

قیمت گذاری درآمدهای اختیاری و تبیین نوع مدیریت سود

آرش قربانی*

گروه حسابداری، واحد بجنورد، دانشگاه آزاد اسلامی، بجنورد، ایران

محمدرضا حسینی معصوم

گروه حسابداری، واحد بجنورد، دانشگاه آزاد اسلامی، بجنورد، ایران

چکیده

مدل‌های ارقام تعهدی اختیاری که عموماً توسط مطالعات تجربی برای اندازه‌گیری میزان مدیریت سود انجام شده در شرکت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند ممکن است مبلغ مدیریت سود انجام شده را بیش‌نمایی کنند و در نتیجه خطای نوع اول را افزایش دهند. در مطالعه حاضر، با تأکید بر کشف مدیریت درآمد به جای کشف مدیریت سود، مدلی برای اندازه‌گیری نااریب درآمدهای اختیاری، به عنوان سنجه‌ای بدیل برای مدیریت سود، به کار گرفته شد و بر این اساس مشاهده شد که اولاً بازار سهام به اطلاعات درآمدهای اختیاری قیمت می‌دهد و ثانیاً یک رابطه معکوس میان درآمدهای اختیاری و قیمت سهام وجود دارد. این شواهد که از برازش رگرسیون مدل آثار ثابت و داده‌های پانلی مربوط به ۸۶ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران در یک دوره ۱۰ ساله بین ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲ استخراج شد نشان می‌دهد درآمدهای غیراختیاری دارای محتوای اطلاعاتی افزایش‌دهنده است و همچنین مدیریت سود در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران با هدف حداکثرسازی ارزش شرکت انجام نمی‌شود و یک گرایش فرصت طلبانه دارد. مقایسه دو مدل غیرآشیا‌نی درآمدی و ارقام تعهدی با استفاده از ملاک اطلاع آکائیک و آزمون کاکس نشان می‌دهد که درآمدهای اختیاری به شکل قدرتمندتری در مقایسه با ارقام تعهدی اختیاری تغییرات قیمت سهام را توضیح می‌دهد.

واژگان کلیدی: درآمدهای اختیاری، ارقام تعهدی اختیاری، قیمت سهام.

۱- مقدمه

اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی را به معیار بهتری برای ارزیابی عملکرد (یعنی سود حسابداری) تبدیل می‌کند، زیرا این معیار مشکلات مربوط به زمانبندی و تطابق نادرست هزینه‌ها و درآمدها را که جریان‌های نقدی با آن روبرو است کاهش می‌دهد (دیچاوا^۱ و همکاران، ۱۹۹۵). با این وجود ارقام تعهدی می‌تواند توسط مدیریت دستکاری شود. دستکاری در ارقام تعهدی لزوماً باعث مخدوش شدن سود نمی‌گردد، زیرا مدیر می‌تواند با دستکاری ارقام تعهدی آگاهی دهندگی سود را به واسطه انتقال اطلاعات خصوصی به سهامداران افزایش دهد (رونن و یاری^۲، ۲۰۰۸). سابرامانیام^۳ (۱۹۹۶) شواهدی ارائه می‌دهد که بازار سهام به شکل مثبتی به اطلاعات ارقام تعهدی اختیاری قیمت می‌دهد و آن را به مثابه اطلاعات بیشتر در مورد سود ارزش‌گذاری می‌کند (شواهد مشابهی توسط جیراپورن^۴ و همکاران، ۲۰۰۸ و لین و تایوان^۵، ۲۰۱۱ ارائه شده است). پژوهش‌های مزبور از مدل جونز^۶ (۱۹۹۱) برای اندازه‌گیری حجم ارقام تعهدی اختیاری بهره می‌برند. در این مدل، سطح عادی و نرمال ارقام تعهدی به عنوان ارقام تعهدی غیر اختیاری و انحراف نسبت به این سطح نرمال، به عنوان ارقام تعهدی غیرعادی یا «ارقام تعهدی اختیاری» تعریف می‌گردد. با این وجود، عمده‌نگرانی درباره مدل جونز به خطای نوع اول (خطای آلفا) مربوط است. مدل جونز ممکن است میزان مدیریت سود انجام شده را بیش‌نمایی کند (باربر و لیون^۷، ۱۹۹۶؛ هریبار و کالینز^۸، ۲۰۰۲؛ کوتاری^۹ و همکاران، ۲۰۰۵؛ بال^{۱۰}، ۲۰۱۳). بیش‌نمایی مدیریت سود به این معنا است که بخشی از ارقام تعهدی عادی سود (که انتظار می‌رود رابطه مثبتی با قیمت سهام داشته باشد) ممکن است به خطا به عنوان ارقام تعهدی غیرعادی منظور شود. در نظر گرفتن احتمال این خطا ممکن است تفسیر یافته‌های سابرامانیام (۱۹۹۶) را تغییر دهد. به بیان دیگر، ممکن است رابطه مثبت مشاهده شده بین قیمت سهام و ارقام تعهدی غیرعادی در تحقیق سابرامانیام (۱۹۹۶) به دلیل وجود بخشی از ارقام تعهدی عادی سود باشد که به واسطه خطای اندازه‌گیری مدل جونز به اشتباه در برآورد ارقام تعهدی غیرعادی منظور شده است (مک‌نیکولز^{۱۱}، ۲۰۰۰). بر این اساس، یک بررسی دوباره در مورد واکنش بازار سهام به مدیریت سود می‌تواند سودمند باشد. در پژوهش حاضر، با استفاده از درآمدهای اختیاری به عنوان یک سنج‌نا اریب‌تر مدیریت سود در مقایسه با ارقام تعهدی اختیاری (مطابق کایلر^{۱۲}، ۲۰۰۹؛ استابن^{۱۳}، ۲۰۱۰) این پرسش مورد بررسی قرار خواهد گرفت که آیا بازار سهام به درآمدهای اختیاری، به عنوان یک جزء از مبلغ سود گزارش شده، قیمت می‌دهد یا خیر؟ این بررسی نشان خواهد داد که آیا درآمدهای اختیاری دارای محتوای اطلاعاتی افزایش‌دهنده است و ثانیاً آیا بازار سهام افزایش درآمدهای اختیاری را به عنوان یک مدیریت سود فرصت طلبانه تلقی می‌کند یا یک مدیریت سود کارا. سابرامانیام (۱۹۹۶) یک رابطه مستقیم

(معکوس) میان قیمت سهام و سنجه مدیریت سود را به عنوان مدیریت سود کارا (فرصت طلبانه) تعریف می‌کند. تحقیق حاضر الگوی مشابهی را برای تبیین نوع مدیریت سود به کار می‌گیرد. برخی یافته‌های ناهمخوان در مطالعات داخلی نیز به پژوهش حاضر برای بررسی بیشتر در خصوص مدیریت سود انگیزه می‌دهد. برای مثال، اگر چه شواهدی از یک رابطه مثبت میان افزایش اقلام تعهدی اختیاری و سودآوری آتی وجود دارد (بهار مقدم و همکاران، ۱۳۸۹؛ احمدپور و منتظری، ۱۳۹۰؛ و پورآقاجانی و همکاران، ۱۳۹۲)، با این وجود، برخی مطالعات مانند تقوی و همکاران (۱۳۸۹) شواهدی ارائه می‌دهند که بازار سهام به طور منفی به افزایش اقلام تعهدی اختیاری واکنش نشان می‌دهد. در صورت ثابت بودن سایر عوامل، اگر افزایش اقلام تعهدی اختیاری با افزایش سودآوری آتی همراه شود، واکنش منفی بازار به آن مطابق انتظار نیست. یک ویژگی مشترک کلیه مطالعات یاد شده این است که از مدل جونز یا مدل‌های تعدیل شده آن برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌کنند. در صورتی که خطای اندازه‌گیری ناشی از مدل جونز در پدید آمدن این نتایج ناهمخوان دخیل باشد می‌توان با یک مدل اندازه‌گیری نا اریب‌تر از آن اجتناب کرد. پیشینه‌ای از به کارگیری درآمدهای اختیاری به عنوان سنجه مدیریت سود در مطالعات داخلی وجود دارد. کردستانی و مدافعی (۱۳۹۱) شواهدی ارائه می‌دهند که مدل درآمدهای اختیاری در مقایسه با مدل اقلام تعهدی اختیاری به شکل بهتری مدیریت سود را کشف می‌کند. با این وجود، یافته‌های تحقیق رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۹۳) مدل اقلام تعهدی اختیاری را به عنوان مدل بهتر شناسایی می‌کند. تفاوت یافته‌های دو پژوهش ممکن است به تفاوت مدل‌های اندازه‌گیری درآمدهای اختیاری مربوط باشد. در مطالعه اول از مدل استابن (۲۰۱۰) و در مطالعه دوم از مدل کایلر (۲۰۰۹) برای اندازه‌گیری درآمدهای اختیاری استفاده می‌شود. استابن (۲۰۱۰) شواهدی ارائه می‌دهد که مدل درآمدی وی قدرت بالاتری برای کشف مدیریت سود در مقایسه با مدل کایلر دارد. بر این اساس، در پژوهش حاضر، به منظور بررسی چگونگی قیمت‌گذاری درآمدهای اختیاری در بازار سهام و کاهش خطای اندازه‌گیری از مدل استابن استفاده می‌شود. مطالعه حاضر همچنین بررسی می‌کند که کدامیک از دو سنجه مدیریت سود، درآمدهای اختیاری و اقلام تعهدی اختیاری، به شکل قوی‌تری تغییرات قیمت سهام را توضیح می‌دهد.

