

رابطه کیفیت سود و درج نام شرکتها در فهرست نرخهای بورس اوراق بهادار تهران

علی رحمانی^۱، مسعود غلامزاده لداری^{۲*}

۱. استادیار حسابداری دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران
۲. کارشناسی ارشد رشته حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۶/۹، تاریخ تصویب: ۱۳۸۷/۱۲/۲۷)

چکیده

طبق "فرضیه رفتار فرصت طلبانه"، مدیران شرکت‌های بورسی تحت فشار مستمر سرمایه‌گذاران برای دستیابی به عملکردهای خاص و نیز حفظ منافع خود، در فرآیند محاسبه سود مداخله می‌کنند و کیفیت سود را کاهش می‌دهند. در این تحقیق، ما با استفاده از سه مشخصه پایداری ارقام تعهدی، خطای برآورد در فرآیند تعهدی و شیوع مدیریت سود به بررسی تفاوت کیفیت سود ۴۰ شرکت در دو مقطع قبل و بعد از درج نام آنها در فهرست نرخهای بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۳۸۷ پرداختیم. هدف، ترسیم تأثیر مالکیت عمومی سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران بر کیفیت سود شرکت‌ها است. برای آزمون فرضیات تحقیق از رگرسیون چند متغیره، آزمون تی زوجی و آزمون ویلکاکسون استفاده شد. نتیجه این تحقیق نشان داد که پایداری ارقام تعهدی شرکت‌ها پس از درج نام آنها در فهرست نرخهای بورس اوراق بهادار تهران کاهش یافته است، اما خطای برآورد ارقام تعهدی و شاخص‌های مدیریت سود شرکت‌ها پس از درج در بورس با قبل از آن تفاوت معناداری ندارد. بنابراین با توجه به کاهش پایداری ارقام تعهدی که به مثابه کاهش کیفیت سود می‌باشد، یافته‌های این تحقیق با فرضیه رفتار فرصت طلبانه ناسازگار نیست.

واژه‌های کلیدی:

مقدمه

کیفیت سود حسابداری یکی از معیارهای بهبود کیفیت گزارشگری مالی محسوب می‌شود. تحقیقات زیادی نشان داد که سود می‌تواند معیار سنجش سودمندی برای اندازه‌گیری عملکرد شرکت‌ها باشد. کیفیت اطلاعات حسابداری تحت تأثیر مجموعه‌ای از عوامل قرار دارد که برخی از آنها ریشه در انگیزه‌های مدیران برای مدیریت اعداد و ارقام گزارش شده دارد. انگیزه‌های مدیریتی برای تعدیل سودها ممکن است تحت تأثیر پذیرش اوراق بهادار شرکت در بازار سرمایه باشد. طبق فرضیه رفتار فرصت طلبانه، کیفیت گزارشگری مالی (و کیفیت سود) شرکت‌ها پس از درج نام آنها در فهرست نرخ‌های بورس (و متعاقباً عرضه سهام آنها) نسبت به قبل آن که مالکیت خصوصی یا عمومی خارج از بورس است، تحت فشارهای بازار و نیز منافع مدیریت کاهش می‌یابد. در این تحقیق تفاوت بین کیفیت سود شرکت‌ها را در دو مقطع مورد بررسی قرار دادیم: ۱) مقطعی که نام شرکت‌ها در فهرست نرخ‌های بورس اوراق بهادار تهران درج شده است (شرکت‌های بورسی) و ۲) مقطعی که نام شرکت‌ها در فهرست نرخ‌های بورس اوراق بهادار تهران درج نشده است (شرکت‌های غیربورسی). هدف ترسیم تأثیر مالکیت عمومی سرمایه در بورس اوراق بهادار بر کیفیت سود شرکت‌ها است. با توجه به تمرکز موضوع بر کیفیت سود و کیفیت متفاوت بین شرکت‌های بورسی و غیربورسی، نتایج این تحقیق می‌تواند درک ما را نسبت به این مسأله که چگونه انگیزه‌های مدیران برای کیفیت سود بر گزارشگری مالی اثرگذار است، افزایش دهد.

پیشینه تحقیق

تحقیق شیواکومار و ری بال [۳] یکی از مهم‌ترین تحقیقات انجام شده طی سال‌های اخیر در زمینه بهبود کیفیت سود در زمان عرضه اولیه عمومی است. یافته‌های تحقیق آنها نشان می‌دهد که شواهد مدیریت سود در تحقیق وونگ، تئو و ولج (۱۹۹۸) - مبنی بر این که شرکت‌ها در زمان عرضه اولیه به صورت فرصت طلبانه سود را متورم می‌کنند تا قیمت عرضه اولیه را تحت تأثیر قرار دهند [۱۰] - غیرقابل اتکا بوده و شواهد متورم‌سازی سود در زمان عرضه اولیه از قابلیت اتکای اندکی برخوردار است. گیولی، هاین و کتر [۷] به مقایسه کیفیت سودهای گزارش شده توسط سه نوع شرکت پرداختند: ۱) شرکت‌های سهامی خاصی که هیچ‌گونه اوراق قرضه‌ای هم به صورت عمومی منتشر نکرده باشند،

