

مجله دانش حسابداری / سال چهارم / ش 14 / پاییز 1392 / ص 67 تا 90

توانایی تخمین الگوهای اقلام تعهدی غیرعادی براساس تعدیل الگوی جونز و پیش‌بینی قیمت گذاری نادرست سهام

دکتر عبدالله خانی*

خدیدجه ابراهیمی**

چکیده

در پژوهش‌های پیشین، روش‌های متفاوتی برای تخمین اقلام تعهدی (غیرعادی) پیشنهاد شده است. هر کدام از این روش‌ها دارای مزایا و معایبی می‌باشند. در این پژوهش، سه الگوی جونز تعدیل شده (MJ)، جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) در نمونه 80 شرکت پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران مورد مقایسه قرار گرفته است. علاوه بر این، به منظور تبیین توانایی آن‌ها نابهنجاری اقلام تعهدی به کمک دو الگوی جونز تعدیل شده و جریان‌های نقد عملیاتی (OCF) و جونز تعدیل شده و نرخ بازده دارایی‌ها (ROA) مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج پژوهش بیانگر برتری الگوی جونز تعدیل شده و جریان‌های نقد عملیاتی (OCF) نسبت به دو الگوی دیگر در تخمین اقلام تعهدی مذکور می‌باشد. علاوه بر آن، استفاده از اقلام تعهدی تخمین زده شده به کمک الگوی

* استادیار حسابداری، دانشگاه اصفهان

** دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه علوم و تحقیقات اصفهان

نویسنده مسئول مقاله: عبدالله خانی (Email: a.khani@ase.ui.ac.ir)

تاریخ دریافت: 92/1/27 تاریخ پذیرش: 92/6/23

جوزن تعدیل شده وجریان‌های نقد عملیاتی، نابهنجاری کمتری را نسبت به الگوی جوزن تعدیل شده و نرخ بازده دارایی‌ها نشان می‌دهد. واژه‌های کلیدی: نابهنجاری اقلام تعهدی، الگوی جوزن تعدیل شده¹ (MJ)، الگوی جوزن تعدیل شده با گذاری بازده دارایی‌ها² (MJROA)، الگوی جوزن تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی³ (MJOCF)، قیمت نادرست.

مقدمه

در نظریه‌های مالی رفتاری نوین، فرض بر این است که سرمایه‌گذاران، بخصوص سرمایه‌گذاران بی‌تجربه، به طور سیستماتیک در قیمت گذاری دارایی‌ها دچار اشتباه می‌شوند (ووو ژانگ⁴، 2011). پژوهشگرانی همچون زای⁵ (2001)، جنگ و توماس⁶ (2006)، کانک و همکاران⁷ (2010) معتقد هستند قیمت گذاری نادرست اصولاً به اقلام تعهدی غیرعادی⁸ و نه به اقلام تعهدی عادی⁹ مرتبط است؛ زیرا برای بازار، مشاهده اقلام تعهدی غیرعادی مشکل‌تر از مشاهده اقلام تعهدی عادی می‌باشد. بنابراین، این امر جدای از اعمال یا عدم اعمال مدیریت سود بر روی اجزای عادی یا غیرعادی اقلام تعهدی خواهد بود. بر این اساس، اقلام تعهدی غیرعادی سبب قیمت گذاری نادرست اوراق بهادار می‌گردد؛ به نحوی که واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی، باعث می‌شود که سهام شرکت‌هایی با حجم متفاوتی از اقلام تعهدی، به گونه‌ای نادرست، بیشتر یا کمتر از واقع ارزش گذاری شود. بنابراین، جهت شناخت تجربی از قیمت گذاری اشتباه و ناشی از رفتار سرمایه‌گذاران و یا ناشی از رفتار مدیران (مدیریت سود)، نیاز به الگویی با توانایی مناسب در پیش بینی اقلام تعهدی غیرعادی می‌باشد.

در ادبیات مالی از نابهنجاری اقلام تعهدی¹⁰ برای ارتباط قیمت گذاری اشتباه با اقلام تعهدی غیرعادی، نام برده می‌شود. منظور از نابهنجاری تعهدی، یعنی ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام می‌باشد و اولین بار توسط اسلون (1996) معرفی شد (خانی و صالحی، 1391). نتایج پژوهش اسلون نشان داد که پرتفوی شرکت‌هایی با اقلام تعهدی بالا، بازده‌های آینده پایینی کسب می‌کند. اسلون (1996) این موضوع را به پایداری کمتر

اقلام تعهدی در مقایسه با جزء نقدی سود نسبت داد و بیان کرد که سرمایه‌گذاران، اطلاعات موجود در اقلام تعهدی را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند (هرشلیفر و همکاران¹¹، 2010). در ایران پژوهش‌های محدودی در زمینه نابهنجاری اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار انجام گرفته و در آن‌ها الگوی جونز تعدیل شده (1995) به کار برده شده است. براین اساس، سؤال پژوهش به این صورت خواهد بود که کدام الگو برای پیش‌بینی اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران مناسب می‌باشد؟ در این صورت می‌توان قوت ادبیات پیش‌بینی اقلام تعهدی غیرعادی و تبیین‌های هرچند اندک و انجام شده برای نابهنجاری تعهدی در بورس اوراق بهادار ایران را توسعه بخشید. برای جواب به این سؤال در این پژوهش، از الگوهای دیگر پیش‌بینی اقلام تعهدی در این ادبیات، شامل الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) استفاده گردید. این پژوهش برای اولین بار الگوی MJROA و الگوی MJOCF را نیز در بورس اوراق بهادار ایران به کار برده است.

مبانی نظری پژوهش

در ادبیات مربوط به اقلام تعهدی، چندین الگو برای تخمین اقلام تعهدی غیرعادی¹² پیشنهاد شده است. در مطالعات صورت گرفته در این حیطه، محققان همواره به دنبال بهبود روش‌های تخمین این اقلام بوده‌اند (دیچو و همکاران¹³، 1995؛ دیفاند و پارک¹⁴، 2001؛ کوتاری و همکاران¹⁵، 2005؛ یونیت ال¹⁶، 2006 و جونز و همکاران¹⁷، 2008) و الگوی جونز تعدیل شده (MJ)، الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) از جمله مشهورترین این الگوها می‌باشد.

