزان تسهیلات دریافی، رابطه مشبت و معناداری وجود دارد.

به بیان دیگر، شرکت‌هایی که رویه‌های محافظه کارانه بیشتری را در حسابداری و گزارشگری رویدادهای مالی به کار می‌گیرند (درجه محافظه کاری ناممشروط بالاتر)، توانسته‌اند تسهیلات بیشتری دریافت کنند.

نگاره (۴): نتایج برآورد مدل (۶)

| VIF آماره | معناداری | تی استیودنت | ضریب | متغیرهای مستقل |
|---------------------------|------------------------|-------------|-----------------|-----------------------|
| --- | ۰/۴۴ | ۰/۷۷ | ۰/۰۴۸ | عرض از مبدا |
| ۲/۳۶ | ۰/۰۰ | ۴/۸۲ | ۰/۰۲۳*** | UNCC |
| ۲/۵۹ | ۰/۰۰ | ۴/۲۰ | ۰/۰۲۲*** | Size |
| ۲/۴۵ | ۰/۰۰ | -۵/۶۹ | -۰/۰۴۴*** | ROA |
| ۲/۰۸ | ۰/۶۲ | -۰/۴۹ | -۰/۰۲۰ | Growth |
| ۲/۰۲ | ۰/۰۰ | ۷/۸۶ | ۰/۲۳۷*** | FX |
| ۲/۳۶ | ۰/۰۰ | ۳/۷۴ | ۰/۰۵۳*** | CFVOL |
| (۰/۳۳) ۱/۲۵ | آماره لیمیر (معناداری) | | ۲۶/۴۳٪ | ضریب تعیین تعديل شده |
| ۱/۸۸ | دوربین-واتسون | | (۰/۰۰) ۴۲/۰۲*** | آماره فیشر (معناداری) |
| ** *** معناداری در سطح ۱٪ | | | | |

نتایج آزمون فرضیه دوم

در آزمون فرضیه دوم تحقیق، معناداری آماره لیمیر (۲۰/۳۹) در سطح ۱٪ نشان می دهد که برای برآورد مدل (۷)، استفاده از الگوی اثرات ثابت بر الگوی داده های تلفیقی برتر است. همچنین، معنادار بودن آماره هاسمن (۸۲/۳۵) نشان می دهد که استفاده از الگوی اثرات ثابت بر الگوی اثرات تصادفی ارجحیت دارد. نتایج برآورد مدل (۷) با استفاده از الگوی اثرات ثابت در نگاره (۵) ارائه شده است. نتایج حاصله نشان می دهد که ضریب متغیرهای درجه محافظه کاری مشروط (۰/۲۵۰)، اندازه شرکت (۰/۰۳۴)، بازده دارایی ها (۰/۰۵۴) و فشردگی دارایی ها (۰/۰۲۲۷) در سطح ۱٪ معنادار هستند. مقادیر آماره عامل تورم واریانس نیز نشان می دهد که متغیرهای مستقل مدل (۷) مشکل همخطی ندارند و معناداری آماره فیشر (۶/۰۵) بدان معناست که مدل (۷) در کل معنادار است.

نگاره (۷): نتایج برآورد مدل (۷)

| VIF آماره | معناداری | تی استیوینت | ضریب | متغیرهای مستقل |
|------------------------|---------------------------|-------------|---------------------|-------------------------|
| --- | .۸۲ | -۰/۲۴ | -۰/۰۲۴ | عرض از مبدأ |
| ۲/۹۰ | .۰۰ | ۵/۲۳ | .۰/۲۵۰*** | CC |
| ۳/۲۹ | .۰۰ | ۴/۲۷ | .۰/۰۳۴*** | Size |
| ۲/۴۰ | .۰۰ | -۴/۵۳ | -۰/۰۵۳*** | ROA |
| ۲/۰۷ | .۰/۴۹ | .۰/۶۹ | .۰/۰۲۰ | Growth |
| ۲/۰۲ | .۰۰ | ۳/۴۹ | .۰/۲۲۷*** | FX |
| ۲/۲۰ | .۰/۲۲ | -۲/۵۵ | -۰/۰۲۳ | CFVOL |
| ۲۰/۳۹*** (۰/۰۰) | آماره لیمیر (معناداری) | | .۲۶/۵۲٪ | ضریب تعیین تبدیل شده |
| ۸۲/۳۵*** (۰/۰۰) | آماره هاسمن (معناداری) | | .۶۰/۰۵*** (۰/۰۰) | آماره فیشر (معناداری) |
| | | | .۱/۷۲ | دوربین-واتسون |
| *** معناداری در سطح ۱٪ | | | | |

ضریب تعیین تبدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل، توان تبیین حدود ۲۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را دارند. مقدار آماره دوربین-واتسون (۱/۷۲) نیز نشان می‌دهد که باقیمانده‌های مدل (۷)، مشکل خودهمبستگی سریالی ندارند. بنابراین، نتایج کاذب نبوده و برای آزمون فرضیه دوم تحقیق، قابل اتکا است. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که بین محافظه‌کاری مشروط و نسبت تسهیلات دریافتی، رابطه مثبت و معناداری (۰/۰۵۰) وجود دارد. به بیان دیگر، نتایج نشان می‌دهد شرکت‌هایی که در زمان روپارویی با اخبار بد بازار، رویکرد محافظه‌کارانه در پیش گرفته‌اند (محافظه‌کاری مشروط)، تسهیلات بیشتری نیز دریافت کرده‌اند.

