

مجله دانش حسابداری / سال دوم / ش ۷ / زمستان ۱۳۹۰ / ص ۴۷ تا ۶۷

تأثیر محافظه کاری شرطی بر هزینه سرمایه سهام عادی

دکتر سید عباس هاشمی *

دکتر شکوفه فرهمند **

ناصر شامیرزائی جشوقانی ***

تاریخ پذیرش: ۹۰/۶/۲۶

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۱۴

چکیده

در این پژوهش رابطه محافظه کاری شرطی و هزینه سرمایه سهام عادی مورد بررسی قرار گرفته است. به منظور اندازه گیری میزان محافظه کاری شرطی در سطح سال- شرکت از الگو کالن و همکاران (۲۰۰۹)، و برای بررسی تأثیر محافظه کاری شرطی بر هزینه سرمایه سهام عادی در سطح شرکت و در سطح پرتفوی سهام از الگوی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شده است. داده های مورد استفاده شامل نمونه ای مرکب از ۸۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در طی سالهای ۱۳۸۰ به ۱۳۸۸، است. برای تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها از الگوی رگرسیون چندمتغیره بر مبنای داده های مقطعی و سری زمانی استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه های پژوهش نشان می دهد که بین محافظه کاری شرطی و هزینه سرمایه سهام عادی شرکت رابطه معکوس و معنی داری هست؛ و هرچه درجه محافظه کاری شرطی بیشتر باشد، هزینه سرمایه سهام

* استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

** استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان

نویسنده مسئول مقاله: سید عباس هاشمی (Email: Hashemiacc@yahoo.com)

عادی شرکت کاهش می‌یابد. هم‌چنین، نتایج حاکی است که بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام عادی رابطه مثبتی هست. این رابطه در خصوص پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری متوسط و پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری زیاد، معنی‌دار است؛ ما در مورد پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری کم، پایین معنی‌دار نیست.

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری شرطی، هزینه سرمایه سهام عادی، عدم تقارن زمانی، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ.

مقدمه

سرمایه‌گذاران با هدف کسب بازده معقول در سهام شرکتهای سرمایه‌گذاری می‌کنند. طبق منطق اقتصادی و رفتار عقلایی، سرمایه‌گذاران در جایی سرمایه‌گذاری می‌کنند که میزان بازده آن با میزان بازده مورد انتظارشان برابر باشد. از سوی دیگر، بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران به خطرپذیری اطلاعات آینده شرکت بستگی دارد. خطرپذیری اطلاعات نیز متأثر از میزان اطلاعات محرمانه شرکت و عدم دقت اطلاعات عمومی گزارش شده است. بنابراین هرچه میزان اطلاعات محرمانه شرکت بیشتر، و یا دقت اطلاعات ارائه شده کمتر باشد، خطرپذیری شرکت افزایش می‌یابد و بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران نیز بیشتر خواهد بود (فرانسیس و همکاران^۱، ۲۰۰۴). از سوی دیگر، مدیران واحدهای تجاری به عنوان مسئول تهیه صورتهای مالی، با آگاهی بیشتر از اطلاعات عمومی و محرمانه شرکت نسبت به استفاده‌کنندگان صورتهای مالی به شکل بالقوه سعی در ارائه مطلوبتر اوضاع واحد تجاری دارند. با ارائه مطلوبتر اوضاع، انگیزه سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری و تأمین مالی شرکت افزایش می‌یابد.

محافظه‌کاری یکی از مفاهیم واقع‌بینی و یکی از محدودیتهای حسابداری و گزارشگری مالی است که می‌تواند عامل تعدیل‌کننده‌ای برای جلوگیری از اندازه‌گیریهای خوش‌بینانه مدیران باشد. از سوی دیگر، تهیه صورتهای مالی بیش از حد محافظه‌کارانه نیز

مطلوب نیست؛ زیرا به ارائه اطلاعات غیرواقع بینانه و مخدوش شدن ویژگیهای کیفی رعایت بیطرفی، توان اتکا و توان مقایسه صورتهای مالی منجر خواهد شد.

محافظه کاری در حسابداری از دو دیدگاه مطرح شده است: نخست، محافظه کاری شرطی یا به وقوع پیوسته^۲ (دیدگاه سود و زیانی محافظه کاری) که در دورههای پس از شناسایی اولیه هر دارایی یا بدهی استفاده می شود. در محافظه کاری شرطی ارزش دفتری خالص داراییها در رضایت نامساعد کاهش می یابد اما در رضایت مساعد افزایش نمی یابد و در شناسایی سریعتر زیانها نسبت به شناسایی سودها نمود می یابد. نمونه هایی از محافظه کاری شرطی شامل قاعده کمترین بهای تمام شده یا قیمت بازار برای موجودیها و به حساب دارایی یا به هزینه جاری منظور کردن هزینه تعمیر داراییهای مشهود است. شکل دیگر، محافظه کاری غیرشرطی یا پیش بینی شده^۳ (دیدگاه ترازنامه ای محافظه کاری) است که منعکس کننده ارائه کمتر از واقع ارزش دفتری خالص داراییها، و عمدتاً ناشی از عدم شناسایی سرقفلی است. در محافظه کاری غیرشرطی اطلاعات آینده شناسایی می شود که در شناسایی اولیه هر دارایی یا بدهی به دست می آید و اساساً به دلایل مالی آینده و قوانین و مقررات شکل گرفته است. نمونه های این نوع محافظه کاری شامل هزینه نمودن بی درنگ مخارج تحقیق و توسعه و هزینه های تبلیغات و استهلاک سریعتر از عمر مفید داراییهای مشهود است (بیور و رایان^۴، ۲۰۰۵).