این مطالعه می‌کوشد تا به ادبیات موجود درباره مدیریت سود بیافزاید. نخست، در مطالعه حاضر به جای تاکید بر کشف مدیریت سود بر کشف مدیریت درآمد تمرکز می‌شود. یک توجیه برای این تاکید، نگرانی درباره خطای اندازه‌گیری مدل جونز است. دوم، این مطالعه بررسی می‌کند که بازار سهام چگونه به یک جزء دستکاری شده سود، یعنی درآمدهای اختیاری، واکنش نشان می‌دهد. این مطالعه می‌تواند نشان دهد که آیا مدیریت درآمد، اطلاعات سود را مخدوش می‌کند

یا خیر. همچنین این مطالعه یک مقایسه میان محتوای اطلاعاتی درآمدهای اختیاری و ارقام تعهدی اختیاری، به عنوان دو جزء تشکیل دهنده سود گزارش شده، انجام می‌دهد.

۲- مروری بر پیشینه و تدوین فرضیه‌ها

مدیریت سود به اعمالی گفته می‌شود که سود حسابداری گزارش شده و تفسیر آن را تحت تاثیر قرار می‌دهد (رونن و یاری، ۲۰۰۸). ارائه نادرست رقم سود می‌تواند با هدف افزایش پاداش مدیریت، فریب دادن سرمایه‌گذاران یا سایر افراد ذینفع و با اغراض فرصت طلبانه صورت بگیرد. برگستالر و دیچف^{۱۴} (۱۹۹۷)، برگستر و فیلیپون^{۱۵} (۲۰۰۶)، دوتا و فان^{۱۶} (۲۰۱۵)، دیچاو و همکاران (۲۰۱۲) شواهدی از مدیریت سود فرصت طلبانه ارائه می‌دهند. رقم سود گزارش شده یک منبع اطلاعاتی برای بازار سهام است. بال و براون^{۱۷} (۱۹۶۸)، به عنوان اولین مطالعه از این دست، نشان می‌دهند که قیمت سهام اطلاعات سود را در خود منعکس می‌کند. دستکاری سود، اطلاعات آن را مخدوش می‌سازد و باعث افزایش ریسک سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین از آنجا که ارقام تعهدی مدیریت شده در دوره‌های آتی معکوس می‌شود پایداری سود کاهش می‌یابد (دیچاو و همکاران، ۲۰۱۲؛ دیچاو، ۲۰۱۵). افزایش ریسک سرمایه‌گذاری و کاهش پایداری سود باعث کاهش قیمت سهام می‌شود. المیر و سبوعی^{۱۸} (۲۰۰۸)، تقوی و همکاران (۱۳۸۹)، آلن^{۱۹} و همکاران (۲۰۱۳) شواهدی ارائه می‌دهند که بازار سهام افزایش ارقام تعهدی اختیاری را به عنوان یک رویکرد فرصت طلبانه ارزیابی می‌کند و با کاهش قیمت سهام آن را جریمه می‌کند.

مدیریت سود همچنین می‌تواند سودمند یا کارا باشد. یک مدیریت سود کارا سبب می‌شود که سود حامل اطلاعات آینده نگر و مربوط به ارزش شرکت شود. برای مثال، گال^{۲۰} و همکاران (۲۰۰۲) شواهدی ارائه می‌دهند که شرکت‌هایی که فرصت‌های جذاب سرمایه‌گذاری دارند از مدیریت سود برای علامت دادن درباره فرصت‌های آتی رشد خود استفاده می‌کنند. مطالعات تجربی افزایش ارقام تعهدی اختیاری را که با افزایش قیمت سهام و افزایش سود آوری آتی متعاقب می‌شود به عنوان یک مدیریت سود کارا و حداکثرکننده ارزش تعریف می‌کنند. سایرامانیام (۱۹۹۶)، جیراپورن و همکاران (۲۰۰۸) و لین و تایوان، (۲۰۱۱) شواهدی ارائه می‌دهند که بازار سهام به اطلاعات ارقام تعهدی اختیاری به طور مثبت قیمت می‌دهد و آن را به مثابه اطلاعات بیشتر در مورد سود ارزش‌گذاری می‌کند. دیمرجیان^{۲۱} و همکاران (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که مدیران قوی‌تر از میزان بیشتری از هموارسازی عامدانه سود استفاده می‌کنند و باعث حداکثرسازی ثروت سهامداران می‌شوند.

مطابق یافته‌های والدو و کازدریان^{۲۲} (۲۰۱۴) اکثر پژوهش‌های تجربی از مدل‌های ارقام تعهدی اختیاری برای کشف مدیریت سود استفاده می‌کنند. ارقام تعهدی زمانی ایجاد می‌شود که به واسطه

به کارگیری فرض تعهدی بین زمان ورود یا خروج جریان های نقدی و زمان شناسایی معامله توسط سیستم حسابداری اختلاف وجود دارد. برای مثال، درآمدها میتوانند قبل یا بعد از وصول وجه نقد شناسایی و ثبت شوند. پژوهش های انجام شده درباره مدیریت اقلام تعهدی می کوشند تا بین اقلام تعهدی مدیریت شده و اقلام تعهدی عادی تمایز ایجاد کنند (دیچاو و همکاران، ۲۰۱۲). یکی از نقدهایی که بر مدل اقلام تعهدی اختیاری جونز (۱۹۹۱) که از این روش برای اندازه گیری اقلام تعهدی اختیاری استفاده می کند افزایش خطای نوع اول و بیش نمایی مدیریت سود است (کانگ و شیوارماکریشنن^{۲۳}، ۱۹۹۵، یانگ^{۲۴}، ۱۹۹۹؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵؛ مک نیکولز، ۲۰۰۲؛ شان^{۲۵} و همکاران، ۲۰۱۲). بال (۲۰۱۳) اذعان می کند که میزان مدیریت سود کشف شده در مطالعات تجربی خیلی بیشتر از آن است که بتوان آن را حقیقی دانست. دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) نشان می دهند که در حالی که مدل جونز می کوشد تا اثر عملکرد دوره جاری را بر سطح اقلام تعهدی عادی کنترل کند با این وجود اقلام تعهدی اختیاری برآورد شده توسط این مدل به طور معناداری متاثر از عملکردهای گذشته و آتی است. مطابق یافته های این تحقیق، مدل جونز قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری را برای شرکت های با عملکرد غیرعادی بیش نمایی می کند، به طوری که این تصور به وجود می آید که این شرکت ها عملکرد مالی خود را با استفاده از اقلام تعهدی اختیاری مدیریت کرده اند. یافته های باربر و لیون (۱۹۹۶)، برنارد و اسکینر^{۲۶} (۱۹۹۶)، گای^{۲۷} و همکاران (۱۹۹۶)، مک نیکولز (۲۰۰۰)، و بابر^{۲۸} و همکاران (۲۰۱۱) شواهد دیگری از خطای نوع اول مدل جونز برای نمونه های با عملکرد غیرعادی ارائه می دهند. در طیف دیگری از مطالعات مدیریت سود، به منظور اندازه گیری نا اریب تر میزان مدیریت سود، به جای تمرکز بر کل اقلام تعهدی بر اجزای آن شامل درآمدهای تعهدی و هزینه های تعهدی تاکید می شود. کایلر (۲۰۰۹) و استابن (۲۰۱۰) مدل هایی را برای کشف و اندازه گیری درآمدهای مدیریت شده (درآمدهای اختیاری) پیشنهاد می دهند. استابن (۲۰۱۰) دو دسته از درآمدهای اختیاری را شناسایی می کند. دسته اول، درآمدهایی هستند که از طریق فعالیت های واقعی مدیریت می شوند؛ مانند اعطای تخفیفات غیرعادی، نادیده گرفتن الزامات مربوط به تایید اعتبار مشتری، و متورم سازی رقم فروش شرکت از طریق ارسال عامدانه و بیش از حد کالا به واسطه های توزیعی، در حالی که امکان فروش این کالاها وجود ندارد. دسته دوم شامل درآمدهای ساختگی، درآمدهای معوقه و درآمدهایی است که با کاربرد ناصحیح یا بی پروای اصول پذیرفته شده حسابداری شناسایی می شوند. بخشی از درآمدهای اختیاری نقدی و بخشی غیر نقدی هستند. استابن به منظور کاهش خطای اندازه گیری، صرفا بر درآمدهای اختیاری غیر نقدی تمرکز می کند. پژوهش های اندکی در خصوص رابطه درآمدهای اختیاری سهام و قیمت سهام انجام شده است. مایرز^{۲۹} و همکاران (۲۰۱۶) شواهدی ارائه می دهند که نشان می دهد به کارگیری یک استاندارد

جدید (ASU 2009-14) که اختیار بیشتری به مدیران برای شناخت سریع تر درآمدها می دهد همزمان با افزایش درآمدهای اختیاری به افزایش ارتباط ارزشی سود منجر می شود. این تحقیق شواهدی از مدیریت فرصت طلبانه درآمدهای اختیاری ارائه نمی دهد.