۲) شرکت های سهامی خاصی که اوراق قرضه خود را به صورت عمومی منتشر کرده باشد و ۳) شرکت های سهامی عامی که اوراق قرضه خود را به صورت عمومی منتشر کرده باشند. «رفتار فرصت طلبانه مدیران» در گروه های فوق به صورت مقایسه ای مورد ارزیابی قرار گرفت. آنها به این نتیجه دست یافتند که مدیران شرکت های سهامی عام انگیزه های بیشتری برای مدیریت سود دارند که این امر قابلیت اتکا و سودمندی گزارشگری مالی را تقلیل می دهد (تأیید فرضیه رفتار فرصت طلبانه). برخی از تحقیقات انجام شده در خارج از کشور در رابطه با تفاوت کیفیت سود شرکت های بورسی و غیربورسی به صنایعی محدود می شود که قوانین و مقررات خاص بر آنها حاکم است (از جمله بانکداری و بیمه). بنابراین اگرچه نتایج آنها بینش آفرین است، با توجه به تمرکز صنعت لحاظ شده در نمونه و مسائل منحصر به فرد گزارشگری مالی در این صنایع نمی تواند به سادگی به سایر صنایع تعمیم یابد. تحقیق بتی، کئی و پترونی [۵] و تحقیق پنو و سایمون [۹] نمونه هایی از این تحقیقات می باشند. به دلیل دسترسی محدود به اطلاعات شرکت های خارج از بورس اوراق بهادار تهران (اطلاعات قبل از ورود به بورس)، تحقیقات انجام شده در ایران محدود به بررسی پذیرش اوراق بهادار در بورس بر هموارسازی سود و نیز مدیریت سود در زمان عرضه اولیه سهام می شود و شاخص های دیگر کیفیت سود در دو مقطع قبل و بعد از درج مقایسه نشده است. حساس یگانه و ایران دوست [۲] با استفاده از شاخص ایکل (نسبت ضریب تغییرات نوسان در سری زمانی سود به نسبت ضریب تغییرات نوسان در سری زمانی فروش) به شواهدی در مورد تأثیر پذیرش شرکت ها در بورس اوراق بهادار تهران بر هموارسازی سود دست نیافتند.

ابراهیمی کردلر و حسنی آذردریانی [۱] با استفاده از مدل تعدیل شده جونز به بررسی مدیریت سود در زمان عرضه اولیه سهام به عموم در ۳۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۰ پرداختند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می دهد که مدیران، سود شرکت ها را در سال قبل از عرضه اولیه و سال عرضه اولیه سهام به عموم مدیریت می کنند.

بیان مسأله و فرضیه ها

محاسبه سود خالص یک بنگاه اقتصادی متأثر از روش های متنوع حسابداری، برآوردهای حسابداری و قضاوت های گوناگون در طول دوره اندازه گیری است. در نتیجه امکان

دستکاری یا مدیریت سود وجود دارد. براساس نظریه نمایندگی، انگیزه مدیریت از دستکاری سود نیل به اهداف خویش است که در اکثر موارد با اهداف سهامداران غیرهمسو می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت، سودی که یک واحد تجاری در حقیقت بدست می‌آورد ممکن است متفاوت از سود گزارش شده آن باشد. لذا اعتبار سود که یکی از مهم‌ترین اهداف گزارشگری مالی است و در تعیین ارزش شرکت نقش به‌سزایی دارد، مورد تردید واقع می‌شود. طبق فرضیه رفتار فرصت‌طلبانه، کیفیت سود شرکت‌ها پس از درج نام آنها در فهرست نرخ‌های بورس نسبت به قبل آن که مالکیت خصوصی یا عمومی خارج از بورس است، تحت فشارهای بازار و نیز منافع مدیریت کاهش می‌یابد. در مقابل، بازار سرمایه ساز و کارهایی برای بهبود کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها در اختیار دارد که برخی از آنها عبارتند از: نظارت بورس بر نحوه گزارشگری مالی شرکت‌ها، نظارت توسط حسابرسان داخلی و حسابرسان مستقل، تحلیل گران، مؤسسات رتبه‌بندی، مطبوعات و سایر گروه‌ها. شرکت‌ها با ورود به بورس با رسیدگی‌ها و الزامات مقرراتی گوناگون مواجه می‌شوند. چرا که اگر شرکت‌های بورسی استانداردهای گزارشگری بالاتری را تأمین نکنند، با تهدید بزرگتری از دادخواهی و اعمال مقرراتی سهامداران روبرو هستند. با توجه به مطالب گفته شده، مسأله مطرح این است که تأثیر مالکیت عمومی سرمایه در بورس اوراق بهادار بر کیفیت سود شرکت‌ها به چه نحوی است؟ به عبارت دیگر، آیا ساز و کارهای بازار سرمایه امکان تعدیل فرضیه رفتار فرصت‌طلبانه را در راستای حفظ حقوق سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند؟ کیفیت سود در این تحقیق براساس تعدادی از مشخصه‌های مرتبط با فرضیه رفتار فرصت‌طلبانه شامل پایداری ارقام تعهدی، خطای برآورد در فرآیند تعهدی و شیوع مدیریت سود بررسی شده است. فرضیه‌های مورد آزمون در این تحقیق و بیان عملیاتی آنها به شرح زیر است.

فرضیه ۱: «پایداری ارقام تعهدی گزارش شده توسط شرکت‌ها پس از درج نام آنها در فهرست نرخ‌های بورس اوراق بهادار تهران کاهش می‌یابد.»

