پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار
شاپا: ۸۳۹۶ – ۲۰۰۸
سال هشتم، شماره شانزدهم، (پاییز ۱۳۹۶)، صفحه ۷۹ تا ۹۴

ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری حسابداری با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی

***محمدصادق فرشچی*[۱*]، *دکتر یونس بادآور نهندی*[۲]**

تاریخ دریافت: ۹۶/۴/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۶/۷/۱

چکیده

هدف از این پژوهش، بررسی ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری حسابداری با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی است. جامعهٔ آماری پژوهش، شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است و از میان آنها، تعداد ۸۳ شرکت، طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ به‌عنوان نمونه، انتخاب و مورد پژوهش واقع شده است. برای سنجش ساختار سررسید بدهی از نسبت بدهی‌های بلندمدت به کلِّ بدهی‌ها و برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری، از دو مدل باسو (محافظه‌کاری شرطی) و مدل گیولی و هاین(محافظه‌کاری غیرشرطی) استفاده شده است. در این پژوهش، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از مدل رگرسیون چندمتغیره استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد، بین ساختار سررسید بدهی با محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی ارتباط معنادار و مثبت وجود دارد. همچنین، نتایج نشان داد، هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی تأثیر معنادار و منفی دارد، ولی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی با محافظه‌کاری غیرشرطی تأثیر معناداری ندارد.

کلیدواژه‌ها: ساختار سررسید بدهی، محافظه‌کاری شرطی، محافظه‌کاری غیرشرطی، هزینه‌های نمایندگی.

۱. مقدمه

صورت‌های مالی، بخش اصلی فرآیند گزارشگری مالی را تشکیل می‌دهد(کمیتهٔ فنی سازمان حسابرسی، ۱۳۸۱). هدف صورت‌های مالی، ارائهٔ اطلاعات تلخیص و طبقه‌بندی‌شده دربارهٔ وضعیت مالی، عملکرد مالی و انعطاف‌پذیری مالی واحد تجاری است که برای طیف گسترده‌ای از استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی در اتخاذ تصمیمات اقتصادی مفید واقع می‌شود. اهداف گزارشگری مالی و مبانی حسابداری ایجاب می‌کند، اطلاعاتی که گزارشگری مالی فراهم می‌آورد، دارای ویژگی‌های معینی باشد(مرکز تحقیقات تخصصی حسابداری و حسابرسی، ۱۳۸۵).

در مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران از این ویژگی‌ها، با عنوان خصوصیات کیفی نام برده شده است. یکی از این ویژگی‌ها، محافظه‌کاری است که از آن با عنوان احتیاط یاد شده است. از زمان پژوهش مودیگیلیانی و میلر روی ساختار سرمایه، مطالعات زیادی در تبیین تصمیمات ساختار سرمایه انجام گرفته است و تئوری‌های مختلفی در رابطه با ساختار بدهی و عوامل شرکت پیشنهاد شده است. پیشینهٔ پژوهش‌ها،

۱*. مدیرگروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی ـ واحد تبریز، **پست الکترونیکی نویسنده مسئول:** m.s.farshchi@gmail.com
۲. دانشیار گروه حسابداری ـ واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران، yb_nahandi@yahoo.com

چندین تئوری پیشرو برای ادبیات مربوط به ساختار سررسید بدهی ارائه می‌دهد که عبارت‌اند از: تئوری هزینه‌های نمایندگی، اهرم، تطابق سررسید، مالیات و تئوری علامت‌دهی(کورنر، ۲۰۰۷). هریک از این تئوری‌ها، برخی ویژگی‌های شرکت‌ها را عوامل تعیین‌کنندهٔ ساختار سررسید بدهی می‌دانند. در ایران، پژوهش‌هایی پیرامون بررسی عوامل مؤثر بر محافظه‌کاری حسابداری شرکت‌ها انجام گرفته، اما درخصوص ارتباط ساختار سررسید بدهی با محافظه‌کاری حسابداری با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی شرکت‌ها در داخل کشور پژوهشی انجام نشده است. باتوجه به اهمیت موضوع، در پژوهش حاضر، به بررسی تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری حسابداری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازیم.

مبانی نظری

در دنیای امروز، باتوجه به گسترش بازارهای سرمایه و افزایش میزان سرمایه‌گذاری، یکی از مسائل مهمِّ مطرح، کیفیت اطلاعات مالی گزارش‌شده ازسوی شرکت‌ها است. هرچقدر کیفیت اطلاعات بالاتر باشد، به اتخاذ تصمیمات صحیح و درنهایت، تخصیصِ مناسب منابع مالی و افزایش رفاه منجر خواهد شد. در ارائهٔ اطلاعات مالی، همواره باید این مسئله را مدِّ نظر داشت که، تحمل زیان آتی در اثر تخمینی بیش از حد خوش‌بینانه نسبت به ازدست دادن فرصت کسبِ سود ناشی از ارزش‌گذاری بیش از حد بدبینانه، جدی‌تر است و بنابراین، رعایت احتیاط و محافظه‌کاری در ارائهٔ اطلاعات مالی برای حفظ منافع سرمایه‌گذاران امری ضروری به‌نظر می‌رسد.

محافظه‌کاری که بر اعمال احتیاط در شناسایی و اندازه‌گیری درآمد و دارایی‌ها دلالت دارد، یکی از مهم‌ترین میثاق‌های محدودکنندهٔ صورت‌های مالی به‌شمار می‌رود. در بیانیهٔ مفهومی شمارهٔ دو هیئت تدوین استانداردهای حسابداری مالی امریکا، محافظه‌کاری، به‌عنوان واکنشِ محتاطانه نسبت به عدم اطمینان به‌منظور مطمئن شدن از درنظرگرفتن ماهیت عدم اطمینان و ریسک در شرایط تجاری، به‌اندازهٔ کافی تعریف شده است. این هیئت، محافظه‌کاری را جزو ویژگی‌های کیفی طبقه‌بندی نکرده است، در حالی که در بند ۱۸ فصل دوم مفاهیم نظری گزارشگری مالی ایران، محافظه‌کاری به‌عنوان یک زیرویژگی کیفی برای قابلیت اتکا این‌گونه تعریف شده است: «احتیاط، عبارت است از کاربرد درجه‌ای از مراقبت که در اعمال قضاوت برای انجام برآورد در شرایط ابهام مورد نیاز است، به‌گونه‌ای که درآمدها یا دارایی‌ها بیشتر از واقع و هزینه‌ها یا بدهی‌ها کمتر از واقع ارائه نشود»(مهرانی و محمدآبادی، ۱۳۸۸).

واتس[1](۲۰۰۳)، در مقاله‌ای درمورد محافظه‌کاری در حسابداری بیان می‌کند، از آنجا که اعتباردهندگان به ریسک‌های نامطلوب نسبت به پتانسیل مطلوب عملکرد شرکت علاقهٔ بیشتری دارند، قراردادهای بدهی، یکی از مهم‌ترین عوامل تقاضا برای محافظه‌کاری به‌شمار می‌رود. اعتباردهندگان، به کسب اطلاع از میزان احتمال پوشش طلبشان ازطریق خالص دارایی‌ها و نقدینگی شرکت در آینده علاقه‌مند هستند. بحران‌های مالی اخیر جهانی، اهمیت ساختار زمانی منابع شرکت را برای ثبات مالی مورد تأکید قرار داده است و به تدوین‌کنندگان قانون و استاندارد خاطرنشان می‌کند که در حال حاضر، چارچوب مناسبی برای تطابق زمانی منابع وجود ندارد(سگورا[2] و سوآرز[3]، ۲۰۱۰؛ تارولو[4]، ۲۰۰۹).

پژوهش‌ها نشان می‌دهد که سررسید منابع شرکت، زمینه‌های پیش‌بحران را برای بحران‌های مالی جهانی آماده ساخته است. اغلب شرکت‌ها به‌نوعی از بدهی در ساختار سرمایهٔ خود استفاده می‌کنند. ساختار بدهی، یکی از شاخص‌های مهم تعیین‌کنندهٔ موفقیت شرکت است و باعث رشد پایدار شرکت می‌شود(مادان[5]، ۲۰۰۷). از این رو، تصمیمات معطوف به ساختار بدهی برای بقای تجاری شرکت حیاتی

1. Wats, R. L.
2. Segura , A.
3. Suarez, J.
4. Tarullo, Daniel
5. Madan, K.

هستند(احمد شیخ[1] و ونگ[2]، ۲۰۱۱). با این حال، انتخاب ساختار بدهی ساده نیست و تصمیم‌گیری اشتباه، به هدایت شرکت به بحران و ورشکستگی منجر می‌شود. اولین گروه تئوری‌ها دربارهٔ ساختار سررسید بدهی، هزینه‌های نمایندگی را به‌عنوان شاخص مهمی در تعیین ساختار بدهی تلقی می‌کند(خورانا[3] و ونگ[4]، ۲۰۱۵).