بنابراین با توجه به تأثیرات محافظه کاری بر حسابداری و گزارشگری مالی انتظار می رود که اعمال درجات متفاوتی از محافظه کاری شرطی به تغییر خطرپذیری اطلاعات آینده و ریسک سرمایه گذاری شرکت و در نتیجه تغییر هزینه سرمایه آن منجر شود. از این رو، این پژوهش درصدد بررسی تجربی تأثیر محافظه کاری شرطی در حسابداری بر هزینه سرمایه سهام عادی در سطح شرکت و پرتفوی سهام عادی است.

مروری بر ادبیات و پیشینه پژوهش

هیأت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا^۵ (FASB) در بیانیه مفهومی شماره دو، محافظه‌کاری را به عنوان « واکنش محتاطانه به پدیده عدم اطمینان، به منظور ایجاد اطمینان خاطر از اینکه عدم اطمینان و خطرهای آینده آن در حد کافی مورد توجه واقع شده‌است»، تعریف کرده است. این هیأت به‌رغم اذعان به نقش انکارناپذیر محافظه‌کاری، آن را در چهارچوب مفهومی و به ویژه در سلسله مراتب ویژگیهای کیفی اطلاعات حسابداری قرار نداده است. کمیته تدوین استانداردهای حسابداری ایران در مفاهیم نظری گزارشگری مالی، از واژه احتیاط به جای محافظه‌کاری استفاده، و آن را یکی از اجزای ویژگی کیفی قابل اتکا بودن تعریف کرده است. این تعریف دقیقاً ترجمه پاراگراف ۳۷ چهارچوب مفهومی هیأت بین‌المللی استانداردهای حسابداری^۶ (IASB) است. پس از واتز^۷ (۱۹۹۳)، پژوهش باسو^۸ (۱۹۹۷) حاکی از وجود محافظه‌کاری در حسابداری و اعمال آن در گزارشگری مالی است. او محافظه‌کاری را به «تمایل حسابداران به الزام میزان بیشتری از تأییدپذیری برای اخبار خوشایند (همانند سود)، نسبت به شناسایی خبرهای ناخوشایند (همانند زیان)» تفسیر نموده است. گیولی و هاین^۹ (۲۰۰۰) نشان دادند که محافظه‌کاری در طول نیمه دوم قرن بیستم روند افزایشی داشته است.

بال و شیواکومار^{۱۰} (۲۰۰۵) معتقدند که محافظه‌کاری شرطی می‌تواند به شکل بالقوه به بهبود کارایی قراردادهای بدهی و پاداش منجر شود. در قراردادهای بدهی، شناسایی زودتر زیانها نسبت به شناسایی سودها، وام دهنده را در فهمیدن سریعتر تخطی از قرارداد یاری می‌رساند. اما محافظه‌کاری غیرشرطی نمی‌تواند موجب ارتقای کارایی قراردادها شود و تنها یک سوگیری حسابداری است که سرمایه‌گذاران و سایر طرفین قراردادها می‌توانند برای تعدیل پیش‌بینیها از آن استفاده کنند.

کالن و همکاران^{۱۱} (۲۰۰۹) شاخصی برای سنجش درجه محافظه‌کاری شرطی در سطح سال شرکت ارائه کردند، که عدم تقارن زمانی در شناسایی سود و زیان را اندازه می‌گیرد. این شاخص، بیانگر درصد شوک به سودهای جاری و آینده است که در

سودهای غیرمنتظره دوره جاری منعکس می‌شود. لارا، آسما و پنالوا^{۱۲} (۲۰۱۰) به این نتیجه رسیدند که بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه سهام عادی رابطه معکوس و معنی‌داری هست و گزارشگری محافظه‌کارانه با کاهش عدم اطمینان نسبت به جریانهای نقدی آینده و کاهش نوسان قیمت‌های سهام، موجب دقت بیشتر اطلاعات، افزایش ارزش شرکت و کاهش هزینه سرمایه آن می‌شود.

چان، لین و استرونک^{۱۳} (۲۰۰۹) به این نتیجه رسیدند که محافظه‌کاری غیرشرطی به پایداری و توان پیش‌بینی بیشتر سودهای جاری و آینده و در نتیجه، کیفیت بهتر اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه کمتری منجر خواهد شد. اما محافظه‌کاری شرطی با کیفیت ضعیفتر اطلاعات حسابداری رابطه دارد و اعمال میزان بیشتری از محافظه‌کاری شرطی به هزینه سرمایه بیشتر منجر خواهد شد. لی^{۱۴} (۲۰۰۹) به این نتیجه رسید که با کنترل تفاوت در قوانین و مقررات اوراق بهادار در کشورهای مختلف، شرکت‌های مستقر در کشورهای با سامانه‌های گزارشگری محافظه‌کارانه‌تر، هزینه سرمایه سهام عادی و هزینه بدهی بسیار کمتری دارند.

گای و ورسچیا^{۱۵} (۲۰۰۷) نشان دادند که الزام شرکتها برای گزارشگری بهنگام در تحقق کاهش ارزشها به افشای کامل اطلاعات منجر می‌شود و کاهش عدم اطمینان نسبت به جریانهای نقدی آینده مورد انتظار و در نتیجه کاهش هزینه سرمایه شرکت را به همراه دارد.

فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴) به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های با کیفیت سود کمتر، در مقایسه با شرکت‌های با کیفیت سود بهتر، از هزینه سرمایه سهام عادی بیشتری برخوردارند و بین ویژگی محافظه‌کارانه بودن سود و هزینه سرمایه سهام عادی رابطه معنی‌دار و معکوسی هست.

رضائی (۱۳۸۸) در بررسی رابطه بین محافظه‌کاری به وقوع پیوسته و پیش‌بینی شده با هزینه سرمایه به وجود رابطه منفی و معنی‌داری بین هر دو نوع محافظه‌کاری و هزینه سرمایه دست یافته است. رضازاده و آزاد (۱۳۸۷) به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت و معنی‌دار

میان عدم تقارن اطلاعات آینده بین سرمایه‌گذاران و سطح محافظه‌کاری اعمال شده در صورتهای مالی وجود دارد و با افزایش عدم تقارن اطلاع آینده بین سرمایه‌گذاران، تقاضا به اعمال محافظه‌کاری در گزارشگری مالی افزایش می‌یابد. کردستانی و مجدلی (۱۳۸۶) به این نتیجه رسیدند که بین ویژگی محافظه‌کارانه بودن سود و هزینه سرمایه سهام عادی رابطه معنی‌داری نیست.