معیار اندازه‌گیری پایداری ارقام تعهدی از رابطه رگرسیون زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{مدل ۱: } OI_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_2 ACCR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن OI ، سود عملیاتی، $ACCR$ ، جزء تعهدی سود عملیاتی که از طریق تغییر در خالص دارایی‌های عملیاتی از سال $t-1$ به سال t اندازه‌گیری می‌شود و CF ، جزء نقدی سود عملیاتی است که برابر با $OI-ACCR$ می‌باشد. دارایی‌های عملیاتی برابر با مجموع

دارایی ها منها دارایی های مالی (وجه نقد، سرمایه گذاری های کوتاه مدت و بلندمدت و پیش پرداخت ها) است. i بیانگر شرکت i ام و t نشان دهنده سال t ام می باشد. همه متغیرهای مندرج در معادله فوق بوسیله خالص دارایی های عملیاتی ابتدای دوره مقیاس زدایی شده اند. نقش تفاضلی ارقام تعهدی بوسیله حجم و اهمیت β_2 تعیین شده است. تمرکز ما بر روی ضرایب اجزای نقدی و ضرایب اجزای تعهدی سود عملیاتی و نیز تفاوت در این ضرایب بین دو گروه شرکت بورسی و غیربورسی است. پایداری بیشتر سود مستلزم آن است که ضرایب اجزای تعهدی سود بیشتر از ضرایب اجزای نقدی سود باشد. فرضیه برابری ضرایب تعهدی و نقدی در هر یک از مقاطع قبل و بعد از درج با استفاده از آزمون والد بررسی شده است.

فرضیه ۲: «خطای برآورد در فرآیند تعهدی شرکت ها پس از درج نام آنها در فهرست نرخ های بورس اوراق بهادار تهران افزایش می یابد.»

خطای برآورد در فرآیند تعهدی، درجه ثبات در رابطه بین جریان های نقد و ارقام تعهدی را مورد بررسی قرار می دهد. این سنجه مبتنی بر انحراف معیار باقی مانده های مدل پیشنهادی توسط فرانسیس و همکاران [۶] است. خطای برآورد در ارقام تعهدی از طریق آن قسمت از نوسان پذیری ارقام تعهدی اندازه گیری می شود که با رگرسیون زیر قابل تبیین نباشد.

مدل ۱-۲:

$$TCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta REV_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

TCA، مجموع ارقام تعهدی جاری که برابر است با دارایی های عملیاتی جاری (دارایی های جاری به کسر وجه نقد و سرمایه گذاری های کوتاه مدت) منهای بدهی های عملیاتی جاری (بدهی های جاری به کسر حصة جاری استقراض بلندمدت)، CFO، جریان های نقد حاصل از عملیات، ΔREV_t ، تغییر در درآمد حاصل از فروش از سال $t-1$ به سال t و PPE، مانده ناخالص دارایی های ابتدای سال t مقیاس زدایی شده اند. بال و شیواکومار [۴] از طریق منظور کردن زمان بندی نامتقارن شناسایی زیان در مقابل شناسایی سود در مدل ارقام تعهدی مورد انتظار بهبودی را ایجاد کردند. به دنبال این پیشنهاد، ما معادله رگرسیون فوق را با افزودن یک متغیر مجازی به نام DCFO و یک متغیر به نام DCFO*CFO تکمیل

کردیم. اگر جریان نقد حاصل از عملیات منفی باشد مقدار DCFO معادل ۱ و در غیراین صورت برابر با صفر است. بنابراین مدل دوم اندازه‌گیری خطای برآورد در فرآیند تعهدی مطابق زیر است:

مدل ۲-۲:

$$TCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta REV_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \beta_6 DCFO_{i,t} + \beta_7 DCFO_{i,t} * CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

کلیه متغیرها در رگرسیون مذکور به وسیله مجموع دارایی‌های ابتدای سال t مقیاس‌زدایی شده‌اند. معیار دوم اندازه‌گیری خطای برآورد در فرآیند تعهدی، نوسان‌پذیری (انحراف معیار) باقی‌مانده‌های حاصل از رگرسیون مذکور است. به لحاظ منطقی، نوسان‌پذیری بالاتر رابطه بین سود و جریان‌های نقدی، کیفیت پایین‌تر اقلام تعهدی را نشان می‌دهد. زیرا منظور کردن اقلام تعهدی در سود، موجب کاهش کیفیت سود می‌شود. از آنجایی که انحراف معیار اقلام تعهدی می‌تواند نوسان‌پذیری عملکرد شرکت را نشان دهد و فی‌نفسه کیفیت گزارشگری را نشان نمی‌دهد (لیو و ویسوک، ۲۰۰۶) [۸]، ما از پیشنهاد مطرح شده توسط وردی [۱۱] استفاده کردیم و یک معیار نسبی اضافی در مورد کیفیت اقلام تعهدی ایجاد نمودیم که بدین صورت تعریف می‌شود: انحراف معیار باقی‌مانده‌های معادله رگرسیون ۲-۲ تقسیم بر انحراف معیار مجموع اقلام تعهدی جاری.

فرضیه ۳): «مدیریت سود شرکت‌ها پس از درج نام آنها در فهرست نرخ‌های بورس اوراق بهادار تهران افزایش می‌یابد.»