مشکل نمایندگی، یکی از نواقص عمدهٔ بازار است و از تضاد منافع مدیران و مالکان منتج می‌شود. ممکن است، مدیران شرکت‌های سهامی عام، اهداف شخصی خود را دنبال کنند که این امر، لزوماً با اهداف سهامداران خارج از شرکت همسو نیست. مشکلات نمایندگی بین مدیران و سهامداران، به سرمایه‌گذاری افراطی منجر می‌شود و ممکن است در قالب میل افراطی مدیران به اداره کردنِ شرکت‌های بزرگ تجلی کند. مدیرانی که نگران شهرت خود در بازار کار هستند، ممکن است انگیزه‌هایی برای اتخاذ اقداماتی داشته باشند که به بهبود عملکرد کوتاه‌مدت آنان و به هزینهٔ عملکرد بلندمدت منجر شود (مرادی و احمدی، ۱۳۹۰).

براساس این تئوری، برای حلِّ مشکل عدم تقارن اطلاعاتی، شرکت سررسید بدهی بهینه را انتخاب خواهد کرد(ترا[5]، ۲۰۱۱). این تئوری بحث می‌کند که اگر سرسید بدهی قبل از فرصت‌های رشد مورد اجرای شرکت باشد، بدهی کوتاه‌مدت مشکل سرمایه‌گذاری کمتر از واقع را کاهش می‌دهد. سرمایه‌گذاری کمتر از واقع، ناشی از تضاد بین اعتباردهندگان و سهامداران است. این گزینه، فرصتی را برای وام‌دهندگان و شرکت‌ها برای تجدید قرارداد و کاهش هزینه‌های نمایندگی فراهم می‌سازد. باتوجه به مبانی نظری مطرح‌شده، از آنجا که ساختار بدهی به‌عنوان یکی از شاخص‌های مهمِّ تعیین‌کنندهٔ موفقیت شرکت است و هزینه‌های نمایندگی به‌عنوان شاخص مهمی در تعیین ساختار بدهی تلقی می‌شود و باتوجه به اینکه قراردادهای بدهی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تقاضا برای محافظه‌کاری به‌شمار می‌رود، از این رو، در این پژوهش به بررسی ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری حسابداری با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود.

بتی[6] و همکاران(۲۰۰۸)، شروط محافظه‌کارانهٔ گنجانده‌شده در قراردادهای بدهی را مورد بررسی قرار دادند و بیان کردند، هنگامی که هزینه‌های نمایندگی بدهی بالاتر است، این شروط قراردادی بیشتر استفاده می‌شوند. با این حال، شواهد ایشان بیانگر این بود که شروط قراردادی، تقاضای اعتباردهندگان برای محافظه‌کاری را به‌تنهایی برآورده نمی‌سازد و بنابراین، برای کاهش هزینه‌های نمایندگی بدهی نیاز به استفاده از حسابداری محافظه‌کارانه نیز وجود دارد.

گریس لی[7](۲۰۰۹)، در پژوهشی با عنوان «محافظه‌کاری شرطی، هزینه‌های نمایندگی، ویژگی‌های قراردادی بدهی‌ها»، دریافت که اولاً بین اهرم مالی و محافظه‌کاری شرطی رابطهٔ مثبت و معنادار وجود دارد و ثانیاً ویژگی‌های قراردادی بدهی‌ها، ازطریق تغییر هزینه‌های نمایندگی و انگیزه‌های ارزیابی، بر سطح محافظه‌کاری شرطی تأثیر دارد. ازجملهٔ این ویژگی‌ها می‌توان به خصوصی یا عمومی بودن، سررسید، قابلیت تبدیل، اولویت‌دار بودن، و وثیقه‌دار بودنِ بدهی‌ها اشاره کرد. وی دریافت شرکت‌هایی با سطوح بزرگ‌تر از بدهی عمومی، کوتاه‌مدت، تبعی(در اولویت دوم)، بدون وثیقه، تشخیص به‌موقع‌تری از زیان‌ها(محافظه‌کاری شرطی) به‌دست می‌آورند و بعد از کنترل اعمال تبدیل، شرکت‌هایی با سطوح بزرگ‌تری از بدهی قابل تبدیل محافظه‌کاری کمتری فراهم می‌کنند. جینگ لی[8](۲۰۱۲)، ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و قراردادهای بدهی را بررسی کرد.

نتایج پژوهش، بیانگر این است که بین محافظه‌کاری و سطح بدهی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. خورانا

1. Ahmed Sheikh, N.
2. Wang, Z.
3. Khurana, Inder K.
4. Wang, Changjiang
5. Terra, P. R. S.
6. Betty, A.
7. Grace Lee, H. S.
8. Jing Li

و ونگ(۲۰۱۵) در پژوهشی، به بررسی ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری حسابداری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس کلمبیا، طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۷ پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد، ارتباط منفی و معناداری بین سررسید بدهی‌های کوتاه‌مدت و محافظه‌کاری حسابداری در شرکت‌هایی که هزینه‌های نمایندگی در آن بالا است، وجود دارد.

جانگ‌یان چو[1] و وُنگ‌ـووک چوی[2](۲۰۱۶)، در پژوهشی به بررسی ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و تصمیمات سرمایه‌گذاری در شرکت‌های کره‌ای پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بین محافظه‌کاری حسابداری و سرمایه‌گذاری بیش از حدِّ شرکت‌ها ارتباط معنادار و منفی وجود دارد.

مهرانی و محمدآبادی(۱۳۸۸) به بررسی رابطهٔ اندازهٔ شرکت و قراردادهای بدهی با محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج حاکی از آن است که رابطهٔ مثبت معناداری بین بدهی و محافظه‌کاری در دو معیار مبتنی بر اقلام تعهدی و مبتنی بر ارزش بازار وجود دارد. همچنین، رابطهٔ منفی اندازهٔ شرکت و محافظه‌کاری تنها در معیار مبتنی بر ارزش بازار تأیید شد، بنابراین، در کل نمی‌توان استنباط کرد که بین اندازهٔ شرکت و محافظه‌کاری رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد.

مران‌جوری و علیخانی(۱۳۹۰)، در بررسی رابطهٔ بین محافظه‌کاری حسابداری و فرضیهٔ قرارداد بدهی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که بین محافظه‌کاری حسابداری و شاخص‌های فرضیهٔ قرارداد بدهی در کلیهٔ شرکت‌های مورد مطالعه، ارتباط معناداری وجود ندارد.

اسدی و جلالیان(۱۳۹۱)، در پژوهشی به بررسی تأثیر ساختار سرمایه، سهام‌داران و بزرگی شرکت بر میزان اعمال محافظه‌کاری پرداختند و نشان دادند، رابطهٔ مستقیم و معناداری بین محافظه‌کاری و اهرم مالی به‌عنوان نمایندهٔ ساختار سرمایه وجود دارد.

عباس‌زاده و همکاران(۱۳۹۴)، در پژوهشی به بررسی ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج، حاکی از وجود رابطهٔ معکوس و معناداری بین محافظه‌کاری(نسبت ارزش بازار به دفتری) با ساختار سرمایه و نیز عدم وجود رابطهٔ محافظه‌کاری(مبتنی بر اقلام تعهدی غیرعملیاتی) با ساختار سرمایه است.

سلیمی(۱۳۹۴)، در پژوهشی تحت عنوان «تأثیر نظام راهبری شرکتی و ساختار بدهی بر محافظه‌کاری شرطی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، به این نتیجه رسید که تأمین مالی ازطریق بدهی بلندمدت، باعث افزایش محافظه‌کاری شرطی می‌شود.

فرضیه‌های پژوهش

باتوجه به دیدگاه‌های نظری ارائه‌شده، برای دستیابی به اهداف پژوهش، فرضیه‌های پژوهش به‌شرح زیر تدوین شده‌اند:

۱. بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری حسابداری ارتباط وجود دارد.

