

بررسی نقش تعدیل گر کسری مالی بر رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و تأمین مالی برون سازمانی

داود رزم^۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۰۱ تاریخ چاپ: ۱۴۰۳/۰۹/۱۵

چکیده

امروزه تأمین مالی شرکت ها یکی از چالش برانگیزترین مباحث در حوزه بازارهای تأمین سرمایه است. کسری مالی زمانی ایجاد می شود که منابع نقدی لازم برای اداره امور شرکت و پرداخت به صاحبان منافع برون سازمانی (سهامداران، اعتباردهندگان و مقامات مالیاتی) کمتر از جریان های نقدی حاصل از فعالیت های عملیاتی باشد. همچنین هرچه این عامل افزایش یابد، شرکت ها برای پوشش کسری مالی، تمایل بیشتری به افزایش نسبت بدهی خود دارند. بنابراین با توجه به مطالب فوق هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی نقش تعدیل گر کسری مالی بر رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و تأمین مالی برون سازمانی است. جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بنابر اعلام سایت رسمی سازمان بورس تا پایان سال ۱۴۰۰ تعداد شرکت های بورسی شامل ۷۸۴ شرکت بوده اند. جامعه آماری در یک بازه زمانی ۶ ساله، از سال ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ است. با توجه به اعمال فیلترهای یاد شده در فصل سوم، تعداد ۱۵۱ شرکت و ۹۰۶ سال-شرکت با توجه به قاعده حذف سیستماتیک انتخاب شده است. برای آزمون فرضیه ها از تجزیه و تحلیل رگرسیونی با استفاده از روش داده های ترکیبی بهره گرفته شده است. نتایج پژوهش نشان داد که، بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و تأمین مالی برون سازمانی رابطه معنادار وجود ندارد، اما بین کسری مالی و تأمین مالی برون سازمانی رابطه معنادار و معکوس وجود دارد. همچنین با مداخله متغیر کسری مالی به عنوان متغیر تعدیل گر رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و تأمین مالی برون سازمانی به صورت معنادار و معکوس می باشد.

واژگان کلیدی

کسری مالی، تجدید ارزیابی دارایی های ثابت، تأمین مالی برون سازمانی

^۱ کارمند دیوان محاسبات کرمانشاه، کارشناسی ارشد تکنولوژی آموزشی، مسئول حراست. davodrazm48@gmail.com

۱. مقدمه

کاهش قدرت خرید پول کشورها در طول زمان یا به عبارت دیگر، تورم و همچنین، تغییرات عمده در قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات به‌ویژه در دوره‌هایی که سیستم چند نرخ ارز به کار می‌رود موجب می‌شود که اطلاعات مربوط به ارزش‌های تاریخی (قیمت تمام‌شده) دارایی‌های ثابت و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت که در صورت‌های مالی منعکس می‌شوند از ارزش‌های جاری که بیان‌کننده واقعیت‌های اقتصادی هستند به شدت فاصله بگیرد و در نتیجه، اطلاعات مزبور برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، نامربوط، نارسا و غیرقابل استفاده شوند (یو، ۲۰۱۲). به‌منظور بهبود کیفیت گزارشگری مالی و اطلاعات، طبق اصول متداول حسابداری هرگاه نرخ تورم سه سال متوالی دورقمی باشد، باید بدهی‌ها و دارایی‌های شرکت‌ها مورد تجدید ارزیابی قرار گیرند (دای و همکاران، ۲۰۱۵). از آنجایی که اکثر وام‌های بانکی توسط دارایی‌های ثابت وثیقه می‌شوند، تجدید ارزیابی دارایی‌ها شرکت‌ها را قادر می‌سازد تا ارزش دفتری وثیقه خود را افزایش و اهرم دفتری خود را کاهش دهند، در نتیجه برای شرکت‌هایی که تجدید ارزیابی با اثر افزایشی داشته‌اند این امکان فراهم خواهد شد که بانک‌ها تسهیلات با مبالغ بیشتری در اختیار آن‌ها قرار دهند (ونگ، ۲۰۰۵). در این پژوهش رفتارهای تأمین مالی برون‌سازمانی در مورد شرکت‌هایی که تجدید ارزیابی دارایی داشته‌اند بررسی می‌شود. به‌عنوان اولین نتیجه، این پژوهش بیان می‌کند که تجدید ارزیابی دارایی‌ها، تأمین مالی بدهی شرکت‌ها را افزایش می‌دهد و تأثیر قابل توجهی بر تأمین مالی سهام ندارد. دوم، افزایش تأمین مالی بدهی از طریق تجدید ارزیابی دارایی‌ها ناشی از بدهی بلندمدت به جای بدهی‌های کوتاه‌مدت و همچنین ناشی از تأمین مالی خصوصی بلندمدت به جای تأمین مالی کوتاه‌مدت خصوصی یا تأمین مالی عمومی کوتاه‌مدت یا بلندمدت هدایت می‌شود. در نهایت، تجدید ارزیابی دارایی‌ها، تأمین مالی بدهی بلندمدت خصوصی شرکت‌های دارای محدودیت مالی را افزایش می‌دهد، اما به‌طور قابل توجهی بر فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های بدون محدودیت مالی تأثیر نمی‌گذارد.

۲. مبانی نظری و ادبیات پژوهش

۲-۱. بیان مسئله

کاهش قدرت خرید پول کشورها در طول زمان یا به عبارت دیگر، تورم و همچنین، تغییرات عمده در قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات به‌ویژه در دوره‌هایی که سیستم چند نرخ ارز به کار می‌رود موجب می‌شود که اطلاعات مربوط به ارزش‌های تاریخی (قیمت تمام‌شده) دارایی‌های ثابت و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت که در صورت‌های مالی منعکس می‌شوند از ارزش‌های جاری که بیان‌کننده واقعیت‌های اقتصادی هستند به شدت فاصله بگیرد و در نتیجه، اطلاعات مزبور برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، نامربوط، نارسا و غیرقابل استفاده شوند (کیهان و تیمان، ۲۰۰۷). هیئت تدوین استانداردهای مالی^۱، ارزش منصفانه را اساسی‌ترین مبنای اندازه‌گیری می‌داند. طرفداران ارزش منصفانه ادعا می‌کنند که اطلاعات ارزش منصفانه تنها اطلاعات مربوط به تصمیم‌گیری مالی هستند به‌طوری که ارزش منصفانه، برآوردهای بروز و کاملی از ارزش دارایی‌ها و تعهدها بعلاوه زمان‌بندی و مخاطره‌های جریان‌های نقدینگی آینده را در اختیار استفاده‌کنندگان قرار می‌دهد (کیم و همکاران، ۲۰۱۲). یکی از دیدگاه‌های زیر بنایی استانداردهای بین‌المللی گزارشگری

¹- Financial Accounting Standards Board (FASB)

مالی، تأکید بر ارزش های منصفانه است. هیئت تدوین استانداردهای حسابداری در این استانداردها قصد دارد تا استفاده از ارزش های منصفانه را جایگزین بهای تمام شده تاریخی کند که از زمان پیدایش ثبت های دوطرفه مورد استفاده بوده است (محمدرضایی و همکاران، ۱۳۹۹). ارزش منصفانه دارایی های ثابت مشهود معمولاً بر اساس ارزش بازار آن ها و توسط کارشناسان باصلاحیت تعیین می گردد. با توجه به شرایط کنونی دستیابی به اطلاعات مرتبط و قابل اتکاء در مورد ارزش منصفانه، از مهم ترین چالش هایی است که تهیه کنندگان اطلاعات مالی با آن روبرو هستند. بر اساس محتوای گزارش های توجیهی افزایش سرمایه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مهم ترین اهداف تجدید ارزیابی دارایی ها، اصلاح ساختار مالی و خروج از شمولیت ماده ۱۴۱ قانون تجارت عنوان شده است. اما از مدیریت سود و بهتر نشان دادن وضعیت مالی شرکت نیز می توان به عنوان سایر انگیزه های تجدید ارزیابی نام برد. هیئت استانداردهای حسابداری مالی^۲ بیان می دارد که بازارهای فعال برای برخی از دارایی ها نسبتاً کمیاب هستند، به این معنی که اشخاص ثالث باید ارزش متعارف را با استفاده از برآورد و روش های ارزیابی معین کنند (لوپز و واکر، ۲۰۱۲).

در فرآیند تجدید ساختار شرکت ها، به دو دلیل ساختار مالی واحدها تجدید ارزیابی می شود. نخست زمانی است که به خاطر محاسبه نادرست قیمت تمام شده، شرکت دچار زیان دهی می شود و دیگر زمانی ساختار مالی واحدها مورد تجدید ارزیابی واقع می شود که نرخ تورم در اقتصاد یک کشور دورقمی بوده و سطح عمومی قیمت ها و خدمات دائماً در حال افزایش باشد و افزایش نرخ تورم، بافت و عملیات مالی شرکت ها را تحت تأثیر خود قرار دهد. طبق اصول متداول حسابداری هرگاه نرخ تورم سه سال متوالی دورقمی باشد، باید بدهی ها و دارایی های شرکت ها مورد تجدید ارزیابی قرار گیرند (پاراماسیوان و سابرامانیا، ۲۰۱۲). با تصویب برخی از قوانین در سال های اخیر (جزء «ب» بند ۷۸ قانون بودجه سال ۱۳۹۰ کل کشور)، افزایش سرمایه بنگاه های اقتصادی ناشی از تجدید ارزیابی دارایی های آن ها، امکان پذیر و از شمول مالیات معاف شد. در اجرای مقررات مالیاتی در ایران، افزایش بهای دارایی های تجدید ارزیابی شده جزء درآمد، تشخیص و مشمول مالیات بوده است. به همین دلیل شرکت ها از تجدید ارزیابی استقبال نمی کردند تا اینکه در سال ۱۳۹۲ معاون سازمان امور مالیاتی در بخشنامه ای بر اساس آیین نامه اجرایی ماده ۱۷ قانون حداکثر استفاده از توان تولیدی و خدماتی ابلاغ کرد که افزایش سرمایه بنگاه های تولیدی در نتیجه تجدید ارزیابی دارایی ها تا سال ۱۳۹۶ از شمول مالیات معاف است. طبق این ماده بنگاه های اقتصادی که طی پنج سال اخیر اقدام به تجدید ارزیابی دارایی های خود ننموده اند در صورتی که با رعایت مقررات قانونی و مفاد این آیین نامه، دارایی های خود را از تاریخ ۲۵ شهریور ۱۳۹۱ الی ۲۴ شهریور ۱۳۹۶ تجدید ارزیابی نموده و مازاد حاصل از آن را به حساب سرمایه منظور نمایند، از شمول مالیات معاف خواهند بود. با وجود معافیت مالیاتی برای مازاد تجدید ارزیابی، شرکت های زیادی اقدام به استفاده از مدل تجدید ارزیابی خواهند کرد که به شفافیت و مربوط بودن صورت های مالی می انجامد (یارمحمدی و همکاران، ۱۳۹۶). اما این امر نمی تواند تنها انگیزه تجدید ارزیابی باشد، به عنوان مثال، نتایج یو (۲۰۱۲) و ونگ (۲۰۰۵) نشان می دهد که شرکت های استرالیایی و بریتانیایی به دلیل ساختار سیستم های گزارشگری مالی دارای کیفیت بالا و ارائه منصفانه از تجدید ارزیابی استفاده کرده اند. در