در سال 1991، الگوی جونز به منظور برآورد اقلام تعهدی پیشنهاد شده و در سال 1995 توسط دیچو و همکاران مورد بازبینی و اصلاح قرار گرفت و به عنوان الگوی جونز تعدیل شده (MJ) معرفی شد. در حقیقت، برتری این الگو نسبت به الگوی جونز، وجود

این فرض می‌باشد که با کسر کردن تغییرات حساب‌های دریافتنی از درآمد کل، تغییرات درآمد در نظر گرفته شده، نقدی می‌باشد و در این صورت، تخمین بهتری از اقلام تعهدی غیرعادی می‌توان حاصل نمود. تعدیل انجام شده بر روی الگوی جونز جهت رفع نقایص موجود در الگوی جونز بوده است. در این الگو، تفاوت بین اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری بسیار مهم می‌باشد و با تقسیم متغیرها بر جمع دارایی‌ها، سعی شده ناهمگنی در الگوی جونز (1991) بر طرف شده و پایداری بین دوره‌ها ایجاد شود.

اضافه نمودن بازده دارایی‌ها (ROA) به الگوی جونز تعدیل شده (MJ) بر اساس پژوهش کوتاری و همکاران¹⁸ (2005) صورت گرفته است. انگیزه خود را پژوهش دیچو و همکاران (1998) به عنوان ارائه دهندگان الگوهای ساده درآمد، جریان های نقدی، و اقلام تعهدی بیان نمودند. دیچو و همکاران (1998) در الگوی خود نشان دادند افزایش درآمدها، به عنوان بخشی از اقلام تعهدی، می‌تواند به دلیل سرمایه گذاری شرکت در سرمایه در گردش و به منظور افزایش رشد شرکت باشد. در نتیجه، افزایش در اقلام تعهدی سرمایه در گردش را می‌توان از طریق رشد فروش پیش‌بینی نمود. بر این اساس، عملکرد شرکت می‌تواند در اقلام تعهدی الگو تأثیرگذار باشد و بهتر است در تخمین اقلام تعهدی کنترل شود (چنگ و همکاران، 2012).

اضافه نمودن جریان وجوه نقد ناشی از فعالیت های عملیاتی شرکت (OCF) به الگو، بر اساس پژوهش چنگ و همکاران¹⁹ (2012) صورت گرفته است. آن‌ها انگیزه خود در اضافه کردن فعالیت‌های عملیاتی شرکت (OCF) به الگوی تعدیل شده جونز را پژوهش دیچو و دیچو (2002) معرفی کرده اند. در این پژوهش بیان شده که یکی از عملکردهای اقلام تعهدی، انتقال شناسایی جریان‌های نقد به دوره‌های بعدی است. بنابراین، به کمک اقلام تعدیل شده بهتر می‌توان عملکرد را اندازه گیری نمود.

یکی از کاربردهای مهم الگوهای تخمین اقلام تعهدی در بررسی نابهنجاری، اقلام تعهدی است. پژوهش‌های صورت گرفته در ادبیات حسابداری و مالی، بیانگر وجود یک رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام است. این رابطه منفی در ادبیات معاصر

«نابهنجاری ارقام تعهدی» نامیده می‌شود که اولین بار توسط اسلون (1996) معرفی شد. در حقیقت به دلیل پایداری پایین ارقام تعهدی، شرکت‌هایی با حجم بالای ارقام تعهدی، در دوره‌های آینده بازده‌هایی کمتر از حد مورد انتظار (بازده غیرعادی منفی) و شرکت‌هایی با ارقام تعهدی پایین بازده‌هایی بیش از حد مورد انتظار (بازده غیرعادی مثبت) کسب خواهند نمود. مطالعاتی نظیر زای²⁰ (2001)، زاچ²¹ (2003) و فدیک و همکاران²² (2011) در بررسی علت نابهنجاری ارقام تعهدی به قیمت‌گذاری نادرست ارقام تعهدی توسط سرمایه‌گذاران اشاره می‌کنند. به عبارت دیگر، وجود سرمایه‌گذاران بی‌تجربه در بازار، سبب قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار می‌گردد؛ به نحوی که واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات ارقام تعهدی، باعث می‌شود که سهام شرکت‌هایی با حجم متفاوتی از ارقام تعهدی، به گونه‌ای نادرست بیشتر یا کمتر از واقع ارزش‌گذاری شود. در این پژوهش، علاوه بر مقایسه الگوهای تخمین ارقام تعهدی، برای اطمینان از انتخاب الگوی برتر، قیمت‌گذاری نادرست این ارقام نیز توسط الگوهای پیشنهادی بررسی شده است.

پیشینه پژوهش

چنگ و همکاران²³ (2012) به مقایسه الگوهای جونز تعدیل شده (MJ)، جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) پرداخته‌اند. علاوه بر آن، نابهنجاری ارقام تعهدی حاصل از الگوهای مذکور به کمک بررسی ارتباط معکوس میان ارقام تعهدی غیرعادی و بازده غیرعادی آینده مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این پژوهش بیانگر برتری الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) نسبت به الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و همچنین، الگوی جونز تعدیل شده (MJ) در تخمین ارقام تعهدی می‌باشد. همچنین، نابهنجاری کمتری در الگوی برآورد شده به کمک الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) مشاهده شده است.

گو و جین²⁴ (2011) در پژوهشی بررسی کردند که آیا رابطه بین اجزای ارقام تعهدی و بازده غیرعادی آینده سهام تحت تأثیر جریان‌های نقد عملیاتی قرار دارد. نتایج بررسی نشان داد که بین اجزای ارقام تعهدی و بازده غیرعادی آینده سهام رابطه وجود دارد و حتی پس از کنترل اثر متغیر نسبت جریان‌های نقد عملیاتی به قیمت، این رابطه وجود دارد. وی و زای²⁵ (2008) مدرکی ارائه می‌کنند مبنی بر اینکه نابهنجاری ارقام تعهدی و نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای مجزا هستند ولو اینکه مخارج سرمایه‌ای و ارقام تعهدی با هم ارتباط داشته باشند. نتایج آنها، همچنین، نشان می‌دهد بعد از تعدیل برای سه عامل ریسک فاما و فرنچ، اگر سرمایه‌گذاران به جای استفاده از یک نابهنجاری، از استراتژی مشتمل بر هر دو نابهنجاری استفاده کنند، در آن صورت بازده‌های بالاتری کسب می‌کنند.