۱-۱. بین نسبت بدهی‌های بلندمدت به کلِّ بدهی‌ها و محافظه‌کاری شرطی حسابداری ارتباط وجود دارد.

۱-۲. بین نسبت بدهی‌های بلندمدت به کلِّ بدهی‌ها و محافظه‌کاری غیرشرطی حسابداری ارتباط وجود دارد.

۲. هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری حسابداری تأثیر دارد.

۲-۱. هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین نسبت بدهی‌های بلندمدت به کلِّ بدهی‌ها و محافظه‌کاری شرطی تأثیر دارد.

۲-۲. هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین نسبت بدهی‌های بلندمدت به کلِّ بدهی‌ها و محافظه‌کاری غیرشرطی تأثیر دارد.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش تلاش برآنیم که ارتباط بین ساختار

1. Jungeun Cho
2. Won-Wook Choi

سررسید بدهی و محافظه‌کاری حسابداری با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کنیم. بنابراین، از آنجا که نتایج این پژوهش می‌تواند در تدوین قوانین و مقررات بورس اوراق بهادار مورد استفاده قرار گیرد، از نوع پژوهش‌های کاربردی است. همچنین، باتوجه به اینکه این پژوهش درپی یافتنِ ارتباط بین چندین متغیر است، از نوع همبستگی و روش‌شناسی آن از نوع پس‌رویدادی است. برای تخمینِ مدل‌های پژوهش از روش داده‌های تلفیقی استفاده شده است. جامعهٔ آماری پژوهش تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ هستند.

به‌دلیل گستردگی حجم جامعهٔ آماری و دشواری‌های خاص حاصل از آن و همچنین، وجود برخی ناهماهنگی‌ها میان اعضای جامعه در ارتباط با داده‌های مورد نیاز پژوهش، شرایط زیر برای انتخاب نمونهٔ آماری قرار داده شده و نمونهٔ آماری پژوهش به روش حذف نظام‌مند انتخاب شده است: شرکت‌های مورد نظر باید قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند. شرکت‌های مورد نظر جزو بانک‌ها و واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ و سرمایه‌گذاری نباشند. شرکت‌ها نباید سال مالی خود را در طیِّ دوره‌های مورد نظر تغییر داده باشند. سهام شرکت‌های مورد بررسی دارای وقفهٔ معاملاتی بیش از شش ماه نباشند. شرکت‌های مورد نظر در طول دورهٔ پژوهش زیان‌ده نباشند. پس از مدِّنظر قرار دادن محدودیت‌ها و شرایط موردنظر، تعداد ۸۳ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار اوراق بهادار تهران، به‌عنوان نمونهٔ آماری انتخاب شدند که درنهایت، با احتساب دورهٔ ۸ سالهٔ پژوهش، تعداد داده‌های تلفیقی به‌کاررفته در آزمون فرضیات، ۶۶۴ سال ـ شرکت است.

متغیرهای پژوهش

متغیر مستقل: ساختار سررسید بدهی

بدهی‌ها، معرفِ تعهدات مالی مؤسسه از بابت دارایی‌ها یا خدمات نسیهٔ دریافتی از دیگران است که در گذشته و حال ایجاد شده و با انتقال دارایی‌ها یا ارائهٔ خدمات در آینده پرداخت می‌شوند. بدهی‌های ثبت‌شده در دفاتر از نظر سررسید پرداخت به دو طبقهٔ بدهی جاری یا کوتاه‌مدت و بدهی غیرجاری یا بلندمدت تقسیم می‌شوند. تفکیک بدهی‌ها از نظر سررسید پرداخت را «ساختار سررسید بدهی» می‌نامند. معیار اندازه‌گیری ساختار سررسید بدهی در این پژوهش، نسبتِ بدهی‌های بلندمدت به کلِّ بدهی‌ها است.

$$LTD = \frac{Long - term\ Debt}{Total\ Debt}$$

متغیر وابسته: محافظه کاری حسابداری

به نظر گیولی[1] و همکاران(۲۰۰۷)، محافظه‌کاری، واکنشی است احتیاط‌آمیز که در شرایط نبودِ اطمینان به‌کار گرفته می‌شود و می‌کوشد نشان دهد که نبودِ اطمینان و ریسک ذاتی در وضعیت شرکت به‌قدر کافی نشان داده شده است. محافظه‌کاری حسابداری، یک مفهوم حسابداری است که به کاهش سود انباشتهٔ گزارش‌شده ازطریق شناخت دیرتر درآمد و شناخت سریع‌تر هزینه، و ارزیابی بالای بدهی منجر می‌شود که معرفِ محافظه‌کاری از دیدگاه ترکیبی ترازنامه‌ای و سود و زیانی است. در پژوهش حاضر، محافظه‌کاری حسابداری به دو بخش محافظه‌کاری شرطی و محافظه‌کاری غیرشرطی تقسیم‌بندی شده است که در زیر نحوهٔ محاسبهٔ هریک تشریح می‌شود.

1. Givoly, D.
2. Basu, S.

محافظه‌کاری شرطی

در این پژوهش، برای محاسبهٔ محافظه‌کاری شرطی از مدل باسو[۲](۱۹۹۷) استفاده شده است. مدل مذکور به‌شرح زیر است:

$$\frac{E_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} R_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

Ei,t: سود حسابداری شرکت در سال t

Pi,t-1: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال قبل(ابتدای سال t)

Di,t: متغیر مجازی است، در صورتی که اخبار بد وجود داشته باشد، برابر با یک و در غیر این صورت، برابر با صفر است.

از آنجا که در پژوهش‌های پیشین، اکثراً مشاهده شده که بازدهٔ منفی در فاصلهٔ مجمع به‌عنوان علامتی از واکنش منفی بازار به محافظه‌کاری تفسیر شده است، در حالی که باتوجه به شرایط بورس اوراق بهادار تهران، بازدهٔ سهام خیلی از شرکت‌ها به دلایل عدیده‌ای منفی بوده است که همهٔ این موارد را نمی‌توان به‌عنوان علامتی از محافظه‌کاری لحاظ کرد، از این رو، برای ایجاد رویکرد نوین و جدید در شناسایی محافظه‌کاری، خبر بد راجع به شرکت، پایین بودنِ بازدهٔ واقعی یک سهم از بازدهٔ بازار لحاظ شده است(برادران حسن‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲).

Ri,t: بازدهٔ سهام شرکت در سال t که به‌صورت تفاوت قیمت هر سهم شرکت در پایان دوره و قیمت هر سهم در ابتدای دوره به‌علاوه تعدیلات ناشی از عایدات سهام(شامل سود تقسیمی، سهام جایزه و ...)، تقسیم بر قیمت هر سهم در ابتدای دوره تعریف شده است. در این مدل، چنانچه *β3* مخالف صفر و مثبت باشد، نشان‌دهندهٔ میزان محافظه‌کاری است که برای هر شرکت به‌صورت جداگانه و در هر سال محاسبه می‌شود. (*β2* + *β3*) واکنش سود نسبت به اخبار بد است و *β3* مثبت درواقع، ضریبِ عدم تقارن زمانی سود است که معیار محافظه‌کاری است(بادآور نهندی و همکاران، ۱۳۹۱). شایان ذکر است، برای محاسبهٔ ضریب *β3* برای هر سال شرکت از اطلاعات ۴ سال گذشتهٔ آن سال شرکت در رگرسیون استفاده شده است که به آن «روش اتو رگرسیون» اطلاق می‌شود.

محافظه‌کاری غیرشرطی

در این پژوهش، برای محاسبهٔ محافظه‌کاری غیرشرطی از مدل گیولی و هاین[۱](۲۰۰۰) استفاده شده است. مدل مذکور به‌شرح زیر است:

$$UCC_{i,t} = \frac{(NI_{i,t} + DEP_{i,t} - CFO_{i,t})}{TA_{i,t-1}} * (-1)$$

$UCC_{i,t}$: محافظه‌کاری غیرشرطی

$Ni_{i,t}$: سود خالص

$DEP_{i,t}$: هزینهٔ استهلاک

$CFO_{i,t}$: جریان نقدی عملیاتی

$TA_{i,t-1}$: کلِّ دارایی‌ها در سال قبل

در رابطهٔ بالا ($Ni_{i,t}$+$DEP_{i,t}$-$CFO_{i,t}$)، بیانگر کلِّ اقلام تعهدی است.