^۲- Financial Accounting Standards Board (FASB)

سال‌های اخیر، به دنبال به کارگیری استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی^۳ در بسیاری از کشورها و با توجه به مجاز دانستن تجدید ارزیابی دارایی‌ها، شرکت‌های گوناگونی در کشورهای مختلف اقدام به تجدید ارزیابی دارایی‌ها کردند. به دنبال آن پژوهش‌هایی در زمینه تجدید ارزیابی و موضوعات پیرامون آن انجام شد. پژوهش‌های انجام شده در کره واکنش‌های مثبت بازار سهام را به اعلامیه شرکت‌های کره‌ای که دارایی‌های ثابت خود را تجدید ارزیابی کردند، نشان می‌دهند (تبریزی‌نژاد؛ ۱۳۹۵). با این حال، پژوهش‌هایی که پیامدهای اقتصادی واقعی تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت را بررسی می‌کنند اندک هستند. هرگونه موفقیت در تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت که تأمین مالی برون‌سازمانی را تسهیل می‌کند به این معنا است که این تغییر نسبتاً ساده حسابداری کاهش دسترسی به تأمین مالی برون‌سازمانی را برای شرکت‌های نیازمند تأمین مالی کاهش می‌دهد (جباری، ۱۳۹۵). اخیراً حسابداری ارزش منصفانه یکی از موضوعات محوری در حسابداری به‌ویژه برای دارایی‌های مالی است. زمانی که ارزش منصفانه دارایی‌های مالی به صورت صعودی یا نزولی تغییر کند، این دارایی‌ها بلافاصله به ارزش منصفانه خود شناسایی می‌شوند. برعکس، دارایی‌های ثابت عموماً به بهای تمام‌شده تاریخی ارزش‌گذاری می‌شوند. بر اساس مدل بهای تمام‌شده تاریخی، تنها زمانی که ارزش منصفانه دارایی‌های ثابت به دلیل کاهش ارزش از بهای تمام‌شده تاریخی آن‌ها به طور نزولی منحرف شود دارایی‌های ثابت به ارزش منصفانه شناسایی می‌شوند. در مقابل، تعدیل ارزش دارایی‌های ثابت به صورت افزایشی تحت مدل بهای تمام‌شده تاریخی مجاز نیست زیرا اندازه‌گیری ارزش منصفانه این دارایی‌ها با توجه به بازارهای غیرنقدشونده آن‌ها دشوار است (یارمحمدی و همکاران، ۱۳۹۶).

از آنجایی که اکثر وام‌های بانکی توسط دارایی‌های ثابت وثیقه می‌شوند، تجدید ارزیابی دارایی‌ها شرکت‌ها را قادر می‌سازد تا ارزش دفتری وثیقه خود را افزایش و اهرم دفتری خود را کاهش دهند، در نتیجه برای شرکت‌هایی که تجدید ارزیابی با اثر افزایشی داشته‌اند این امکان فراهم خواهد شد که بانک‌ها تسهیلات با مبالغ بیشتری در اختیار آن‌ها قرار دهند. بیشتر بدهی‌های خصوصی توسط بانک‌ها تأمین می‌شود، درحالی که بدهی عمومی عمدتاً توسط سرمایه‌گذاران نهادی سرمایه‌گذاری می‌شود (نعمتی و همکاران، ۱۳۹۵). در این پژوهش رفتارهای تأمین مالی برون‌سازمانی در مورد شرکت‌هایی که تجدید ارزیابی دارایی داشته‌اند بررسی می‌شود. به عنوان اولین نتیجه، این پژوهش بیان می‌کند که تجدید ارزیابی دارایی‌ها، تأمین مالی بدهی شرکت‌ها را افزایش می‌دهد و تأثیر قابل توجهی بر تأمین مالی سهام ندارد. دوم، افزایش تأمین مالی بدهی از طریق تجدید ارزیابی دارایی‌ها ناشی از بدهی بلندمدت به جای بدهی‌های کوتاه‌مدت و همچنین ناشی از تأمین مالی خصوصی بلندمدت به جای تأمین مالی کوتاه‌مدت خصوصی یا تأمین مالی بدهی عمومی کوتاه‌مدت یا بلندمدت هدایت می‌شود (چاوشی، ۱۳۹۴). در نهایت، تجدید ارزیابی دارایی‌ها، تأمین مالی بدهی بلندمدت خصوصی شرکت‌های دارای محدودیت مالی را افزایش می‌دهد، اما به طور قابل توجهی بر فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های بدون محدودیت مالی تأثیر نمی‌گذارد (حاجی ملایریزایی، ۱۳۹۴). در نتیجه با توجه به مطالب ذکر شده، این

³- International Financial Reporting Standards (IFRS)

پژوهش به دنبال بررسی این موضوع است که آیا کسری مالی بر رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و تأمین مالی برون سازمانی تأثیرگذار است یا خیر و در صورت مؤثر بودن، این تأثیر چگونه است.

۲-۲. اهمیت و ضرورت انجام پژوهش

نظر به این که تجدید ارزیابی دارایی ها بر اساس مفادی از استانداردهای شماره ۱۱ و ۱۷ حسابداری ایران به عنوان یک نحوه عمل جایگزین مجاز شناخته شده است، بنابراین بهترین و مناسب ترین راه برای بهبود گزارشگری مالی و کیفیت اطلاعات، استفاده از روش تجدید ارزیابی دارایی ها است. به همین منظور، هیئت وزیران در جلسه مورخ ۱۳۸۰/۳/۲۷ بنا به پیشنهاد شماره ۳۷۲۱۵/۴۹۷۹/۶۱ مورخ ۱۳۷۹/۱۰/۱۰ وزارت امور اقتصادی دارایی به استناد ماده ۶۲ قانون برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران، مصوب ۱۳۷۹، دستورالعمل تجدید ارزیابی دارایی های ثابت شرکت ها را تصویب کرد. هدف گزارشگری مالی تهیه اطلاعات صحیح و به موقع است که اعتباردهندگان، سرمایه گذاران و دیگر ذی نفعان از آن استفاده کرده اند تا تصمیمات اقتصادی صحیحی اتخاذ نمایند (زرافشار، ۱۳۹۶). از همین رو چگونگی و زمان تجدید ارزیابی دارایی ها از اهمیت خاصی برای استفاده کنندگان مالی برخوردار است. گفتنی است تغییر در ارزش دفتری دارایی های ثابت در نتیجه تجدید ارزیابی دارایی ها در شرکت ها به عنوان وثیقه های قابل ارائه در تأمین مالی برون سازمانی تأثیر قابل توجهی بر رفتارهای تأمین مالی آن ها خواهد داشت (زمردی، ۱۳۹۵). این پژوهش به ادبیات مربوط به تجدید ارزیابی دارایی ها کمک می کند. اکثر مطالعات قبلی بر روی عوامل تعیین کننده تجدید ارزیابی دارایی ها یا واکنش بازار به افشای تجدید ارزیابی دارایی ها تمرکز دارند. در مقابل، این پژوهش تأثیر تجدید ارزیابی دارایی ها را بر انتخاب تأمین مالی شرکت ها بررسی می کند. با توجه به این موضوع که بیش از ۱۵۱ شرکت بورسی در بازه زمانی به کاررفته در این پژوهش تجدید ارزیابی شده اند و با توجه به اینکه ایران در حال پیوستن به استانداردهای بین المللی گزارشگری مالی می باشد و استاندارد حسابداری ایران و استانداردهای حسابداری بین المللی انجام تجدید ارزیابی توسط شرکت ها را مجاز می دانند، با توجه به مطالب گفته شده انجام این پژوهش باهدف بررسی تأثیر کسری مالی بر رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و تأمین مالی برون سازمانی از اهمیت ویژه ای برخوردار است.