نتیجه‌گیری

محافظه‌کاری بدين معناست که واحد تجاری در شناسایی، ثبت و گزارشگری مالی به گونه‌ای رفتار کند تا درآمدها (و دارایی‌ها) بیش از واقع و هزینه‌ها (و بدھی‌ها) کمتر از واقع گزارش نشوند. ارائه بیش (کمتر) از واقع درآمدها (هزینه‌ها) موجب گزارش بیش از واقع سود حسابداری می‌شود و در نهایت موجب توزیع مبالغ بیشتر سودنقدی بین سهامداران می‌گردد. در قراردادهای

میان شرکت و ذینفعان، محافظه کاری از منافع اعتباردهندگان و سهامداران در مقابل فرصت طلبی‌های مدیریت، حفاظت می‌کند. عدم رعایت محافظه کاری منجر به گزارش سود خالص بیشتر و به تبع آن توزیع مبالغ بالاتری از سود نقدی بین سهامداران می‌گردد. در این شرایط، مخاطره پوشش اصل و فرع وام‌هایی که به واحد تجاری داده شده است افزایش می‌یابد. به همین دلیل، تعایلی برای اعطای تسهیلات به شرکت‌هایی با درجه محافظه کاری پایین، وجود ندارد (واتر، ۲۰۰۳).

نتایج تحقیق حاضر نیز نشان می‌دهد که محافظه کاری مشروط و ناممشروط، هر دو رابطه مثبت و معناداری با نسبت تسهیلات دریافتی شرکت‌ها دارند و تأثیر محافظه کاری مشروط بر میزان تسهیلات دریافتی بیشتر از محافظه کاری ناممشروط است. این نتیجه همسو با یافته‌های مهرانی و همکاران (۱۳۸۹) و ایشیدا (۲۰۱۴) است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد از آنجا که شرکت‌های محافظه کار بیش از شرکت‌های غیرمحافظه کار، موجبات حفظ منافع موسسات مالی را فراهم می‌کنند، موسسه‌های مالی نیز تسهیلات بیشتری در اختیار این نوع واحدهای تجاری قرار می‌دهند، بنابراین، محافظه کاری ابزاری است که می‌تواند کارآتر شدن قراردادهای منعقده بین شرکت و ذینفعان آن را به دنبال داشته باشد.

بر اساس نتایج پژوهش، به مدیران توصیه می‌شود در موقعی که قصد تأمین مالی از طریق حقوق صاحبان سهام دارند، به منظور بهبود انتظارات بازار از عملکرد آتی واحد تجاری، سطح محافظه کاری ناممشروط را افزایش دهند. همچنین تحلیلگران و سرمایه‌گذاران بازارهای اولیه باید توجه کنند که شرکت‌ها در موقع افزایش سرمایه سطح محافظه کاری مشروط در گزارشگری مالی را کاهش می‌دهند. مهم‌ترین محدودیت پژوهش این است که شرکت‌هایی که تلاش ناموفق در زمینه تأمین مالی داشته و سطح محافظه کاری را تغییر داده‌اند، در نظر گرفته نشده‌اند.

پی‌نوشت

- | | |
|----------------------------|-----------------------------------|
| ۱ Contracting Theory | ۲ Debt contract |
| ۳ Moral Hazard | ۴ Unconditional conservatism |
| ۵ Conditional conservatism | ۶ Variance Inflation Factor (VIF) |

منابع

- پورحیدری، امید؛ غفارلو، عباس. (۱۳۹۰). تأمین مالی و تغییرات سطح محافظه کاری مشروط حسابداری. *فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی*، شماره چشت و ششم، صص ۱۵-۲۸.
- شهبازی، مجید؛ مشایخی، بیتا. (۱۳۹۳). بررسی رابطه نسبت بدھی، اندازه و هزینه سرمایه شرکت با محافظه کاری مشروط و غیرمشروط. *مجله دانش حسابداری*، سال پنجم، شماره شانزدهم، صص ۵۴-۳۳.
- مرانجوری، مهدی؛ علیخانی، راضیه. (۱۳۸۳). بررسی رابطه بین محافظه کاری و فرضیه قرارداد بدھی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی تحقیقی حسابداری مالی*، شماره هشتم، صص ۹۵-۱۱۲.
- مهرانی، کاوه؛ وافی ثانی، جلال؛ حلاج، محمد. (۱۳۸۹). رابطه قراردادهای بدھی و اندازه شرکت با محافظه کاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، شماره پنجم و نهم، صص ۹۷-۱۱۲.
- Ahmad, A. S. , Billing, B. K. , Morton, R. M. , Stanford- Harris, M. (2002). "The role of accounting conservatism in mitigating redacting debt cost". *Accounting Review*: 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, 3-37.
- Beauty, A. , Weber, I. , and Yu, J. J. (2008). "Conservatism and debt". *Journal of Accounting and Economics*, 45: 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 (Spring): 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.
- Ishida, S. (2014). "The effect of accounting conservatism on corporate financing activity: evidence from Japan". *SSRN-id2442316*.
- Khan, M. , Watts, R. L. (2007). "Estimation and validation of a firm-year measure of conservatism". *Working Paper*, MIT Sloan School of Management.
- 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.
- Kraft, A. G. , Leone, A. J. , and Wasley, C. E. (2007). "Regression-based tests of the market pricing of accounting numbers: the Mishkin test and ordinary least squares". *Journal of Accounting Research*, 45: 1081-1114.
- Kutner, N. N. (2004). *Applied Linear Regression Models*, 4th edition, McGraw-Hill, Irwin.

- 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: 259-796.
- 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: 27-54