با توجه به نگرانی درباره خطای اندازه گیری مدل جونز، این پرسش مطرح می شود که آیا یک رویکرد مبتنی بر کشف مدیریت درآمد، به جای کشف مدیریت سود، توانایی بهتری برای توضیح قیمت سهام دارد و آیا این مدیریت درآمد در راستای منافع سهامداران است یا منافع شخصی مدیریت. درآمدهای اختیاری یک جزء سود گزارش شده به بازار سهام را تشکیل می دهد. بررسی واکنش قیمت های سهام به این جزء دستکاری شده سود همچنین نشان خواهد داد که آیا بازار سهام به طور جداگانه به درآمدهای اختیاری قیمت می دهد یا خیر. برای بررسی پرسش های فوق، فرضیه اول که بدون جهت است به شرح زیر تدوین می گردد:

فرضیه اول: بین درآمدهای اختیاری و ارزش بازار شرکت رابطه معناداری وجود دارد.

در این بررسی، یک رابطه مثبت (منفی) بین درآمدهای اختیاری و ارزش بازار شرکت به عنوان یک مدیریت سود کارا (فرصت طلبانه) تعریف می شود. همچنین با توجه به یافته های کردستانی و مدافعی (۱۳۹۱)، که نشان می دهند مدل استابن به شکل بهتری در مقایسه با مدل جونز مدیریت سود را کشف می کند، انتظار می رود تا درآمدهای اختیاری در مقایسه با مدل اقلام تعهدی اختیاری تغییرات ارزش بازار شرکت را بهتر توضیح دهد. این رویکرد مشابه رویکرد بازاری گای و همکاران (۱۹۹۶) برای ارزیابی توانایی مدل های کشف مدیریت سود است. مطابق این رویکرد، مدلی که بازار سهام بیشترین واکنش را به برآوردهای آن از مدیریت سود نشان می دهد به عنوان مدل قوی تر تعریف می شود. بر این اساس، فرضیه دوم تحقیق به شرح زیر ارائه می شود:

فرضیه ی دوم: میزان همبستگی بین درآمدهای اختیاری و ارزش شرکت قوی تر از میزان همبستگی بین اقلام تعهدی اختیاری و ارزش شرکت است.

۳- روش شناسی تحقیق

تحقیق حاضر از نظر نوع، کاربردی و از نظر روش تحقیق جزو تحقیقات توصیفی - کمی و تحقیقات همبستگی قرار می گیرد که در آن شدت روابط برخی متغیرها مورد اندازه گیری قرار می گیرد.

۳-۱- نمونه و داده های تحقیق

نمونه این تحقیق شامل کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال های ۱۳۸۳ و ۱۳۹۲ است که اطلاعات مربوط به گزارشات مالی میان دوره ای سه ماهه و سایر اطلاعات مورد نیاز آنها در بانک اطلاعاتی نرم افزار ره آورد نوین در دسترس است، پایان سال مالی آنها به منظور مقایسه پذیری بیشتر پایان اسفندماه باشد و توقف معاملاتی بیش از یک ماه

نداشته اند. همچنین شرکت‌های سرمایه گذاری، موسسات مالی و بانک‌ها از نمونه کنار گذاشته شدند. به خاطر حساسیت مدل‌های ارقام تعهدی اختیاری به عملکردهای خاص و داده‌های پرت (جونز، ۱۹۹۱)، شرکت‌هایی که نسبت کل ارقام تعهدی به مجموع دارایی‌های ابتدای دوره آنها بیشتر از ۰,۵ بود از نمونه حذف شدند. بر اساس محدودیت‌های اعمال شده یک نمونه شامل ۸۶۰ شرکت - سال که مربوط به ۸۶ شرکت و ۸ صنعت هستند به دست آمد. داده‌های این تحقیق از نوع داده‌های پانلی یا تابلویی هستند. برای انجام آزمون‌های آماری از دو نرم افزار R و Gretl استفاده شد.

۳-۲- مدل‌های تخمین مدیریت سود

۳-۲-۱- مدل درآمدهای اختیاری

مدل درآمدهای اختیاری استابن (۲۰۱۰) بر مدیریت درآمد توجه دارد. این مدل درآمدها را به درآمدهای اختیاری و غیر اختیاری تقسیم می‌کند و یک رابطه میان حسابهای دریافتی و درآمدهای اختیاری و غیر اختیاری برقرار می‌کند. بر این اساس خواهیم داشت:

$$AR_{it} = c \times R_{it}^{UM} + \delta_{it}^{RM}$$

در رابطه فوق AR مانده حسابهای دریافتی است و R_{it}^{UM} و δ_{it}^{RM} به ترتیب درآمدهای غیراختیاری و درآمدهای اختیاری هستند. درآمدهای اختیاری بر حسب تعریف شامل آن دسته از درآمدهای شرکت است که با نوعی مدیریت درآمد به طور زود هنگام و با به کارگیری نادرست اصول حسابداری در رابطه با اصل تحقق درآمد شناسایی شده‌اند. انتظار می‌رود کسری از درآمدهای غیر اختیاری (یعنی $c \times R_{it}^{UM}$) تا پایان سال وصول نشده و در مانده‌ی حسابهای دریافتی پایان دوره باقی می‌مانند. از آنجا که متغیر R_{it}^{UM} در معادله بالا به سادگی قابل محاسبه نیست متغیر وابسته یعنی مانده حسابهای دریافتی (AR) را بر حسب کسری از کل درآمدهای دوره تعریف می‌کنیم. لذا خواهیم داشت:

$$\Delta AR_{it} = c \times R_{it} + (1 - c) \times \delta_{it}^{RM}$$

در این مدل تغییر در مانده حسابهای دریافتی طی دوره برابر است با بخشی از درآمدهای کل دوره که به صورت اعتباری است و تا پایان سال تسویه نمی‌شود و همچنین درآمدهای اختیاری $(1 - c) \times \delta_{it}^{RM}$ که بنا به تعریف ظاهری بوده و به واسطه تسویه به وجه نقد تبدیل نمی‌شود و لذا در مانده حسابهای دریافتی باقی می‌ماند. بر این اساس استابن به مدل زیر می‌رسد:

$$\Delta AR_{it} = \alpha + \beta \Delta R_{it} + \varepsilon_{it}$$

از آنجا که به طور طبیعی انتظار می‌رود بخشی از فروش‌های نسیه نه ماهه اول سال طی دوره وصول شوند و فروش‌های نسیه سه ماهه پایان سال احتمال بیشتری دارد که به صورت وصول نشده در مانده حسابهای دریافتی پایان دوره باقی بمانند، به معادله زیر خواهیم رسید:

$$\Delta AR_{it} = \alpha + \beta_1 dR9_{it} + \beta_2 dR3_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۱)}$$

در این پژوهش، باقی مانده‌های ناشی از برازش معادله رگرسیونی فوق به عنوان درآمدهای اختیاری شرکت تعریف می‌شود. در مدل فوق، ΔAR تغییر در حسابهای دریافتی طی دوره، $dR9$ تغییر درآمد در نه ماه اول سال و $dR3$ تغییر درآمد در سه ماهه آخر سال است. به منظور کاهش ناهمسانی واریانس، کل متغیرهای دو طرف معادله (۱) بر مجموع دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم می‌شوند.