۲-۳. پیشینه ی پژوهش

بابایی پرکوهی و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی به تأثیر مالکیت دولتی، ارتباطات سیاسی و معامله با اشخاص وابسته بر تأمین مالی برون سازمانی و سرمایه گذاری پرداختند. در روش نمونه گیری از حذف نظامند در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده که ۱۰۲ شرکت طی سال های ۱۳۹۳-۱۳۹۹ انتخاب شده اند. نتایج نشان می دهد مالکیت دولتی و ارتباطات سیاسی با تأمین مالی برون سازمانی رابطه منفی و معنی دار دارد و معامله با اشخاص وابسته با تأمین مالی برون سازمانی رابطه مثبت و معنی دار دارد. اما مالکیت دولتی، ارتباطات سیاسی و معامله با اشخاص وابسته با سرمایه گذاری رابطه ندارد. بنابراین، شرکت های دولتی از منابع مالی دولتی بجای تأمین مالی برون سازمانی استفاده می کنند. معاملات با اشخاص وابسته می تواند با هدف تخصیص بهینه منابع داخلی، کاهش هزینه های معاملاتی و بهبود بازده دارایی در بین شرکت های گروه انجام شوند. مالکیت دولتی ابزاری برای اجرای اهداف دولت است. با تغییر شرایط اقتصادی در سرمایه گذاری نیز تجدیدنظر می شود. ارتباطات سیاسی می تواند منجر به تحریف و یا القاء تصمیمات سرمایه گذاری نامناسب شود. نبود رابطه بین معامله با اشخاص وابسته و سرمایه گذاری مؤید تضاد منافع و تصاحب منابع شرکت به وسیله آنها است.

حسین پور کریم آباد و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی به نقش تجدید ارزیابی دارایی های ثابت در اصلاح ساختار مالی، افزایش ظرفیت بدهی و نقدینگی شرکت ها پرداختند. در این راستا ابتدا کلیه شرکت های یاد شده که طی بازه زمانی ده ساله ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۹ نسبت به تجدید ارزیابی دارایی های ثابت اقدام نموده بودند، شناسایی و سپس تأثیر تجدید ارزیابی بر ساختار مالی آنها و نیز ظرفیت بدهی و نقدینگی با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته مورد بررسی قرار گرفت و متغیرهای اندازه شرکت، فرصت رشد و سودآوری نیز به عنوان متغیرهای کنترل در مدل ساختار مالی در نظر گرفته شد. نتایج پژوهش نشان می دهد بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و اصلاح ساختار مالی، افزایش ظرفیت بدهی و افزایش نقدینگی رابطه معناداری وجود دارد. این نتایج هم راستای با هدف قانون گذار به ویژه ماده ۱۴ قانون حداکثر استفاده از توان تولیدی و خدماتی کشور و حمایت از کالای ایرانی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۱۵ مبنی بر تشویق شرکت ها به تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و افزایش سرمایه از این محل به منظور اصلاح ساختار مالی آنها است.

محمدرضایی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی ها و مدیریت سود پرداختند. به منظور نیل به این هدف، ۱۱۴۷ سال - شرکت در طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۶ با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه مورد آزمون قرار گرفت. هم چنین، برای اندازه گیری مدیریت سود از سه مدل رایج، استفاده شده است. یافته های این پژوهش نشان داد که بین تجدید ارزیابی دارایی ها و مدیریت سود رابطه مستقیم وجود دارد. همچنین رابطه بین مدیریت سود و تجدید ارزیابی زمانی قوی تر است که تجدید ارزیابی از محل دارایی های استهلاک ناپذیر است. در راستای فرضیه رفتار فرصت طلبانه، مدیریت واحد تجاری به دلیل پیامدهای ناخواسته تجدید ارزیابی دارایی ها بر سود عملیاتی و کاهش سود هر سهم به دلیل افزایش سرمایه از محل مازاد تجدید ارزیابی، انگیزه لازم برای مدیریت سود افزاینده را خواهد داشت. همچنین، پس از تجدید ارزیابی دارایی ها (بدون ورود منابع مالی جدید به شرکت)، تنها به دلیل تغییرات در اعداد و ارقام اقلام صورت های مالی، سطح اهمیت حسابرسی، افزایش می یابد. لذا، با اختلال در محاسبه سطح اهمیت، ممکن است سطح مدیریت سود در صورت های مالی شرکت ها پس از تجدید ارزیابی افزایش یابد.

پورمحمدیان و بحری (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی رابطه بین کسری مالی و روش های تأمین مالی پرداختند. نمونه ای آماری شامل ۸۰ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ می باشد. آزمون فرضیات با استفاده از رگرسیون خطی و با نرم افزار ایویوز اجرا گردید. نتایج پژوهش آن ها نشان داد که بین کسری مالی و افزایش سرمایه نقدی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. هم چنین بین کسری مالی و استقراض از بانک ها و انتشار اوراق مشارکت ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. ارتباط کسری مالی با استقراض از بانک ها و انتشار اوراق مشارکت قوی تر از افزایش سرمایه نقدی است.

صالحی نیا و تامرادی (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر سیاست های تأمین مالی پرداختند. برای این منظور نمونه ای متشکل از ۱۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ مورد بررسی قرار گرفت. یافته های حاصل از آزمون فرضیه های پژوهش بیانگر آن است که ارتباطات سیاسی بر نسبت بدهی های کوتاه مدت، نسبت بدهی های بلند مدت، نسبت مجموع بدهی ها و هزینه بدهی تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین یافته ها بیانگر آن است که ارتباطات سیاسی بر رتبه اعتباری شرکت ها تأثیر منفی معناداری دارد.

دموری و قدک فروشان (۱۳۹۷)، در پژوهشی به بررسی سیاست های تأمین مالی و کارایی سرمایه گذاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران پرداختند. آنچه این پژوهش را از سایر پژوهش ها در حوزه کارایی سرمایه گذاری متمایز می کند متغیر سیاست های تأمین مالی است که با استفاده از مدل مک نایت و همکاران (۲۰۰۹) و

بروکمن (۲۰۰۹) از نسبت بدهی، اهرم مالی و سود سهام نقدی سنجیده می شود و برای اندازه گیری کارایی سرمایه گذاری از مدل ریچاردسون (۲۰۰۶) استفاده شده است. نمونه پژوهش با استفاده از روش حذف سیستماتیک و با اعمال شرایط متغیرهای پژوهش به تعداد ۷۵ شرکت طی سال های (۱۳۹۰-۱۳۹۵) انتخاب شده است. فرضیه ها با استفاده از ۶ مدل رگرسیون و در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی ارزش شرکت، ROA و ROE و سرمایه در گردش خالص و با تکنیک آماری رگرسیون داده های تابلویی، مورد آزمون و تجزیه و تحلیل قرار گرفته اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سیاست های تأمین مالی بر کارایی سرمایه گذاری تأثیر معناداری دارد. علاوه بر این سیاست های تأمین مالی و کارایی سرمایه گذاری در شرکت های با ارزش متفاوت، تأثیر متفاوتی دارد.

خزائی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه های تولیدی در ایران پرداختند. برای این منظور از داده های تابلویی ۱۴۱ بنگاه تولیدی فعال در بورس اوراق بهادار تهران در قالب ۲۰ صنعت طی دوره ی زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۲ استفاده شده است. برای بررسی عملکرد بنگاه ها، از متغیرهای بهره وری کل عوامل تولید، بازده دارایی ها و بازده فروش استفاده شده است. به منظور برآورد بهره وری کل عوامل تولید از مدل لورزی لوینسون و پترین (۲۰۰۳) بهره گرفته شده و سپس بر اساس رویکرد داده های تابلویی چندسطحی، ضمن توجه به اثرات سطح صنعت (سطح دوم) و تفکیک صنایع وابسته به نفت (سطح سوم)، تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه ها مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج نشان دهنده ی تأیید فرضیه ی پژوهش مبنی بر تأثیر مثبت و معنادار تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه های تولیدی است. همچنین نتایج حاکی از تأثیر منفی و معنادار تأمین مالی از طریق منابع داخلی (جریان های نقدی) بر عملکرد بنگاه های مورد بررسی و نیز تأثیر منفی و معنادار اجرای قانون هدفمندسازی یارانه ها و افزایش نرخ ارز بر بهره وری بنگاه ها است.

منصوری و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی تأثیر تجدید ارزیابی دارایی ها را بر حق الزحمه حسابرسی بررسی کردند. بدین منظور نمونه ای به حجم ۱۲۷ شرکت (شامل ۶۲ شرکت که دارایی های خود را تجدید ارزیابی نموده اند و ۶۵ شرکت که دارایی های خود را به بهای تمام شده تاریخی نگهداری می کنند) از فهرست شرکت هایی که طی دوره ی زمانی ۸۷-۹۴ در بازار سرمایه ایران حضور داشته، مشخص و داده های مورد نیاز نیز از گزارشات مالی آنها استخراج گردید. برای آزمون فرضیه تحقیق از نرم افزار Eviews9 و داده های تابلویی استفاده شده است. یافته های پژوهش آن ها نشان داد که تجدید ارزیابی دارایی ها منجر به افزایش هزینه های حسابرسی در شرکت های مورد مطالعه شده است. هم چنین شرکت هایی که دارایی های خود را تجدید ارزیابی می کنند در مقایسه با شرکت هایی که از مدل بهای تمام شده استفاده می کنند، هزینه حسابرسی بیشتری متحمل می شوند.

یانگ (۲۰۲۳) در پژوهشی به عدم قطعیت سیاست و جایگزینی بین تأمین مالی برون سازمانی و صندوق های داخلی پرداخت. نتایج نشان داد که؛ حساسیت تأمین مالی برون سازمانی (که با مجموع انتشار سهام و بدهی اندازه گیری می شود) به صندوق های داخلی در دوره های عدم اطمینان بالای سیاست منفی کمتر است. عدم قطعیت سیاست، اثر جایگزینی بین تأمین مالی برون سازمانی و وجوه داخلی را کاهش می دهد. همچنین انتشار اوراق بهادار و بدهی با صندوق های داخلی در زمان های افزایش عدم اطمینان سیاست ها، ارتباط منفی کمتری دارد.

جانگ و همکاران (۲۰۲۳) در پژوهشی به ریسک سیاسی در سطح شرکت و انتخاب های تأمین مالی برون سازمانی پرداخت. نتایج نشان داد که؛ ریسک سیاسی در سطح شرکت به طور مثبت با انتشار خالص سهام مرتبط است اما به طور

ناچیز با انتشار خالص بدهی ارتباط دارد. همچنین پس اندازهای احتیاطی، زمان بندی بازار و محدودیت های مالی داخلی می توانند رابطه مثبت بین ریسک سیاسی در سطح شرکت و انتشار خالص سهام را توضیح دهند. به طور کلی، یافته ها نشان می دهد که شرکت هایی که در معرض ریسک سیاسی بالاتر قرار دارند، نسبت به بدهی به عنوان منبع تامین مالی خارجی، دارایی بیشتری را منتشر می کنند.