فرضیه‌های پژوهش

- فرضیه ۱: بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه سهام عادی رابطه هست.
- فرضیه ۲: بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری کم، رابطه وجود دارد.
- فرضیه ۳: بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری متوسط رابطه وجود دارد.
- فرضیه ۴: بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری زیاد، رابطه هست.

روش پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش، توصیفی-عللی است. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه اول پژوهش، همانند لارا و همکاران (۲۰۱۰)، از معادله رگرسیون خطی چند متغیره (۱) استفاده شده است. در این معادله، رابطه بین اندازه‌های ماهانه بازده‌های مازاد آینده شرکت با اندازه سالانه متغیرهای توضیحی شرکت و محافظه‌کاری شرطی به صورت مقطعی برآورد شده است. بدین ترتیب برای سال مالی منتهی به اسفند ماه سال t ، اندازه بازده مازاد ماهانه از تیر ماه سال $t+1$ تا خرداد ماه سال $t+2$ مورد استفاده قرار گرفته است.

$$R_{i,t+1} - R_{F,t+1} = \alpha + \beta_1 \text{Beta}_i + \beta_2 \text{Size}_i + \beta_3 \text{BM}_i + \beta_4 \text{Mom}_i + \beta_5 \text{Cr}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

نرخ بازده ماهانه مازاد میزان بازده بدون ریسک

Beta: ضریب شیب رگرسیون بازده ماهانه هر شرکت نسبت به بازده ماهانه بازار
Size: لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال t
BM: لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال t
Mom: (مومنتوم) بازده نگهداری و خرید برای دوره بازده ماهه منتهی به یک ماه قبل از پایان سال t

Cr: رتبه شرکت در توزیع دهگانه از میزان محافظه کاری شرطی محاسبه شده در هر سال
 و ε_t : جمله خطای معادله در سال t است.

برای بررسی اثر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته از روش شناسی فاما و مک‌بث^{۱۶} (۱۹۷۳) و فرنیچ^{۱۷} (۱۹۹۲) استفاده شده است. بنابراین، پس از محاسبه عوامل رگرسیون در هریک از ماه‌های دوره پژوهش، میانگین ساده هر یک از ضرایب محاسبه، و میانگین ساده ضریب β_5 برای آزمون فرضیه اول استفاده شده است.

به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های ۲، ۳ و ۴، ابتدا تمام سال-شرکتها بر اساس میزان محافظه کاری محاسبه شده در توزیع دهگانه رتبه‌بندی شدند. رتبه‌های ۱ تا ۳ به عنوان شرکت‌های با محافظه کاری پایین، رتبه‌های ۴ تا ۷ به عنوان شرکت‌های با محافظه کاری متوسط و رتبه‌های ۸ تا ۱۰ به عنوان شرکت‌های با محافظه کاری زیاد طبقه‌بندی شد. سپس برای هر یک از سه طبقه محافظه کاری، همانند لارا و همکاران (۲۰۱۰)، معادله رگرسیون سری زمانی (۲) برای برآورد رابطه بازده مازاد ماهانه پرتفوی سهام با سه عامل بازار، اندازه و ارزش (الگو سه عاملی فاما و فرنیچ (۱۹۹۳)) و یک عامل مومنتوم استفاده شده است:

$$R_{p,t} - R_{F,t} = \alpha + \beta_1(R_{M,t} - R_{F,t}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4UMD_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$R_{p,t} - R_{F,t}$: میزان بازده مازاد پرتفوی پس از کسر میزان بازده بدون ریسک

$R_{p,t} - R_{F,t}$: تفاوت بین میزان بازدهی ماهانه بازار و میزان بازده بدون ریسک

SMB_t : تفاوت میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام با اندازه کوچک و میانگین بازده ماهانه

پرتفوی سهام با اندازه بزرگ

HML_t : تفاوت میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار زیاد و میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کم
 UMD_t : تفاوت میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام با عامل مومنتوم بالا و میانگین بازده ماهانه پرتفوی سهام با عامل مومنتوم کم و ϵ_t جمله خطای معادله است.
 ضریب مورد نظر در رابطه (۲) مقدار ثابت (α) است. اگر الگو بخوبی عمل کند، مقدار ثابت به صفر نزدیک، و بی‌اهمیت می‌شود. اما اگر متغیر استفاده شده برای ایجاد پرتفویها (محافظه‌کاری شرطی) به وسیله بازار ارزشگذاری شود، مقدار ثابت با اهمیت و متفاوت از صفر خواهد بود.

در این پژوهش برای پرتفوی‌بندی سهام از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شده است. بنابراین در پایان هر سال، تمام شرکتهای قرار گرفته در یکی از سه طبقه محافظه‌کاری کم، متوسط و زیاد، بر اساس اندازه (ارزش بازار) به شرکتهای کوچک و بزرگ طبقه‌بندی شده‌اند. در این طبقه‌بندی، نقطه تفکیک پرتفویها میانه است. سپس، شرکتهایی که در یکی از این دو گروه قرار گرفته‌اند بر مبنای ارزش دفتری به ارزش بازار مرتب، و به سه دسته شرکتهای رشدی (BM کم)، متوسط و شرکتهای ارزشی (BM زیاد) طبقه‌بندی شده‌اند. ۳۰٪ پایین به عنوان شرکتهای رشدی، بین ۳۰٪ و ۷۰٪ به عنوان متوسط و بالای ۷۰٪ به عنوان شرکتهای ارزشی طبقه‌بندی شده‌اند. شش پرتفوی ایجاد شده از ترکیب این دو تقسیم‌بندی در جدول (۱) مشخص شده است.