۳-۲-۲- مدل ارقام تعهدی اختیاری

ارقام تعهدی شامل ارقام تعهدی سرمایه در گردش و ارقام تعهدی مربوط به استهلاک دارایی‌های ثابت است. در مدل جونز (۱۹۹۱) به منظور برآورد ارقام تعهدی عادی (غیراختیاری) از دو سنج تغییر درآمد فروش و دارایی‌های ثابت به ترتیب برای برآورد ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش و ارقام تعهدی عادی مربوط به استهلاک استفاده می‌شود. مدل جونز (۱۹۹۱) به شرح زیر است:

$$NDA_{it} = TACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 [\Delta REV_{it}] + \alpha_2 PPE_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۲)}$$

که در آن $TACC$ کل ارقام تعهدی، ΔREV تغییر درآمد فروش، و PPE ناخالص اموال ماشین‌آلات و تجهیزات است. کل ارقام تعهدی ($TACC$) عبارت است از سود خالص (NI) منهای جریان‌های نقدی عملیاتی (CFO):

$$TACC = NI - CFO$$

از آنجا که جریان‌های نقدی عملیاتی در استانداردهای حسابداری ایران شامل هزینه مالیات و سود ناشی از سرمایه‌گذاری‌ها و بهره‌تأمین مالی نمی‌باشد این دو جز به CFO اضافه می‌شود. کلیه متغیرهای طرفین معادله (۲) به منظور کاهش ناهمسانی واریانس و همگن‌سازی متغیرها بر مجموع دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم می‌شوند. بر اساس استدلال جونز، α_2 بایستی منفی باشد زیرا جزء $\alpha_2 \times PPE_{it}$ ارقام تعهدی عادی مربوط به استهلاک دارایی‌های ثابت را برآورد می‌کند. جزء $\alpha_1 \times \Delta REV_{it}$ ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش را برآورد می‌کند و بر این اساس α_1 (ضریب تغییر فروش) بسته به خطی‌مشی‌های اعتباری شرکت و عرضه‌کنندگان مواد اولیه می‌تواند مثبت یا منفی باشد. باقی مانده رگرسیون فوق، که عبارت خواهد بود از تفاوت $TACC$ واقعی و $TACC$ برآوردی، ارقام تعهدی غیرعادی هستند که تماماً به عنوان ارقام تعهدی اختیاری طبقه‌بندی می‌شود.

۳-۳- روش‌های آماری و مدل‌های آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌های این تحقیق دو مدل رگرسیونی (۳) و (۴) که در ادامه معرفی می‌شوند مورد برازش قرار می‌گیرند:

$$\text{Tobin's } Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \sum_{k=1}^5 \delta_k X_{it}^k + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۳) (مدل درآمدی)}$$

که در آن:

Tobin's Q: شاخص Q توپین به عنوان معیاری برای ارزش بازار شرکت. متغیر Q توپین برابر است با جمع ارزش بازار سهام شرکت و ارزش دفتری بدهی‌ها تقسیم بر جمع ارزش دفتری دارایی‌ها. ارزش بازار سهام برابر است با تعداد سهام منتشره در قیمت سهام در پایان سال t. DR: درآمدهای اختیاری در سال t که به عنوان باقی مانده های مدل (۱) اندازه گیری می شود. X: یک بردار از متغیرهای کنترل تحقیق است که مطابق جیراپورن و همکاران (۲۰۰۸) و لین و تایوان (۲۰۱۱) به مدل اضافه می شوند: تغییر سودخالص dNI که عملکرد شرکت را کنترل می کند. اندازه شرکت SIZE (لگاریتم جمع دارایی‌های شرکت) که محیط اطلاعاتی شرکت را از نظر عدم تقارن اطلاعاتی کنترل می کند (شرکت های بزرگتر نسبت به شرکت های کوچکتر میزان بیشتری از توجه عمومی و پوشش تحلیلگران را به خود اختصاص می دهند). اهرم LEV (نسبت بدهی به کل دارایی‌ها) که ساختار سرمایه شرکت را کنترل می کند. رشد فروش SG (درصد تغییر درآمد فروش در سال جاری نسبت به سال قبل تقسیم بر درآمد فروش در سال قبل) که فرصت‌های رشد شرکت در کوتاه مدت را کنترل می کند. متغیر ارزش بازار به ارزش دفتری شرکت (MTB) که فرصت رشد بلند مدت شرکت کنترل می کند.

مدل (۴) (مدل اقلام تعهدی) $Tobin's Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 DA_{it} + \sum_{k=1}^5 \delta_k X_{it}^k + \varepsilon_{it}$ که در آن DA اقلام تعهدی اختیاری بر اساس مدل جونز (مدل ۲) محاسبه می شود. بقیه متغیرها همچون مدل قبل تعریف می شوند.

برای آزمون این فرضیه که آیا بازار سهام به اطلاعات درآمدهای اختیاری به عنوان سنجه مدیریت سود قیمت اضافی می دهد یا خیر ما مطابق لنوکس^{۳۰} (۱۹۹۹) از آزمون ضریب لاگرائز (LM) که آماره آن دارای توزیع مجانبی کای دو است استفاده می کنیم. این آزمون نشان می دهد که آیا متغیر درآمدهای اختیاری اضافه شده به مدل دارای محتوای اطلاعاتی فزاینده و اضافی برای توضیح متغیر ارزش بازار شرکت هست یا خیر. به عبارت دیگر، این آزمون بررسی می کند که آیا بازار سهام به طور جداگانه به اطلاعات درآمدهای اختیاری قیمت می دهد یا این متغیر اطلاعات جدیدی غیر از اطلاعات متغیرهایی مانند تغییر سود خالص یا رشد فروش برای تاثیرگذاری بر قیمت ندارد. مطابق سابرامانیام (۱۹۹۶) در صورتی که $\beta_1 > 0$ مدیریت سود کارا است و اگر β_1 منفی باشد مدیریت سود فرصت طلبانه است.

آزمون مقایسه مدل های غیر آشیانی

آزمون فرضیه دوم مستلزم انتخاب یک مدل قوی تر از میان «مدل های غیر آشیانی» است. مدل های غیر آشیانی به دو مدل رقیب گفته می شوند که یک مدل را نمی توان بر اساس یک

تحدید خطی از مدل دیگر تعریف کرد (سیاره و عبیدی، ۱۳۸۹). برای مثال با فرض $\beta_3 = \beta_4 = 0$ مدل A به B تبدیل می شود و لذا دو مدل آشیانی هستند:

$$\text{Model A : } Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \varepsilon_A$$

$$\text{Model B : } Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon_B$$

با این وجود دو مدل C و D دو مدل غیر آشیانی تعریف می شوند زیرا هیچ نوع تحدید خطی قابل اعمال بر مدل C یا D وجود ندارد که مدل دیگر را به دست دهد:

$$\text{Model C : } Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon_C$$

$$\text{Model D : } Y = \beta_0 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \varepsilon_D$$

دو مدل (۳) و (۴) در پژوهش حاضر دو مدل غیر آشیانی هستند که دارای متغیر وابسته یکسان و متغیر توضیحی نایکسان هستند. آزمون انتخاب مدل برای مدل های آشیانی با استفاده از آماره های نسبت لگاریتم راستنمایی، Z-test ها و F-test ها انجام می شود که درباره مدل های غیر آشیانی غیرکارا هستند. در این پژوهش، برای انتخاب مدل بهتر از میان دو مدل غیر آشیانی (۳) و (۴) از ملاک انتخاب مدل و آزمون های انتخاب مدل استفاده می شود:

الف- ملاک انتخاب مدل: معیار اطلاع آکائیک AIC و شوارتز SIC.

ب- آزمون های انتخاب مدل: آزمون Z کاکس و آزمون J دیویدسون و مک کینان.

در بین دو مدل رقیب، مدلی که کمترین ملاک اطلاع آکائیک را دارا است به عنوان بهترین مدل انتخاب می شود. برای پاسخ به این سؤال که مدل انتخاب شده به وسیله این ملاک، مدل درست داده ها است پیشنهاد می شود که پس از انتخاب مدل توسط AIC از یک آزمون فرضیه مطلق مانند آزمون کاکس استفاده شود (سیاره و عبیدی، ۱۳۸۹).

آزمون Z کاکس بر این فرض استوار است که اگر مدل اول دارای مجموعه صحیح متغیرهای توضیحی باشد آنگاه برازش مقادیر برازش شده مدل اول با استفاده از متغیرهای توضیحی مدل دوم نباید دارای هیچ نوع محتوای توضیح دهندگی اضافی باشد. اما اگر فرض صفر رد شود، که به معنای محتوای اطلاعاتی اضافی است، می توان نتیجه گرفت که مدل اول دارای مجموعه صحیح رگسورها نیست. تصمیم گیری بر اساس آزمون J دیویدسون و مک کینان مشابه آزمون Z کاکس است. ما آزمون های فوق را با استفاده از بسته lmtest نرم افزار آماری R انجام می دهیم.