مون (۲۰۲۲) در پژوهشی به بررسی آزادسازی محدودیت های نقدینگی یا پتانسیل رقابت پذیری: تأثیر کمک هزینه تحقیق و توسعه بر تأمین مالی خارجی بر نوآوری پرداخت. نتایج تجربی نشان می دهد که شرکت هایی که کمک های مالی تحقیق و توسعه دریافت می کنند، در مقایسه با شرکت هایی که کمک هزینه تحقیق و توسعه دریافت نمی کنند، ۲۲ تا ۳۲ درصد کمتر از منابع مالی خارجی استفاده می کنند، اگرچه تفاوت هایی در اهمیت آماری نتایج بر اساس مشخصات مدل رگرسیون وجود دارد. همچنین کمک های مالی تحقیق و توسعه محدودیت های نقدینگی شرکت ها را کاهش می دهد، با اینکه حمایت های دولتی به طور مؤثری منابع مالی را از بازار مالی حذف می کند.

هیونجین چو همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و تأمین مالی خارجی در طول بحران مالی پرداختند. نتایج پژوهش آن ها نشان داد که پس از تجدید ارزیابی دارایی های ثابت، در شرکت هایی که دارای محدودیت مالی هستند از تأمین مالی بلندمدت بیش از تأمین مالی کوتاه مدت و سهام استفاده می کنند و افزایش در تأمین مالی بلندمدت به شکل تأمین مالی از بخش خصوصی است. همچنین نتایج پژوهش حاکی از آن بود که تجدید ارزیابی دارایی های ثابت یک سیاست مؤثر در کره برای کمک به شرکت های دارای محدودیت مالی برای تأمین مالی بلندمدت است.

وانگ و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر کاهش مالیات بر محدودیت های تأمین مالی پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که اصلاح مالیات بر ارزش افزوده به طور قابل توجهی ظرفیت تأمین مالی خارجی شرکت ها را با کاهش هزینه های استقراض و ارتقای اعتبار تجاری بهبود می بخشد. هم چنین نتایج این پژوهش حاکی از آن بود که اصلاح مالیات بر ارزش افزوده می تواند مستقیماً دارایی های ثابت و جریان های نقدی شرکت ها را بهبود ببخشد.

یانگ و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی رابطه بین تأمین مالی خارجی و مدیریت سود را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آن ها نشان داد که مدیریت سود تعهدی واقعی به طور مثبت با اتکای شرکت ها به تأمین مالی خارجی مرتبط است. این رابطه مثبت به ویژه برای شرکت هایی صادق است که به جای تأمین مالی بدهی به سهام متکی هستند. هم چنین نتایج پژوهش حاکی از آن بود که اتکا به تأمین مالی خارجی (به ویژه تأمین مالی سهام)، که در معرض مشکلات ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی است، انگیزه ای برای مدیریت سود ایجاد می کند.

سورگای و سولیکاه (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی تأثیر عوامل مالی و غیر مالی بر تجدید ارزیابی دارایی های ثابت پرداختند. عوامل مالی مورد بررسی شامل اهرم، نقدینگی، حجم دارایی های ثابت، اندازه بنگاه و ارزش بنگاه و عوامل غیر مالی شامل مالکیت مدیریتی، مالکیت دولتی و اعضای مستقل هیئت مدیره هستند. بر اساس نتایج پژوهش آن ها، تنها مالکیت مدیریتی و مالکیت دولتی یا به بیان دیگر عوامل غیر مالی بر تجدید ارزیابی دارایی های ثابت مؤثرند.

۲-۴. اندازه گیری متغیرهای پژوهش

متغیر مستقل

تجدید ارزیابی دارایی های ثابت

برای اندازه گیری متغیر تجدید ارزیابی دارایی های ثابت، این متغیر به عنوان یک متغیر مجازی در نظر گرفته شده است. به این صورت که مقدار این متغیر برای شرکت هایی که در دوره زمانی سال های ۱۳۹۵ الی ۱۴۰۰ (برای یک سال) تجدید ارزیابی داشته اند برابر یک و در غیر این صورت مقدار صفر در نظر گرفته شده است (مقدم و نعمتی، ۱۳۹۴).

متغیر وابسته

تأمین مالی برون سازمانی^۴

برای اندازه گیری متغیر تأمین مالی از نسبت تأمین مالی برون سازمانی که برابر است با تقسیم بدهی های بلندمدت به حقوق صاحبان سهام استفاده شده است (تبریزی نژاد، ۱۳۹۵).

متغیر تعدیل گر

کسری مالی^۵

متغیر کسری مالی از طریق مجموع سود سهام پرداختی، مخارج سرمایه ای و تغییرات سرمایه در گردش، منهای جریان نقدی عملیاتی و فروش اموال تقسیم بر کل دارایی های پایان سال قبل محاسبه شده است (جباری و نقدی، ۱۳۹۵).

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت

در این پژوهش مانند پژوهش جباری و همکاران (۱۳۹۵) برای محاسبه اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی کل دارایی های شرکت استفاده شده است.

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری

در این پژوهش مشابه پژوهش ملامیرزایی و همکاران (۱۳۹۴)، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری از طریق تقسیم آخرین قیمت سهام بر اساس نرخ تابلو بر ارزش دفتری هر سهم محاسبه شده است.

نسبت استهلاك دارایی مشهود و نامشهود به کل دارایی ها

نسبت استهلاك دارایی مشهود و نامشهود به کل دارایی ها از طریق تقسیم استهلاك دارایی مشهود و هزینه استهلاك دارایی نامشهود بر کل دارایی ها محاسبه شده است (زرافشار، ۱۳۹۶).

مشهود بودن

در این پژوهش مشابه پژوهش نعمتی و همکاران (۱۳۹۵)، متغیر مشهود بودن از طریق تقسیم دارایی های ثابت بر کل دارایی ها محاسبه شده است. این متغیر نشان دهنده تعداد دارایی هایی است که می توان به عنوان وثیقه ارائه کرد.

نسبت هزینه های تحقیق و توسعه

متغیر نسبت هزینه های تحقیق و توسعه به صورت هزینه های تحقیق و توسعه تقسیم بر فروش محاسبه شده است (زمردی، ۱۳۹۵).

^۴ - External financing

^۵ - Financing deficit

بازده سهام

بازده سالانه سهام به صورت تغییرات اول و آخر دوره بعلاوه سایر عواید ناشی از خرید سهم (مزایای ناشی از حق تقدم، سهام جایزه و سود نقدی سهام) تقسیم بر قیمت سهام در اول دوره محاسبه شده است (متولی، ۱۳۹۷).

انحراف بازده سهام

در این پژوهش مشابه پژوهش جباری (۱۳۹۵)، برای محاسبه انحرافات بازده سهام، از انحراف معیار قطعی بازده سهام شرکت‌ها از بازده بازار استفاده می‌شود که متوسط نزدیکی بازده هر سهم به میانگین بازار را تعیین می‌نماید که نحوه محاسبه آن از طریق رابطه (۱) محاسبه می‌شود:

$$CSSD_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (R_{i,t} - R_{m,t})^2}{N-1}}$$

$CSSD$: انحراف معیار مقطعی داده‌های بازده‌ها در روز t

$R_{i,t}$: بازده سهام شرکت i در روز t

$R_{m,t}$: میانگین N بازده در سهام کل بازار در روز t

N : تعداد شرکت‌های موجود در پرتفوی انتخابی که در روز t که مورد معامله قرار گرفته‌اند.

زیان

در این پژوهش مشابه پژوهش محمدرضایی و همکاران (۱۳۹۹)، زیان متغیر شاخص است که برای شرکت‌هایی که زیان خالص گزارش کنند برابر با عدد یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر، از جهت هدف اجرا کاربردی و از جهت نوع داده کمی است. از جهت ارتباط بین متغیرها علی و همبستگی و از نوع پس‌رویدادی هست. در این پژوهش، با توجه به ماهیت پژوهش و نیز وجود برخی ناهماهنگی‌ها میان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرایط زیر به منظور تعیین جامعه آماری پژوهش در نظر گرفته شده است. از این رو نمونه آماری به روش حذف سیستماتیک انتخاب می‌شود. در این روش ابتدا شرایطی جهت انتخاب نمونه تعریف می‌شود و نمودهای فاقد شرایط مذکور از نمونه حذف می‌گردند. این شرایط با توجه به مدل آزمون فرضیات و متغیرهای پژوهش تعیین می‌شود. بنابر اعلام سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده تا پایان سال ۱۴۰۰ شامل ۷۸۴ شرکت بوده‌اند. بنابراین در پژوهش حاضر کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار تهران در یک بازه زمانی ۶ ساله، از سال ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰، جامعه آماری پژوهش می‌باشند. شرکت‌های نمونه با توجه به روش حذفی و با شرایط زیر انتخاب شدند:

۱. طی سال‌های مالی ۱۳۹۵-۱۴۰۰ تغییر فعالیت نداشته باشند.

۲. طی سال‌های مالی مذکور تغییر سال مالی نداشته باشند.

۳. داده‌های مورد نظر شرکت در دوره مالی و اطلاعات صورت‌های مالی برای اندازه‌گیری کلیه متغیرها در دسترس باشد.

۴. موضوع فعالیت شرکت سرمایه‌گذاری، هلدینگ، بانک و نهاد مالی نباشد.

۵. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند باشد.