جدول شماره ۱: طبقه‌بندی پرتفویها بر اساس عامل اندازه و ارزش

اندازه	BM	BM پایین	BM متوسط	BM بالا
	$(0\% \leq B/M < 30\%)$	$(30\% \leq B/M < 70\%)$	$(70\% \leq B/M \leq 100\%)$	
کوچک	کوچک - رشدی	کوچک - متوسط	کوچک - ارزشی	
$(0\% \leq Size < 50\%)$	(S/L)	(S/M)	(S/H)	
بزرگ	بزرگ - رشدی	بزرگ - متوسط	بزرگ - ارزشی	
$(50\% \leq Size \leq 100\%)$	(B/L)	(B/M)	(B/H)	

برای کنترل عامل مومنتوم از روش پرتفوی بندی لارا و همکاران (۲۰۱۰) استفاده شده است. بنابراین ابتدا شرکتها بر اساس اندازه به شرکتهای کوچک و بزرگ طبقه بندی شده، سپس شرکتهایی که در یکی از این دو گروه قرار گرفته اند، هر سال بر مبنای عامل مومنتوم مرتب، و به سه دسته سهم های بازنده^{۱۸}، سهم های یکنواخت^{۱۹} و سهم های برنده^{۲۰} طبقه بندی شده اند. شرکتهایی که بر اساس عامل مومنتوم زیر صدک^{۳۰} بوده به عنوان سهم های بازنده، بین ۳۰ و ۷۰ به عنوان سهم های یکنواخت و بالای ۷۰ به عنوان سهم های برنده طبقه بندی شده اند. شش پرتفوی ایجاد شده در جدول (۲) مشخص شده است.

جدول شماره ۲: طبقه بندی پرتفویها بر اساس عامل اندازه و مومنتوم

اندازه	مومنتوم پایین (0% ≤ Mom < 30%)	مومنتوم یکنواخت (30% ≤ Mom < 70%)	مومنتوم بالا (70% ≤ Mom ≤ 100%)
کوچک (0% ≤ Size < 50%)	کوچک - بازنده (S/D)	کوچک - یکنواخت (S/F)	کوچک - برنده (S/U)
بزرگ (50% ≤ Size ≤ 100%)	بزرگ - بازنده (B/D)	بزرگ - یکنواخت (B/F)	بزرگ - برنده (B/U)

پس از تشکیل پرتفویهای دوازده گانه، متغیرهای عامل اندازه (SMB)، عامل ارزش (HML) و عامل مومنتوم (UMD) با استفاده از رابطه های ۳، ۴ و ۵ محاسبه شده است.

$$SMB = \frac{(R_{S/L} + R_{S/M} + R_{S/H})}{3} - \frac{(R_{B/L} + R_{B/M} + R_{B/H})}{3} \quad (۳)$$

$$HML = \frac{(R_{S/H} + R_{B/H})}{2} - \frac{(R_{S/L} + R_{B/L})}{2} \quad (۴)$$

$$UMD = \frac{(R_{S/U} + R_{B/U})}{2} - \frac{(R_{S/D} + R_{B/D})}{2} \quad (۵)$$

اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی در سطح سال - شرکت

در این پژوهش برای سنجش درجه محافظه‌کاری شرطی بر اساس سال - شرکت از الگوی ارائه شده توسط کالن و همکاران (۲۰۰۹) استفاده شده است. میزان محافظه‌کاری شرطی ارائه شده توسط کالن و همکاران (۲۰۰۹) بیانگر درصد شوک به سودهای جاری و آینده است که در سودهای غیرمنتظره دوره جاری منعکس می‌شود. ویولتیناهو^{۲۱} (۲۰۰۲) نشان داده است که شوک نسبت به بازده می‌تواند به شوک نسبت به سودهای جاری و آینده مورد انتظار و شوک نسبت به میزان تنزیل جاری و آینده بیان شود. معادله (۶) این رابطه را نشان می‌دهد:

$$R_t - E_{t-1}(R_t) = Ne - Nr \quad (6)$$

که در آن، R_t میزان بازده، $E_{t-1}(R_t)$ میزان بازده مورد انتظار، Ne اخبار (شوک) سودها و Nr اخبار (شوک) میزان تنزیل است. رابطه (۶) نشان می‌دهد که تغییر غیرمنتظره در بازده جاری حقوق صاحبان سهام با خبرهای مربوط به سود، افزایش، و با خبرهای مربوط به میزان تنزیل کاهش می‌یابد. معیار محافظه‌کاری ارائه شده توسط کالن و همکاران (۲۰۰۹)، رابطه بین خبرهای سودها (Ne)، و سودهای غیرمنتظره دوره جاری را اندازه‌گیری می‌کند. این معیار بیانگر این واقعیت است که با وجود منابع اطلاع آینده غیر حسابداری، اجزای نامتقارن حسابداری محافظه‌کارانه، رابطه‌ای غیرخطی بین بازنگری در بازده حقوق صاحبان سهام و خبرهای سودها ایجاد می‌کند. این معیار، عدم تقارن زمانی را در شناسایی سود و زیان اندازه می‌گیرد؛ زیرا در صورت انتشار خبرهای مخالف سود، سهم بیشتری از این خبرها در سودهای جاری شناسایی می‌شود. از این رو، همانند کالن و همکاران (۲۰۰۹) برای برآورد اخبار سودها و سودهای غیرمنتظره دوره جاری با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری لگاریتمی - خطی (VAR)، دستگاه معادلات زیر تشکیل ذیل شده است:

$$R_t = \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 ROE_{t-1} + \alpha_3 BM_{t-1} + \eta_{1,t} \quad (1-7)$$

$$ROE_t = \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 ROE_{t-1} + \beta_3 BM_{t-1} + \eta_{2,t} \quad (2-7)$$

$$BM_t = \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 ROE_{t-1} + \delta_3 BM_{t-1} + \eta_{3,t} \quad (3-7)$$