منطق این معیار بر این اساس است که حسابداری محافظه‌کارانه به اقلام تعهدی، همواره منفی خواهد بود(گیولی و هاین، ۲۰۰۰). به عقیدهٔ گیولی و هاین، رشد اقلام تعهدی می‌تواند شاخصی از تغییر در درجهٔ محافظه‌کاری حسابداری در طول یک دورهٔ بلندمدت باشد. به بیان دیگر، اگر اقلام تعهدی افزایش یابد، در آن صورت، محافظه‌کاری کاهش می‌یابد و برعکس. از این رو، برای تعیین جهتِ تغییرات محافظه‌کاری، اقلام تعهدی در عدد منفی یک ضرب می‌شود. بنابراین، هرچقدر اقلام تعهدی به‌دست‌آمده برای هر شرکت منفی‌تر باشد، حسابداری محافظه‌کارانه‌تر خواهد بود.

1. Hayn, C.

متغیر تعدیل‌گر: هزینه‌های نمایندگی

رابطهٔ نمایندگی، عبارت است از نوعی قرارداد است که براساس آن یک یا چند نفر مالک، نماینده یا مدیری را مأمور به اجرای عملیاتی می‌کنند. در پژوهش حاضر، هزینه‌های نمایندگی تابعی از تعامل بین شاخص Q توبین(نمایندهٔ فرصت‌های رشد) و جریان‌های نقد آزاد درنظر گرفته شده و به‌شرح زیر محاسبه می‌شود:

فرصت‌های رشد

در این پژوهش از شاخص Q توبین به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری فرصت‌های رشد استفاده شده است(مک‌کنل[1] و سرواس[2]، ۱۹۹۰).

$$\text{Tobins Q} = \frac{\text{vocsiloy} + \text{emvopsiloy} + \text{bvltliloy} + \text{bvcliloy}}{\text{bvtailoy}}$$

VOCSILOY: ارزش سهام عادی در پایان سال

EMVOPSILOY: برآورد ارزش بازار سهام ممتاز در پایان سال

BVCLILOY: ارزش دفتری بدهی‌های جاری در پایان سال

BVTAILOY: ارزش دفتری کلِّ دارایی‌ها در پایان سال

BVLTLILOY: ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت در پایان سال

باتوجه به اینکه در بورس اوراق بهادار تهران سهام ممتاز وجود ندارد، ارزش EMVOPSILO برابر صفر درنظر گرفته شده است.

جریان‌های نقد آزاد

برای محاسبهٔ جریان نقد آزاد از مدل لن[3] و پولسن[4](۱۹۸۹) استفاده شده که براساس این مدل، جریان‌های نقد آزاد از سود عملیاتی قبل از استهلاک و به کسر مجموع مالیات‌ها، به اضافهٔ هزینهٔ بهره و سود تقسیمی پرداختی به‌دست می‌آید و با تقسیم بر مجموع دارایی‌ها استاندارد می‌شود و ازطریق رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$FCF = \frac{(INC - TAX - INTEXP - CSDIV)}{TOTAL\ ASSETS}$$

FCF: جریان‌های نقد آزاد

INC: سود عملیاتی

TAX: مالیات بر درآمد

INTEXP: هزینهٔ بهره

CSDIV: سود پرداختی به سهام‌داران عادی

TOTAL ASSETS: کلِّ دارایی‌ها

نحوهٔ محاسبهٔ هزینه‌های نمایندگی به این صورت است که پس از محاسبهٔ جریان‌های نقد آزاد و کیوتوبین برای تمام شرکت‌های نمونه، اگر جریان‌های نقد آزاد یک شرکت بالای عدد میانه و کیوتوبین آن، پایین عدد میانه باشد، آن شرکت دارای هزینه‌های نمایندگی بالا است و به آن عدد ۱ اختصاص می‌یابد و در غیر این صورت، عدد صفر به آن اختصاص می‌یابد.

متغیرهای کنترل

دلیل استفاده از متغیرهای کنترل در مدل پژوهش، کنترل تأثیر عوامل شناخته‌شده و ناشناخته در رابطه بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته است. این متغیرها در متون گذشته، موضوع این پژوهش، ازجمله خورانا و ونگ(۲۰۱۵)، جینگ لی(۲۰۱۲)، جبارزاده کنگرلویی و همکاران(۱۳۹۱) مورد استفاده قرار گرفته است. متغیرهای کنترلی به‌کاررفته در این پژوهش، به‌صورت زیر است:

1. McConnell, J. J.
2. Servaes, H.
3. Lehn, K.
4. Poulsen, A.

اندازهٔ شرکت: لگاریتم طبیعی کلِّ دارایی‌ها

اهرم مالی: کلِّ بدهی‌ها تقسیم بر کلِّ دارایی‌ها

بازده دارایی‌ها: سود قبل از کسر بهره و مالیات تقسیم بر کلِّ دارایی‌ها

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام: در این پژوهش، حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی به‌عنوان ارزش دفتری شرکت درنظر گرفته شده است. ارزش بازار شرکت، عبارت است از تعداد سهام عادی شرکت در پایان سال ضرب در آخرین قیمت هر سهم در پایان سال.

یافته‌های پژوهش

یافته‌های توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

ابتدا برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، آماره‌های توصیفی داده‌های تحت مطالعه محاسبه می‌شود. در جدول ۱، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش نشان داده شده است که بیانگر مقدار پارامترهای توصیفی برای هر متغیر به‌صورت مجزا است و شامل اطلاعات مربوط به میانگین و میانه است. دستهٔ دوم اطلاعات، شامل پارامترهای مربوط به پراکندگی، نظیر چولگی و کشیدگی است که بیانگر پراکنش داده‌ها حول محور میانگین است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

Statistics

	LTD	CC	UCC	SIZE	BM	ROA	LEV
تعداد نمونه	۶۶۴	۶۶۴	۶۶۴	۶۶۴	۶۶۴	۶۶۴	۶۶۴
میانگین	۰/۱۲۶۹۷	۰/۱۷۴۲۱	-۰/۰۴۳۰۱	۱۳/۷۹۷۶	۰/۷۳۹۳۶	۰/۱۷۴۹۰۴	۰/۵۸۶۴۰
میانه	۰/۰۷۲۹۶	۰/۱۷۹۴۲	-۰/۰۲۸۹۴	۱۳/۷۱۹۱	۰/۵۸۴۴۵	۰/۱۵۲۰۵	۰/۶۰۳۶۱
انحراف معیار	۰/۱۴۳۰۱	۱/۳۳۱۰	۰/۱۴۵۴۳	۱/۲۱۸۱۳	۰/۴۹۴۴۴	۰/۱۲۵۰۱۵	۰/۱۵۹۰۳
چولگی	۲/۰۳۷	-۰/۴۸۵	-۰/۹۶۴	۰/۴۵۶	۱/۶۳۳	۱/۰۹۶	-۰/۲۶۵
کشیدگی	۴/۰۳۸	۹/۵۳۰	۳/۷۱۵	۰/۰۸۴	۳/۷۲۳	۱/۳۵۲	-۰/۵۸۲
مینیمم	۰/۰۰۰۰	-۷/۶۴۸۸	-۰/۸۲۲۷	۱۱/۱۴۱۷	۰/۱۰۷۷	۰/۰۰۰۱	۰/۱۴۷۶
ماکزیمم	۰/۸۶۹۵	۷/۷۵۶۰	۰/۴۵۲۳	۱۷/۸۳۶۰	۳/۶۴۸۱	۰/۷۰۰۱	۰/۹۲۳۱

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهندهٔ نقطهٔ تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. برای مثال، مقدار میانگین برای متغیر ساختار سررسید بدهی (LTD)، برابر با (۰/۱۲۶۹۷) است که نشان می‌دهد، بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه یکی دیگر از شاخص‌های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می‌دهد. میانه متغیر ساختار سررسید بدهی (LTD)، برابر با (۰/۰۷۲۹۶) است که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. به‌طور کلی، پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر محافظه‌کاری شرطی (CC)، برابر با (۱/۳۳۱۰) و برای متغیر بازده دارایی‌ها (ROA)، برابر با (۰/۱۲۵۰۱۵) است که نشان می‌دهد، در بین متغیرهای پژوهش محافظه‌کاری شرطی (CC) و بازدهٔ دارایی‌ها (ROA)، به‌ترتیب، دارای بیشترین و کمترین میزان پراکندگی هستند. شایان ذکر است که متغیر هزینه‌های نمایندگی با عدد صفر و یک در این پژوهش معرفی شده است که در جدول ۲، فراوانی به‌صورت زیر برای متغیر فوق درنظر گرفته شده است:

جدول ۲. جدول فراوانی متغیر هزینه‌های نمایندگی

طبقه‌بندی	فراوانی	درصد	درصد تجمعی
۰	۵۲۰	۷۸/۳	۷۸/۳
۱	۱۴۴	۲۱/۷	۱۰۰
کل	۶۶۴	۱۰۰/۰	

در جدول ۲، نشان داده شده است که کلِّ داده‌های مربوط به متغیر هزینه‌های نمایندگی ۶۶۴ عدد است که از این تعداد، ۵۲۰ عدد شامل صفر، و ۱۴۴ عدد شامل یک است. درصد بیان‌شده، نشان می‌دهد که از ۱۰۰ درصد، تعداد داده، ۷۸/۳ درصد عدد صفر و ۲۱/۷ درصد عدد یک را به خود اختصاص داده است.

