Archive of SID

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 قیمت‌گذاری نادرست سهام

دکتر عبداله خانی*
خدیجه ابراهیمی **

## چکیده

**در پژوهش‌های پیشین، روش‌های متفاوتی برای تخمین اقلام تعهدی (غیرعادی) پیشنهاد شده است. هر کدام از این روش‌ها دارای مزایا و ومعایبی 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 براین، 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 جریان های 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: عبداله خانی (Email: a.khani@ase.ui.ac.ir)
تاریخ دریافت: 92/1/27 تاریخ پذیرش: 92/6/23

www.SID.ir

Archive of SID

**جونز تعدیل شده وجریان‌های نقد عملیاتی، نابهنجاری کمتری را نسبت به الگوی جونز تعدیل شده و نرخ بازده دارایی‌ها نشان می‌دهد.**

**واژه‌های کلیدی: نابهنجاری اقلام تعهدی، الگوی جونز تعدیل شده[1] (MJ)، الگوی جونز تعدیل شده با گذاری بازده دارایی‌ها[2] (MJROA)، الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی[3] (MJOCF)، قیمت نادرست.**

**مقدمه**

در نظریه‌های مالی رفتاری نوین، فرض بر این است که سرمایه‌گذاران، بخصوص سرمایه گذاران بی‌تجربه، به طور سیستماتیک در قیمت گذاری دارایی ها دچار اشتباه می شوند (ووو ژانگ[4]، 2011). پژوهشگرانی همچون زای[5] (2001)، جنگ و توماس[6] (2006)، کانک و همکاران[7] (2010) معتقد هستند قیمت گذاری نادرست اصولا به اقلام تعهدی غیرعادی[8] و نه به اقلام تعهدی عادی[9] مرتبط است؛ زیرا برای بازار، مشاهدهٔ اقلام تعهدی غیرعادی مشکل‌تر از مشاهده اقلام تعهدی عادی می باشد. بنابراین، این امر جدای از اعمال یا عدم اعمال مدیریت سود برروی اجزای عادی یا غیرعادی اقلام تعهدی خواهد بود. بر این اساس، اقلام تعهدی غیرعادی سبب قیمت‌گذاری 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 گونه ای نادرست، بیشتر یا کمتر از واقع ارزش‌گذاری شود. بنابراین، جهت شناخت تجربی از قیمت‌گذاری اشتباه و ناشی از رفتار سرمایه گذاران 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 تعهدی[10] 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 آیندهٔ پایینی کسب می‌کند. اسلون (1996) این موضوع را به پایداری کمتر

Archive of SID

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 همکاران[11]، 2010). در ایران پژوهش‌های محدودی در زمینهٔ نابهنجاری اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار انجام گرفته و در آن‌ها الگوی جونز تعدیل شده (1995) به کار برده شده است. براین اساس، سئوال پژوهش به این صورت خواهد بود که کدام الگو برای پیش بینی اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران مناسب می‌باشد؟ در این صورت می‌توان قوت ادبیات پیش بینی اقلام تعهدی غیرعادی وتبیین‌های هرچند اندک و انجام شده برای نابهنجاری تعهدی در بورس اوراق بهادار ایران را توسعه بخشید. برای جواب به این سئوال 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 کاربرده است.

## مبانی نظری پژوهش

در ادبیات مربوط به اقلام تعهدی، چندین الگو برای تخمین اقلام تعهدی غیرعادی[12] پیشنهاد شده است. در مطالعات صورت گرفته در این حیطه، محققان همواره به دنبال بهبود روش‌های تخمین این اقلام بوده اند (دیچو و همکاران[13]، 1995؛ دیفاند و پارک[14]، 2001؛ کوتاری و همکاران[15]، 2005؛ یونیت ال[16]، 2006 و جونز و همکاران[17]، 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 جملهٔ 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

www.SID.ir

Archive of SID

این فرض می‌باشد که با کسر کردن تغییرات حساب‌های دریافتنی از درآمد کل، تغییرات درآمد درنظر گرفته شده، نقدی می‌باشد و در این صورت، تخمین بهتری از اقلام تعهدی غیرعادی می‌توان حاصل نمود. تعدیل انجام شده برروی 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 همکاران[18] (2005) صورت گرفته است. انگیزهٔ خود را پژوهش دیچو و همکاران (1998) به عنوان ارائه دهندگان الگوهای سادهٔ 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 همکاران[19] (2012) صورت گرفته است. آن‌ها انگیزهٔ 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 رابطهٔ منفی بین اقلام تعهدی و بازده آیندهٔ سهام است. این رابطهٔ منفی در ادبیات معاصر