R : لگاریتم یک به اضافه بازده سالانه سهام شرکت منهای لگاریتم یک به اضافه میزان بازده بدون ریسک

ROE : لگاریتم یک به اضافه نسبت سود خالص به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان دوره منهای لگاریتم یک به اضافه نرخ بازده بدون ریسک

BM : لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال
بنابراین با استفاده از ماتریس ضرایب برآورد شده از دستگاه معادلات ۱-۷، ۲-۷ و ۳-۷ و بردار اجزای باقیمانده (η)، معادلات زیر برای شوک غیرمنتظره نسبت به بازده، اخبار میزان تنزیل (Nr) و اخبار سود (Ne) به دست می آید:

$$R_t - E_{t-1}(R_t) = \eta_{1,t} \quad (1-8)$$

$$Nr_t = e1' \rho A (I - \rho A)^{-1} \eta_{i,t} \quad (2-8)$$

$$Ne_t = e2' \rho A (I - \rho A)^{-1} \eta_{i,t} \quad (3-8)$$

که در آنها؛

A اتریس ضرایب برآوردی از معادله‌های ۱-۷ و ۲-۷ و ۳-۷، $e1'$ بردار $[1,0,0]$ ، $e2'$ بردار $[0,1,0]$ ، I ماتریس واحد، ρ ضریب ثابت^{۲۲} است. سرانجام میزان محافظه کاری شرطی با استفاده از رابطه ۹ به صورت نسبت سودهای غیرمنتظره جاری به جمع اخبار سودها محاسبه شده است:

$$CR_{i,t} = \frac{\eta_{2i,t}}{Ne_{i,t}} \quad (9)$$

جامعه آماری و نمونه

جامعه آماری این پژوهش شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. قلمرو زمانی پژوهش حاضر، بین سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸، است. اما، با توجه به برآورد نرخ محافظه‌کاری شرکت در هر سال با استفاده از داده‌های سال قبل از آن و همچنین استفاده از اندازه بازده ماهانه از تیر ماه هر سال تا خرداد ماه سال بعد از آن در مجموع، داده‌های پژوهش محدوده زمانی سال ۱۳۷۹ تا پایان خرداد ماه سال ۱۳۸۹ را در بر می‌گیرد. برای نمونه‌گیری از روش حذف منظم استفاده شده است و شرکتهایی که دارای کلیه شرایط زیر بودند به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند:

- (۱) قبل از سال ۱۳۷۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
 - (۲) در طی دوره پژوهش، سهام آنها حداقل هر سه ماه یکبار مبادله شده باشد.
 - (۳) سال مالی آنها به ۲۹ اسفند منتهی باشد و طی دوره پژوهش تغییر نکرده باشند.
 - (۴) تمام داده‌های مورد نیاز پژوهش برای شرکتهای مورد بررسی موجود باشد.
 - (۵) ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها در هیچ سالی منفی نباشد.
 - (۶) جزء شرکتهای واسطه‌گری مالی (بانکها، سرمایه‌گذارها و لیزینگ) نباشند.
- بر اساس این شرایط، ۸۲ شرکت حائز شرایط بوده که به عنوان نمونه انتخاب شدند.

یافته‌های پژوهش

برای برآورد درجه محافظه‌کاری شرطی در سطح سال-شرکت از الگو کالن و همکاران (۲۰۰۹) استفاده شده است. بنابراین پس از آزمون مانایی و همگرایی متغیرها الگوی خود رگرسیون برداری لگاریتمی-خطی ۷ برآورد شد که نتایج جدول شماره ۳ ارائه شده است:

جدول شماره ۳: نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون برداری لگاریتمی - خطی

متغیر وابسته	متغیرهای تأخیری	ضریب	آماره t
	R_{t-1}	۰.۰۵	۱.۳۴
R	ROE_{t-1}	۰.۱۳*	۲.۱۱
	BM_{t-1}	۰.۰۶*	۲.۹۷
	R_{t-1}	۰.۱۰*	۴.۲۴
ROE	ROE_{t-1}	۰.۲۰*	۵.۲۷
	BM_{t-1}	-۰.۱۴*	-۹.۹۰
	R_{t-1}	-۰.۳۲*	-۶.۶۹
BM	ROE_{t-1}	-۰.۲۶*	-۳.۲۳
	BM_{t-1}	۰.۶۵*	۲۳.۴۷
R^2	۰.۰۱۴	Adjusted R^2	۰.۰۱۰

* در سطح ۵٪ معنادار

پس از تعیین میزان محافظه کاری شرطی شرکت با استفاده از رابطه ۹، رتبه شرکتها در هر سال بر اساس این میزان در توزیع دهگانه تعیین شده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه اول از الگوی رگرسیون چند متغیره (۱) و از الگوی داده‌های مقطعی استفاده شده است. بدین ترتیب با توجه به اینکه داده‌های مورد نظر برای هشت سال متوالی (تیر ماه ۱۳۸۱ تا خردادماه ۱۳۸۹) به صورت ماهانه است، ۹۶ مقطع ماهانه به دست می‌آید. بنابراین، ۹۶ بار الگو رگرسیون روی داده‌ها برآزش شده و برای بررسی فرضیه اول از روش شناسی فاما و مک بث (۱۹۷۳) و فاما و فرنچ (۱۹۹۲) استفاده شده و میانگین ضرایب به دست آمده برای هر متغیر محاسبه شده و مورد آزمون قرار گرفته است.