یافته‌های استنباطی

آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف

برای بررسی نرمال‌بودن متغیرهای پژوهش از آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول۳. نتایج آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف

متغیرها	آماره کولموگروف – اسمیرنوف	سطح معنی‌داری
LTD	۵/۳۷۰	۰/۰۰۰
CC	۱/۲۳۶	۰/۰۹۴
UCC	۰/۹۳۶	۰/۳۴۵
SIZE	۱/۱۲۶	۰/۱۵۸
BM	۳/۷۰۹	۰/۰۰۰
ROA	۲/۲۱۶	۰/۰۰۰
LEV	۱/۴۴۸	۰/۰۳۰

در آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف، هرگاه سطح معنی‌داری متغیرهای وابسته بالاتر از ۵ درصد باشد، می‌توان چنین اظهار داشت که متغیرهای فوق نرمال هستند. در جدول ۳، سطح معنی‌داری متغیرهای وابسته بالاتر از ۵ درصد است، بنابراین، متغیرهای وابسته دارای توزیع نرمال هستند.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

گام اول: تشخیص همگن یا ناهمگن بودن داده‌ها، با استفاده از آزمون لیمر(چاو)

جدول٤. نتایج آزمون F لیمر(همسانی عرض از مبدأی مقاطع)

فرضیهٔ صفر(H_0)	مدل فرضیه	Statistic	p-value	نتیجهٔ آزمون
یکسان‌بودن عرض از مبدأ	فرعی اول	۲/۳۳۳۱۲۶	۰/۰۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود.
یکسان‌بودن عرض از مبدأ	فرعی دوم	۲/۴۰۷۸۲۲	۰/۰۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود.
یکسان‌بودن عرض از مبدأ	فرعی سوم	۲/۲۶۱۰۲۳	۰/۰۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود.
یکسان‌بودن عرض از مبدأ	فرعی چهارم	۲/۴۰۸۷۱۶	۰/۰۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود.

در آزمون F، فرضیهٔ H_0، استفاده از روش داده‌های تلفیقی را درمقابل فرضیهٔ H_1، یعنی استفاده از روش داده‌های تابلویی نشان می‌دهد. باتوجه به سطح معناداری به‌دست‌آمده از جدول ۴، نتیجهٔ این آزمون، بیانگر این مطلب است که مقاطع مورد بررسی، ناهمگن و دارای تفاوت‌های فردی است، بنابراین، استفاده از روش داده‌های تابلویی برای هر چهار مدل مناسب‌تر است.

گام دوم: بعد از انتخاب روش داده‌های تابلویی ازطریق آزمون لیمر، آزمون هاسمن انجام گرفت. در این آزمون، درصورت پذیرفته‌شدن H_0 از مدل اثرات تصادفی و درصورت پذیرفته شدن H_1 از مدل اثرات ثابت استفاده می‌شود. خلاصه، نتایج آزمون هاسمن، به‌شرح جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن(انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی)

فرضیهٔ صفر(H_0)	مدل فرضیه	آمارهٔ کای دو	p-value	نتیجهٔ آزمون
تفاوت در ضرایب سیستماتیک نیست.	فرعی اول	۲۸/۹۰۴۱۹۵	۰/۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود.
تفاوت در ضرایب سیستماتیک نیست.	فرعی دوم	۵۰/۱۰۲۹۰۰	۰/۰۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود.
تفاوت در ضرایب سیستماتیک نیست.	فرعی سوم	۳۳/۴۶۴۹۲۸	۰/۰۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود.
تفاوت در ضرایب سیستماتیک نیست.	فرعی چهارم	۵۳/۸۹۹۵۲۱	۰/۰۰۰۰	فرض H_0 رد می‌شود.

در جدول ۵ نشان داده شده است که مقدار این آماره برای تمامی مدل‌ها معنادار است و سطح معناداری گزارش‌شده برای هر چهار مدل در جدول فوق، کمتر از ۵ درصد است و بیانگر ردِّ فرضیهٔ H_0 و پذیرش فرضیهٔ H_1 در سطح اطمینان ۹۵ درصد است و بر استفاده از روش اثرات ثابت دلالت دارد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

آزمون فرضیهٔ ۱-۱: مدل اول برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیهٔ ۱-۱، یعنی بررسی ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی شرکت‌ها به‌کار گرفته شده است.

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی ارتباط معنادار و مثبت وجود دارد. باتوجه به اینکه مقدار سطح معنی‌داری آن (۰/۰۲۹۵)، کمتر از ۵ درصد است، بنابراین، فرضیهٔ صفر (H_0) مربوط به این فرضیه، رد و فرضیهٔ مقابل (H_1) تأیید می‌شود. ضریبِ تعیین مدل، بیانگر این است که حدود ۲۵ درصد از تغییرات محافظه‌کاری شرطی ازطریق متغیر مستقل ساختار سررسید بدهی و متغیرهای کنترلی قابل توجیه است. یکی از شروط استفاده از رگرسیون، استقلال باقیمانده‌ها است. از آنجا که آمارهٔ دوربین ـ واتسون برای فرضیهٔ ۱-۱، (۱/۸۳۵۶۰۷)، بین ۱/۵ و ۲/۵ است، بنابراین فرض عدم همبستگی بین خطاها پذیرفته می‌شود.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، سطح معناداری آمارهٔ F برابر (۰/۰۰۰) و کمتر از ۵ درصد است؛ پس می‌توان گفت، مدل رگرسیون اعتبار دارد. دربارهٔ متغیرهای کنترلی هم نتایج

نشان می‌دهد که بین اندازهٔ شرکت و محافظه‌کاری شرطی ارتباط مثبت و معنادار و بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و محافظه‌کاری شرطی ارتباط معنادار و منفی وجود دارد. باتوجه به اینکه مقدار سطح معنی‌داری متغیرهای فوق کمتر از ۵ درصد است، بنابراین فرضیهٔ صفر (H_0)، مربوط به این فرضیه‌ها، رد و فرضیهٔ مقابل (H_1) تأیید می‌شود. این به آن معنا است که اندازهٔ شرکت و نسبتِ ارزش دفتری به ارزش بازار، عاملی تعیین‌کننده در محافظه‌کاری شرطی است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد، بین اهرم مالی و بازدهٔ دارایی‌ها با محافظه‌کاری شرطی ارتباط معناداری وجود ندارد.

جدول ٦. ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی

$$CC_{i.t} = \alpha_0 + \alpha_1 LTD_{i.t} + \alpha_2 SIZE_{i.t} + \alpha_3 LEV_{i.t} + \alpha_4 ROA_{i.t} + \alpha_5 BM_{i.t} + \varepsilon_{i.t}$$

متغیرها	ضرایب غیراستاندارد	میزان خطا	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
α	-۶/۴۲۶۸۶۷	۱/۲۸۳۱۶۴	-۵/۰۰۸۶۰۹	۰/۰۰۰۰
LTD	۰/۹۳۲۸۸۰	۰/۴۲۷۴۱۶	۲/۱۸۲۶۰۶	۰/۰۲۹۵
SIZE	۰/۴۴۴۰۴۵	۰/۰۸۷۳۳۸	۵/۰۸۴۲۱۴	۰/۰۰۰۰
LEV	۰/۲۶۲۳۸۶	۰/۶۲۶۹۸۷	۰/۴۱۸۴۸۶	۰/۶۷۵۷
ROA	۰/۹۸۸۰۲۰	۰/۷۲۷۶۸۲	۱/۳۵۷۷۶۴	۰/۱۷۵۱
BM	-۰/۲۲۲۵۷۹	۰/۱۰۵۲۱۴	-۲/۱۱۵۴۸۲	۰/۰۳۴۸

R^2	دوربین ـ واتسون	آماره F		آزمون لیمر		آزمون هاسمن	
		F	prob	Statistic	prob	Chi_sq	prob
۰/۲۵۹۴۶۵	۱/۸۳۵۶۰۷	۲/۳۱۹۷۲	۰/۰۰۰	۲/۳۳۳۱۲۶	۰/۰۰۰	۲۸/۹۰۴۱	۰/۰۰۰
R^2تعدیل‌شده	۰/۱۴۷۶۱۳	مدل اثرات ثابت					

آزمون فرضیهٔ ۲-۱: مدل دوم برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیهٔ ۲-۱، یعنی بررسی ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی شرکت‌ها به‌کار گرفته شده است.