۴- یافته های تحقیق

۴-۱- آمار توصیفی

آمار توصیفی شامل میانگین، میانه و انحراف معیار در جدول (۱) ارائه شده است. کلیه متغیرها، به استثنای متغیر رشد فروش، اندازه شرکت و قیمت بازار به ارزش دفتری، بر اساس نسبتی از جمع دارایی ها ارائه شده اند. میانگین و میانه کل ارقام تعهدی ۰/۰۴۳ و ۰/۰۲۵ است که نشان می دهد ارقام تعهدی تقریباً ۴ درصد جمع دارایی ها را تشکیل می دهد. میانگین و میانه سود خالص ۰/۱۲۵ و ۰/۱۴۴ است و میانگین و میانه جریانهای نقدی عملیاتی ۰/۱۹۸ و ۰/۱۶۹ است. تغییر در درآمد فروش سه ماه آخر سال دارای میانگین و میانه ۰/۰۷۸ و ۰/۰۶۴ است که

۱/۴۷ قیمت گذاری درآمدهای اختیاری و تبیین نوع مدیریت سود

تقریباً بیشتر از ۵۰ درصد میانگین تغییر در درآمد نه ماه اول سال (با میانگین و میانه ۰/۱۲۶ و ۰/۱۰۲) است. در نتیجه این احتمال وجود دارد که تغییر در درآمد طی سال به طور یکنواخت صورت نگرفته باشد و شرکت‌ها بخش عمده ای از درآمد خود را در فصل آخر شناسایی کرده باشند. این یافته می‌تواند فرض مدیریت درآمد در شرکت‌های نمونه را تقویت کند.

جدول (۱): آمار توصیفی

نام متغیر	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
dAR	۰/۰۳۴	۰/۰۲۷	-۰/۱۴	۰/۲۳	۰/۰۹۸
CFO	۰/۱۹۸	۰/۱۶۹	-۰/۶۶	۲/۱۸	۰/۰۵۳
dREV	۰/۱۷۴	۰/۱۴۰	-۱/۲۵	۷/۵۷	۰/۲۶۱
LEV	۰/۶۴۲	۰/۸۸۱	۰/۱۳	۰/۹۱۱	۰/۱۶۵
MTB	۲/۷۳	۲/۳۹	۰/۴۱	۴۰/۱۸	۳/۰۷
NI	۰/۱۲۵	۰/۱۴۴	-۰/۱۲	۰/۲۱	۰/۱۲۲
PPE	۰/۳۲۲	۰/۲۷۱	۰/۰۴	۱/۹۸	۰/۲۰۶
Tobin's Q	۱/۶۸	۱/۴۴	۰/۴۱	۵/۱۷	۰/۸۲۶
dR3	۰/۰۷۸	۰/۰۶۴	-۰/۷۵	۰/۸۳	۰/۲۲۴
dR9	۰/۱۲۶	۰/۱۰۲	-۱/۲۸	۰/۸۶	۰/۱۹۸
SG	۰/۱۷۷	۰/۱۸۰	-۰/۷۱	۱/۴۴	۰/۲۸۰
SIZE	۱۱/۶۴	۱۱/۵۳	۱۰/۲۵	۱۳/۹۹	۰/۶۵۸
TACC	۰/۰۴۳	۰/۰۲۵	-۰/۳۲	۰/۲۹	۰/۲۰۱

جدول (۲): ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون

dAR	dR3	dR9	CFO	PPE	TACC	OI
						OI
						TACC
					-۰/۰۶	PPE
				۰/۰۴	-۰/۳۸	CFO
			-۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۲۰	dR9
						سود عملیاتی
						اقلام تعهدی
						اموال، ماشین آلات
						جریانهای نقدی عملیاتی
						تغییر درآمد نه ماه اول

تغییر درآمد سه ماه آخر	dr3	۰/۰۵	۰/۲۱	۰/۰۵	-۰/۰۴	۰/۹۱
تغییر حسابهای دریافتی	dAR	۰/۲۴	۰/۰۹	۰/۰۱	-۰/۰۴	-۰/۰۱

مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد ۰/۰۶۷ است.

ضریب همبستگی پیرسون متغیرها در جدول (۲) ارائه شده است. ضریب همبستگی سود عملیاتی با دو جزء جریان های نقدی عملیاتی و ارقام تعهدی به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۷۱ است که هر دو در سطح پنج درصد معنی دار هستند (مقدار آنها از مقدار بحرانی ۰/۰۶۷ بیشتر است). مطابق انتظار یک همبستگی منفی بین ارقام تعهدی و جریان های نقدی عملیاتی وجود دارد. ضریب همبستگی دو متغیر ۰/۲۸- است که در سطح پنج درصد معنی دار است.

۴-۲- برآورد درآمدهای اختیاری و ارقام تعهدی اختیاری

داده های این پژوهش از نوع داده های پانلی هستند که شامل دو بعد هستند: بعد مقطعی که با علامت مشخص می شود و بعد سری زمانی که با t نشان داده می شود. نتایج آزمون ریشه واحد (مانایی) سری های زمانی متغیرهای تحقیق با استفاده از دو آزمون دیکی فولر و لوین - لین - چو در جدول (۳) ارائه شده است. سطح معنی داری برای کلیه متغیرهای تحقیق کوچکتر از ۰/۰۵ است و لذا فرض صفر (عدم مانایی سری زمانی) برای کلیه متغیرها رد می شود. برای برازش داده های پانلی تحقیق با استفاده از آزمون های تشخیصی بهترین مدل از میان سه مدل تلفیقی، آثار ثابت و آثار تصادفی انتخاب و برازش می شود. نتایج آزمون های تشخیصی دو مدل (۱) و (۲) شامل نتایج آزمون های F لیمر، هاسمن و بروش پاگان در جدول (۴) ارائه شده است (مبنای تصمیم گیری در توضیحات پایین نگاره ارائه شده است). بر اساس این نتایج، دو مدل تخمین (۱) و (۲) با استفاده از مدل آثار ثابت به عنوان بهترین مدل برازش گردید. نتایج برازش مدل (۱) و (۲) در جدول (۵) خلاصه شده است.

مطابق جدول (۵)، ضریب تغییر درآمد فروش در نه ماه اول و سه ماه پایان سال به ترتیب برابر است با ۰/۰۴۳- و ۰/۰۵۳ که در سطح ۰/۰۵ معنی دار هستند. ضریب مثبت dr3 مطابق انتظار است اما در کنار ضریب منفی dr9 نشان میدهد که بخش عمده ای از تغییرات مانده حسابهای دریافتی طی سال از فروش های سه ماهه پایان سال ایجاد شده است. یک تفسیر برای ضریب منفی dr9 می تواند این باشد که سیاست های اعتباری و فروش در شرکت های با محصولات پرتقاضا و کم تقاضا متقارن نیست. در شرکت هایی که کاهش فروش و تقاضا برای محصولات خود دارند ممکن است برای جذب مشتریان تاریخ تسویه مطالبات فروش های نسبه بلندمدت تر باشد و در مقابل در شرکت هایی که افزایش فروش و تقاضای بالا و با ثبات برای محصولات خود دارند فروش ها نقدی تر و دوره ی وصول مطالبات کوتاه مدت است.

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و لوین لین و چو

نام متغیر	دیکی فولر Dickey-Fuller	P-Value	لوین لین و چو Levin-Lin-Chu	P-Value
تغییر حسابهای دریافتی	-۸/۲۲	۰/۰۰	۵۲/۵۶-	۰/۰۰
تغییر درآمد فروش	-۷/۳۲	۰/۰۰	۲۷/۶۳-	۰/۰۰
نسبت بدهی (اهرم)	-۸/۰۶	۰/۰۰	۱۲/۰۴-	۰/۰۰
نسبت قیمت به ارزش دفتری	-۶/۱۷	۰/۰۰	۳۶/۲۸-	۰/۰۰
تغییر سود خالص	-۵/۹۴	۰/۰۰	۱۵/۷۹-	۰/۰۰
املاک، ماشین آلات و تجهیزات	-۵/۹۸	۰/۰۰	۱۵/۲۷-	۰/۰۰
شاخص Q توبین ساده	۵/۴۸-	۰/۰۰	۱۶/۷۵-	۰/۰۰
تغییر درآمد فروش نه ماه اول	-۶/۱۲	۰/۰۰	۹/۳۵-	۰/۰۰
تغییر درآمد فروش سه ماه آخر	۶/۷۲-	۰/۰۰	۸/۹۲-	۰/۰۰
تغییر فروش	۸/۲۱-	۰/۰۰	۲۳/۹۵-	۰/۰۰
اندازه شرکت	۶/۰۸-	۰/۰۰	۴/۴۶-	۰/۰۰
کل ارقام تعهدی	۷/۳۶-	۰/۰۰	۲۳/۵۸-	۰/۰۰

فرضیه نقیض در آزمون مانایی سری زمانی متغیرها بدین شرح است: هیچ یک از سری های زمانی فردی ریشه واحد ندارد. در صورت رد فرض صفر (عدم مانایی سری زمانی)، می توان نتیجه گرفت که سری زمانی مانا است.