مدیران شرکت‌ها می‌توانند بدون دستکاری عملیات و جریان‌های نقد واقعی شرکت و از طریق استفاده از اختیار عمل خود در زمینه گزارشگری مالی، عملکرد اقتصادی شرکت را کمتر یا بیشتر از واقع نشان دهند. حجم اقلام تعهدی شاخص متداولی برای اندازه‌گیری میزان استفاده آنها از این اختیار عمل است. دستکاری فروش یکی دیگر از روش‌های مدیریت سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی شرکت است. این روش به تلاش مدیران برای افزایش فروش طی سال تنها با هدف افزایش سود و دستیابی به سود هدف اشاره دارد. استفاده از فروش اعتباری که علی‌رغم افزایش سود، منجر به جریان نقد ورودی کمتر نسبت به فروش نقدی می‌شود، مهم‌ترین ابزاری است که مدیران برای دستیابی به این هدف در اختیار دارند. میزان استفاده مدیران از اقلام غیرعملیاتی می‌تواند شاخص دیگری برای دستکاری فعالیت‌های واقعی جهت دستیابی به سود هدف (یا گریز از

گزارش زیان) باشد. به منظور بررسی سه شاخص مدیریت سود به شرح فوق، معناداری تفاوت سه نسبت (۱) متوسط ارقام تعهدی به جریان نقد حاصل از عملیات یعنی $|TACC|/|CFO|$ ، (۲) متوسط فروش نقدی به کل فروش و (۳) متوسط نسبت خالص سایر درآمدها و هزینه‌های غیرعملیاتی به کل فروش در دو مقطع قبل و بعد از درج نام شرکت‌ها در بورس آزمون شده است. متوسط این نسبت‌ها برای دو سال قبل و دو سال بعد از درج نام شرکت‌ها در فهرست نرخ‌های بورس محاسبه و در صورت نرمال بودن با استفاده از آزمون تی زوجی مقایسه شده‌اند. در صورت نرمال نبودن داده‌های مذکور، از آزمون ناپارامتری ویلکاکسون برای مقایسه‌ها استفاده شده است.

روش اجرای تحقیق

روش تحقیق، همبستگی و علی و مقایسه‌ای می‌باشد، یعنی بررسی وجود رابطه و همبستگی بین متغیرها از طریق رگرسیون و نیز مقایسه برخی از ویژگی‌های کیفیت سود قبل و بعد از درج نام شرکت‌ها در فهرست نرخ‌های بورس. روش شناسی تحقیق نیز از نوع پس‌رویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته) می‌باشد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق شرکت‌های درج شده در فهرست نرخ‌های بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به منظور مقایسه کیفیت سود شرکت‌های بورسی و غیربورسی، جریان‌های نقدی دو سال قبل از درج نام شرکت‌ها در فهرست نرخ‌های بورس مورد نیاز است. از طرفی تهیه صورت جریان وجوه نقد به روش فعلی براساس استانداردهای حسابداری ایران از سال ۱۳۸۰ الزامی شد و اطلاعات مربوطه برای مقطع قبل از درج از سال ۱۳۸۱ به بعد در دسترس است، لذا نمونه آماری تحقیق شامل شرکت‌هایی می‌شود که نام آنها از ابتدای سال ۱۳۸۳ تا قبل از پایان سال ۱۳۸۶ در فهرست نرخ‌های بورس اوراق بهادار تهران درج شده باشد. به عبارت دیگر اطلاعات مالی سال‌های ۱۳۸۱ الی ۱۳۸۷ شرکت‌های موجود در نمونه بررسی شده است. با توجه به ماهیت متفاوت درآمدها و هزینه‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری‌های مالی، آنها مستثنی شده‌اند. داده‌های این تحقیق از اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی سالانه شرکت‌ها استخراج شده است. همچنین برای دستیابی به برخی اطلاعات از سایت‌های اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار استفاده شده

است. امیدنامه‌های پذیرش و درج شرکت‌ها (حاوی اطلاعات عمومی و ترازنامه و صورت سود و زیان دو سال قبل از پذیرش شرکت‌ها در بورس) منبع اطلاعاتی دیگری است که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است.

ارائه و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۱. آزمون فرضیه اول (پایداری ارقام تعهدی)

بر اساس آزمون کلمگروف - اسمیرنوف داده‌های متغیر وابسته مدل ۱ نرمال بود. نگاره ۱ نتایج آزمون مدل ۱ و آزمون برابری ضرایب (آزمون والد) را نشان می‌دهد.

$$OI_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_2 ACCR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نگاره ۱. پایداری ارقام تعهدی

بعد از درج در بورس		قبل از درج در بورس			شرح	
۱۳/۵		۱۵/۴			نیکویی برازش (F)	
۰/۰۰۰		۰/۰۰۰			سطح معناداری (F)	
۰/۴۰		۰/۴۳			ضریب همبستگی تعدیل شده	
سطح معناداری	مقدار تی	ضریب	سطح معناداری	مقدار تی	ضریب	متغیرها
۰/۰۰۰	۶/۴۱۱	۰/۲۱۲	۰/۰۰۰	۴/۱۲۷	۰/۲۰۵	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰	۵/۰۹۰	۰/۳۵۱	۰/۰۰۰	۵/۵۲۲	۰/۷۹۷	CF
۰/۰۰۲	۳/۳۲۰	۰/۱۸۸	۰/۰۰۰	۴/۷۸۶	۰/۶۲۶	ACCR
سطح معناداری			سطح معناداری			آزمون آماری والد
۰/۰۰۱			۰/۰۵۶			فرض: $\beta_1 = \beta_2$