جدول ۷. ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی

$$UCC_{i.t} = \alpha_0 + \alpha_1 LTD_{i.t} + \alpha_2 SIZE_{i.t} + \alpha_3 LEV_{i.t} + \alpha_4 ROA_{i.t} + \alpha_5 BM_{i.t} + \varepsilon_{i.t}$$

متغیرها	ضرایب غیراستاندارد	میزان خطا	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
A	۱/۲۱۴۱۸۰	۰/۱۸۴۹۴۴	۶/۵۶۵۱۲۱	۰/۰۰۰۰
LTD	۰/۱۳۵۶۵۶	۰/۰۶۱۶۰۴	۲/۲۰۲۰۶۹	۰/۰۲۸۱
SIZE	-۰/۰۶۹۰۵۶	۰/۰۱۲۵۸۸	-۵/۴۸۵۸۳۳	۰/۰۰۰۰
LEV	-۰/۲۷۶۵۰۶	۰/۰۹۰۳۶۸	-۳/۰۵۹۷۶۰	۰/۰۰۲۳
ROA	-۰/۸۵۲۲۸۳	۰/۱۰۴۸۸۲	-۸/۱۲۶۱۴۳	۰/۰۰۰۰
BM	-۰/۰۱۹۱۹۵	۰/۰۱۵۱۶۵	-۱/۲۶۵۷۷۰	۰/۲۰۶۱

R^2	دوربین ـ واتسون	آماره F		آزمون لیمر		آزمون هاسمن	
		F	prob	Statistic	prob	Chi_sq	prob
۰/۳۴۱۱۴۰	۲/۰۴۵۳۳۴	۳/۴۲۸۰۱	۰/۰۰۰	۲/۴۰۷۸۲۲	۰/۰۰۰	۵۰/۱۰۲۹	۰/۰۰۰
R^2تعدیل‌شده	۰/۲۴۱۶۲۵	مدل اثرات ثابت					

نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی ارتباط معنادار و مثبت وجود دارد. باتوجه به اینکه مقدار سطح معنی‌داری آن (۰/۰۲۹۵) کمتر از ۵ درصد است، بنابراین فرضیهٔ صفر (H_0) مربوط به این فرضیه، رد و فرضیهٔ مقابل (H_1) تأیید می‌شود. ضریبِ تعیین مدل، بیانگر این است که حدود ۳۴ درصد از تغییرات محافظه‌کاری غیرشرطی ازطریق متغیر مستقل ساختار سررسید بدهی و متغیرهای کنترلی قابل توجیه است. یکی از شروط استفاده از رگرسیون، استقلال باقیمانده‌ها است. از آنجا که آمارهٔ دوربین ـ واتسون برای فرضیهٔ ۲-۱، (۲/۰۴۵۳۳۴)، بین ۱/۵ و ۲/۵ است، بنابراین فرض عدم همبستگی بین خطاها پذیرفته می‌شود.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، سطح معناداری آمارهٔ F برابر (۰/۰۰۰) و کمتر از ۵ درصد است؛ پس می‌توان گفت، مدل رگرسیون اعتبار دارد. دربارهٔ متغیرهای کنترلی هم نتایج نشان می‌دهد که بین اندازهٔ شرکت، اهرم مالی و بازدهٔ دارایی‌ها با محافظه‌کاری غیرشرطی ارتباط معنادار و منفی وجود دارد. باتوجه به اینکه مقدار سطح معناداری متغیرهای فوق، کمتر از ۵ درصد است، بنابراین فرضیهٔ صفر (H_0) مربوط به این فرضیه‌ها، رد و فرضیهٔ مقابل (H_1) تأیید می‌شود. این به آن معنا است که اندازهٔ شرکت، اهرم مالی و بازدهٔ دارایی‌ها عاملی تعیین‌کننده در محافظه‌کاری غیرشرطی است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد، بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و محافظه‌کاری غیرشرطی ارتباط معناداری وجود ندارد.

آزمون فرضیهٔ فرعی ۱-۲: مدل سوم برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیهٔ ۱-۲، یعنی بررسی تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی به‌کار گرفته شده است.

جدول ۸. تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی

$$CC_{it} = \beta_0 + \beta_1 LTD_{i.t} + \beta_2 AGENCY_{i.t} + \beta_3 LTD * AGENCY + \beta_4 SIZE_{i.t} + \beta_5 LEV_{i.t} + \beta_6 ROA_{i.t} + \beta_7 BM_{i.t} + \varepsilon_{it}$$

متغیرها	ضرایب غیراستاندارد	میزان خطا	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
α	-۶/۶۱۳۸۷۰	۱/۲۹۴۷۴۲	-۵/۱۰۸۲۵۳	۰/۰۰۰۰
LTD	۰/۸۹۶۸۲۳	۰/۴۴۴۶۷۲	۲/۰۱۶۸۲۰	۰/۰۴۴۲
AGENCY	۰/۲۰۴۵۹۷	۰/۲۱۹۶۰۶	۰/۹۳۱۶۵۶	۰/۳۵۱۹
LTD*AGENCY	-۰/۰۸۴۶۱۵	۰/۰۳۷۳۲۲	-۲/۲۶۷۱۶۸	۰/۰۲۳۸
SIZE	۰/۴۴۱۵۳۰	۰/۰۸۸۲۵۲	۵/۰۰۳۰۷۲	۰/۰۰۰۰
LEV	۰/۴۵۲۷۰۳	۰/۶۳۹۶۲۷	۰/۷۰۷۷۶۰	۰/۴۷۹۴
ROA	۱/۴۸۸۳۲۰	۰/۷۴۳۰۷۵	۲/۰۰۲۹۲۰	۰/۰۴۵۷
BM	-۰/۱۳۳۹۲۰	۰/۱۱۰۹۳۰	-۱/۲۰۷۲۵۶	۰/۲۲۷۸

R^2	دوربین ـ واتسون	آماره F		آزمون لیمر		آزمون هاسمن	
		F	prob	Statistic	prob	Chi_sq	prob
۰/۲۶۵۵۲۴	۱/۸۴۷۲۲۰	۲/۳۳۱۵۷	۰/۰۰۰	۲/۲۶۱۰۲۳	۰/۰۰۰	۳۳/۴۶۴۹	۰/۰۰۰
R^2 تعدیل‌شده	۰/۱۵۱۶۴۲	مدل اثرات ثابت					

نتایج جدول ۸ نشان می‌دهد که هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی تأثیر معنادار و منفی دارد. باتوجه به اینکه مقدار سطح معنی‌داری آن (۰/۰۲۳۸) کمتر از ۵ درصد است، بنابراین فرضیهٔ صفر (H_0) مربوط به این فرضیه، رد و فرضیهٔ مقابل (H_1) تأیید می‌شود. یکی از شروط استفاده از رگرسیون، استقلال باقیمانده‌ها است. از آنجا که آمارهٔ دوربین ـ واتسون برای فرضیهٔ ۱-۲، (۱/۸۴۷۲۲۰)، بین ۱/۵ و ۲/۵ است؛ بنابراین، فرض عدم همبستگی بین خطاها پذیرفته می‌شود.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، سطح معناداری آمارهٔ F برابر (۰/۰۰۰) و کمتر از ۵ درصد است؛ پس می‌توان گفت، مدل رگرسیون اعتبار دارد. دربارهٔ متغیرهای کنترلی هم

نتایج نشان می‌دهد که بین اندازهٔ شرکت و بازدهٔ دارایی‌ها با محافظه‌کاری شرطی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. باتوجه به اینکه مقدار سطح معنی‌داری متغیرهای فوق، کمتر از ۵ درصد است، بنابراین فرضیهٔ صفر (H_0) مربوط به این فرضیه، رد و فرضیهٔ مقابل (H_1) تأیید می‌شود. این به آن معنا است که اندازهٔ شرکت و بازدهٔ دارایی‌ها، عاملی تعیین‌کننده در محافظه‌کاری شرطی است. همچنین، نتایج نشان داد، بین اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با محافظه‌کاری شرطی ارتباط معناداری وجود ندارد.