با توجه به اعمال فیلترهای یاد شده در نهایت تعداد ۱۵۱ شرکت و ۹۰۶ سال-شرکت با توجه به قاعده حذف سیستماتیک انتخاب شده است. در این پژوهش برای گردآوری داده ها و اطلاعات، ابتدا از منابع کتابخانه ای شامل کتب، انتشارات مراکز تحقیقاتی و پژوهشی، سازمان ها و نهادهای اجرایی، پایان نامه های تحصیلی و رساله های پژوهشی مرتبط و جستجو در پایگاه های الکترونیک اطلاعات از قبیل اینترنت استفاده شده است. سپس داده های پژوهش از طریق داده های شرکت منتخب با مراجعه به صورت های مالی، یادداشت های توضیحی، گزارش های هفتگی و ماهانه بورس اوراق بهادار جمع آوری شده است. اطلاعات مورد نیاز شرکت ها از طریق نرم افزار ره آورد نوین، سایت کدال و سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است. سپس با جمع بندی و محاسبات مورد نیاز در گسترده بانک اطلاعاتی اکسل برای تجزیه و تحلیل آماده شده و تجزیه و تحلیل نهایی به کمک نرم افزارهای Eviews صورت گرفته است.

۴. یافته های پژوهش

ایستایی (پایایی) متغیرهای پژوهش

به این منظور از آزمون لوین، لین و چو استفاده شده است. نتیجه این آزمون در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو

متغیرهای پژوهش	نماد	آماره آزمون	معناداری
تأمین مالی برون سازمانی	EXTERNAL__FINANCING	-۴۳/۱۵۵۱	۰/۰۰۰۰
تجدید ارزیابی دارایی های ثابت	REVALFIRM	-۴/۴۵۱۶۴	۰/۰۰۰۰
کسری مالی	DEF	-۱۸/۹۹۲۵	۰/۰۰۰۰
نسبت استهلاک دارایی مشهود و نامشهود به کل دارایی ها	DEPRE	-۳۵/۶۰۷۴	۰/۰۰۰۰
زیان	LOSS	-۳/۹۹۵۷۱	۰/۰۰۰۰
ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	-۱۵/۵۹۳۵	۰/۰۰۰۰
هزینه تحقیق و توسعه	RD	-۵/۰۵۹۵۰	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۲۰/۱۸۰۹	۰/۰۰۰۰
بازده سهام	STOCKRETURN	-۳۲/۲۱۸۱	۰/۰۰۰۰
مشهود بودن	TANGIBILITY	-۲۳/۴۱۵۱	۰/۰۰۰۰

با توجه به جدول شماره ۱، مقدار سطح معناداری متغیرهای پژوهش کمتر از ۵ درصد است و بنابراین، همگی متغیرهای پژوهش در دوره مورد بررسی در سطح پایا هستند البته متغیرهای اندازه شرکت و مشهود بودن با یک بار تفاضل گیری به این سطح رسیده است.

بررسی آزمون همخطی میان متغیرهای پژوهش

نتایج آزمون همخطی با استفاده از شاخص عامل تورم واریانس در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲: آزمون همخطی

متغیرهای پژوهش	عامل تورم واریانس (VIF)	عامل تورم واریانس (VIF)	عامل تورم واریانس (VIF)
تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت	۱/۲۹۵۳۲۹	-	۱/۳۵۸۸۴۱
کسری مالی	-	۱/۲۲۷۸۱۲	۱/۳۴۶۲۴۹
تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت * کسری مالی	-	-	۱/۲۵۲۰۱۵
نسبت استهلاک دارایی مشهود و نامشهود به کل دارایی‌ها	۱/۰۶۵۵۷۰	۱/۰۷۵۶۲۶	۱/۰۸۱۱۳۰
زیان	۱/۰۸۷۸۷۶	۱/۱۰۰۱۵۹	۱/۱۱۰۵۵۲
ارزش بازار به ارزش دفتری	۱/۰۰۶۷۱۰	۱/۰۰۷۱۷۲	۱/۰۱۰۴۳۵
هزینه تحقیق و توسعه	۱/۰۱۱۲۹۷	۱/۰۱۱۳۲۷	۱/۰۱۱۵۴۵
اندازه شرکت	۱/۴۳۵۹۲۸	۱/۵۷۹۸۱۴	۱/۶۳۱۲۱۲
بازده سهام	۱/۰۱۱۰۷۱	۱/۰۱۱۳۳۱	۱/۰۱۲۳۲۵
مشهود بودن	۱/۴۹۷۱۰۲	۱/۳۷۳۷۵۰	۱/۵۵۲۰۵۴

با توجه به جدول ۲ از آنجایی که هیچکدام از ارقام مربوط به شاخص عامل تورم واریانس، بیشتر از ۱۰ نیست، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای پژوهش دارای همخطی قابل ملاحظه‌ای نیستند.

بررسی ناهمسانی واریانس

به‌منظور بررسی ناهمسانی واریانس در این پژوهش از آزمون بروش پاگان استفاده شده است.

جدول ۳: آزمون بروش پاگان

فرضیه‌های تحقیق	شرح	مقدار آماره	نتیجه
فرضیه اول	آماره بروش پاگان	۲۶۷۹۱/۶۸	وجود ناهمسانی واریانس
	احتمال بروش پاگان	۰/۰۰۰۰	
فرضیه دوم	آماره بروش پاگان	۲۱۴۴۴/۸۶	وجود ناهمسانی واریانس
	احتمال بروش پاگان	۰/۰۰۰۰	
فرضیه سوم	آماره بروش پاگان	۲۱۰۵۵/۳۷	وجود ناهمسانی واریانس
	احتمال بروش پاگان	۰/۰۰۰۰	

با توجه به جدول ۳، از آنجاکه آماره آزمون بروش پاگان در سطح ۵ درصد معنادار است، بنابراین فرض ناهمسانی واریانس تأیید شده و همسانی واریانس رد می‌شود. بنابراین باید از رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) استفاده کرد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

آزمون فرضیه اول پژوهش

H_0 : بین تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت و تأمین مالی برون‌سازمانی رابطه معنادار وجود ندارد.

H_1 : بین تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت و تأمین مالی برون‌سازمانی رابطه معنادار وجود دارد.

برای آزمون فرضیه اول از مدل زیر استفاده شده است:

$$\text{External- Financing} = \beta_0 + \beta_1 \text{Reval}_{i,t} + \beta_2 \text{size}_{i,t} + \beta_3 \text{Mb}_{i,t} + \beta_4 \text{Depre}_{i,t} + \beta_5 \text{Tangibility}_{i,t} + \beta_6 \text{Rd}_{i,t} + \beta_8 \text{Stockreturn}_{i,t} + \beta_9 \text{Loss}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در راستای برآورد مدل اول پژوهش، ابتدا برای تعیین روش داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آنها، از آزمون چاو آماره F لیمر استفاده می گردد. نتایج این آزمون در جدول شماره ۴ آمده است.

جدول ۴: نتایج حاصل از آزمون F لیمر فرضیه اول

فرض صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده های تلفیقی	۰/۸۳۶۸۷۲	۰/۰۰۷۸	رد فرض صفر

همان طور که در جدول شماره ۴ نشان می دهد، مقدار معناداری آماره F کوچک تر از ۰/۰۵ است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می گیرند. در ادامه در جدول شماره ۵، با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می گردد.

جدول ۵: نتایج آزمون هاسمن

فرض صفر	آماره کای اسکوتر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۲۰/۲۲۲۱۱۸	۰/۰۰۹۵	رد فرض صفر

جدول ۶: نتایج آزمون مدل اول

$\text{External- Financing} = -۰/۱۵۵۵۰۸ + ۰/۰۴۹۸۰۶ \text{Reval}_{i,t} - ۰/۱۲۲۴۹۱ \text{size}_{i,t} + ۰/۰۳۵۲۹۴ \text{Mb}_{i,t} + ۲/۷۴۱۷۱۷ \text{Depre}_{i,t} + ۰/۲۰۳۸۶۷ \text{Tangibility}_{i,t} + ۱۰/۴۴۳۴۸ \text{Rd}_{i,t} - ۳/۱۱۸۷۳ \text{Stockreturn}_{i,t} + ۰/۰۰۲۳۱۱ \text{Loss}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	C	-۰/۱۵۵۵۰۸	۰/۰۱۹۸۷۶	-۷/۸۲۳۹۴۶	۰/۰۰۰۰
تجدید ارزیابی دارایی های ثابت	REVALFIRM	۰/۰۴۹۸۰۶	۰/۰۳۲۹۶۲	۱/۵۱۰۹۹۸	۰/۱۳۱۳
نسبت استهلاک	DEPRE	۲/۷۴۱۷۱۷	۰/۵۶۷۵۸۷	۴/۸۳۰۴۸۳	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۱۲۲۴۹۱	۰/۰۲۲۸۲۸	-۵/۳۶۵۸۹۹	۰/۰۰۰۰
مشهود بودن	TANGIBILITY	۰/۲۰۳۸۶۷	۰/۰۷۳۲۴۳	۲/۷۸۳۴۲۶	۰/۰۰۵۵
زیان	LOSS	۰/۰۰۲۳۱۱	۰/۰۵۸۰۶۹	۰/۰۳۹۷۹۸	۰/۹۶۸۳
ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	۰/۰۳۵۲۹۴	۰/۰۰۱۵۵۱	۲۲/۷۵۸۱۹	۰/۰۰۰۰
هزینه تحقیق و توسعه	RD	۱۰/۴۴۳۴۸	۲۱/۵۶۳۲۴	۰/۴۸۴۳۱۹	۰/۶۲۸۳
بازده سهام	STOCKRETURN	-۳/۱۱۸۷۳	۵/۷۵۷۹۰	-۰/۵۴۲۵۸۷	۰/۵۸۷۶
آماره F	۹/۱۲۲۴۲		ضریب تعیین	۰/۷۰۷۴	
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۲۹۹	
روش GLS (حداقل مربعات تعمیم یافته)		مقدار دوربین - واتسون	۲/۰۵۵۹		

با توجه به جدول شماره ۶، سطح معناداری آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات ثابت استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات ثابت و روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) در جدول شماره ۶ ارائه شده است.