جدول (۴): خلاصه نتایج آزمون های تشخیص مدل (۳) و (۴)

نام آزمون	آماره	مدل (۱) مقدار آماره	مدل (۲) مقدار آماره	معنی داری
F لیمر	F	۱/۴۲	۱/۶۹	۰/۰۰
بروش-پاگان	χ^2	۲/۳۳	۱۱/۵۰	۰/۰۰
هاسمن	χ^2	۱۴/۹۵	۱۰/۹۲	۰/۰۱
مدل انتخابی نهایی		مدل آثار ثابت	مدل آثار ثابت	

در آزمون F لیمر، فرض صفر بدین شرح است: همه شرکت ها عرض از مبدا یکسان دارند. در صورت رد فرض صفر مدل آثار ثابت و در غیر این صورت مدل تلفیقی انتخاب می شود. در آزمون بروش - پاگان، فرض صفر بدین شرح است: واریانس خطای فردی صفر است. در صورت رد فرض صفر، مدل آثار تصادفی و در غیر این صورت مدل تلفیقی انتخاب می شود. در آزمون هاسمن، فرض صفر بدین شرح است: خطای فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی ندارند. در صورت رد فرض صفر، مدل آثار ثابت و در غیر این صورت مدل آثار تصادفی انتخاب می شود.

جدول (۵): برآورد مدل درآمدی و ارقام تعهدی

<i>TACC</i>	ΔAR		
	-۰/۰۴۳ (-۲/۵۴)	<i>dR9</i>	تغییر درآمد فروش نه ماهه اول سال
	۰/۰۵۳ (۲/۲۰)	<i>dR3</i>	تغییر درآمد فروش سه ماهه پایان سال
۰/۰۵۸ (۲/۶۳)		<i>dREV</i>	تغییر درآمد فروش
-۰/۰۵۰ (-۱/۷۸)			ناخالص املاک، ماشین آلات و تجهیزات
۰/۱۶	۰/۲۱		ضریب تعیین تعدیل شده
۱/۰۱	۳/۱۶		عامل تورم واریانس VIF (آزمون همخطی)
۱/۸۲ (۰/۱۱)	۱/۹۶ (۰/۳۳)		آماره دوربین واتسون
۱/۶۳ (۰/۴۴)	۰/۴۶ (۰/۷۹)		χ^2 دورنیک-هنسن (آزمون نرمال بودن باقی مانده ها)
۱۸۸/۶ (۰/۰۰)	۱۲۲/۹ (۰/۰۱)		آماره BP (آزمون ناهمسانی واریانس بروش پاگان)

مقدار عرض از مبدا مدل ها ارائه نشده است. مقدار آماره *t* ضرایب در پراتنز ارائه شده است. مقدار بحرانی آماره *t* برابر ۱/۹۶۵ است. مقدار *P-Value* آماره دوربین واتسون، χ^2 دورنیک-هنسن، آماره BP و ضریب لاگرانژ در پراتنز ارائه شده است. در صورتی که مقدار *P-Value* برای آماره دوربین واتسون و دورنیک هنسن بزرگتر از ۰/۰۵ باشد به ترتیب به معنای عدم وجود خودهمبستگی سریالی مرتبه اول و نرمال بودن باقی مانده های رگرسیون است.

در مدل (۲)، ضریب املاک، ماشین آلات و تجهیزات (PPE) برابر است با -۰/۰۵۰ که مطابق پیش بینی منفی است با این وجود این ضریب تنها در سطح ۰/۱ معنی دار است. ضریب تغییر درآمد فروش (*dREV*) مثبت است که نشان می دهد وقتی فروش افزایش می یابد خالص ارقام تعهدی نیز افزایش می یابد. بر این اساس می توان نتیجه گرفت تغییر حسابهای دریافتی ناشی از فروش بیشتر از تغییر حسابهای پرداختی ناشی از خرید مواد اولیه است. به عبارت دیگر احتمالاً فروش های شرکت ها در مقایسه با خریدهای مواد اولیه آنها اعتباری تر است. رشد بیشتر حسابهای دریافتی نسبت به حسابهای پرداختی می تواند نشانه ای از مدیریت درآمد نیز باشد. ضرایب تعیین تعدیل شده دو مدل (۱) و (۲) به ترتیب ۰/۲۱ و ۰/۱۶ است (مقایسه شود با ضرایب تعیین تعدیل شده دو مدل مشابه در تحقیق استابن (۲۰۱۰) که به ترتیب ۰/۲۸ و ۰/۱۲ است). از آن جا که باقی مانده های دو مدل (۱) و (۲) به ترتیب به عنوان درآمدهای اختیاری و ارقام تعهدی اختیاری تعریف و برآورد می شوند بررسی پذیره های زیربنایی مدل های رگرسیونی اهمیت دارد. مقدار *P-value* آماره دوربین واتسون و کای دو دورنیک هنسن برای هر دو مدل

بزرگتر از ۰/۰۵ است که به ترتیب نشان می‌دهد خود همبستگی مرتبه اول AR(1) در باقی مانده های رگرسیون‌ها وجود ندارد و باقی مانده ها از توزیع نرمال برخوردارند. مقدار آماره VIF (عامل تورم واریانس) برای هر دو مدل کمتر از ۵ است که نشان می‌دهد مشکل همخطی در مدل های برازش شده وجود ندارد. مقدار P-value برای آزمون ناهمسانی واریانس بروش پاگان در هر دو مدل کمتر از ۰/۰۵ است که وجود ناهمسانی واریانس را رد می‌کند.

۴-۳- نتایج آزمون فرضیه‌ها

داده های دو مدل (۳) و (۴) از نوع داده های پانلی هستند. خلاصه نتایج آزمون های تشخیص مدل در جدول (۶) ارائه شده است. مطابق این آزمون‌ها هر دو مدل با استفاده از مدل آثار ثابت برازش گردیدند.

جدول (۶): خلاصه نتایج آزمون های تشخیص مدل

نام آزمون	آماره	مدل (۳)		مدل (۴)	
		مقدار آماره	معنی داری	مقدار آماره	معنی داری
F لیمر	F	۲/۰۷	۰/۰۰	۱/۹۷	۰/۰۰
بروش - پاگان	χ^2	۱۰/۱۶	۰/۰۰	۹/۰۵	۰/۰۰
هاسمن	χ^2	۸۰/۹۵	۰/۰۰	۸۴/۷۶	۰/۰۰
مدل انتخابی نهایی		مدل آثار ثابت		مدل آثار ثابت	

در آزمون F لیمر، فرض صفر بدین شرح است: همه شرکت ها عرض از مبدا یکسان دارند. در صورت رد فرض صفر مدل آثار ثابت و در غیر این صورت مدل تلفیقی انتخاب می‌شود. در آزمون بروش - پاگان، فرض صفر بدین شرح است: واریانس خطای فردی صفر است. در صورت رد فرض صفر، مدل آثار تصادفی و در غیراین صورت مدل تلفیقی انتخاب می‌شود. در آزمون هاسمن، فرض صفر بدین شرح است: خطای فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی ندارند. در صورت رد فرض صفر، مدل آثار ثابت و در غیر این صورت مدل آثار تصادفی انتخاب می‌شود.

نتایج برازش دو مدل رگرسیونی (۳) و (۴) در جدول (۷) ارائه شده است. بزرگترین ضریب در مدل (۳) به متغیر تغییر سود خالص تعلق دارد. مقدار این ضریب ۱/۰۱ است که در سطح ۰/۰۰ معنی دار است. این یافته مطابق انتظار نشان می‌دهد که بخش عمده‌ای از تغییرات قیمت سهام توسط تغییر در سود خالص توضیح داده می‌شود. ضریب DR، درآمدهای اختیاری، برابر است با ۰/۵۲۶- که در سطح ۰/۰۱ معنی دار است. این یافته نشان می‌دهد یک رابطه منفی میان ارزش شرکت و درآمدهای اختیاری وجود دارد. مقدار آماره کای دو آزمون ضریب لاگرانژ (LM) برای این متغیر ۱۵/۲ است که در سطح ۰/۰۱ معنی دار است. بر این اساس، اضافه کردن متغیر DR

به مدل (۳) باعث بهبود مدل می‌شود. این یافته نشان می‌دهد درآمدهای غیراختیاری دارای محتوای اطلاعاتی افزایشی است و بازار سهام به طور منفی به آن قیمت می‌دهد. این واکنش منفی نشان می‌دهد که بازار سهام، درآمدهای اختیاری را به عنوان یک مدیریت سود فرصت طلبانه تلقی می‌کند. در مدل (۴) ضریب ارقام تعهدی اختیاری (DA) منفی و معنی دار است. ضریب این متغیر برابر است با $-0/327$ - که مقدار آماره t برای آن $-2/84$ است (قدر مطلق این آماره از مقدار بحرانی $1/965$ بیشتر است لذا فرض صفر بودن این ضریب رد می‌شود). این یافته، با نتیجه تحقیق تقوی و همکاران (۱۳۸۹)، که یک رابطه معکوس و معنی دار میان قیمت سهام و ارقام تعهدی اختیاری مشاهده کرده بودند، مطابقت دارد. آماره های مربوط به بررسی پذیره های زیربنایی دو مدل رگرسیونی در نگاره (۷) ارائه شده است. مطابق این آماره ها، باقی مانده های دو مدل تقریباً نرمال هستند و دارای خودهمبستگی سریالی مرتبه اول نیستند. همچنین هیچ نوع همخطی و مشکل ناهمسانی واریانس در باقی مانده ها مشاهده نمی‌شود.