پس از بررسی پیش فرضهای الگو و اطمینان از برقراری نبودن خود همبستگی، بررسی ایستایی یا مانایی متغیرها و نبودن ناهمسانی واریانس، الگو رگرسیون (۱) روی داده‌ها

برازش شده است. میانگین ضرایب به دست آمده از الگوی (۱) و آزمون معنی‌داری آنها در جدول شماره (۴) منعکس شده است. با توجه به مقدار احتمال برای متغیر محافظه‌کاری شرطی (Cr) می‌توان نتیجه گرفت بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه سهام عادی رابطه معنی‌داری هست. هم‌چنین ضریب منفی متغیر محافظه‌کاری شرطی، نشان‌دهنده تأثیر منفی این متغیر بر روی متغیر وابسته است؛ به عبارت دیگر با افزایش محافظه‌کاری شرطی، هزینه سرمایه سهام عادی شرکت کاهش پیدا می‌کند و به ازای افزایش یک درصدی محافظه‌کاری، متغیر وابسته به میزان ۰/۰۰۲۵ درصد کاهش می‌یابد.

جدول شماره ۴: نتایج برآورد الگو فرضیه اول (میانگین ضرایب ۹۶ رگرسیون مقطعی ماهانه)

$$R_{i,t+1} - R_{F,t+1} = \alpha + \beta_1 \text{Beta}_i + \beta_2 \text{Size}_i + \beta_3 \text{BM}_i + \beta_4 \text{Mom}_i + \beta_5 \text{Cr}_i + \varepsilon_i$$

Cr	Mom	BM	Size	Beta	α	
-۰.۰۰۲۵۶*	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۵	-۰.۰۰۰۲	-۰.۰۰۰۲	۰.۰۲	میانگین ضریب
۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۰۰۹	۰.۰۱۶	۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۰۴	۰.۰۲۴	انحراف معیار
-۲.۰۰۴	-۱.۲۶	-۰.۳۴	-۰.۰۵	-۰.۶۴	۰.۸۷	آماره t
۰.۰۴۸	۰.۲۱	۰.۷۴	۰.۹۶	۰.۵۲	۰.۳۹	احتمال

* در سطح ۵٪ معنادار

با توجه به مقدار احتمال برای میانگین سایر متغیرهای الگوی اول (بتا، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم) می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ میانگین ضرایب متغیرهای بتا، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و مومنتوم با صفر تفاوتی ندارد و رابطه آنها با هزینه سرمایه سهام عادی معنی‌دار نیست.

جدول شماره (۵): نتایج برآورد الگوی مربوط به آزمون فرضیه‌های ۲، ۳ و ۴

$$R_{p,t} - R_{F,t} = \alpha + \beta_1(R_{M,t} - R_{F,t}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4UMD_t + \varepsilon_t$$

آماره دورین واتسون	آماره F	UMD	HML	SMB	$R_{m,t} - R_{f,t}$	α	
فرضیه دوم:							
۲.۲۰	۱۶.۶۵	۰.۳۳*	۰.۰۳	-۰.۳۳*	۰.۴۷*	۱.۰۵	ضریب
		۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۱۳	۰.۷۱	انحراف معیار
		۶.۰۲	۰.۶۸	-۵.۶۶	۳.۵۹	۱.۴۷	آماره t
	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۵۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۱۴	احتمال
					۰.۳۹ : Adjusted R ²	۰.۴۲ : R ²	
فرضیه سوم:							
۲.۴۲	۲۷.۸	۰.۱۷*	-۰.۰۶	-۰.۳۵*	۰.۷۹*	۱.۱۵*	ضریب
		۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۱	۰.۵۶	انحراف معیار
		۴.۲۴	-۱.۱	-۵.۹۱	۷.۶	۲.۰۷	آماره t
	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۲۷	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۴	احتمال
					۰.۵۳ : Adjusted R ²	۰.۵۵ : R ²	
فرضیه چهارم:							
۲.۰۳	۱۹	-۰.۰۰۰۴	-۰.۱۲*	-۰.۳۴*	۰.۷۷*	۱.۲۹*	ضریب
		۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۱۳	۰.۶۳	انحراف معیار
		-۰.۰۱	-۲.۶۴	-۵.۶۰	۶.۰۸	۲.۰۶	آماره t
	۰.۰۰	۰.۹۹	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۴	احتمال
					۰.۴۸ : Adjusted R ²	۰.۵۱ : R ²	

* ۵٪ در سطح معنادار

به منظور آزمون فرضیه‌های ۲، ۳ و ۴، از الگوی رگرسیون سری زمانی (۲) استفاده شده است. بدین ترتیب پس از آزمون پیش فرضهای الگو (نبودن خود همبستگی، مانا بودن متغیرها و نبودن ناهمسانی واریانس)، رگرسیون (۲) روی داده‌ها برازش شد که نتایج در جدول شماره (۵) منعکس شده است.

با توجه به مقدار آماره F و احتمال مربوط به آن، تمامی ضرایب رگرسیون در هر سه فرضیه به طور همزمان صفر نیست و همزمان بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معنی‌داری هست. با توجه به اینکه مقدار احتمال برای ضریب ثابت رگرسیون (α) در فرضیه دوم برابر $0/14$ ، و از سطح خطای 5% بیشتر است، فرض نبودن رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری پایین رد نمی‌شود. بنابراین بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری پایین، رابطه معنی‌داری هست؛ و تشکیل پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری پایین، تأثیری بر هزینه سرمایه آن ندارد. با توجه به مقدار احتمال به دست آمده برای سایر متغیرهای مستقل فرضیه دوم، ضریب متغیرهای عامل بازار ($R_{m,t} - R_{f,t}$)، عامل اندازه (SMB) و عامل مومنتوم (UMD) در سطح اطمینان 95% معنی‌دار است؛ اما ضریب متغیر عامل ارزش (HML) از نظر آماری معنی‌دار نیست.