مقادیر سطح معناداری مدل در هر دو مقطع قبل و بعد از درج در بورس کمتر از ۰/۰۱ است. با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده، در سال قبل از درج در بورس، ۴۳ درصد از تغییرات سود عملیاتی توسط جزء نقدی و تعهدی توضیح داده می‌شود، در حالی که این رقم برای دو سال بعد از درج معادل ۴۰ درصد است. در آزمون والد که برابری ضرایب اجزای نقدی و تعهدی را در هر مقطع بررسی می‌کند، اگر احتمال بدست آمده بزرگتر از ۵ درصد باشد، فرض صفر آزمون والد (برابری ضرایب) رد نمی‌شود و ضرایب نقدی و تعهدی برابر خواهد بود. بدین ترتیب، علی‌رغم آنکه براساس ضرایب به دست آمده در تجزیه و تحلیل رگرسیون، نقش جزء نقدی در پایداری سود عملیاتی بعد از درج بیشتر از نقش جزء تعهدی است، اما طبق آزمون والد فرض برابری ضرایب در مقطع بعد از درج رد

شده است. ضرایب جزء نقدی و تعهدی در سود عملیاتی، قبل از درج در بورس برابر است. پس از درج در بورس، علاوه بر کاهش ضرایب جزء نقدی و تعهدی، ضریب جزء تعهدی کمتر از جزء نقدی شده است. بنابراین، پایداری اقلام تعهدی پس از درج نسبت به قبل از درج در بورس کاهش یافته است و در نتیجه کیفیت سود پس از درج در بورس از این منظر تقلیل داشته است که با نتایج تحقیق گیولی، هاین و کتر (۲۰۰۸) سازگار می باشد.

۲. آزمون فرضیه دوم (خطای برآورد در فرآیند تعهدی)

بر اساس آزمون کلمگروف - اسمیرنوف داده ها برای متغیر وابسته مدل های ۱-۲ و ۲-۲ نرمال بوده اند. نگاره ۲ نتایج آزمون مدل ۱-۲ را نشان می دهد. به منظور برطرف شدن اثر هم خطی متغیرهای مستقل، از روش گام به گام استفاده شده است. اطلاعات مربوط به متغیرهای حذف شده در روش گام به گام نیز در نگاره ۲ گزارش شده است تا با متغیرهای معنادار قابل مقایسه باشد. مدل ۱-۲ در هر دو مقطع در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. ضریب تعیین برای مقطع قبل از درج در بورس معادل ۵۴ درصد و برای مقطع پس از درج برابر با ۳۹ درصد است. در برازش مدل برای مقطع قبل از درج در بورس، جریان نقد حاصل از عملیات یکسال قبل از درج و جریان نقد حاصل از عملیات دو سال قبل از درج در سطح اطمینان ۹۹ درصد و مانده دارایی های ثابت مشهود در پایان سال قبل از درج در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار بوده اند و سایر متغیرها بی معنا بودند. در مقطع بعد از درج در بورس مانده ناخالص دارایی های ثابت مشهود در سطح اطمینان ۹۹ درصد و جریان نقد حاصل از عملیات دو سال بعد از درج در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار می باشند و سایر متغیرها بی معنا هستند.

نگاره ۲. خلاصه نتایج آزمون فرضیه ۲ با استفاده از مدل ۲-۱

$$TCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta REV_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

شرح		قبل از درج در بورس		بعد از درج در بورس		
نیکویی برآزش (F)		۱۵/۲۱۳		۱۳/۶		
سطح معناداری (F)		۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		
ضریب همبستگی تعدیل شده		۰/۵۴		۰/۳۹		
متغیرها	ضریب	مقدار تی	سطح معناداری	ضریب	مقدار تی	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۴۸۱	۶/۴۳۷	۰/۰۰۰	۰/۴۵۵	۶/۸۱۹	۰/۰۰۰
$CFO_{i,t-1}$	-۰/۴۱۴	-۲/۷۴۳	۰/۰۱۰	-۰/۱۱۵	-۰/۸۱۰	۰/۴۲۳
$CFO_{i,t}$	-۰/۶۶۶	-۴/۱۵۶	۰/۰۰۰	-۰/۴۴۹	-۱/۹۲۸	۰/۰۶۲
$CFO_{i,t+1}$	-۰/۱۱۰	-۰/۶۱۹	۰/۵۴۰	۰/۰۴۳	۰/۳۰۷	۰/۷۶۱
$\Delta REV_{i,t}$	۰/۱۰۰	۰/۷۲۹	۰/۴۷۱	۰/۰۰۶	۰/۰۴۵	۰/۹۶۵
$PPE_{i,t}$	-۰/۱۹۵	-۱/۸۵۹	۰/۰۷۲	-۰/۳۸۳	-۳/۷۱۸	۰/۰۰۱

با توجه به اینکه دو نمونه مورد مقایسه همبسته است، فرض صفر برای مقایسه مقادیر واریانس باقی مانده‌ها در قبل و بعد از درج به صورت زیر نوشته می‌شود. حرف A و B به ترتیب بیانگر مقطع بعد و قبل از درج می‌باشند.