ریچاردسون و همکاران (2006)²⁶ در پژوهشی با عنوان «پیامدهای تحریف‌های حسابداری بر ارقام تعهدی و سودآوری» دریافتند که پایداری کمتر جزء تعهدی سود به دلیل تحریف‌های حسابداری است. این تحریف‌ها ناشی از استفاده از حسابداری تعهدی است. اسلون (1996) در پژوهشی دریافت که جزء تعهدی سود نسبت به جزء نقدی از پایداری (ماندگاری) کمتری برخوردار است که دلیل آن ذهنیت‌گرایی و قضاوت بیشتر در برآورد ارقام تعهدی است. نتایج پژوهش وی، بیانگر آن است که ارقام تعهدی می‌تواند با بازده سهام، یک رابطه منفی و معنادار داشته باشد. این رابطه منفی در ادبیات معاصر نابهنجاری ارقام تعهدی نامیده می‌شود.

خانی و صالحی (1391) در پژوهشی به تبیین نابهنجاری ارقام تعهدی بر اساس اجزای ارقام تعهدی در شرایط وجود نابهنجاری ارزشی-رشدی در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بین ارقام تعهدی در سطح کل و در سطح اجزای آن با بازده غیرعادی آینده سهام رابطه I معکوس و معنادار وجود دارد و با اضافه کردن متغیر نسبت جریان نقد عملیاتی به قیمت به الگوی پژوهش، رابطه I معکوس بین ارقام تعهدی و بازده غیرعادی آینده سهام هم چنان باقی می‌ماند.

حمیدیان (1390) در پژوهشی ضمن بررسی ارتباط بین ارقام تعهدی و بازده آینده سهام، به بررسی تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین ارقام تعهدی و بازده آینده سهام پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد بین ارقام تعهدی و بازده آینده سهام (ناهنجاری ارقام تعهدی) رابطه معکوس وجود دارد و بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین ارقام تعهدی و بازده آینده سهام تأثیر دارد. با اضافه کردن متغیر بازده نامشهود دوره‌های قبل به الگوی پژوهش، رابطه معکوس بین ارقام تعهدی و بازده آینده سهام از بین می‌رود.

کلاته رحمانی (1388) در پژوهشی با عنوان «قدرت توضیح دهندگی ارقام تعهدی در رابطه با رفتار بازده سهام: بررسی تأثیر سود و ریسک سیستماتیک شرکت‌ها» به بررسی نسبت جریان‌های نقد عملیاتی به قیمت در ارتباط با ناهنجاری ارقام تعهدی پرداخت. نتایج این پژوهش در طی سال‌های 1379 الی 1385 نشان داد که نسبت جریان‌های نقد عملیاتی به قیمت، شامل قدرت توضیح دهندگی ارقام تعهدی اختیاری برای بازده‌های سالانه آتی نمی‌شود.

فرضیه‌های پژوهش

در پژوهش حاضر سه فرضیه (1)، (2) و (3) جهت سنجش توانایی الگوهای مطرح شده در پیش بینی ارقام تعهدی غیرعادی تدوین گردید و دو فرضیه، (4) و (5) نیز جهت بررسی رابطه بین ارقام تعهدی غیرعادی و بازده غیرعادی آتی سهام تهیه گردید:

- 1) توانایی پیش بینی ارقام تعهدی غیرعادی توسط الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) بیشتر از الگوی تعدیل شده جونز (MJ) می‌باشد.
- 2) توانایی پیش بینی ارقام تعهدی غیرعادی توسط الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) بیشتر از الگوی تعدیل شده جونز (MJ) می‌باشد.
- 3) توانایی پیش بینی ارقام تعهدی غیرعادی توسط الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) بیشتر از الگوی تعدیل شده جونز با بازده دارایی‌ها (MJROA) می‌باشد.

4) بین ارقام تعهدی غیرعادی بر مبنای الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و بازده غیرعادی سهام، رابطه منفی وجود دارد.

5) بین ارقام تعهدی غیرعادی بر مبنای الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOFC) و بازده غیرعادی، رابطه منفی وجود دارد.

روش شناختی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی؛ و از لحاظ ماهیت، جزء پژوهش‌های همبستگی است که نتایج آن می‌تواند برای طیف گسترده‌ای از پژوهش‌گران مفید باشد.

جامعه، نمونه آماری و بازه زمانی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های 1383 تا 1389 می‌باشد. به دلیل گستردگی بالای جامعه آماری و نامتجانس بودن برخی اعضای آن، از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک برای انتخاب نمونه استفاده شده است. لذا، نمونه انتخابی شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده که شرایط زیر را دارا باشند:

- سال مالی آن‌ها منتهی به 29 اسفند ماه باشد.
 - طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
 - اطلاعات صورت‌های مالی آن‌ها از سال 1383 به بعد به طور کامل در دسترس باشد.
 - شرکت‌ها نباید عضو صنایع واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و بانک‌ها باشند.
 - سهام شرکت‌ها از سال 1383 الی 1389 در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده و وقفه معاملاتی نداشته باشند.
- با محدودیت‌های در نظر گرفته شده، تعداد شرکت‌های حایز شرایط به 80 شرکت رسید. جهت محاسبه متغیرهای پژوهش، داده‌های مورد نیاز از بانک اطلاعاتی «تدبیرپرداز»

استخراج شده است. در صورت ناقص بودن داده های موجود در این بانک های اطلاعاتی، به سایت اینترنتی «مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار» مراجعه گردید.