با توجه به جدول ۶، مقدار آماره F در سطح کلیه شرکت‌ها، برابر با ۹/۱۲۲۴۲ با سطح معناداری ۰/۰۰۰۰۰ است. مدل رگرسیون برآورد شده در سطح ۹۹ درصد معنادار است. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر با ۲/۰۵۵۹ است که مابین ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشد، وجود خودهمبستگی در اجرای اخلاقی رگرسیون رد می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۶۲/۹۹ درصد که نشان می‌دهد حدود ۶۲/۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته (تأمین مالی برون‌سازمانی) به وسیله متغیرهای مستقل (تجدید ارزیابی دارایی‌ها) و کنترلی (نسبت استهلاک دارایی ثابت مشهود و دارایی نامشهود به کل دارایی‌ها، اندازه شرکت، مشهود بودن، زیان، ارزش کل بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، هزینه تحقیق و توسعه، بازده سهام) قابل توضیح است. همچنین، با توجه به نتایج جدول ۶، ضریب و سطح معناداری مربوط به آماره t متغیر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بیانگر این است که بین تجدید ارزیابی دارایی‌ها و تأمین مالی برون‌سازمانی رابطه معناداری وجود ندارد، از این رو فرضیه اول پژوهش تأیید نمی‌گردد. بررسی ضرایب و سطح معناداری متغیرهای کنترلی نیز حاکی از این است که نسبت استهلاک دارایی ثابت مشهود و دارایی نامشهود به کل دارایی‌ها، مشهود بودن، ارزش کل بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام رابطه مثبت و معنادار و متغیر اندازه شرکت رابطه منفی و معنادار با تأمین مالی برون‌سازمانی دارد.

آزمون فرضیه دوم پژوهش

H_0 : بین کسری مالی و تأمین مالی برون‌سازمانی رابطه معنادار وجود ندارد.

H_1 : بین کسری مالی و تأمین مالی برون‌سازمانی رابطه معنادار وجود دارد.

برای آزمون فرضیه دوم از مدل زیر استفاده شده است:

$$\text{External- Financing} = \beta_0 + \beta_1 \text{Def}_{i,t} + \beta_2 \text{size}_{i,t} + \beta_3 \text{Mb}_{i,t} + \beta_4 \text{Depre}_{i,t} + \beta_5 \text{Tangibility}_{i,t} + \beta_6 \text{Rd}_{i,t} + \beta_7 \text{Stockreturn}_{i,t} + \beta_8 \text{Loss}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در راستای برآورد مدل دوم پژوهش، ابتدا برای تعیین روش داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها، از آزمون چاو آماره F لیمر استفاده می‌گردد. نتایج این آزمون در جدول شماره ۷ آمده است.

جدول ۷: نتایج حاصل از آزمون F لیمر فرضیه دوم

فرض صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده‌های تلفیقی	۰/۸۳۳۹۳۸	۰/۰۱۲۰	رد فرض صفر

همان‌طور که در جدول شماره ۷ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده‌ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در ادامه در جدول شماره ۸، با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می‌گردد.

جدول ۸: نتایج آزمون هاسمن

فرض صفر	آماره کای اسکوتر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۲۰/۰۲۵۰۴۴	۰/۰۱۰۲	رد فرض صفر

با توجه به جدول شماره ۸، سطح معناداری آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات ثابت استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات ثابت و روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) در جدول شماره ۹ ارائه شده است.

جدول ۹: نتایج آزمون مدل دوم

$\text{External- Financing} = -0.170287 + -0.162765\text{Def}_{i,t} - 0.93679\text{size}_{i,t} + 0.37748\text{Mb}_{i,t} + 3.208764\text{Depre}_{i,t} + 0.189385\text{Tangibility}_{i,t} + 9.447292\text{Rd}_{i,t} - 7.113066\text{Stockreturn}_{i,t} + 0.15230\text{Loss}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	C	-۰/۱۷۰۲۸۷	۰/۰۲۲۴۰۱	-۷/۶۰۱۶۲۲	۰/۰۰۰۰
کسری مالی	DEF	-۰/۱۶۲۷۶۵	۰/۰۳۰۷۳۱	-۵/۲۹۶۵۲۰	۰/۰۰۰۰
نسبت استهلاک	DEPRE	۳/۲۰۸۷۶۴	۰/۷۰۶۲۲۴	۴/۵۴۳۵۵۱	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۰۹۳۶۷۹	۰/۰۳۰۶۶۸	-۳/۰۵۴۶۰۵	۰/۰۰۲۴
مشهود بودن	TANGIBILITY	۰/۱۸۹۳۸۵	۰/۰۷۶۷۹۵	۲/۴۶۶۰۹۳	۰/۰۱۳۹
زیان	LOSS	۰/۰۱۵۲۳۰	۰/۰۶۰۸۰۳	۰/۲۵۰۴۸۵	۰/۸۰۲۳
ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	۰/۰۳۷۷۴۸	۰/۰۰۱۵۰۴	۲۵/۰۹۲۱۹	۰/۰۰۰۰
هزینه تحقیق و توسعه	RD	۹/۴۴۷۲۹۲	۲۱/۰۱۰۸۰	۰/۴۴۹۶۴۰	۰/۶۵۳۱
بازده سهام	STOCKRETURN	-۷/۱۱۳۰۶۶	۴/۷۰۶۰۴۴	-۱/۵۱۱۴۷۴	۰/۱۳۱۲
آماره F	۹/۹۹۲۴۸۳			ضریب تعیین	۰/۷۲۵۹
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰			ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۵۳۳
روش GLS (حداقل مربعات تعمیم یافته)			مقدار دوربین - واتسون	۱/۹۰۰۷	

با توجه به جدول ۹، مقدار آماره F در سطح کلیه شرکت ها، برابر با ۹/۹۹۲۴۸۳ با سطح معناداری ۰/۰۰۰۰۰ است. مدل رگرسیون برآورد شده در سطح ۹۹ درصد معنادار است. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر با ۱/۹۰۰۷ است که مابین ۱/۵ تا ۲/۵ می باشد، وجود خودهمبستگی در اجزای اخلاص رگرسیون رد می شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۶۵/۳۳ درصد که نشان می دهد حدود ۶۵/۳۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته (تأمین مالی برون سازمانی) به وسیله متغیرهای مستقل (کسری مالی) و کنترلی (نسبت استهلاک دارایی ثابت مشهود و دارایی نامشهود به کل دارایی ها، اندازه شرکت، مشهود بودن، زیان، ارزش کل بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، هزینه تحقیق و توسعه، بازده سهام) قابل توضیح است. همچنین، با توجه به نتایج جدول ۹، ضریب و سطح معناداری مربوط به آماره t متغیر کسری مالی بیانگر این است که بین کسری مالی و تأمین مالی برون سازمانی رابطه منفی و معناداری وجود دارد، از این رو فرضیه دوم پژوهش تأیید می گردد. بررسی ضرایب و سطح معناداری متغیرهای کنترلی نیز حاکی از این است

نسبت استهلاک دارایی ثابت مشهود و دارایی نامشهود به کل دارایی‌ها، مشهود بودن، ارزش کل بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام رابطه مثبت و معنادار و متغیر اندازه شرکت رابطه منفی و معنادار با تأمین مالی برون‌سازمانی دارد.

آزمون فرضیه سوم پژوهش

H_0 : کسری مالی تأثیر معناداری بر رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت و تأمین مالی برون‌سازمانی ندارد.

H_1 : کسری مالی تأثیر معناداری بر رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت و تأمین مالی برون‌سازمانی دارد.

برای آزمون فرضیه سوم از مدل زیر استفاده شده است:

$$\Delta \text{External-Financial} = \beta_0 + \beta_1 \text{Revalfirm}_{i,t} + \beta_2 \text{Revalfirm}_{i,t} * \Delta \text{Def}_{i,t} + \beta_3 \Delta \text{Def}_{i,t} + \beta_4 \text{Size}_{i,t} + \beta_5 \text{Mb}_{i,t} + \beta_6 \text{Depre}_{i,t} + \beta_7 \text{Tangiility}_{i,t} + \beta_8 \text{Rd}_{i,t} + \beta_9 \text{Stockreturn}_{i,t} + \beta_{10} \text{loss}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در راستای برآورد مدل سوم پژوهش، ابتدا برای تعیین روش داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن

آنها، از آزمون چاو آماره F لیمر استفاده می‌گردد. نتایج این آزمون در جدول شماره ۱۰ آمده است.

جدول ۱۰: نتایج حاصل از آزمون F لیمر فرضیه سوم

فرض صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده‌های تلفیقی	۰/۸۳۲۴۰۱	۰/۰۱۴۱	رد فرض صفر

همان‌طور که در جدول شماره ۱۱ نشان می‌دهد، مقدار معناداری آماره F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین برای

آزمون این مدل، داده‌ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در ادامه در جدول شماره ۱۲، با اجرای آزمون

هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می‌گردد.

جدول ۱۱: نتایج آزمون هاسمن

فرض صفر	آماره کای اسکوتر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۲۰/۰۱۸۲۶۱	۰/۰۲۹۱	رد فرض صفر

با توجه به جدول شماره ۱۱، سطح معناداری آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل

مذکور، باید از مدل اثرات ثابت استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات ثابت و روش حداقل

مربعات تعمیم‌یافته (GLS) در جدول شماره ۱۲ ارائه شده است.