$$H_0 : \sigma_A^2 \leq \sigma_B^2$$

$$H_0 : \sigma_A^2 > \sigma_B^2$$

برای مقایسه واریانس دو نمونه وابسته به شرح زیر عمل می‌شود: اگر فرض کنیم X_1 و X_2 دو متغیر تصادفی باشند که هدف مقایسه واریانس آنهاست، در این صورت مقادیر D و S به صورت زیر تعریف می‌شود: $D = X_1 - X_2$ و $S = X_1 + X_2$ ، آنگاه:

$$COV(DS) = COV(X_1 - X_2)(X_1 + X_2) = \sigma_A^2 - \sigma_B^2$$

اگر $\rho_{DS} = 0$ (ضریب همبستگی) آنگاه $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$. بنابراین برای آزمون برابری واریانس‌ها می‌توان D و S و سپس مقدار آماره ضریب همبستگی (ρ_{DS}) را محاسبه نمود. در نهایت برابر با صفر بودن ضریب همبستگی آزمون می‌شود.

$$\rho_{DS} = \frac{(F-1)}{[(F+1)^2 - 4R^2F]^{1/2}} \quad \text{on } (n-2) \text{ d.f.}$$

با توجه به وابسته بودن دو نمونه داریم که $F = \frac{\max(S_1^2, S_2^2)}{\min(S_1^2, S_2^2)}$. نتیجه مقایسه واریانس باقی مانده های مدل در قبل و بعد از درج به شرح نگاره ۳ است.

نگاره ۳. نتیجه آزمون برابری واریانس ها (مدل ۱-۲)

نتیجه	مقدار بحرانی	ρ_{DS}	F	میزان همبستگی پیرسون	واریانس	باقی مانده ها
فرض صفر رد نمی شود یعنی پراکندگی (انحراف معیار) برای هر دو باقی مانده یکسان است.	بزرگتر از ۰/۴۲	۰/۰۶	۱/۱۱	۰/۳۸	۰/۰۴۸۸	بعد از درج
					۰/۰۵۴۲	قبل از درج

واریانس (انحراف معیار) باقی مانده های مدل ۱-۲ برای محاسبه اقلام تعهدی جاری در دو مقطع قبل و بعد از درج در بورس با یکدیگر تفاوت معناداری ندارند. در نتیجه فرض صفر در فرضیه دوم رد نمی شود، یعنی کیفیت سود از منظر خطای برآورد در فرآیند تعهدی پس از درج نام شرکت ها در فهرست نرخ های بورس با قبل از درج در بورس تفاوت معناداری ندارد. برای آزمون فرضیه دوم مدل دیگری نیز برآزش شد که در آن متغیر مجازی DCFO (برای جریان نقد عملیاتی منفی برابر با یک و در غیر این صورت صفر) و $DCFO * CFO$ نیز لحاظ شده است. مشابه آزمون مدل ۱-۲، به منظور برطرف شدن اثر هم خطی متغیرهای مستقل، از روش گام به گام استفاده شده است. خلاصه نتایج تجزیه و تحلیل رگرسیون مدل دوم مورد بررسی در فرضیه دوم در نگاره ۴ آمده است.

نگاره ۴. خلاصه نتایج آزمون فرضیه ۲ با استفاده از مدل ۲-۲

$$TCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta REV_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \beta_6 DCFO_{i,t} + \beta_7 DCFO_{i,t} * CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

بعد از درج در بورس		قبل از درج در بورس		شرح		
۱۳/۶		۲۱/۷۱۷		نیکویی برآزش (F)		
۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		سطح معناداری (F)		
۰/۳۱		۰/۵۴		ضریب همبستگی تعدیل شده		
سطح معناداری	مقدار تی	ضریب	سطح معناداری	مقدار تی	ضریب	متغیر
۰/۰۰۰	۵/۸۱۶	۰/۳۷۱	۰/۰۰۳	۳/۱۵۲	۰/۱۸	عرض از مبدأ
۰/۴۰۸	-۰/۸۳۷	-۰/۱۱۴	۰/۰۰۱	-۳/۷۵۸	-۰/۵۴۳	$CFO_{i,t-1}$
۰/۳۹۱	-۰/۸۶۹	-۰/۱۲۳	۰/۱۸۲	-۱/۳۶۳	-۰/۲۵۷	$CFO_{i,t}$
۰/۴۶۹	-۰/۷۳۱	-۰/۱۰۵	۰/۱۰۰	-۱/۶۹۴	-۰/۲۴۸	$CFO_{i,t+1}$
۰/۵۹۴	-۰/۵۳۱	-۰/۰۷۴	۰/۳۷۸	-۰/۸۹۴	-۰/۱۱۸	$\Delta REV_{i,t}$
۰/۰۰۰	-۴/۲۹۳	-۰/۴۰۰	۰/۱۹۶	-۱/۳۱۹	-۰/۱۵۴	$PPE_{i,t}$
۰/۶۳۹	-۰/۴۷۳	-۰/۰۶۷	۰/۰۰۰	۴/۶۵۷	۰/۴۱۷	$DCFO_{i,t}$
۰/۹۸۵	۰/۰۱۹	۰/۰۰۳	۰/۱۳۰	-۱/۵۵۳	-۰/۳۰۳	$DCFO_{i,t} * CFO_{i,t}$