آزمون فرضیهٔ فرعی ۲-۲: مدل چهارم برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیهٔ ۲-۲، یعنی بررسی تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی به‌کار گرفته شده است.

جدول ۹. تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی

$$UCC_{it} = \beta_0 + \beta_1 LTD_{i.t} + \beta_2 AGENCY_{i.t} + \beta_3 LTD * AGENCY + \beta_4 SIZE_{i.t} + \beta_5 LEV_{i.t} + \beta_6 ROA_{i.t} + \beta_7 BM_{i.t} + \varepsilon_{it}$$

متغیرها	ضرایب غیراستاندارد	میزان خطا	آماره t	سطح معنی‌داری
α	۱/۲۱۱۶۴۷	۰/۱۸۴۸۴۲	۶/۵۵۵۰۶۱	۰/۰۰۰۰
LTD	۰/۱۳۸۱۴۰	۰/۰۶۳۴۸۳	۲/۱۷۶۰۱۶	۰/۰۳۰۰
AGENCY	-۰/۰۱۹۴۸۹	۰/۰۳۱۳۵۲	-۰/۶۲۱۶۲۰	۰/۵۳۴۴
LTD * AGENCY	-۰/۰۰۱۰۶۱	۰/۰۰۵۳۲۸	-۰/۱۹۹۰۸۶	۰/۸۴۲۳
SIZE	-۰/۰۷۰۰۴۲	۰/۰۱۲۵۹۹	-۵/۵۵۹۲۷۸	۰/۰۰۰۰
LEV	-۰/۲۵۷۴۹۴	۰/۰۹۱۳۱۵	-۲/۸۱۹۸۴۱	۰/۰۰۵۰
ROA	-۰/۸۲۵۸۰۷	۰/۱۰۶۰۸۴	-۷/۷۸۴۴۷۹	۰/۰۰۰۰
BM	-۰/۰۱۱۸۳۲	۰/۰۱۵۸۳۷	-۰/۷۴۷۱۴۸	۰/۴۵۵۳

R^2	دوربین ـ واتسون	آماره F		آزمون لیمر		آزمون هاسمن	
۰/۳۴۴۲۱۴	۲/۰۴۶۹۴۴	F	prob	Statistic	prob	Chi_sq	prob
R^2تعدیل‌شده	۰/۲۴۲۵۳۳	۳/۳۸۵۲۳	۰/۰۰۰	۲/۴۰۸۷۱۶	۰/۰۰۰	۵۳/۸۹۹۵	۰/۰۰۰

مدل اثرات ثابت

نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد که هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی تأثیر معناداری ندارد. باتوجه به اینکه مقدار سطح معنی‌داری آن (۰/۸۴۲۳)، بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین فرضیهٔ صفر (H_0) مربوط به این فرضیه، تأیید و فرضیهٔ مقابل (H_1) رد می‌شود. یکی از شروط استفاده از رگرسیون، استقلال باقیمانده‌ها است. از آنجا که آمارهٔ دوربین ـ واتسون برای فرضیهٔ ۲-۲، (۲/۰۴۶۹۴۴)، بین ۱/۵ و ۲/۵ است، بنابراین فرض عدم همبستگی بین خطاها پذیرفته می‌شود.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، سطح معناداری آمارهٔ F برابر (۰/۰۰۰) و کمتر از ۵ درصد است، می‌توان گفت، مدل رگرسیون اعتبار دارد. دربارهٔ متغیرهای کنترلی هم نتایج نشان می‌دهد که بین اندازهٔ شرکت، اهرم مالی و بازدهٔ دارایی‌ها با محافظه‌کاری غیرشرطی ارتباط معنادار و منفی وجود دارد. باتوجه به اینکه مقدار سطح معنی‌داری متغیرهای فوق، کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین فرضیهٔ صفر (H_0) مربوط به این فرضیه‌ها، رد و فرضیهٔ مقابل (H_1) تایید می‌شود. این به آن معنا است که اندازهٔ شرکت، اهرم مالی و بازدهٔ دارایی‌ها، عاملی تعیین‌کننده در محافظه‌کاری غیرشرطی است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد، بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و محافظه‌کاری غیرشرطی، ارتباط معناداری وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

در این پژوهش به بررسی ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری حسابداری با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. به‌منظور انجام این پژوهش، داده‌های مرتبط با مراجعه به صورت‌های مالی شرکت‌ها جمع‌آوری شد و درنهایت، ازطریق نرم‌افزارهای SPSS و EVIEWS به تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها پرداخته شد. در فرضیهٔ ۱-۱، ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه کاری شرطی مورد بررسی قرار گرفت.

نتیجهٔ آزمون فرضیه نشان داد که بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنادار و مثبت وجود دارد. این به آن معنا است که افزایش سطح بدهی‌های بلندمدت شرکت‌ها باعث افزایش سطح محافظه‌کاری شرطی خواهد شد. می‌توان گفت، از آنجا که اعتباردهندگان به ریسک‌های نامطلوب نسبت به پتانسیل مطلوب عملکرد شرکت علاقهٔ بیشتری دارند، ساختار سررسید بدهی، یکی از مهم‌ترین عوامل تقاضا برای محافظه‌کاری صورت‌های مالی به‌شمار می‌رود.

ژانگ اثبات کرد، درصورت استفاده از حسابداری محافظه‌کارانه، اعتباردهندگان از مزایایی چون سررسید کردن پیش از موعد بدهی، ناشی از تخطی استقراض‌کننده از شروط قرارداد، بهره‌مند می‌شوند. با این اوصاف، ساختار سررسید بدهی‌ها در بازار بورس ایران می‌تواند نقش پررنگی در تبیین و توصیف محافظه‌کاری شرطی شرکت‌ها ایفا کند که نتایج پژوهش نیز بر همین استدلال دلالت دارد. نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ ۱-۱ این پژوهش، با نتایج پژوهش‌های انجام‌یافته ازسوی گریس لی(۲۰۰۹)، ساندر[1] و همکاران(۲۰۰۹)، جینگ لی(۲۰۱۲)، سلیمی(۱۳۹۴) و مهرانی و محمدآبادی(۱۳۸۸) مطابقت دارد و با نتایج پژوهش جبارزاده کنگرلویی و همکاران(۱۳۹۱) و مران‌جوری و علیخانی(۱۳۹۰) مطابقت ندارد.

در فرضیهٔ ۲-۱، ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی مورد بررسی قرار گرفت. نتیجهٔ آزمون فرضیه نشان داد که بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی نیز در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معنادار و مثبت وجود دارد. این به آن معنا است که افزایش سطح بدهی‌های بلندمدت شرکت‌ها باعث افزایش سطح محافظه‌کاری غیرشرطی نیز خواهد شد. بنابراین، ساختار سررسید بدهی‌ها در بازار بورس ایران می‌تواند نقش پررنگی در تبیین و توصیف محافظه‌کاری غیرشرطی شرکت‌ها ایفا کند که نتایج پژوهش نیز بر همین استدلال دلالت دارد.

ارتباط مثبت بین ساختار سررسید بدهی با هر دو نوع محافظه‌کاری، بیانگر نقش نظارتی اعتباردهندگان بلندمدت بر فرایند گزارشگری مالی و جلوگیری از اقدامات منفعت‌طلبانه مدیریت است و افزایش سررسید بدهی‌ها هر دو نوع محافظه‌کاری پیش‌رویدادی و پس‌رویدادی را افزایش می‌دهد. نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ ۲-۱ این پژوهش با نتایج پژوهش‌های انجام‌یافته ازسوی گریس لی(۲۰۰۹)، ساندر و همکاران(۲۰۰۹)، جینگ لی(۲۰۱۲) و مهرانی و محمدآبادی(۱۳۸۸) مطابقت دارد.