الگوها و نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش

در این پژوهش از تحلیل رگرسیون و داده های ترکیبی، برای آزمون فرضیات استفاده شده و برای آزمون فرضیه ها از الگوهای (1)، (2) و (5)، برای تخمین ارقام تعهدی غیرعادی شامل فرضیه های (1)، (2) و (3) و از رابطه (6) نیز به منظور بررسی نابهنجاری ارقام تعهدی در قالب فرضیه (4) و (5) استفاده شده است. رابطه (1) الگوی جونز تعدیل شده و به شرح زیر می باشد:

$$\frac{TACC_{i,t}}{ATA_{i,t}} = \alpha_0 + \beta_0 \left(\frac{1}{ATA_{i,t}} \right) + \beta_1 \frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ATA_{i,t}} + \beta_2 \left(\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}} \right) \quad (1)$$

که در آن، $TACC_{i,t}$ ، جمع ارقام تعهدی²⁷ شرکت i در پایان سال t طبق رابطه 2؛ $ATA_{i,t}$ ، متوسط جمع دارایی های شرکت i در پایان سال t ؛ $\Delta REV_{i,t}$ ، تغییر در درآمد سالیانه شرکت i در سال t نسبت به سال $t-1$ (تفاوت درآمد فروش کالا در پایان هر سال با درآمد فروش کالا در پایان سال قبل)؛ $\Delta REC_{i,t}$ ، تغییر در حساب های دریافتی شرکت i در سال t نسبت به سال $t-1$ (تفاوت حساب های دریافتی در پایان هر سال با حساب های دریافتی در پایان سال قبل)؛ و $PPE_{i,t}$ ، مجموع اموال و ماشین آلات شرکت i در پایان سال t (دارایی ثابت هر سال پس از کسر استهلاک انباشته است).

برای محاسبه ارقام تعهدی ($TACC_{i,t}$) از تغییرات سرمایه در گردش غیرنقدی استفاده شده است (حقیقت و ایرانشاهی، 1389). متغیر ارقام تعهدی از طریق تقسیم بر کل دارایی ها تعدیل شده است. برای محاسبه تغییرات سرمایه در گردش غیرنقدی، سرمایه در گردش غیر نقدی هر سال از سرمایه در گردش غیر نقدی سال قبل کسر شده است.

$$\Delta WC_{it} = WC_{it} - WC_{i(t-1)} \quad (2)$$

که در آن، ΔWC_{it} ، تغییرات سرمایه در گردش غیر نقدی شرکت i در سال t ؛ WC_{it} ، سرمایه در گردش غیر نقدی شرکت i در سال t ؛ و $WC_{i(t-1)}$ ، سرمایه در گردش غیر نقدی شرکت i در سال $t-1$ است.

برای محاسبه سرمایه در گردش هر سال نیز جمع بدهی‌های جاری شرکت (شامل حساب‌ها و اسناد پرداختنی و پیش دریافت‌ها) از جمع دارایی‌های جاری شرکت (حساب‌ها و اسناد دریافتنی کوتاه‌مدت و موجودی مواد و کالا) کسر شده است.

$$WC_{it} = CA_{it} - CL_{i(t-1)} \quad (3)$$

که در آن، CA_{it} ، جمع دارایی‌های جاری شرکت منهای وجوه نقد شرکت i در سال t ؛ و $CL_{i(t-1)}$ ، جمع بدهی‌های جاری شرکت i در سال $t-1$ است.

رابطه (4) الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) می‌باشد که با اضافه کردن ROA به الگوی جونز تعدیل شده به دست آمده است (کوتاری و همکاران، 2005).

$$\frac{TACCI_{i,t}}{ATA_{i,t}} = \alpha_0 + \beta_0 \left(\frac{1}{ATA_{i,t}} \right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{ATA_{i,t}} \right) + \beta_2 \left(\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}} \right) + \beta_3 ROA_{i,t} \quad (4)$$

که در این رابطه، علاوه بر متغیرهای تعریف شده در الگوی (1)، سایر متغیرها به شرح زیر تعریف شده‌اند:

$$ROA = \frac{Earn_{i,t}}{ATA_{i,t}} \quad (5)$$

$$Earn_{i,t} = OCF_{i,t} + TACC_{i,t} \quad (6)$$

این رابطه بر اساس پژوهش کوتاری و همکاران (2005) تعریف شده است. اما رابطه (7) که بر اساس پژوهش چنگ و همکاران (2012) تدوین و الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) نام‌گذاری شده است، به شرح زیر می‌باشد:

$$\frac{TACCI_{i,t}}{ATA_{i,t}} = \alpha_0 + \beta_0 \left(\frac{1}{ATA_{i,t}} \right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{ATA_{i,t}} \right) + \beta_2 \left(\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}} \right) + \beta_3 \left(\frac{OCF_{i,t}}{ATA_{i,t}} \right) \quad (7)$$

که در این رابطه، نیز علاوه بر متغیرهای تعریف شده در الگوی (1) $OCF_{i,t}$ ، جریان وجوه نقد عملیاتی شرکت i در پایان سال t است.

اما پس از برآورد الگوهای مطرح شده به منظور آزمون قیمت گذاری نادرست از رابطه زیر در دو مرحله برای الگوهای MJOCF و الگوی MJROA استفاده شده است (چنگ و همکاران، 2012):

$$BHAR_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 NACC_{i,t} + \beta_2 AACC_{i,t} + \beta_3 SG_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 OCF_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

که در این رابطه متغیرها به شرح زیر تعریف شده است:

- $BHAR_{i,t+1}$ ، بازده غیر عادی سهام شرکت i در پایان سال $t+1$ ؛
 - $NACC_{i,t}$ ، اقلام تعهدی عادی، که توسط یکی از الگوهای جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها یا جونز تعدیل شده با جریان وجوه نقد، پیش‌بینی شده است؛ و
 - $AACC_{i,t}$ ، اقلام تعهدی غیرعادی، که باقیمانده‌های یکی از الگوهای تخمین جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها یا جونز تعدیل شده با جریان وجوه نقد، می‌باشد.
- برای محاسبه بازده غیرعادی سهام از الگوی لاکونیشاک و همکاران (1994) استفاده شده است، که برابر با تفاوت بازده خرید و نگهداری²⁸ از بازده بازار می‌باشد و به شرح زیر محاسبه شده است (لاکونیشاک و همکاران²⁹، 1994):

$$BHAR_{it} = \prod_{t=1}^t (1 + R_{it}) - \prod_{t=1}^t (1 + E(R_{it})) \quad (9)$$

که در آن، $R_{i,t}$ ، بازده ماهانه شرکت i در پایان ماه t ؛ و $E(R_{i,t})$ ، میانگین بازده ماهانه شرکت‌ها که به عنوان بازده بازار در نظر گرفته شده است. میانگین بازده ماهانه بر اساس دهک‌بندی شرکت‌های نمونه که تعداد 80 شرکت می‌باشند، در هر سال محاسبه شده است. بدین منظور، در هر سال ابتدا شرکت‌های نمونه بر اساس قیمت ابتدای سال در 10 دهک قرار گرفته‌اند. سپس، برای شرکت‌های قرار گرفته شده در هر دهک، میانگین بازده ماهانه محاسبه گردیده است.