Archive of SID

«نابهنجاری اقلام تعهدی» نامیده می‌شود که اولین بار توسط اسلون (1996) معرفی شد. در حقیقت به دلیل پایداری پایین اقلام تعهدی، شرکت‌هایی با حجم بالای اقلام تعهدی، در دوره‌های آینده بازده‌هایی کمتر از حد مورد انتظار (بازده غیرعادی منفی) و شرکت‌هایی با اقلام تعهدی پایین بازده‌هایی بیش از حد مورد انتظار (بازده غیرعادی مثبت) کسب خواهند نمود. مطالعاتی نظیر زای[20] (2001)، زاچ[21] (2003) و فدیک و همکاران[22] (2011) در بررسی علت نابهنجاری اقلام تعهدی به قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی توسط سرمایه‌گذاران اشاره می‌کنند. به عبارت دیگر، وجود سرمایه‌گذاران بی‌تجربه در بازار، سبب قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار می‌گردد؛ به نحوی که واکنش نادرست سرمایه گذاران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی، باعث می‌شود که سهام شرکت‌هایی با حجم متفاوتی از اقلام تعهدی، به گونه ای نادرست بیشتر یا کمتر از واقع ارزش گذاری شود. در این پژوهش، علاوه بر مقایسهٔ الگوهای تخمین اقلام تعهدی، برای اطمینان از انتخاب الگوی برتر، قیمت‌گذاری نادرست این اقلام نیز توسط الگوهای پیشنهادی بررسی شده است.

**پیشینهٔ پژوهش**

چنگ و همکاران[23] (2012) به مقایسهٔ الگوهای جونز تعدیل شده (MJ)، جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها (MJROA) و جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) پرداخته اند. علاوه بر آن، نابهنجاری اقلام تعهدی حاصل از الگوهای مذکور به کمک بررسی ارتباط معکوس میان اقلام 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 اقلام تعهدی می‌باشد. همچنین، نابهنجاری کمتری در الگوی برآورد شده به کمک الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) مشاهده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

گو و جین[24] (2011) در پژوهشی بررسی کردند که آیا رابطهٔ بین اجزای اقلام تعهدی و بازده غیرعادی آیندهٔ سهام تحت تأثیر جریان‌های نقد عملیاتی قرار دارد. نتایج بررسی نشان داد که بین اجزای اقلام تعهدی و بازده غیرعادی آیندهٔ سهام رابطه وجود دارد و حتی پس از کنترل اثر متغیر نسبت جریان‌های نقد عملیاتی به قیمت، این رابطه وجود دارد. وی و زای[25] (2008) مدرکی ارائه می‌کنند مبنی بر اینکه نابهنجاری اقلام تعهدی و نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای مجزا هستند ولو اینکه مخارج سرمایه‌ای و اقلام تعهدی با هم ارتباط داشته باشند. نتایج آنها، همچنین، نشان می دهد بعد از تعدیل برای سه عامل ریسک فاما و فرنچ، اگر سرمایه گذاران به جای استفاده از یک نابهنجاری،از استراتژی مشتمل بر هر دو نابهنجاری استفاده کنند، در آن صورت بازده‌های بالاتری کسب می کنند.

ریچاردسون و همکاران(2006)[26] در پژوهشی با عنوان «پیامدهای تحریف‌های حسابداری بر اقلام 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 اقلام تعهدی است. نتایج پژوهش وی، بیانگر آن است که اقلام تعهدی می‌تواند با بازده سهام، یک رابطهٔ منفی و معنادار داشته باشد. این رابطهٔ منفی در ادبیات معاصر نابهنجاری اقلام تعهدی نامیده می شود.

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

Archive of SID

حمیدیان (1390) در پژوهشی ضمن بررسی ارتباط بین اقلام تعهدی و بازده آیندهٔ سهام، به بررسی تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطهٔ بین اقلام تعهدی و بازده آیندI سهام پرداخته است. نتایج نشان می دهد بین اقلام تعهدی و بازده آیندI سهام (نابهنجاری اقلام تعهدی) رابطهٔ معکوس وجود دارد و بازده نامشهود دوره های قبل بر رابطهٔ بین اقلام تعهدی و بازده آیندI سهام تاثیر دارد. با اضافه کردن متغیر بازده نامشهود دوره‌های قبل به الگوی پژوهش، رابطهٔ معکوس بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام از بین می رود.

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

**فرضیه‌های پژوهش**

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

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

5) بین اقلام تعهدی غیرعادی برمبنای الگوی جونز تعدیل شدهٔ با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) و بازده غیرعادی، رابطهٔ منفی وجود دارد.