در فرضیهٔ ۱-۲، تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی مورد بررسی قرار گرفت. نتیجهٔ آزمون فرضیه نشان داد که هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معنادار و منفی داشته است. این به آن معنا است که با افزایش هزینه‌های نمایندگی، ارتباط ساختار سررسید بدهی با محافظه‌کاری شرطی معکوس می‌شود. بنابراین، هزینه‌های نمایندگی در بازار بورس ایران می‌تواند نقش پررنگی در تبیین ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی شرکت‌ها ایفا کند که نتایج پژوهش نیز بر همین استدلال دلالت دارد. نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ ۱-۲

1. Sunder, J.

این پژوهش با نتایج پژوهش‌های انجام‌یافته ازسوی گریس لی(۲۰۰۹) مطابقت دارد.

در فرضیهٔ ۲-۲، تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی مورد بررسی قرار گرفت. نتیجهٔ آزمون فرضیه نشان داد که هزینه‌های نمایندگی بر ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری ندارد. این به آن معنا است که در بازار سرمایهٔ ایران، هزینه‌های نمایندگی شرکت‌ها رابطهٔ میان ساختار سررسید بدهی‌ها و محافظه‌کاری غیرشرطی شرکت‌ها را به‌صورت معناداری تحت‌تأثیر خود قرار نمی‌دهد. بنابراین، هزینه‌های نمایندگی در بازار بورس ایران می‌تواند نقش پررنگی در تبیین ارتباط بین ساختار سررسید بدهی و محافظه‌کاری غیرشرطی شرکت‌ها ایفا کند که نتایج پژوهش نیز بر همین استدلال دلالت دارد. در ارتباط با مطابقت‌یافته‌های این فرضیه، پژوهش مشابهی یافت نشد. پس می‌توان گفت، وجود هزینه‌های نمایندگی موجب تضعیف نقش ساختار سررسید بدهی بر محافظه‌کاری شرطی می‌شود؛ اما بر نقش ساختار سررسید بدهی بر محافظه‌کاری غیرشرطی بی‌تأثیر است.

باتوجه به نتایج پژوهش مبنی بر نقش نظارتی اعتباردهندگان بلندمدت، به سرمایه‌گذاران و مدیران پیشنهاد می‌شود، زمان انجام تصمیمات سرمایه‌گذاری ساختار سررسید بدهی و تأثیر آن بر میزان محافظه‌کاری اطلاعات ارائه‌شده ازطریق شرکت‌ها را مدِّ نظر قرار دهند و همچنین، سازمان بورس اوراق بهادار در راستای انتشار اطلاعات شرکت‌ها به عوامل تأثیرگذار بر محافظه‌کاری شرکت‌ها در ارائهٔ اطلاعات توجه کند. همچنین، باتوجه به نقش تضعیف‌کنندهٔ هزینه‌های نمایندگی در محافظه‌کاری گزارشگری مالی، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که در شرکت‌های دارای هزینه‌های نمایندگی بالا، به کیفیت گزارشگری مالی توجه بیشتری مبذول دارند. زیرا ساختار سررسید بدهی، نقش قابل‌توجهی در افزایش تقاضا برای محافظه‌کاری می‌تواند ایفا کند و وجود هزینه‌های نمایندگی، موجب کاهش قدرت اعتباردهندگان برای نظارت بر شرکت می‌شود.

مرجع‌ها

اسدی، غلامحسین و جلالیان، رامین. ۱۳۹۱. «بررسی تأثیر ساختار سرمایه، سهام‌داران و بزرگی شرکت بر میزان اعمال محافظه‌کاری در شرکت‌ها»، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی* ۶۷.

بادآور نهندی، یونس؛ برادران حسن‌زاده، رسول؛ محمودزاده باغبانی، سعید. ۱۳۹۱. «تأثیر نظام راهبری شرکت بر میزان محافظه‌کاری در گزارشگری مالی»، مجلهٔ *پژوهش‌های حسابداری مالی* ۴.

برادران حسن‌زاده، رسول؛ بادآور نهندی، یونس؛ ذاکری، صغری. ۱۳۹۲. «بررسی تأثیر سطوح محافظه‌کاری گزارش‌های مالی بر محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *تحقیقات حسابداری و حسابرسی* ۱۹.

جبارزاده کنگرلویی، سعید؛ نورزاد دولت‌آبادی، محمد؛ فیضی، سمیه. ۱۳۹۱. «تأثیر ساختار بدهی بر محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامهٔ *بورس اوراق بهادار* ۲۰.

سلیمی، اعظم. ۱۳۹۴. *تأثیر نظام راهبری شرکتی و ساختار بدهی بر محافظه‌کاری شرطی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران*(پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی).

عباس‌زاده، محمدرضا؛ جباری، مهدی؛ فیض‌آبادی، ناصر. ۱۳۹۴. «ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و ساختار سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *اولین کنفرانس بین المللی حسابداری و مدیریت*.

کمیته تدوین استانداردهای حسابداری (۱۳۸۱)؛ استانداردهای حسابداری ایران، تهران، انتشارات سازمان حسابرسی، نشریه ۱۶۰.

مرادی، جواد و احمدی، غلامرضا. ۱۳۹۰. «تعیین عوامل مؤثر بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در عرصهٔ بازارهای ناقص»، *پژوهش‌های حسابداری مالی* ۲.

مران‌جوری، مهدی و علیخانی، راضیه. ۱۳۹۰. «بررسی رابطهٔ بین محافظه‌کاری و فرضیهٔ قرارداد بدهی در شرکت‌های

پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی *حسابداری مالی* ۸.

مرکز تحقیقات تخصصی حسابداری و حسابرسی (۱۳۸۵)؛ مبانی نظری حسابداری و گزارشگری مالی، سازمان حسابرسی، نشریه ۱۱۳.

مهرانی، ساسان و محمدآبادی، مهدی. ۱۳۸۸. «روش‌های اندازه‌گیری محافظه‌کاری»، مجلهٔ *حسابدار* ۲۰.

Ahmed Sheikh, N. & Wang, Z. 2011. "Determinants of Capital Structure: An Empirical Study of Firms in Manufacturing Industry of Pakistan", *Managerial Finance* 37(2), 117-133.

Basu, S. 1997. "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings", *Journal of Accounting and Economics* 2, 3-37.

Betty, A.; Weber, J.; Yu, J. 2008. "Conservatism and Debt", *Journal of Accounting and Economics* 45.

Givoly, D. & 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* 29(3), 287-320.

Givoly, D.; Hayn, C.; Natarajan, A. 2007. "Measuring Reporting Conservatism", *The Accounting Review* 82(1), 65-106.

Grace Lee, H. S. 2009. "Conditional Conservatism, Agency Costs, and the Contractual Features of Debt", *Working Paper*, University of Arizona, Eller College of Management.

Jing Li. 2012. "Accounting Conservatism and Debt Contracts: Efficient Liquidation and Covenant Renegotiation", http://repository.cmu.edu/tepper.

Jungeun Cho & Won-Wook Choi. 2016. "Accounting Conservatism and Firms' Investment Decisions", *The Journal of Applied Business Research* 32(4).

Khurana, Inder K. & Wang, Changjiang. 2015. "Debt Maturity Structure and Accounting Conservatism", *Journal of Business Finance & Accounting* 42(1) & (2), 167-203.

Korner, P. 2007. "The Determinants of Corporate Debt Maturity Structure: Evidence from Czech Firms", *Finance a úver - Czech Journal of Economics and Finance* 57, 3-4.

Lehn, K. & Poulsen, A. 1989. "Free Cash Flow and Stockholder Gains in Going Private Transactions", *Journal of Finance* 4(3), 771-787.

Madan, K. 2007. "An Analysis of the Debt-Equity Structure of Leading Hotel Chains in India", *International Journal of Contemporary Hospitality Management* 19(5), 397-414.

McConnell, J. J. & Servaes, H. 1990. Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value", *Journal of financial economics* 27, 595-612.

Segura, A. & Suarez, J. 2010. "Liquidity Shocks, Roll-Over Risk and Debt Maturity", available at www. ssrn.com.

Sunder, J.; Sunder, S. V.; Zhangc, J. 2009. "Borrower Conservatism and Debt Contracting", *Working Paper*, Northwestern University.

Tarullo, Daniel. October 29, 2009. *Regulatory Reform, Testimony before the Committee on Financial Services.* U.S. House of Representatives, Washington, D.C.

Terra, P. R. S. 2011. "Determinants of Corporate Debt Maturity in Latin America", *European Business Review* 23(1), 45-70.

Watts Ross L. (2003). Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. Accounting Horizons: September 2003, Vol. 17, No. 3, pp. 207-221.