جدول ۱۲: نتایج آزمون مدل سوم

$\Delta \text{External-Financial} = -0.175862 + 0.39794 \text{Revalfirm}_{i,t} + 0.150930 \text{Revalfirm}_{i,t} * \Delta \text{Def}_{i,t} - 0.178741 \Delta \text{Def}_{i,t} - 0.105606 \text{Size}_{i,t} + 0.38384 \text{Mb}_{i,t} + 3.441042 \text{Depre}_{i,t} + 0.159992 \text{Tangiility}_{i,t} + 8.390873 \text{Rd}_{i,t} - 4.961332 \text{Stockreturn}_{i,t} + 0.04660 \text{loss} + \varepsilon_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	C	-۰/۱۷۵۸۶۲	۰/۰۲۲۵۷۱	-۷/۷۹۱۵۴۶	۰/۰۰۰۰
تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت	REVALFIRM	۰/۰۳۹۷۹۴	۰/۰۳۷۰۹۶	۱/۰۷۲۷۲۴	۰/۲۸۳۸
کسری مالی	DEF	-۰/۱۷۸۷۴۱	۰/۰۳۲۷۵۷	-۵/۴۵۶۵۱۹	۰/۰۰۰۰
تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت * کسری مالی	REVALFIRM*DEF	۰/۱۵۰۹۳۰	۰/۰۶۹۱۷۹	۲/۱۸۱۷۲۶	۰/۰۲۹۵

$\Delta \text{External-Financial} = -0.175862 + 0.39794 \text{Revalfirm}_{i,t} + 0.15093 \cdot \text{Revalfirm}_{i,t} * \Delta \text{Def}_{i,t} - 0.178741 \Delta \text{Def}_{i,t} - 0.105606 \text{Size}_{i,t} + 0.38384 \text{Mb}_{i,t} + 3.441042 \text{Depre}_{i,t} + 0.159992 \text{Tangibility}_{i,t} + 8.390873 \text{Rd}_{i,t} - 4.961332 \text{Stockreturn}_{i,t} + 0.04660 \text{loss} + \varepsilon_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
نسبت استهلاک	DEPRE	۳/۴۴۱۰۴۲	۰/۶۹۷۶۲۷	۴/۹۳۲۴۹۳	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۱۰۵۶۰۶	۰/۰۳۲۴۷۳	-۳/۲۵۲۰۸۲	۰/۰۰۱۲
مشهود بودن	TANGIBILITY	۰/۱۵۹۹۹۲	۰/۰۸۷۳۰۱	۱/۸۳۲۶۴۲	۰/۰۶۷۴
زیان	LOSS	۰/۰۰۴۶۶۰	۰/۰۵۹۸۳۲	۰/۰۷۷۸۸۷	۰/۹۳۷۹
ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	۰/۰۳۸۳۸۴	۰/۰۰۱۵۰۴	۲۵/۵۲۰۶۶	۰/۰۰۰۰
هزینه تحقیق و توسعه	RD	۸/۳۹۰۸۷۳	۲۱/۶۱۴۲۲	۰/۰۳۸۸۲۱۱	۰/۶۹۸۰
بازده سهام	STOCKRETURN	-۴/۹۶۱۳۳۲	۷/۳۵۲۳۲۱	-۰/۶۷۴۷۹۸	۰/۵۰۰۱
آماره F	۹/۹۶۲۱۲۵			ضریب تعیین	۰/۷۲۸۵
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰۰			ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۵۵۳
روش GLS (حداقل مربعات تعمیم یافته)					
مقدار دوربین - واتسون			۲/۰۸۶۹		

با توجه به جدول ۱۲، مقدار آماره F در سطح کلیه شرکت ها، برابر با ۹/۹۶۲۱۲۵ با سطح معناداری ۰/۰۰۰۰۰ است. مدل رگرسیون برآورد شده در سطح ۹۹ درصد معنادار است. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر با ۲/۰۸۶۹ است که مابین ۱/۵ تا ۲/۵ می باشد، وجود خودهمبستگی در اجزای اخلاص رگرسیون رد می شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۶۵/۵۳ درصد که نشان می دهد حدود ۶۵/۵۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته (تأمین مالی برون سازمانی) را به وسیله متغیرهای مستقل (تجدید ارزیابی دارایی ها)، تعدیلگر (کسری مالی) و کنترلی (نسبت استهلاک) دارایی ثابت مشهود و دارایی نامشهود به کل دارایی ها، اندازه شرکت، مشهود بودن، زیان، ارزش کل بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، هزینه تحقیق و توسعه، بازده سهام) قابل توضیح است. همچنین، با توجه به نتایج جدول ۱۴، ضریب و سطح معناداری مربوط به آماره t متغیر تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و کسری مالی بیانگر این است که کسری مالی تأثیر معناداری بر رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی های ثابت و تأمین مالی برون سازمانی دارد، از این رو فرضیه سوم پژوهش تأیید می گردد. بررسی ضرایب و سطح معناداری متغیرهای کنترلی نیز حاکی از این است که نسبت استهلاک دارایی ثابت مشهود و دارایی نامشهود به کل دارایی ها، ارزش کل بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام رابطه مثبت و معنادار و متغیر اندازه شرکت رابطه منفی و معنادار با تأمین مالی برون سازمانی دارد.

۵. بحث و نتیجه گیری

وقتی تأمین نیاز مالی شرکت از منابع داخلی و بدهی به طور کامل امکان پذیر نباشد، انتشار سهام جدید مدنظر قرار می گیرد. استفاده از این منبع تأمین مالی به دلیل گرانتر بودن آن نسبت به سایر منابع، موجب افزایش هزینه ی نهایی سرمایه جدید خواهد شد. مادامی که شرکت سهام جدیدی صادر نکرده است، هزینه ی سرمایه ثابت باقی می ماند ولی به محض استفاده

از منبع مالی گرانتر هزینه‌ی سرمایه‌افزایش می‌یابد. ایجاد و توسعه روزافزون بنگاه‌های اقتصادی نیازمند تامین منابع مالی قابل ملاحظه است که اغلب از عهده موسسین خارج می‌باشد. بازار سرمایه برای شرکت‌ها این امکان را فراهم می‌آورد که منابع مالی مورد نیاز خود را از طریق عرضه اوراق بهادار تامین نمایند. به عبارت دیگر بازار سرمایه به صورت مسیری جهت انتقال منابع از پس انداز کنندگان به مصرف کنندگان منابع مالی عمل می‌نماید و از طریق فراهم آوردن سرمایه مورد نیاز بنگاه‌های اقتصادی و تخصیص بهینه منابع، نقش عمده‌ای در اقتصاد کشورها ایفا می‌کند. مدیران با استفاده از منابع به دست آمده در جهت بقا و رشد سازمان خود تلاش می‌کنند. این در حالی است که شرایط رقابتی شدید، بحرآن‌های مالی، اقتصادی، سیاسی و الزامات مالکیتی و قانونی، شرکت‌ها را بر آن داشته تا منابع بیشتری را خواستار شده و گاه منابع حاصل از نتایج عملیات واحد اقتصادی را نیز که متعلق به مالکان است، درون واحد اقتصادی مجدداً سرمایه‌گذاری نمایند. به طور کلی واحدهای فعال اقتصادی استفاده از منابع خارجی نظیر وجوه ناشی از افزایش سرمایه و استقراض را به دو دلیل مورد استفاده قرار می‌دهند: ۱- اجرای پروژه‌های سرمایه‌ای نظیر طرح‌های توسعه و همچنین افزایش کارایی عملیات جاری در حال اجرا ۲- اصلاح ساختار سرمایه در جهت کاستن از هزینه‌های مالی ناشی از بدهی‌ها و کمک به افزایش بازده سهامداران. هر چند به کارگیری وجوه حاصل از فعالیت‌های تامین مالی می‌تواند به طور همزمان هر دو هدف فوق را دنبال نماید، اما مسئله مهم در این را بررسی اثر ناشی از تامین مالی بر بازده کل شرکت خواهد بود. به عبارت دیگر در یک بازار کارا، رشد و سودآوری شرکت و در نهایت افزایش ثروت سهامداران زمانی محقق خواهد شد که بازدهی ناشی از بکارگیری منابع مالی ناشی از انتشار سهام بیش از هزینه‌های فرصت ناشی از پروژه‌های سرمایه‌ای مورد اجرا باشد. تصمیم به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی، مزایایی را برای شرکت‌ها دارد که به صورت زیر بیان می‌کنیم:

واقعی‌تر شدن و سر و سامان گرفتن نسبت‌های مالی و صورت وضعیت‌های مالی شرکت. تامین مالی شرکت برای پیش بردن اهداف بعدی شرکت و نیز بیرون آمدن از قرض و وام‌ها. امکان خروج از قانون ۱۴۱ تجارت را پیدا خواهد کرد و خود را در روند سوددهی قرار دهد. توانایی بررسی بیشتر اطلاعات مالی در دوره‌های مختلف.

در کنار مزایایی که می‌تواند متوجه شرکت باشد، افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی، دارای معایبی هم هست که سعی می‌کنیم آن‌ها را نیز بیان کنیم: تجدید ارزیابی دارایی‌های مستهلک شده می‌تواند برای شرکت زیان به همراه داشته باشد و تعادل صورت‌های مالی را بر هم بزند. قیمت سهام کاهش پیدا می‌کند و بعضاً به زیر ارزش دفتری سهام شرکت می‌رسد. رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی شرکت با عملکرد آتی شرکت در بعضی مواقع متضاد به نظر می‌رسد. ممکن است هزینه‌های شرکت را به دلیل هزینه‌های حسابرسی و کارشناسی، افزایش دهد. پیشنهاد می‌گردد شرکت‌ها با افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌ها وضعیت ساختار سرمایه را تغییر دهند و با کاهش نسبت زیان انباشته به سرمایه از مشمولیت قانون ورشکستگی که در ماده ۱۴۱ قانون تجارت گنجانده شده، خارج می‌گردند؛ همچنین شرکت‌ها می‌توانند برای تامین مالی مجدد از محل دریافت وام‌های جدید، نیز اقدام کنند اما این کار با افزایش هزینه‌های مالی همراه است. اگر در ادامه شرکت عملکرد مناسبی نداشته باشد افزایش هزینه‌های مالی می‌تواند بار دیگر بر مشکلات شرکت افزوده و بحران شرکت را شدیدتر کند. با توجه به نتایج پژوهش، ضروری است تا سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان، در تصمیم‌گیری، به عامل محدودیت مالی شرکت‌ها توجه کنند، زیرا این عامل بر حساسیت تامین مالی شرکت‌ها به جایگزین شدن دارایی ثابت به جای نقد در شرکت‌ها اثرگذار است و به این ترتیب بر نوع و هزینه تامین مالی و ریسک ورشکستگی آن‌ها نیز می‌تواند مؤثر باشد.