مدل ۲-۲ در هر دو مقطع معنادار است. ضریب تعیین برای قبل از درج معادل ۵۴ درصد و برای بعد از درج ۳۱ درصد است. در برآزش مدل برای قبل از درج، جریان نقد حاصل از عملیات دو سال قبل از درج و متغیر مجازی (DCFO) در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بوده‌اند و سایر متغیرها بی‌معنا بودند. در مقطع بعد از درج تنها مانده دارایی‌های ثابت مشهود (ناخالص) در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است و سایر متغیرها بی‌معنا بوده‌اند. نتیجه آزمون برابری واریانس باقی‌مانده‌ها در قبل و بعد از درج در بورس در نگاره ۵ آمده است (فرض صفر و مقابل مشابه مدل ۱-۲ است):

نگاره ۵. نتیجه آزمون برابری واریانس ها (مدل ۲-۲)

نتیجه	مقدار بحرانی	ρ_{DS}	آماره آزمون (F)	میزان همبستگی پیرسون	واریانس	باقی مانده ها
فرض صفر رد نمی شود یعنی پراکندگی (انحراف معیار) برای هر دو باقی مانده یکسان است.	بزرگتر از ۰/۴۲	۰/۰۲	۱/۰۵	۰/۳۳	۰/۰۵۴۳	بعد از درج
					۰/۰۵۶۸	قبل از درج

فرض صفر و مقابل برای آزمون نسبت واریانس باقی مانده ها به واریانس مجموع اقسام تعهدی (نسبت واریانس ها) به صورت زیر است:

$$H_0: \frac{\sigma_{\varepsilon,A}^2}{\sigma_{TCA,A}^2} \leq \frac{\sigma_{\varepsilon,B}^2}{\sigma_{TCA,B}^2}$$

$$H_0: \frac{\sigma_{\varepsilon,A}^2}{\sigma_{TCA,A}^2} > \frac{\sigma_{\varepsilon,B}^2}{\sigma_{TCA,B}^2}$$

نگاره ۶ نتیجه آزمون برابری نسبت واریانس ها را نشان می دهد. با توجه به واریانس های به دست آمده برای باقی مانده های مدل و مجموع اقسام تعهدی جاری، نسبت واریانس ها برای مقطع قبل و بعد از درج در بورس به ترتیب برابر با ۰/۴۴۲ و ۰/۶۳۵ به دست آمده است. نسبت F از تقسیم نسبت واریانس های دو مقطع به دست آمده است. آماره F در سطح اطمینان ۹۵ درصد و برای ۴۰ داده بعد از درج و ۳۷ داده قبل از درج برابر با ۱/۷۹ به دست آمده است. با توجه به اینکه نسبت F در منطقه عدم رد برابری دو نسبت قرار گرفته است، بنابراین نسبت واریانس ها (و در نتیجه نسبت انحراف معیارها) برای دو مقطع قبل و بعد از درج تفاوت معناداری ندارند. کیفیت سود از منظر خطای برآورد در فرآیند تعهدی پس از درج نام شرکت ها در فهرست نرخ های بورس با قبل از درج تفاوت معناداری ندارد که با نتیجه آزمون مدل ۱-۲ سازگار است. این یافته ها با نتایج تحقیق گیولی، هاین و کتزر (۲۰۰۸) سازگار نمی باشد.

نگاره ۶. نتیجه آزمون برابری نسبت واریانسها (مدل ۲-۲)

متغیرها	واریانس	نسبت واریانسها	نسبت F	F(۰/۹۵،۴۰،۳۷)	نتیجه
باقی مانده‌های بعد از درج	۰/۰۵۴	۰/۶۳۵	۱/۴۳۷	۱/۷۹	فرض صفر رد نمی‌شود، یعنی نسبت واریانس (و در نتیجه نسبت انحراف معیارها) بعد از درج با قبل از درج تفاوت معناداری ندارد.
مجموع اقلام تعهدی جاری بعد از درج	۰/۰۸۵				
باقی مانده‌های قبل از درج	۰/۰۵۷				
مجموع اقلام تعهدی جاری قبل از درج	۰/۱۲۹				

۳. آزمون فرضیه سوم (شیوع مدیریت سود)

با آزمون کلمگروف - اسمیرنوف مشخص شد که تنها داده‌های مربوط به نسبت مجموع اقلام تعهدی به جریان نقد حاصل از عملیات نرمال هستند و داده‌های مربوط به دو نسبت دیگر نرمال نمی‌باشند. با انجام تبدیل‌هایی نیز توزیع این دو نسبت نرمال نشد. بنابراین، برای آزمون دو نسبت متوسط فروش نقد به مجموع فروش و متوسط خالص سایر درآمدها و هزینه‌های غیر عملیاتی به فروش نمی‌توان از تی زوجی استفاده کرد و به جای آن از آزمون ناپارامتری ویلکاکسون استفاده شد. نسبت مجموع اقلام تعهدی به جریان نقد حاصل از عملیات علاوه بر تی زوجی از روش ویلکاکسون نیز آزمون شد.