متغیرهای کنترلی انتخاب شده بر اساس پژوهش چنگ و همکاران³⁰ (2012)، چنگ و توماس³¹ (2006) و دسای و همکاران³² (2004) می باشد که به شرح زیر تعریف شده است:

• $SG_{i,t}$: رشد فروش شرکت می باشد که از تفاوت فروش سال t شرکت با فروش سال قبل حاصل شده است.

• $BM_{i,t}$: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت i در پایان سال t است.

• $OCF_{i,t}$: جریان وجوه نقد عملیاتی شرکت i در پایان سال t می باشد.

جدول شماره 1. آمار توصیفی داده های مورد آزمون

انحراف معیار	میانگین	میانه	تعداد	نماد متغیر
0/1255	0/0335	0/0186	480	$\frac{TACCI_t}{ATA_{i,t}}$
0/0004	0/00385	0/0022	480	$\frac{1}{ATA_{i,t}}$
0/4143	0/2010	0/0588	480	$\frac{(REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ATA_{i,t}}$
0/2441	0/3927	0/3428	480	$\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}}$
0/4909	0/1759	0/1133	480	ROA
0/2740	0/1794	0/1143	480	$\frac{OCF_{i,t}}{ATA_{i,t}}$
0/5457	-0/0664	-0/1134	480	$BHAR_{i,t+1}$
0/5336	0/3509	0/2212	480	$SG_{i,t}$
1/0295	1/5488	1/2289	480	$BM_{i,t}$

تجزیه و تحلیل داده ها و یافته ها

نتایج آمار توصیفی

در جدول شماره (1) داده‌ها و آماره‌ها شامل تعداد، میانه، میانگین و انحراف معیار متغیرهای محاسبه شده جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، ارائه شده است. در این جدول متغیرهای مربوط به محاسبه هر سه الگوی تخمین ارقام تعهدی و همچنین، الگوی مربوط به ارزیابی قیمت گذاری نادرست این ارقام، ارائه شده است.

در جدول شماره 1 آماره‌های توصیفی متغیرها شامل تعداد، میانه مشاهدات، میانگین و انحراف معیار ارائه شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، مقدار میانگین برای متغیر بازده غیرعادی آینده برابر با 0/066428- است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. مقدار پارامتر انحراف معیار برای متغیر بازده غیرعادی آینده برابر 0/05457 است که نشان‌دهنده متوسط میزان پراکندگی مقادیر متغیر بازده غیرعادی آینده حول میانگین و برابر با مقدار مذکور می‌باشد.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های این پژوهش، ابتدا الگوهای مطرح شده برآورد شده، که به کمک آن‌ها فرضیه اول و دوم و سوم بررسی می‌شوند و سپس، به بررسی فرضیه چهارم و پنجم به کمک رابطه (8) پرداخته شده است.

نتایج آزمون فرضیه اول، دوم و سوم

برای آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش لازم است سه الگوی مطرح شده برای تخمین ارقام تعهدی، برآورد و مقایسه گردند. برای تحلیل این فرضیه‌ها در نمونه شرکت‌های مورد بررسی از روش داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود. بنابراین، لازم است ابتدا در این نمونه آزمون ناهمسانی واریانس برای هر یک از روابط مورد نظر بررسی شود. در این پژوهش از آزمون وایت جهت بررسی همسانی واریانس استفاده شده است. مقدار احتمال آماره F در آزمون وایت برای هر سه الگوی تخمین ارقام تعهدی بیشتر از 0/05 است. بنابراین، فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته می‌شود و بین داده‌ها ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

علاوه بر این، در این پژوهش از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. بدین منظور، جهت تشخیص نوع داده‌های ترکیبی (تلفیقی و تابلویی) از آزمون F لیمر استفاده و پس از آن نیز در صورت انتخاب روش تابلویی از آزمون هاسمن جهت انتخاب اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شده است. به کمک آزمون‌های انجام شده، مشخص شد که برای هر سه رابطه باید از روش داده‌های تابلویی و اثرات ثابت استفاده شود. بنابراین، نتایج حاصل از تخمین سه الگوی اول به کمک روش تابلویی با اثرات ثابت در جدول شماره (2) به صورت مقایسه‌ای ارائه شده است.

برای بررسی عدم همبستگی در نتایج الگوی رگرسیونی (1)، (4) و (7)، از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. مقدار دوربین واتسون محاسبه شده در جدول (2)، برای هر سه رابطه برآورد شده، بین مقادیر بحرانی $1/5$ و $2/5$ قرار دارد. بنابراین، بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. برای بررسی معنی‌داری کل الگو از آزمون F استفاده گردید. با توجه به جدول شماره (2) سطح معنی‌داری آماره F برای هر سه الگو برابر با 0/000 بوده که کمتر از 5 درصد بوده و لذا کل الگوهای برآورد شده معنی‌دار است. بنابراین، پس از اطمینان از صحت فروض رگرسیون و معنادار بودن الگو به بررسی فرضیات پرداخته می‌شود.

در فرضیه اول این پژوهش مطرح شده است که الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی از قدرت پیش‌بینی کنندگی بیشتری در زمینه اقلام تعهدی نسبت به الگوی جونز تعدیل شده برخوردار است. به منظور بررسی صحت این فرضیه لازم است ضریب تعیین R^2 برای دو رابطه مورد بحث، مقایسه شود. مقایسه ضریب تعیین R^2 برای قضاوت در مورد برتری دو الگو بر اساس کتاب مبانی اقتصاد سنجی گجراتی (1386) و همچنین، پژوهش چنگ و همکاران (2012) و خانی و حقیقی (1390) صورت گرفته است. علاوه بر آن، برای اطمینان از صحت نتایج در مرحله بعد به کمک بررسی قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی به قضاوت در مورد الگوهای مذکور پرداخته شده است.

با توجه به اطلاعات جدول شماره (2) ضریب تعیین R^2 برای رابطه جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی برابر با 0/7700 می‌باشد که از ضریب تعیین R^2 که برای رابطه

جوزنر تعدیل شده 0/689 به دست آمده، بیشتر است. بنابراین، فرضیه اول این پژوهش پذیرفته خواهد شد و می توان ادعا نمود الگوی جوزنر تعدیل شده با جریان های نقد عملیاتی از قدرت پیش بینی کنندگی بیشتری در زمینه ارقام تعهدی نسبت به الگوی تعدیل شده جوزنر برخوردار است.