**روش شناختی پژوهش**

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

**جامعه، نمونهٔ آماری و بازهٔ زمانی پژوهش**

جامعهٔ آماری این پژوهش شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های 1383 تا 1389می‌باشد. به دلیل گستردگی بالای جامعهٔ آماری و نامتجانس بودن برخی اعضای آن، از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک برای انتخاب نمونه استفاده شده است. لذ، نمونهٔ انتخابی شامل کلیهٔ 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 بازهٔ زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
- اطلاعات صورت های مالی آن‌ها ازسال 1383 به بعد به طورکامل در دسترس باشد.
- شرکت ها نباید عضو صنایع واسطه گری مالی، سرمایه گذاری و بانک ها باشند.
- سهام شرکت ها از سال 1383 الی 1389 در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده و وقفهٔ معاملاتی نداشته باشند.

با محدودیت‌های در نظر گرفته شده، تعداد شرکت‌های حایز شرایط به 80 شرکت رسید. جهت محاسبهٔ متغیرهای پژوهش، داده‌های مورد نیاز از بانک اطلاعاتی «تدبیرپرداز»

Archive of SID

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 اوراق بهادار» مراجعه گردید.

**الگوها و نحوهٔ محاسبهٔ متغیرهای پژوهش**

در این پژوهش از تحلیل رگرسیون و داده‌های ترکیبی، برای آزمون فرضیات استفاده شده و برای آزمون فرضیه‌ها از الگوهای (1)، (2) و (5)، برای تخمین اقلام تعهدی غیرعادی شامل فرضیه‌های (1)، (2) و (3) و از رابطهٔ (6) نیز به منظور بررسی نابهنجاری اقلام تعهدی در قالب فرضیه (4) و (5) استفاده شده است. رابطهٔ (1) الگوی جونز تعدیل شده و به شرح زیر می‌باشد:

$$\frac{TACCi,t}{ATA_{i,t}} = \alpha_0 + \beta_0\left(\frac{1}{ATA_{i,t}}\right) + \beta_1 \frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ATA_{i,t}} + \beta 2\left(\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}}\right) \qquad (۱)$$

که در آن، $TACC_{i,t}$، جمع اقلام تعهدی[27] شرکت i در پایان سال t طبق رابطهٔ 2؛ $ATA_{i,t}$ ، متوسط جمع دارایی‌های شرکتi در پایان سال t؛ $\Delta REV_{i,t}$ ، تغییر در درآمد سالیانهٔ شرکت i در سال t نسبت به سال t-1 (تفاوت درآمد فروش کالا در پایان هر سال با درآمد فروش کالا درپایان سال قبل)؛ $\Delta REC_{i,t}$ ، تغییر در حساب‌های دریافتنی شرکت i درسال t نسبت به سال t-1 (تفاوت حساب‌های دریافتنی در پایان هر سال با حساب‌های دریافتنی درپایان سال قبل )؛ و $PPE_{i,t}$ ، مجموع اموال و ماشین آلات شرکتi در پایان سال t (دارایی ثابت هر سال پس از کسر استهلاک انباشته است.

برای محاسبه اقلام تعهدی ($TACC_{i,t}$) از تغییرات سرمایه در گردش غیرنقدی استفاده شده است (حقیقت و ایرانشاهی، 1389). متغیر اقلام تعهدی از طریق تقسیم بر کل دارایی‌ها 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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

که در آن، $\Delta WC_{it}$، 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 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 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).

$$\frac{TACCi,t}{ATA_{i,t}} = \alpha_0 + \beta_0\left(\frac{1}{ATA_{i,t}}\right) + \beta_1 \frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ATA_{i,t}} + \beta_2 \left(\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}}\right) + \beta_3 ROA_{i,t} \quad (۴)$$

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

$$ROA = \frac{Earn_{i,t}}{ATA_{i,t}} \quad (۵)$$

$$Earni, t = OCFi,t + TACC\ i,t \quad (۶)$$

این رابطه بر اساس پژوهش کوتاری و همکاران (2005) تعریف شده است. اما رابطهٔ (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:

$$\frac{TACCi,t}{ATA_{i,t}} = \alpha_0 + \beta_0\left(\frac{1}{ATA_{i,t}}\right) + \beta_1 \frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})}{ATA_{i,t}} + \beta_2 \left(\frac{PPE_{i,t}}{ATA_{i,t}}\right) + \beta_3 \left(\frac{OCF_{i,t}}{ATA_{i,t}}\right) \quad (۷)$$