نتایج آزمون فرضیه دوم در نگاره (۸) ارائه شده است. مقدار ملاک اطلاع آکائیک و شوارتز مدل (۳) برابر است با $25/8$ و $57/8$ که از مقادیر متناظر آن برای مدل (۴) (که به ترتیب $43/9$ و $75/3$ هستند) کوچکتر است. آزمون Z کاکس و J دیویدسون و مک کینان نیز نشان می‌دهد که برازش مقادیر برآورد شده مدل (۳) با استفاده از رگرسورهای مدل (۴) هیچ

جدول (۷): نتایج برازش مدل ۳ و ۴ با متغیر وابسته شاخص Q توبین

مدل (۳)	مدل (۴)		
Tobin's Q	Tobin's Q		
$-0/526$		DR	درآمدهای اختیاری
$(-4/57)$			
	$-0/327$	DA	ارقام تعهدی اختیاری
	$(-2/84)$		
$-0/183$	$-0/195$	LEV	اهرم
$(-2/42)$	$(-2/16)$		
	$0/214$	SG	رشد فروش
	$(2/49)$		
$-0/11$	$-0/10$	SIZE	اندازه شرکت
$(-0/79)$	$(-0/83)$		
	$0/15$	MTB	قیمت به ارزش دفتری
	$(5/63)$		
	$1/01$		تغییر سود خالص
	$(9/59)$		
	$0/29$		ضریب تعیین تعدیل شده
	$0/13$		

۲/۲۰	۲/۲۱	آماره دوربین واتسون
(۰/۹۹)	(۰/۹۹)	
۳/۴۲	۳/۳۵	χ^2 دورنیک-هنسن (آزمون نرمال بودن باقی مانده ها)
(۰/۱۸)	(۰/۱۷)	
۱۴۲/۳	۱۲۳/۸	آماره BP (آزمون ناهمسانی واریانس بروش پاگان)
(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
	۱۵/۲۰	آماره ضریب لاگرائز (LM) با توزیع مجانبی کای دو
	(۰/۰۰)	

H_0 : DR محتوای اطلاعاتی اضافی ندارد.

مقدار آماره t ضرایب در پرائنز ارائه شده است. مقدار بحرانی این آماره ۱/۹۶۵ است. مقدار P-Value آماره دوربین واتسون، χ^2 دورنیک-هنسن، آماره BP و ضریب لاگرائز در پرائنز ارائه شده است. در صورتی که مقدار P-Value برای آماره دوربین واتسون و دورنیک هنسن بزرگتر از ۰/۰۵ باشد به ترتیب به معنای عدم وجود خودهمبستگی سریالی مرتبه اول و نرمال بودن باقی مانده های رگرسیون است.

جدول (۸): خلاصه نتایج آزمون های آماری برای آزمون فرضیه دوم

J-test	Z کاکس	AIC	SIC	متغیر توضیحی	مدل	متغیر وابسته
۰/۳۵ (۰/۷۱)	۱/۵۵ (۰/۱۲)	۲۵/۸	۵۷/۸	درآمدهای اختیاری	۳	Q توین
۲/۳۹ (۰/۰۱)	۱۴۵/۲۲ (۰/۰۰)	۴۳/۹	۷۵/۳	اقلام تعهدی اختیاری	۴	

p-value در پرائنز ارائه شده است.

بهبود معناداری در این مدل ایجاد نمی کند: مقدار p-value برای Z کاکس و J-test به ترتیب برابر با ۰/۱۲ و ۰/۷۱ می باشد که بزرگتر از ۰/۰۵ است. این یافته نشان می دهد برازش مقادیر برازش شده مدل (۳) با استفاده از متغیرهای توضیحی مدل (۴) دارای هیچ نوع محتوای اطلاعاتی اضافی نیست و بنابر این فرض صفر عدم بهبود مدل رد نمی شود. با توجه به نتایج این آزمون ها می توان نتیجه گرفت که درآمدهای اختیاری به شکل بهتری در مقایسه با متغیر رقیب خود یعنی اقلام تعهدی اختیاری تغییرات ارزش شرکت را توضیح می دهد.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر از دو مدل استابن و جونز به ترتیب برای اندازه گیری درآمدهای اختیاری و اقلام تعهدی اختیاری به عنوان دو سنج مدیریت سود استفاده شد. یافته های تحقیق نشان می دهد

که بازار سهام به شکل منفی به درآمدهای اختیاری و ارقام تعهدی اختیاری قیمت می‌دهد. این یافته نشان می‌دهد که بازار سهام مدیریت درآمد و مدیریت سود انجام شده در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران را فرصت طلبانه و بر اساس اغراض شخصی مدیریت می‌داند. یک تفسیر برای این واکنش منفی بازار سهام این است که دستکاری درآمد و ارقام تعهدی توسط مدیر یک پارازیت و اخلال در سود گزارش شده وارد می‌کند. مخدوش شدن اطلاعات سود باعث افزایش ابهام، عدم تقارن اطلاعاتی و نتیجتاً افزایش ریسک سهام می‌شود. بازار سهام افزایش ریسک سهام را با کاهش قیمت آن جریمه می‌کند. این شواهد با یافته های تقوی و همکاران (۱۳۸۹) و المیر و سبوعی (۲۰۰۸) همخوانی دارد و با این وجود با یافته های سابرامانیام (۱۹۹۶) در تضاد است. همچنین شواهد تحقیق نشان می‌دهد که وارد کردن متغیر درآمدهای اختیاری به مدل، محتوای اطلاعاتی آن را افزایش می‌دهد و بر این اساس این متغیر دارای اطلاعاتی غیر از اطلاعاتی است که توسط متغیرهای کنترلی مانند رشد فروش، تغییر سود خالص و فرصت‌های رشد کوتاه‌مدت و بلندمدت شرکت در قیمت سهام منعکس می‌شود. این تحقیق همچنین شواهدی ارائه می‌دهد که درآمدهای اختیاری به شکل قوی‌تری در مقایسه با ارقام تعهدی اختیاری تغییرات قیمت سهام را توضیح می‌دهد.

یافته‌های این تحقیق می‌تواند کاربردهایی برای استفاده کنندگان اطلاعات صورتهای مالی و پژوهش‌گران حوزه مدیریت سود ارائه دهد. نخست، یافته‌های تحقیق این تصور غالب را پشتیبانی می‌کند که میانگین مدیریت سود یا مدیریت درآمد انجام شده توسط شرکت‌ها با رویکرد فرصت طلبانه انجام می‌شود. این یافته می‌تواند برای استفاده کنندگان بالقوه و بالفعل صورتهای مالی (سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، تحلیلگران، غیره) در ارزیابی‌هایشان از کیفیت سود، ریسک سرمایه‌گذاری و ارزشیابی سهام شرکت‌ها مفید باشد. همچنین، با توجه به توضیح دهندگی قوی‌تر قیمت سهام توسط درآمدهای اختیاری، این تحقیق به کارگیری مدل درآمدهای اختیاری را برای کشف دستکاری سود در مطالعات مدیریت سود توصیه می‌کند.

کاهش خطای مدل‌های اندازه‌گیری مدیریت سود برای مطالعات تجربی حسابداری اهمیت دارد. یک پیشنهاد برای مطالعات آینده، اندازه‌گیری خطای نوع اول و نوع دوم مدل‌های اندازه‌گیری مدیریت سود یا مدیریت درآمد، و بررسی عوامل موثر اقتصاد خرد یا کلان بر آنها است. این مطالعه می‌تواند بر اساس داده‌های واقعی یا داده‌های شبیه‌سازی شده انجام شود. همچنین تحقیقات آینده می‌توانند بررسی کنند که آیا شرکت‌هایی که مدیران آنها بر اساس تئوری نمایندگی برای دستکاری سود انگیزه دارند سطح بالاتری از درآمدهای اختیاری در مقایسه با سایر شرکت‌ها دارند یا خیر. یافته‌های چنین تحقیقی می‌تواند به شکل قابل اتکاءتری افزایش درآمدهای اختیاری را به دستکاری سود مرتبط سازد. بررسی‌های آینده همچنین می‌توانند رابطه میان میزان

درآمدهای اختیاری با متغیرهایی مانند نوع حاکمیت شرکتی، کیفیت گزارش حسابرسی، میزان نقد شوندگی سهام، ریسک سهام، کیفیت سود، و سودآوری آتی را مورد تحقیق قرار دهند.