با توجه به نتایج آزمون فرضیه سوم و اینکه مقدار احتمال برای ضریب ثابت رگرسیون برابر $0/04$ ، و از سطح خطای 5% کمتر است، فرض نبودن رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری متوسط رد می‌شود. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری متوسط، رابطه معنی‌دار و مثبتی وجود دارد. به عبارت دیگر، تشکیل پرتفوی سهام شرکتهای با درجه محافظه‌کاری متوسط، موجب افزایش هزینه سرمایه آن خواهد شد. با توجه به مقدار احتمال به دست آمده برای سایر متغیرهای مستقل رگرسیون، ضریب متغیرهای عامل بازار ($R_{m,t} - R_{f,t}$)، عامل اندازه (SMB) و عامل مومنتوم (UMD) در سطح

اطمینان ۹۵٪ معنی دار است؛ اما ضریب متغیر عامل ارزش (HML) از نظر آماری معنی دار نیست.

با توجه به مقدار احتمال برای ضریب ثابت در فرضیه چهارم، که برابر ۰/۰۴، و از سطح خطای ۵٪ کمتر است، فرض نبودن رابطه بین محافظه کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه کاری زیاد رد می شود. بنابراین نتیجه گرفته می شود که بین محافظه کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه کاری بالا رابطه معنی دار و مثبتی وجود دارد؛ به عبارت دیگر، تشکیل پرتفوی سهام شرکتهای با درجه محافظه کاری زیاد، موجب افزایش هزینه سرمایه آن خواهد شد. با توجه به مقدار احتمال به دست آمده برای سایر متغیرهای مستقل رگرسیون، ضریب متغیرهای عامل بازار ($R_{m,t}$)، عامل اندازه (SMB) و عامل ارزش (HML) در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار است؛ اما ضریب متغیر عامل مومنتوم (UMD) از نظر آماری معنی دار نیست.

نتیجه گیری

این پژوهش در پی تعیین تأثیر محافظه کاری شرطی بر هزینه سرمایه سهام عادی در سطح شرکت و در سطح پرتفوی سهام است. برای سنجش درجه محافظه کاری شرطی از الگوی کالن و همکاران (۲۰۰۹) استفاده، و سپس، شرکتهای مورد مطالعه بر اساس این شاخص رتبه بندی شد. نتایج آزمون فرضیه های پژوهش در راستای تحقق هدف یاد شده به شرح ذیل است.

از نتایج آزمون فرضیه اول نتیجه گرفته می شود که بین محافظه کاری شرطی و هزینه سرمایه سهام عادی شرکت رابطه معنی دار و معکوسی هست؛ به عبارت دیگر با افزایش درجه محافظه کاری شرطی شرکت، هزینه سرمایه سهام عادی آن کاهش می یابد. نتایج آزمون فرضیه اول با نتایج پژوهشهای لارا و همکاران (۲۰۱۰)، لی (۲۰۰۹)، گای و ورسچیا (۲۰۰۷)، فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴) و رضایی (۱۳۸۸) مطابقت دارد. اما با نتایج پژوهش کردستانی و مجدلی (۱۳۸۶) سازگار نیست. کردستانی و مجدلی (۱۳۸۶) برای اندازه گیری

محافظه‌کاری از نسبت ضریب بازده‌های منفی به ضریب بازده‌های مثبت سهام، و از الگو گوردن برای محاسبه هزینه سرمایه سهام در سالهای ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۲ استفاده کرده‌اند. از جمله دلایل احتمالی متفاوت بودن نتایج این پژوهشها با پژوهش حاضر، می‌توان به متفاوت بودن الگوی مورد استفاده برای سنجش محافظه‌کاری و هزینه سرمایه سهام عادی و هم-چنین متفاوت بودن قلمرو زمانی آنها اشاره کرد. هم‌چنین، نتایج آزمون سایر فرضیه‌های پژوهش بیانگر رابطه مثبتی بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری کم، متوسط و زیاد است. این رابطه در مورد پرتفویهای با محافظه‌کاری متوسط و زیاد، از نظر آماری نیز معنی‌دار است. بنابراین با افزایش سطح محافظه‌کاری شرطی شرکتهای تشکیل‌دهنده پرتفوی سهام و ابهام در پیش‌بینی جریانهای نقدی آینده آن، هزینه سرمایه پرتفوی نیز بیشتر خواهد بود. نتایج پژوهش لارا و همکاران (۲۰۱۰) نیز حاکی از وجود رابطه مثبت بین محافظه‌کاری شرطی و هزینه سرمایه پرتفوی سهام شرکتهای با محافظه‌کاری کم، متوسط و زیاد است و این رابطه در مورد پرتفویهای با محافظه‌کاری کم و متوسط از نظر آماری معنی‌دار است.

محدودیت‌های پژوهش

- ۱- از آنجا که در این پژوهش از روش حذف سیستم آینده برای نمونه‌گیری استفاده، و موجب محدود شدن نمونه آماری به شرکتهای تولیدی شده‌است، در تسری نتایج این پژوهش به سایر شرکتهای با احتیاط عمل شود.
- ۲- با توجه به اینکه قلمرو زمانی پژوهش سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ بوده است، باید در تعمیم نتایج به دوره‌های قبل و بعد از آن، جنبه احتیاط رعایت گردد.
- ۳- داده‌های استخراج شده از صورتهای مالی شرکتهای از بابت تورم تعدیل نشده است.
- ۴- در صورت تعدیل این اطلاعات، ممکن است نتایج متفاوتی به دست آید.