Archive of SID

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 قیمت‌گذاری نادرست از رابطهٔ 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 رابطهٔ 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 محاسبهٔ بازده غیرعادی سهام از الگوی لاکونیشاک و همکاران (1994) استفاده شده است، که برابر با تفاوت بازده خرید و نگهداری[28] از بازده بازار می‌باشد و به شرح زیر محاسبه شده است (لاکونیشاک و همکاران[29]، 1994):

$$BHAR_{it} = \prod_{t=1}^{t}(1 + R_{it}) - \prod_{t=1}^{t}(1 + E(R_{it})) \quad (۹)$$

که در آن، $R_{i,t}$، بازده ماهانه شرکت i در پایان ماه t؛ و $E(R_{i,t})$، میانگین بازده ماهانهٔ شرکت‌ها که به عنوان بازده بازار در نظر گرفته شده است. میانگین بازده ماهانهٔ 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.

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرهای کنترلی انتخاب شده بر اساس پژوهش چنگ و همکاران[30] (2012)، چنگ و توماس[31] (2006) و دسای و همکاران[32] (2004) می‌باشد که به شرح زیر تعریف شده است:

- $SG_{i,t}$ : رشد فروش شرکت می‌باشد 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 می‌باشد.

**جدول شمارهٔ 1. آمار توصیفی داده‌های مورد آزمون**

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

## تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

### نتایج آمار توصیفی

Archive of SID

در جدول شمارهٔ (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 محاسبهٔ هر سه الگوی تخمین اقلام تعهدی و همچنین، الگوی مربوط به ارزیابی قیمت گذاری نادرست این اقلام، ارائه شده است.

در جدول شمارهٔ 1 آماره های توصیفی متغیرها شامل تعداد، میانهٔ 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 نشان‌دهندهٔ 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 فرضیهٔ اول و دوم و سوم بررسی می‌شوند و سپس، به بررسی فرضیهٔ چهارم و پنجم به کمک رابطهٔ (8) پرداخته شده است.

**نتایج آزمون فرضیهٔ اول، دوم و سوم**

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

www.SID.ir

Archive of SID

علاوه بر این، در این پژوهش از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. بدین منظور، جهت تشخیص نوع دادهای 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 شمارهٔ (2) به صورت مقایسه‌ای ارائه شده است.

برای بررسی عدم خود 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 رابطهٔ برآورد شده، بین مقادیر بحرانی1/5 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 شمارهٔ (2) سطح معنی‌داری آمارهٔ $F$ 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 می شود.

در فرضیهٔ اول این پژوهش مطرح شده است که الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی از قدرت پیش‌بینی کنندگی بیشتری در زمینهٔ اقلام تعهدی نسبت به الگوی جونز تعدیل شده برخوردار است. به منظور بررسی صحت این فرضیه لازم است ضریب تعیین $R^2$ برای دو رابطهٔ مورد بحث، مقایسه شود. مقایسهٔ 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 برآن، برای اطمینان از صحت نتایج در مرحلهٔ بعد به کمک بررسی قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی به قضاوت در مورد الگوهای مذکور پرداخته شده است.

با توجه به اطلاعات جدول شمارهٔ (2) ضریب تعیین$R^2$ برای رابطهٔ جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی برابر با 0/7700 می باشد که از ضریب تعیین$R^2$ که برای رابطهٔ

Archive of SID

جونز تعدیل شده 0/689 به دست آمده، بیشتر است. بنابراین، فرضیهٔ اول این پژوهش پذیرفته خواهد شد و می‌توان ادعا نمود الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی از قدرت پیش بینی کنندگی بیشتری در زمینهٔ اقلام تعهدی نسبت به الگوی تعدیل شدهٔ جونز برخوردار است.

**جدول شمارهٔ 2. تخمین اقلام تعهدی**

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

www.SID.ir

Archive of SID

0

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

فرضیهٔ سوم توانایی پیش‌بینی اقلام تعهدی غیرعادی توسط الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) را با الگوی تعدیل شدهٔ 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 شدهٔ جونز با بازده دارایی‌ها (MJROA) برابر با 0/692 است؛ بنابراین، می‌توان ادعا نمود توانایی پیش‌بینی اقلام تعهدی غیرعادی به وسیلهٔ الگوی جونز تعدیل شده با جریان‌های نقد عملیاتی (MJOCF) نسبت به الگوی تعدیل شدهٔ جونز با بازده دارایی‌ها (MJROA) بیشتر می‌باشد، لذا فرضیهٔ 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 اقلام تعهدی گرچه دارای مزیت پایداری بیشتر نسبت به OCF می باشد و می تواند خطای اندازه گیری را کاهش دهد، اما از طرفی نیز با در برداشتن NACC ممکن است انحراف اندازه‌گیری‌ها را افزایش دهد و منجر به طبقه‌بندی اشتباه اقلام تعهدی عادی و غیرعادی گردد، بنابراین، لازم است بررسی شود که آیا تأثیر مزیتی که ROA برای کنترل عملکرد دارد بیشتر از

Archive of SID

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

**نتایج آزمون فرضیهٔ چهارم و پنجم**

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

www.SID.ir

Archive of SID

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 آمارهٔ 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 براوردهای صورت گرفته در جدول شماره (3) ارائه شده است.