نگاره ۷. خلاصه نتایج آزمون فرضیه ۳

شرح	متوسط $ TACC / CFO $ قبل از درج منهای بعد از درج	متوسط فروش نقد به مجموع فروش قبل از درج منهای بعد از درج	متوسط خالص سایر درآمدها و هزینه‌های غیر عملیاتی به فروش قبل از درج منهای بعد از درج
مدل آماری	ویلکاکسون*	ویلکاکسون	ویلکاکسون
Z ویلکاکسون	-۰/۲۱۵	-۰/۵۵۱	-۱/۳۹۵
سطح معناداری	۰/۸۳۰	۰/۵۸۲	۰/۱۶۳
نتیجه آزمون	عدم رد فرض برابری نسبت‌ها	عدم رد فرض برابری نسبت‌ها	عدم رد فرض برابری نسبت‌ها

* در مورد نسبت $|TACC|/|CFO|$ ، آزمون تی زوجی هم انجام شده است که نتیجه آن با نتیجه آزمون ویلکاکسون سازگار است. نتایج آزمون ویلکاکسون به شرح نگاره ۷ نشان می‌دهد که میزان شاخص‌های ارزیابی مدیریت سود در دو مقطع زمانی قبل و بعد از

درج در بورس تفاوت معناداری ندارند. در نتیجه کیفیت سود از منظر مدیریت سود پس از درج در بورس تفاوت قابل ملاحظه‌ای با قبل از آن ندارد. یافته‌های این تحقیق با نتیجه تحقیق انجام شده توسط حساس یگانه و ایران دوست (۱۳۷۹) سازگار است، اما با نتیجه تحقیق گیولی، هاین و کتر (۲۰۰۸) سازگار نمی‌باشد.

نتیجه گیری

پایداری اقلام تعهدی شرکت‌ها پس از درج نام آنها در فهرست نرخ‌های بورس اوراق بهادار تهران کاهش می‌یابد، اما کیفیت برآورد اقلام تعهدی و میزان مدیریت سود شرکت‌ها پس از درج در بورس با قبل از آن تفاوت معناداری ندارد. بر مبنای پایداری اقلام تعهدی، یافته‌های این پژوهش، انگیزه‌های بیشتر مدیران شرکت‌های بورسی برای مدیریت سود را رد نمی‌کنند. به عبارت دیگر، یافته‌ها با فرضیه رفتار فرصت طلبانه ناسازگار نمی‌باشند. به طور کلی، درحالی که شرکت‌های بورسی و غیربورسی از لحاظ ابعاد مختلف کیفیت سود متفاوت هستند، هیچ کدام از این دو نوع شرکت به لحاظ کیفیت سود تفاوت معناداری ندارند. البته شاخص‌های دیگری نیز برای کیفیت سود وجود دارد که استفاده از آنها ممکن است منجر به نتایج معنادار شود.

پیشنهاد برای پژوهش‌های آینده

فهرستی از تحقیق‌های جدید که مکمل و یا مرتبط با این تحقیق است در زیر ارائه شده است:

۱. با توجه به ویژگی خاص هر صنعت، پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی مقایسه کیفیت سود شرکت‌های بورسی و غیربورسی به تفکیک صنایع انجام شود.
۲. در این تحقیق عمدتاً اطلاعات مالی مربوط به دو سال (در برخی موارد سه سال) پس از درج شرکت‌ها در بورس مورد بررسی قرار گرفت. توصیه می‌شود در تحقیقات آتی روند کیفیت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌های زمانی بلندمدت در مقایسه با کیفیت سود قبل از درج مورد بررسی قرار گیرد. به ویژه با توجه به این مسأله که اقلام تعهدی ویژگی برگشت پذیری دارند.

۳. در این پژوهش رابطه اقلام تعهدی و تصمیمات عملیاتی مدیران در چرخه عمر شرکت مورد بررسی قرار نگرفت. پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی این کار صورت گیرد. برای مثال تأثیر عمر شرکت بر حجم اقلام تعهدی در نظر گرفته شود.

منابع

۱. ابراهیمی کردلر علی، حسنی آذردریانی الهام. بررسی مدیریت سود در زمان عرضه اولیه سهام به عموم در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. بررسیهای حسابداری و حسابداری ۱۳۸۵؛ ۴۵: ۲۳-۳.
۲. حساس یگانه یحیی، ایران دوست فاطمه. تأثیر پذیرش شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران بر هموارسازی سود. تهران: پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی؛ ۱۳۷۹.
3. Ball R, Shivakumar L. Earnings Quality at Initial Public Offerings. *Journal of Accounting and Economics* forthcoming 2006.
4. Ball R, Shivakumar L. The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition. *Journal of Accounting Research* 2006; vol. 44, 2: 207-242.
5. Beatty A, B. Ke, Petroni K. Earnings Management to Avoid Earnings Declines Across Publicly and Privately Held Banks. *The Accounting Review* 2002; Vol. 77, 3: 547-570.
6. Francis J, LaFond R.Z, Olsson P and Schipper K. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics* 2005, Vol. 39, 2: 295-327.
7. Givoly D, Hayn C, Sharon P.K. Does Public Ownership of Equity Improve Earnings Quality? 2008. SSRN Website.
8. Liu M, Wysocki P. D. Cross-Sectional Determinants of Information Quality Proxies and Cost of Capital Measures. Working Paper Penn State and Sloan School of Management MIT 2006.
9. Penno M, Simon D.T. Accounting Choices: Public versus Private Firms. *Journal of Business Finance & Accounting* 1986, Vol. 86, 13: 561-570.
10. Teoh S.H, Welch I, Wong T.J. Earnings management and the subsequent market performance of initial public offerings. *Journal of Finance* 1998; 53: 1935-1974.
11. Verdi, R. S. Financial Reporting Quality and Investment Efficiency. Working Paper, Sloan School of Management, MI; 2006.