۶. منابع و مآخذ

- بابایی پرکوهی، زینت، ابراهیمی، سید کاظم، امری اسرمی، محمد (۱۴۰۲). تاثیر مالکیت دولتی، ارتباطات سیاسی و معامله با اشخاص وابسته بر تأمین مالی برون سازمانی و سرمایه گذاری. دوره ۱۱، شماره ۲ - شماره پیاپی ۴۱. صفحه ۵۳-۷۶.
- تبریزی نژاد ملک محمد زینب (۱۳۹۵) بررسی رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی تأمین مالی و سرمایه گذاری پایان نامه کارشناسی ارشد).
- جباری، حسین و نقدی نریمان (۱۳۹۵) رابطه بین ساختار سرمایه و چرخه عمر شرکت پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی (۸)، (۳۰)، ۱۶۲-۱۳۹.
- چاوشی، کاظم، محمد رستگار، محسن میرزایی (۱۳۹۴). بررسی رابطه اطمینان بیش از حد مدیران و انتخاب سیاست های تأمین مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال هشتم، شماره ۲۵، صص ۲۹-۴۱.
- حاجی ملامیرزایی حمید، یآوری، علی و غلامی معرفت (۱۳۹۴) ارتباط بین شیوه های تأمین مالی برون سازمانی با عملکرد آتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مجله تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۱ (۲۵)، ۴۹-۳۰.
- حسین پور کریم آباد، علی، نخعی، حبیب اله، محمود لاری دشت بیاض، کریم نخعی (۱۴۰۱). نقش تجدید ارزیابی دارایی های ثابت در اصلاح ساختار مالی، افزایش ظرفیت بدهی و نقدینگی شرکت ها. فصلنامه علمی دانشگاه فنی و حرفه ای کارافن.
- محمدرضائی، فخرالدین، خسرویان، ایمان، دولت زارعی، احسان (۱۳۹۹). بررسی رابطه بین تجدید ارزیابی دارایی ها و مدیریت سود. دانش حسابداری مالی. دوره ۷، شماره ۲ - شماره پیاپی ۲۵. صفحه ۳۱-۶۱.
- دموری، داریوش و قدک فروشان، مریم (۱۳۹۷). سیاست های تأمین مالی و کارایی سرمایه گذاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه راهبرد مدیریت مالی. دوره ۶، شماره ۴ - شماره پیاپی ۲۳. صفحه ۱۵۷-۱۷۵.
- خزائی، ایوب، طهرانچیان، امیرمنصور، جعفری صمیمی، احمد، طالبلو، رضا (۱۳۹۶). تأثیر تأمین مالی از طریق ابزارهای بدهی بر عملکرد بنگاه های تولیدی در ایران. فصلنامه تحقیقات اقتصادی ۳۱۲-۲۸۷-۵۲(۲).
- منصوری، فردین، سعیدی گراغانی، مسلم، و اسدی دوبانی، ناهید. (۱۳۹۶). بررسی تاثیر تجدید ارزیابی دارایی ها بر حق الزحمه حسابرسی. دانش حسابداری، ۸(۴) پیاپی ۳۱، ۱۴۱-۱۵۹.
- صحراکاران، مینا، رضایی، فرزین (۱۳۹۷). تاثیر ریسک اطلاعات مالی بر رابطه نمایندگی با ساختار سرمایه شرکت ها. مدیریت دارایی و تأمین مالی ۴(۶). ۱۰۲-۹۳.
- زرافشار، مهدیس (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر کسری اهرم مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. (پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه خوارزمی ایران)
- زمردی برازنده اکبر (۱۳۹۵) تأثیر ارتباط بین کسری مالی و عدم تقارن اطلاعات با سلسله مراتب تأمین مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پایان نامه کارشناسی ارشد موسسه آموزش عالی پرندک ایران.

- ستایش، محمد حسین؛ سمانه قوهستانی (۱۳۹۵). بررسی رابطه تقسیم سود، فرصت‌های سرمایه گذاری و تامین مالی خارجی در طول چرخه عمر شرکت. فصلنامه مدیریت دارایی و تامین مالی. سال چهارم، شماره اول، صص ۳۷-۵۰
- صالحی نیا، محسن و تامرادی، علی (۱۳۹۸). تأثیر ارتباطات سیاسی بر سیاست های تأمین مالی. پژوهش‌های حسابداری مالی. دوره ۱۱، شماره ۲ - شماره پیاپی ۴۰. صفحه ۳۹-۶۰.
- متولی، منصوره (۱۳۹۷). بررسی رابطه روشهای تأمین مالی بر فرصتهای سرمایه‌گذاری پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شاهرود، ایران.
- محمد رضائی فخرالدین خسرویان، ایمان و دولت زارعی ایمان (۱۳۹۹) تجدید ارزیابی دارایی‌ها و مدیریت سود. مجله علمی دانش حسابداری مالی ۷ (۲)، ۶۱-۳۱
- مقدم. عبدالکریم، و، و نعمتی فرشاد (۱۳۹۴) بررسی رابطه ارقام تعهدی و بازده سهام با قیمت گذاری دارایی‌ها در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران همایش سراسری مباحث کلیدی در علوم مدیریت و حسابداری قابل دسترسی در سایت سیولیکا به نشانی: <http://audit.org.ir>.
- نعمتی، علی؛ کریمی، مجتبی؛ وحیدی، رویا (۱۳۹۵). بررسی روش‌های تامین مالی با رشد سودآوری شرکت‌های صنایع دارویی در ایران. فصلنامه اقتصاد مالی. سال دهم، شماره ۳۶، صص ۵۱-۷۱
- یارمحمدی، رضا؛ عادل آذر؛ غلامرضا مصباحی مقدم (۱۳۹۶). شناسایی و اولویت بندی معیارهای تامین مالی مطلوب در بازار سرمایه اسلامی از منظر اقتصاد مقاومتی. دوفصلنامه مطالعات اقتصاد اسلامی، سال نه، شماره دو، صص ۸۷-

۱۱۶

- Dai Fei (Troy), Y., Majella, P., & Fang, H. (2015). Fair value accounting for non-current assets and audit fees: Evidence from Australian companies. *Journal of Contemporary Accounting & Economic*, 11(20), 31-45.
- Hyungjin, C., Ju Ryum, C., & Young, J. K. (2021). Fixed asset revaluation and external financing during the financial crisis: Evidence from Korea. *Pacific-Basin Finance Journal*, (67).
- Jang, Soomi Heeick, Choi, Hyung, Tae (Ted) Kim(2023). Firm-level political risk and external financing choices. *Finance Research Letters*.
- Kayhan, A. & Titman, S. (2007). Firms histories and their capital structures, *Journal of Financial Economics*, (83), pp. 1-32.
- Kim, H. K., Yang, D. H., & Cho, K. H. (2012). Relevance of fair value accounting: property, plant and equipment-revaluation model. *Korean Account Review*. 37, 87-1190
- Lopes, A. B., & Walker, M. (2012). Asset revaluation, future firm performance and firm-level corporate governance arrangement: new evidence from Brazil. *The British Accounting Review*, 44, 53-67.
- Moon, Byunggeor(2022). Unleash liquidity constraints or competitiveness potential: The impact of R&D grant on external financing on innovation. *European Research on Management and Business Economics*.
- Paramasivan, C., & Subramanian T., (2012). *Financial Management*, Published by New Age International (P) Limited, 5th Edition.
- Surgawi, A. L & Solikhah, B. (2018). Analysis of Financial and Non Financial Factors to Revaluation of Fixed Asset. *KnE Social Sciences*, International Conference on Economics, Business and Economic Education, pp 1052-1066.
- Wang, J., Shen, G., & Tang, D. (2021). Does tax deduction relax financing constraints? Evidence from China's value-added tax reform. *China Economic Review*, (67).
- Wong, Y. (2005). The Effects of Dividend Initiations on Stock Returns: A Propensity Score Matching Approach. *Journal of Accounting and Economics*, 40: 112-126.

- Yang, Jin Young (2023). Policy uncertainty and substitution between external financing and internal funds: International evidence. *Research in International Business and Finance*.
- Yoo, Y. T., Kim, C. S., & Song, G. H. (2012). Short-and long-term performance of asset revaluation. *Korean Account*, 21, 107-143.
- Yuang, Z., Konari, U, C., & Liping, D. (2020). External financing and earnings management: Evidence from international data. *Research in international Business and Finance*, (54).

Investigating the role of fiscal deficit adjustment on the relationship between fixed asset revaluation and external financing

Davod Razm¹

Abstract

Today, corporate financing is one of the most challenging issues in the capital markets. A financial deficit occurs when the cash resources required to manage the company's affairs and pay external stakeholders (shareholders, creditors, and tax authorities) are less than the cash flows from operating activities. Also, as this factor increases, companies are more inclined to increase their debt ratio to cover the financial deficit. Therefore, considering the above, the main objective of the present study is to investigate the moderating role of financial deficit on the relationship between fixed asset revaluation and external financing. The statistical population of the present study includes all companies listed on the Tehran Stock Exchange. According to the official website of the Stock Exchange Organization, by the end of 1400, the number of listed companies included 784 companies. The statistical population is in a 6-year period, from 1395 to 1400. According to the application of the filters mentioned in the third chapter, 151 companies and 906 company-years were selected according to the systematic exclusion rule. Regression analysis using the mixed data method was used to test the hypotheses. The results of the research showed that there is no significant relationship between fixed asset revaluation and external financing, but there is a significant and inverse relationship between financial deficit and external financing. Also, with the intervention of the financial deficit variable as a moderating variable, the relationship between fixed asset revaluation and external financing is significant and inverse.

Keywords

Financial deficit, fixed asset revaluation, external financing

1. Employee of Kermanshah Court of Accounts, Master of Educational Technology, Security Officer.
davodrazm48@gmail.com