تقدیر و سپاس

این مقاله مستخرج از طرحی پژوهشی است که با بودجه پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بجنورد انجام شده است.

یادداشت ها

1. Dechow
2. Ronen and Yarri
3. Subramanyam
4. Jiraporn
5. Lin and Taiwan
6. Jones
7. Barber and Lyon
8. Hribar and Collins
9. Kothari
10. Ball
11. McNichols
12. Caylor
13. Stübgen
14. Burgstahler and Dichev
15. Bergstresser and Philippon
16. Dutta and Fan
17. Ball and Brown
18. El Mir and Seboui
19. Allen
20. Gul
21. Demerjian
22. Valdu and Cuzdriorean
23. Kang and Sivaramakrishnan
24. Yang
25. Shan
26. Bernard and Skinner
27. Guay
28. Baber
29. Myers
30. Lennox

کتابنامه

۱. احمدپور، احمد و منتظری، هادی، (۱۳۹۰)، نوع مدیریت سود و تاثیر اندازه شرکت، ساختار مالکیت و حاکمیت شرکتی بر آن، پیشرفت های حسابداری دانشگاه شیراز، ۳ (۲): ۱-۳۵.
۲. بهارمقدم، مهدی و کوهی، علی، (۱۳۸۹)، بررسی نوع مدیریت سود در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه دانش حسابداری، ۱ (۲): ۷۵-۹۳.
۳. پورآقاجانی، عباسعلی، جوادیان کوتنایی، زینب، رجب زاده، حسین و شعبانی، محمد، (۱۳۹۲)، ارزیابی نوع مدیریت سود و اثر ساختار مالکیت موسسه بر توانایی کسب سود موسسه، دومین همایش ملی علوم مدیریت نوین: ۱-۲۷.
۴. تقوی، مهدی، جبارزاده کنگرلویی، سعید و یگانه، خدایار. (۱۳۸۹)، تبیین رابطه هزینه های نمایندگی و ارزش شرکت با مدیریت سود در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، ۱ (۳): ۱۰۹-۱۳۳.
۵. سیاره، عبدالرضا و عبیدی، رئوف، (۱۳۸۹)، مقایسه معیار اطلاع آکائیک و آزمون کاکس در مدل های غیر آشیانی، مجله علوم آماری، ۱ (۷): ۱-۲۰.

۶. رهنمای رودپشتی، فریدون، رضایی، صادق و صالحی، اله کرم، (۱۳۹۳)، ارزیابی توانایی و تبیین مدل های ارقام تعهدی اختیاری و مدل درآمد اختیاری برای کشف مدیریت سود، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، ۶ (۲۳): ۱۷-۴۰.

۷. کردستانی، غلامرضا و مدافعی، پویا، (۱۳۹۱)، بررسی توانایی مدل مبتنی بر درآمد اختیاری در مقایسه با مدل ارقام تعهدی برای ارزیابی مدیریت سود، همایش دانشگاه سیستان و بلوچستان.

8. Allen, E. J.; C. R. Larson, R. G. Sloan. (2013), Accrual Reversals, Earnings and Stock Returns, *Journal of Accounting and Economic* 56(1): 113-129.

9. Baber, W. R., Kang, S. H., Li, Y. (2011), Modeling discretionary accrual reversal and the balance sheet as an earnings management constraint, *Accounting Review* 86(4):1189-1212.

10. Ball, R., Brown, P. (1968), An empirical evaluation of accounting income numbers, *Journal of Accounting Research*, 6(2): 159-178.

11. Ball, R., (2013), Accounting informs investors and earnings management is rife: Two questionable beliefs, *Accounting Horizons* 27(4): 847-853.

12. Barber, B. M., Lyon, j. D. (1996), Detecting abnormal operating performance: The empirical power and specification of test statistics, *Journal of Financial Economics*, 41(3): 359-399.

13. Burgstahler, D. & Dichev, I. (1997), Earnings management to avoid earnings decreases and losses, *Journal of Accounting and Economics*, 24(1):99-126.

14. Bernard, V., and D. Skinner. (1996), What motivates managers' choice of discretionary accruals? *Journal of Accounting and Economics* 22: 313-325.

15. Bergstresser, D., and Philippon, T. (2006), CEO incentives and earnings management, *Journal of Financial Economics*, 80(3): 511-529.

16. Caylor, R. 2009. Strategic revenue recognition to achieve earnings benchmarks, *Journal of Accounting and Public Policy*, 29: 82-95.

17. Dechow, P, Sloan, R. and Sweeney, A. (1995), Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2): 193-225.

18. Dechow, P., Hutton, A., Kim, J.H., Sloan, R.G., (2012), Detecting Earnings Management: A New Approach, *Journal of Accounting Research* 50(2): 275-334.

19. Demerjian, Peter R. and Lewis-Western, Melissa Fay and McVay, Sarah E. (2016), Earnings Smoothing: For Good or Evil? SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2426313>

20. Dichev, I. D. (2015), Accrual duration, www.insead.edu.

21. Dutta, S., Fan, Q. (2015), Earnings Management and Dynamic Incentives, <http://ssrn.com/abstract=2482133>.

22. El Mir, A., and Seboui, S. (2008), Corporate governance and the relationship between EVA and created shareholder value, *Corporate governance*, 8(1): 46-58.

23. Gul, Ferdinand A. and Kam-Wah Lai. (2002), Insider entrenchment, board leadership structure and market perceptions of earnings management. SSRN.com/abstract=304399.
24. Guay, W., S. P. Kothari, and R. Watts. (1996), A market-based evaluation of discretionary accrual models, *Journal of Accounting Research*, 34 (Supplement): 83–105.
25. Hribar, P., and D. Collins. (2002), Errors in estimating accruals: Implications for empirical research, *Journal of Accounting Research*, 40(1): 105–134.
26. Jones, J. (1991), Earnings management during import relief investigations, *Journal of Accounting Research*, 29(2): 193–228.
27. Jiraporn P, Miller G, Yoon S, Kim Y. (2008), Is earnings management opportunistic or beneficial? An agency theory perspective, *International Review of Financial Analysis*, 17(3): 622–634.
28. Kang, S., and K. Sivaramakrishnan. (1995), Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach, *Journal of Accounting Research*, 33(2): 353–367.
29. Kothari, S.P., Andrew L. Leone, and Charles E. Wasley. (2005), Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics*, 39(1):163–197.
30. Lennox, C. S. (1999), The accuracy and incremental information content of audit reports in predicting bankruptcy, *Journal of business finance and accounting*, 26(5) & (6).
31. Lin, F. L., and Taiwan, T. (2011), Is Earnings Management Opportunistic or Beneficial in Taiwan? *International Journal of Economics and Finance*, 3(1): 133-142.
32. McNichols, M. (2000), Research design issues in earnings management studies, *Journal of Accounting and Public Policy*, 19: 313–345.
33. McNichols, M. F. (2002), Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, *The Accounting Review*, 77: 61–69.
34. Myers, Linda A. and Schmardebeck, Roy and Seidel, Timothy A. and Stuart, Michael D. (2016), Increased Managerial Discretion in Revenue Recognition and the Value Relevance of Earnings, *Vanderbilt Owen Graduate School of Management Research Paper No. 2559438*.
35. Ronen, J., and Yaari, V. (2008), *Earnings Management: Emerging Insights in Theory, Practice, and Research*. New York: Springer.
36. Shan, Y., Taylor, S., and T. Walter. (2012), Earnings Management or Measurement Error? The Effect of External Financing on Unexpected Accruals, *Working Paper*.
37. Stubben, S. R. (2010), Discretionary Revenues as a Measure of Earnings Management, *The Accounting Review*, 53(2): 695–717.
38. Subramanyam, K. R. (1996), The pricing of discretionary accruals, *Journal of Accounting and Economics*, 22(1-3): 249-281.

39. Vladu, A. B., and Cuzdriorean, D. D. (2014), Detecting earnings management: Insights from the last decade leading journals published research, *Procedia Economics and Finance*, 15: 695 – 703.

40. Young, S. (1999), Systematic Measurement Error in the Estimation of Discretionary Accruals: An Evaluation of Alternative Modeling Procedures, *Journal of Business Finance & Accounting*, 26(7) & (8): 833-866.