جدول شماره 2. تخمین ارقام تعهدی

دوربین و اتسون	آماره F (سطح معناداری)	R ² تعدیل شده	سطح معناداری	آماره t	ضریب	متغیر	الگو مورد آزمون
1/677	441/9 0/000 (/626 0	/0000	6/413	/28	$\frac{1}{ATA_{i,t}}$	MJ
			0		8049		
			/0000	/205	0/1558	$\frac{(REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ATA_{i,t}}$	
			0	24			
	(/0004	2/894	0/0302	$\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}}$	
			0		-		
1/676	381/3 0/000 (/692 0	/0001	3/285	/06	$\frac{1}{ATA_{i,t}}$	MJROA
			0	-	-1514		
			/0000	/069	0/1131	$\frac{(REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ATA_{i,t}}$	
			0	19			
	(/0000	/457	0/3495	$\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}}$	
			0	17			
			/0000	/315	0/0434	ROA	
			0	24			
1/708	440/9 0/000 (/722 0	/0000	3/372	/74	$\frac{1}{ATA_{i,t}}$	MJOCF
			0		3413		
			/0000	/194	0/0912	$\frac{(REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ATA_{i,t}}$	
			0	17			
	(/0000	/266	0/3165	$\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}}$	
			0	20			
			/0000	6/242	3/31e	$\frac{OCF_{i,t}}{ATA_{i,t}}$	

در فرضیه دوم بیان شد که توانایی پیش‌بینی ارقام تعهدی غیرعادی توسط الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) بیشتر از الگوی تعدیل شده جونز (MJ) می‌باشد. با مشاهده ضرایب تعیین برای الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) که 0/692 بوده و مقایسه آن با R^2 الگوی تعدیل شده جونز (MJ) که برابر با 0/624 است، مشخص می‌شود که الگوی مورد بحث نسبت به الگوی جونز تعدیل شده قدرت پیش‌بینی بیشتری در زمینه ارقام تعهدی برخوردار است، لذا فرضیه دوم پذیرفته می‌شود.

فرضیه سوم توانایی پیش‌بینی ارقام تعهدی غیرعادی توسط الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) را با الگوی تعدیل شده جونز با بازده دارایی‌ها (MJROA) مقایسه می‌کند. مشاهده می‌شود ضرایب تعیین R^2 برای الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) برابر با 0/722 بوده و برای الگوی تعدیل شده جونز با بازده دارایی‌ها (MJROA) برابر با 0/692 است؛ بنابراین، می‌توان ادعا نمود توانایی پیش‌بینی ارقام تعهدی غیرعادی به وسیله الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) نسبت به الگوی تعدیل شده جونز با بازده دارایی‌ها (MJROA) بیشتر می‌باشد، لذا فرضیه سوم پژوهش نیز پذیرفته می‌شود.

برای تفسیر این نتایج می‌توان به تفاوت‌های این دو الگو اشاره نمود. پیش از این نیز اشاره شد که ROA که در سال 2005 توسط کوتاری پیشنهاد شد، متشکل از OCF, NACC و AACC می‌باشد. بنابراین، استفاده از ROA در رابطه با تخمین ارقام تعهدی گرچه دارای مزیت پایداری بیشتر نسبت به OCF می‌باشد و می‌تواند خطای اندازه‌گیری‌ها را کاهش دهد، اما از طرفی نیز با در برداشتن NACC ممکن است انحراف اندازه‌گیری‌ها را افزایش دهد و منجر به طبقه‌بندی اشتباه ارقام تعهدی عادی و غیرعادی گردد، بنابراین، لازم است بررسی شود که آیا تأثیر مزیتی که ROA برای کنترل عملکرد دارد بیشتر از

ایرادی که به آن وارد می‌شود، هست یا خیر؟ و همان طور که مشاهده می‌شود اگر بر اساس ضرایب تعیین دو الگو به قضاوت در مورد آن‌ها پرداخته شود، الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) نسبت به الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) دارای ضریب بیشتری می‌باشد.

البته واضح است برای قضاوت در مورد قیمت‌گذاری اشتباه ارقام تعهدی غیرعادی نمی‌توان تنها بر اساس ضرایب تعیین بحث نمود، بنابراین، در مرحله دیگر در این پژوهش ارتباط ارقام تعهدی غیرعادی حاصل از این دو الگو با بازده‌های غیرعادی آینده سنجیده شده و به کمک رابطه (8) در مورد برتری الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) قضاوت شده است.

نتایج آزمون فرضیه چهارم و پنجم

در فرضیه چهارم این پژوهش بیان شده است که بین ارقام تعهدی غیرعادی بر مبنای الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها و بازده غیرعادی رابطه منفی وجود دارد. در فرضیه پنجم نیز بیان شد که بین ارقام تعهدی غیرعادی بر مبنای الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی و بازده غیرعادی رابطه منفی وجود دارد. برای آزمون این فرضیه‌ها در مرحله اول بازده غیرعادی آینده به کمک رابطه لاکونیشاک و همکاران (1994) محاسبه شده و آمار توصیفی مرتبط با آن در جدول شماره (1) ارائه شده است. در مرحله بعد، ارقام تعهدی عادی و ارقام تعهدی غیرعادی به کمک الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) محاسبه شده است که ارقام تعهدی عادی پیش‌بینی‌های این الگوها و ارقام تعهدی غیرعادی باقیمانده این الگوها تعریف شده‌اند. پس از محاسبه متغیر وابسته، متغیرهای مستقل و همچنین، متغیرهای کنترلی، رابطه (8) در دو مرحله برآورد شده است.

این رابطه یک بار با متغیرهای محاسبه شده از الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و یک بار نیز با متغیرهای حاصل از الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) تخمین زده شده است. برای این برآوردها ابتدا از آزمون F و هاسمن برای تشخیص نوع داده‌های ترکیبی استفاده شده است و با توجه به نتایج به دست آمده، نوع داده‌ها، تابلویی با اثرات ثابت انتخاب شده و سپس، آزمون وایت برای آزمون ناهمسانی واریانس، هریک از روابط مورد نظر انجام شده است. مقدار احتمال آماره F در آزمون وایت برای هر دو تخمین بیشتر از 0/05 است؛ بنابراین، فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته می‌شود؛ و بین داده‌ها ناهمسانی واریانس وجود ندارد. نتایج حاصل از برآوردهای صورت گرفته در جدول شماره (3) ارائه شده است.