پیشنادهای پژوهش

الف - پیشنهادهای نتایج پژوهش

- ۱- با توجه به نتایج فرضیه اول مبنی بر اینکه با اعمال محافظه کاری بیشتر، هزینه سرمایه سهام عادی شرکت کاهش می یابد، سرمایه گذاران می توانند با تعیین میزان محافظه کاری شرکت برای تعیین میزان بازده مورد انتظار و هزینه سرمایه سهام عادی شرکت تصمیم گیری کند.
- ۲- تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری نیز با توجه به تأثیر محافظه کاری شرطی بر میزان بازده مورد انتظار سرمایه گذاران و هزینه سرمایه سهام عادی شرکت و پرتفوی سهام، می توانند از الگوها و نتایج این پژوهش در تدوین استانداردهای حسابداری و به-کارگیری الزامات افشا در صورتهای مالی استفاده نمایند.
- ۳- با توجه به رابطه محافظه کاری شرطی و هزینه سرمایه سهام عادی شرکت، مدیران شرکتها می توانند با به کارگیری درجات مختلفی از محافظه کاری در تهیه صورتهای مالی بر میزان بازده مورد انتظار سهامداران تأثیر گذارند و برای تأمین مالی هزینه سرمایه کمتری متحمل شوند.

ب- پیشنهادهایی برای پژوهشهای آینده

- ۱- پیشنهاد می شود در مطالعات آینده از سایر معیارهای اندازه گیری محافظه کاری و هزینه سرمایه سهام عادی، که در ادبیات پژوهش عنوان گردید، استفاده، و نتایج آن با نتایج این پژوهش مقایسه شود.
- ۲- تعیین تأثیر محافظه کاری غیرشرطی بر هزینه سرمایه سهام عادی می تواند ارتباط هزینه سرمایه سهام عادی را با شکل دیگر محافظه کاری مورد بررسی قرار دهد.
- ۳- بررسی تأثیر محافظه کاری شرطی و غیرشرطی بر هزینه بدهی و یا میانگین موزون هزینه سرمایه، می تواند زمینه های دیگری را برای پژوهش فراهم سازد.

یادداشتها

1. Francis
2. Ex Post or Conditional Conservatism
3. Ex Ante or Unconditional Conservatism
4. Beaver and Ryan
5. Financial Accounting Standards Board
6. International Accounting Standards Board
7. Watts
8. Basu
9. Givoly and Hyan
10. Ball and Shivakumar
11. Callen
12. Lara, Osma and penalva
13. Chan, Lin and Strong
14. Li
15. Guay and Verrecchia
16. Fama and MacBeth
17. Fama and French
18. Losers Stocks
19. Flat Stocks
20. Winners Stocks
21. Vuolteenaho

22. با توجه به مطالعات و بولتیناها (۲۰۰۲)، کالن و همکاران (۲۰۰۹)، لارا و همکاران (۲۰۱۰) ضریب ثابت برابر ۰/۹۶۷ فرض شده است.

منابع و مآخذ

- رضازاده، جواد و آزاد، عبدالله (۱۳۸۷)، «رابطه بین عدم تقارن اطلاع آینده و محافظه‌کاری در گزارشگری مالی»، *بررسیهای حسابداری و حسابرسی*، دانشگاه تهران، ش ۵۴، ص ۸۰-۶۳.
- رضائی، ناصر (۱۳۸۸)، «رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری*، دانشگاه آزاد واحد مبارکه.
- کردستانی، غلامرضا و مجدی، ضیاءالدین (۱۳۸۶)، «بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی سود و هزینه سرمایه سهام عادی»، *بررسیهای حسابداری و حسابرسی*، دانشگاه تهران، ش ۴۸، ص ۸۵-۱۰۴.
- کمیته فنی سازمان حسابرسی، (۱۳۸۱)، «استانداردهای حسابداری»، تهران، انتشارات سازمان حسابرسی.
- کیمیاگری، علی محمد؛ اسلامی بیدگلی، غلامرضا و اسکندری، مهدی (۱۳۸۶)، «بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران بر اساس الگو سه عاملی فاما و فرنچ»، *تحقیقات مالی*، دانشگاه تهران، ش ۲۳، ص ۸۲-۶۱.
- Ball, R., Shivakumar, L., (2005), "Earnings quality in U.K private firms", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, pp. 83-128.
- Basu S, (1997), "the conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, pp. 3-37.

- Beaver, W.H., and Ryan, S.G. (2005). "Conditional and unconditional conservatism: concepts and modeling". *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, pp. 269-309.
- Callen, J.L., Segal, D. and Hope, O.K. (2009), "The pricing of conservative accounting and the measurement of conservatism at the firm-year level". *Review of Accounting Studies*, Vol. 23, pp. 42-76.
- Chan, A.L., Lin S. and Strong, N. (2009), "Accounting conservatism and the cost of equity capital: UK evidence". *Managerial Finance*, Vol. 35, No. 4, pp. 325-345.
- Fama, E.F., and French, K.R. (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 427-465.
- Fama, E., and French, K.R. (1993), "Common risk factors in the returns of stocks and bonds". *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp. 3-56.
- Fama, E.F., and MacBeth, J.D. (1973). "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, Vol. 81(March). pp. 607-636.
- Financial Accounting Standards Board (FASB), (1980), *Qualitative characteristics of accounting information, Statement of concepts No. 2*. Stanford, CT: FASB.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., and Schipper, K. (2004), "Cost of equity and earnings attributes". *The Accounting Review*, Vol. 79 No. 4, pp. 967-1010.
- Givoly, D., and Hayn, C. (2000). "The changing time series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative?," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, pp. 287-320.
- Guay, W. and Verrecchia, R.E. (2007), "Conservative disclosure". *Working Paper*, University of Pennsylvania.
- Khan, M., and Watts, R.L. (2009), "Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 48, pp. 132-150.
- Kim, J., and Zhang, L., (2009), "Does accounting conservatism reduce stock price crash risk? firm-level evidence", <http://ssrn.com>.
- Lara, J., Osma, B. and Penalva, F. (2010), "Conditional conservatism and cost of capital", *Review of Accounting Studies*, Vol. 13, May.
- Li, X., (2009), "Accounting conservatism and cost of capital: international analysis". *Working Paper*. London Business School.
- Vuolteenaho, T. (2002), "What drives firm-level stock returns". *The Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 233-264.
- Watts, R. (2003), "Conservatism in accounting part I: explanations and implications". *Accounting Horizons*, Vol. 1