با توجه به احتمال آمارهٔ F محاسبه شده در جدول شمارهٔ (3)، مشاهده می‌شود الگوی رگرسیونی برازش شده برای هر دو برآورد معنادار است. از طرفی، آمارهٔ دوربین 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 رابطهٔ منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام معرفی می‌کند. در این پژوهش، نیز از همین رویکرد برای مشاهدهٔ 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 فرضیهٔ چهارم پژوهش بوده و در حقیقت، نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی غیرعادی برمبنای الگوی جونز تعدیل شده با بازده دارایی‌ها و بازده غیرعادی رابطهٔ منفی وجود دارد.

Archive of SID

**جدول شمارهٔ 3. نتایج آزمون فرضیه های چهارم و پنجم**

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

| متغیر | الگوی MJOCF | | | الگوی MJROA | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | ضریب | آمارهٔ $t$ | سطح معناداری | ضریب | آماره $t$ | سطح معناداری |
| $NACC_{i,\,t}$ | 0/1867 | 5/9110 | 0/0000 | 0/8157 | /631510 | 0/0000 |
| $AACC_{i,\,t}$ | 2/2893 | 20/235 | 0/0000 | -1/0936 | -5/8497 | 0/0000 |
| $SG_{i,t}$ | 0/1925 | 13/135 | 0/0000 | 0/1557 | 7/8576 | 0/0000 |
| $BM_{i,t}$ | 0/0757 | -7/721 | 0/0000 | -0/0750 | -8/5843 | 0/0000 |
| $OCF_{i,t}$ | 0/7281 | 13/892 | 0/0000 | 0/7239 | 8/8674 | 0/0000 |
| ضریب تعیین $R^2$ | 0/8480 | | | 0/8349 | | |
| آمارهٔ $F$ | 550/97 | | | 499/37 | | |
| سطح معناداری $F$ | 0/0000 | | | 0/0000 | | |
| دوربین واتسون | 1/6457 | | | 1/6050 | | |

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

www.SID.ir

Archive of SID

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 تئوری های 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 همکاران[35]، 2004؛ ساوکی و همکاران[36]، 2008؛ هومز و سکانتز[37]، 2010؛ و خان[38]، 2011).

در حقیقت، بر اساس تئوری های مالی انتظار می رود 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 اندازه گیری و نابهنجاری اقلام تعهدی خواهد شد. بنابراین، علاوه بر تخمین اقلام تعهدی به کمک سه الگوی مطرح شده و مقایسه آن‌ها با یکدیگر خطای اندازه گیری اقلام تعهدی نیز در دو الگوی MJOCF و MJROA مقایسه شده است. نتایج پژوهش تأیید

Archive of SID

کنندهٔ فرضیهٔ 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 فرضیهٔ 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 رابطهٔ 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 برآن 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.

www.SID.ir

Archive of SID

**یادداشت‌ها**

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

www.SID.ir

Archive of SID

## منابع و مآخذ


- حمیدیان، نرگس، (1390)، تاثیر بازده نامشهود دوره های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام شرکت‌های 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 جنبه‌های سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، 61: 3-22.
- خانی، عبداله، 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، عبداله، و صالحی، نسیبه، (1391) ، تبیین نابهنجاری اقلام تعهدی بر اساس اجزای اقلام تعهدی در شرایط وجود نابهنجاری ارزشی- رشدی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه حسابداری مالی*، 4 (14):1.
- شیرین‌بخش، شمس الله، و حسن خوانساری، زهرا، (1384)، *کاربرد Eviews در اقتصادسنجی*، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی.
- کلاته رحمانی، راحله، (1388)، قدرت توضیح دهندگی اقلام تعهدی در رابطه با رفتار بازده سهام: بررسی تاثیر سود و ریسک سیستماتیک شرکت‌ها، *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، اقلام تعهدی و بازده سهام. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، 1: 77-92.
- نادری، عزت الله، و سیف نراقی، مریم، (1373). *روش‌های 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.

Archive of SID


- 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.


www.SID.ir