با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده در جدول شماره (3)، مشاهده می‌شود الگوی رگرسیونی برازش شده برای هر دو برآورد معنادار است. از طرفی، آماره دورین واتسون در هر دو حالت بزرگتر از 1/5 بوده و بیانگر عدم وجود خود همبستگی در برآوردها و برقراری فروض رگرسیون می‌باشد.

اسلون نابهنجاری اقلام تعهدی را به کمک رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام معرفی می‌کند. در این پژوهش، نیز از همین رویکرد برای مشاهده نابهنجاری اقلام تعهدی استفاده شده است. مشاهده می‌شود که ضریب اقلام تعهدی غیرعادی (AACC) در الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) 1/093- می‌باشد، که بیانگر تأیید فرضیه چهارم پژوهش بوده و در حقیقت، نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی غیرعادی بر مبنای الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها و بازده غیرعادی رابطه منفی وجود دارد.

جدول شماره 3. نتایج آزمون فرضیه های چهارم و پنجم

$$BHAR_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 NACC_{i,t} + \beta_2 AACC_{i,t} + \beta_3 SG_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 OCF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگوی MJROA			الگوی MJOCF			متغیر
سطح معناداری	آماره t	ضریب	سطح معناداری	آماره t	ضریب	
0/0000	6315/10	0/8157	0/0000	5/9110	0/1867	$NACC_{i,t}$
0/0000	5/8497	-1/0936	0/0000	20/235	2/2893	$AACC_{i,t}$
0/0000	7/8576	0/1557	0/0000	13/135	0/1925	$SG_{i,t}$
0/0000	8/5843	-0/0750	0/0000	-7/721	0/0757	$BM_{i,t}$
0/0000	8/8674	0/7239	0/0000	13/892	0/7281	$OCF_{i,t}$
	0/8349			0/8480		ضریب تعیین R^2
	499/37			550/97		آماره F
	0/0000			0/0000		سطح معناداری F
	1/6050			1/6457		دوربین واتسون

اما در فرضیه پنجم مطرح شده است. بین اقلام تعهدی غیرعادی بر مبنای الگوی جونز تعدیل شده با جریان های نقد عملیاتی و بازده غیرعادی رابطه منفی وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه نشان می دهد که ضریب اقلام تعهدی غیرعادی (AACC) در الگوی جونز تعدیل شده با جریان های نقد عملیاتی (MJOCF) برابر 2/289 می باشد. اگر نابهنجاری به کمک رابطه منفی AACC و BHAR تعریف شود، با برآورد رابطه (8) به

روش MJOCF مشاهده می‌شود، تخمین اقلام تعهدی غیرعادی به کمک الگوی MJOCF باعث حذف نابهنجاری موجود در تخمین اقلام تعهدی غیرعادی خواهد شد؛ بنابراین، فرضیه پنجم پذیرفته نمی‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش برتری الگوهای تخمین اقلام تعهدی ارزیابی شده است و مشاهده شد که الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) نسبت به الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و هردو این الگوها نسبت به MJ در تخمین اقلام تعهدی غیرعادی توانایی بیشتری دارند. نتایج این پژوهش مشابه نتایج پژوهش چنگ و همکاران (2012) می‌باشد.

در این پژوهش و همچنین، پژوهش‌های صورت گرفته در این حوزه، ارتباط معکوس میان اقلام تعهدی غیرعادی و بازده غیرعادی به عنوان نابهنجاری اقلام تعهدی مطرح شده است. بنابراین، فرض می‌شود هرچه سطح اقلام تعهدی بیشتر باشد، بازده غیرعادی آینده کمتر خواهد بود. اما بر اساس تئوری‌های حسابداری، ریسک و بازده دارای ارتباط مستقیم می‌باشند. بنابراین، اگر بازده و اقلام تعهدی دارای رابطه معکوس باشند، باید ریسک و اقلام تعهدی نیز دارای رابطه معکوس باشند. در صورتی که پژوهش‌های صورت گرفته نشان دهنده ارتباط مستقیم بین اقلام تعهدی و ریسک می‌باشند (فرانسیس و همکاران³⁵، 2004؛ ساوکی و همکاران³⁶، 2008؛ هومز و سکانتر³⁷، 2010؛ و خان³⁸، 2011).

در حقیقت، بر اساس تئوری‌های مالی انتظار می‌رود بین اقلام تعهدی و بازده نیز ارتباط مستقیم مشاهده شود. در این پژوهش، براساس ادبیات آن فرض شده بود تخمین اقلام تعهدی به کمک جریان‌های وجوه نقد (MJOCF) منجر به بهبود الگو و کاهش خطای اندازه‌گیری و نابهنجاری اقلام تعهدی خواهد شد. بنابراین، علاوه بر تخمین اقلام تعهدی به کمک سه الگوی مطرح شده و مقایسه آن‌ها با یکدیگر خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی نیز در دو الگوی MJOCF و MJROA مقایسه شده است. نتایج پژوهش تأیید

کننده فرضیه چهارم و وجود نابهنجاری در تخمین اقلام تعهدی به کمک الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) می‌باشد، که این نتیجه مشابه نتایج پژوهش‌های چنگ و همکاران (2012)، گو و جین (2011)، وی و زای (2008)، خانی و صالحی (1391) و حمیدیان (1390) است.

در صورتی که فرضیه پنجم پژوهش پذیرفته نشده و نابهنجاری در تخمین اقلام تعهدی به کمک الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) مشاهده نشده است. حمیدیان (1390) نیز مشاهد نموده است که اضافه کردن متغیر بازده نامشهود دوره‌های قبل به الگوی پژوهش، رابطه معکوس بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام از بین می‌رود. استفاده از ROA در رابطه تخمین اقلام تعهدی دارای مزیت پایداری بیشتر نسبت به OCF می‌باشد و می‌تواند خطای اندازه‌گیری را کاهش دهد، اما از طرفی نیز با دربرداشتن NACC ممکن است انحراف اندازه‌گیری‌ها را افزایش دهد و منجر به طبقه‌بندی اشتباه اقلام تعهدی عادی و غیرعادی گردد. در پژوهش چنگ و همکاران (2012) استفاده از الگوی MJOCF نسبت به الگوی MJROA منجر به مشاهده نابهنجاری کمتری (ضریب منفی کمتر) شده است. در این پژوهش که با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته، استفاده از الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) منجر به حذف نابهنجاری اقلام تعهدی شده است.

الگوهای تخمین اقلام تعهدی غیرعادی در پژوهش‌های زیادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود با توجه به نتایج این پژوهش، ویژگی‌های هر الگو برای تخمین این اقلام مد نظر قرار گیرد.

در انجام این پژوهش محدودیت‌های موجود بر روش‌های نمونه‌گیری وجود داشته و علاوه بر آن تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها و عدم تعدیل به هنگام صورت‌های مالی باعث شده اطلاعات صورت‌های مالی نتوانند وضعیت مالی و نتایج عملکرد شرکت‌ها را به نحو درستی نشان دهند. بنابراین، با در نظر گرفتن اثر تورم، ممکن است نتایج متفاوتی حاصل شود.

1. Modified Jones Model
2. Modified Jones Model with Return On Assets
3. Modified Jones Model with Operating Cash Flows
4. Wu & Zhang
5. Xie
6. Cheng and Thomas
7. Kang
8. Abnormal Accruals
9. Normal Accruals
10. Accrual Anomaly
11. Hirshleifer
12. Abnormal Accruals
13. Dechow
14. DeFond and Park
15. Kothari
16. Unit
17. Jones
18. Kothari
19. Cheng
20. Xie
21. Zach
22. Fedyk
23. Cheng
24. Gu and Jain
25. Wie and Xie
26. Richardson
27. Total Accruals
28. Buy-and-Hold Return
29. Lakonishok
30. Cheng
31. Cheng and Thomas
32. Desai
33. Wu & Zhang
34. Resutek
35. Francis
36. Sawicki and Shrestha
37. Houmes and Skantz
38. Khan

منابع و مآخذ

- حمیدیان، نرگس، (1390)، تاثیر بازده نامشهود دوره های قبل بر رابطه بین ارقام تعهدی و بازده آتی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.
- حقیقت، حمید، و ایرانشاهی، علی اکبر، (1389)، بررسی واکنش سرمایه گذاران نسبت به جنبه های سرمایه گذاری ارقام تعهدی، بررسی های حسابداری و حسابرسی، 61: 3-22.
- خانی، عبدالله، و حقیقی، مجید، (1391)، محتوای فزاینده و نسبی اطلاعات نرخ بازده داخلی مبتنی بر بازیافت وجوه نقد نسبت به نرخ بازده دارایی ها در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، 3 (10): 69-91.
- خانی، عبدالله، و صالحی، نسیم، (1391)، تبیین نابهنجاری ارقام تعهدی بر اساس اجزای ارقام تعهدی در شرایط وجود نابهنجاری ارزشی- رشدی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه حسابداری مالی، 4 (14): 1.
- شیرین بخش، شمس الله، و حسن خوانساری، زهرا، (1384)، کاربرد *Eviews* در اقتصادسنجی، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.
- کلاته رحمانی، راحله، (1388)، قدرت توضیح دهندگی ارقام تعهدی در رابطه با رفتار بازده سهام: بررسی تاثیر سود و ریسک سیستماتیک شرکت ها، پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده مدیریت و حسابداری. دانشگاه شهید بهشتی تهران.
- گجراتی، دامودار، (1386)، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، جلد اول.
- مشایخی، بیتا، فدایی نژاد، محمد اسماعیل، و رحمانی، راحله کلاته، (1389). «مخارج سرمایه ای، ارقام تعهدی و بازده سهام. پژوهش های حسابداری مالی، 1: 77-92.
- نادری، عزت الله، و سیف نراقی، مریم، (1373). روش های تحقیق و چگونگی ارزشیابی آن در علوم انسانی با تأکید بر علوم تربیتی، چاپ ششم، تهران: دفتر تحقیقات و انتشارات بدر.
- Cheng, C.S., Liu, C.Z. and Thomas, W. (2012), Abnormal accrual estimates and evidence of mispricing, *Journal of Business Finance & Accounting*, January/March: 23-57
- Dechow, P.M. and Dichev, I.D. (2002), The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors, *Accounting Review*, 77: 35-59.

- Francis, J., LaFond, R. Olsson, P.M. and Schipper, K. (2004), Costs of equity and earnings attributes, *Accounting Review*, 79: 967–1010
- Hirshleifer, D., Hou, K. and Teoh, S.H. (2010). Accrual anomaly: risk or mispricing?, *Journal of Finance*, 65 (5): 1-51.
- Houmes, R.E. and Skantz, T.R. (2010), Highly valued equity and discretionary accruals, *Journal of Business Finance & Accounting*, 37: 60–92.
- Kang, Q., Liu, Q. and Qi, R. (2010), Predicting stock market returns with aggregate discretionary accruals, *Journal of Accounting Research*, 48: 815–58.
- Khan, M. (2011), A simple model relating accruals to risk, and its implications for the accrual anomaly, *Journal of Business Finance & Accounting* (forthcoming).
- Kothari, S.P., Leone, A.J. and Wasley, C.E. (2005), Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting & Economics*, 39: 163–97.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. and Vishny, R. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 9 (5): 1541–1578.
- Resutek, R.J. (2010). Intangible returns, accruals, and return reversal: a multiperiod examination of the accrual anomaly, *The Accounting Review*, 85 (4): 1347-1374.
- Richardson, S.A., Sloan, R.G., Soliman, M.T., and Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices, *Journal of Accounting and Economics*, 39 (3): 437–485.
- Sawicki, J. and Shrestha, K. (2008), Insider trading and earnings management, *Journal of Business Finance and Accounting*, 35: 331–46.
- Sloan, R. G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?. *Accounting Review*, 71 (3): 289–315.
- Wei, K.C., and Xie, F.(2008). Accruals, capital investments, and stock returns. *Financial Analysts Journal*, 64: 34-44.
- Xie, H. (2001). The mispricing of abnormal accruals, *The Accounting Review*, 76: 357–373.