فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال اول، شماره سوم، شماره پیاپی (۳) زمستان ۱۳۹۲
تاریخ دریافت: ۹۲/۵/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۲/۸/۲۱
صص: ۱۴ – ۱

واکاوی خلاف قاعده رشد دارایی؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

مریم دولو[1]* علی رحمانی[2]

۱- استادیار دانشگاه شهید بهشتی
Ma_davallou@yahoo.com
۲- دانشیار دانشگاه الزهراء (س)
rahmani@alzahra.ac.ir

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر، واکاوی اثر خلاف قاعده رشد دارایی با تاکید بر آزمون رابطه اثر رشد دارایی و رشد خالص دارایی‌های عملیاتی در بورس اوراق بهادار تهران است. برای تعمیق درک خلاف قاعده رشد دارایی طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ با استفاده از رویکردی تجزیه‌گرا، رشد دارایی به سه مؤلفه شاکله تجزیه گردیده و بر مبنای تحلیل پرتفوی دوگانه و مدل فاما- مک‌بث (۱۹۷۳) اثر آن بر بازده مقطعی سهام منفرد آزمون می‌گردد. نتایج حاصله ضمن تایید اثر مثبت رشد دارایی، اثرگذاری رشد خالص دارایی‌های عملیاتی را مردود می‌داند؛ به گونه‌ای که اثر یادشده متاثر از الگوی وزنی بازده سهم و افق زمانی بازده آتی سهام، می‌تواند مثبت، منفی و یا حتی فاقد معناداری آماری باشد. شواهد به دست آمده، دال بر شمولیت اثر رشد دارایی بوده، توان توضیحی آن را منحصر به هیچ‌یک از ریزمؤلفه‌های آن نمی‌داند. بدین نحو، نمی‌توان دلایل بروز خلاف قاعده رشد دارایی را در رشد خالص دارایی عملیاتی جستجو نمود. به نظر می‌رسد منبع تامین مالی رشد دارایی (ملاک تجزیه رشد دارایی) در وقوع خلاف قاعده دارایی حائز اهمیت نیست.

واژه‌های کلیدی: خلاف قاعده‌های رشد، رشد کل دارایی، رشد خالص دارایی عملیاتی.

---

* نویسنده مسؤول Ma_ davallou @yahoo.com

مقدمه

بررسی "اثر رشد[1]" بر بازده آتی سهام در زمره موضوعاتی است که گستره شواهد تجربی پشتوانه آن در حال توسعه است. پس از ظهور خلاف قاعده رشد کل دارایی (TA)[2] (نظیر تحصیل، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای و انتشار بدهی و سهام) مبنی بر رابطه معکوس متغیر اخیر و بازده آتی سهام، برخی محققان مدعی شدند رشد دارایی در مقایسه با سایر مؤلفه‌های رشد که پیش از آن شناسایی شده است، مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده بازده منفی آتی سهام تلقی می‌گردد. بدین نحو زمینه مطالعات تجربی پیرامون توضیح رابطه فوق فراهم گردید، اما هیچ‌یک از توضیحات رفتاری یا مبتنی بر ریسک تاکنون نتوانسته است دلیل اصلی بروز خلاف قاعده TA را توضیح دهد. پیش از این، خلاف قاعده رشد خالص دارایی عملیاتی (NOA)[3] رابطه منفی NOA و بازده آتی سهام را تایید نموده و دلایلی بابت توضیح آن ارائه شده بود. در صورت ارتباط خلاف قاعده رشد TA و NOA، توضیح ارائه شده بابت خلاف قاعده NOA می‌تواند در شناسایی دلایل بروز خلاف قاعده TA مفید واقع گردیده، برای رفع چالش موجود در خصوص توضیح ریسک‌محور یا رفتاری آن راهگشا باشد.

هدف اصلی پژوهش حاضر، واکاوی دلایل بروز خلاف قاعده رشد دارایی از طریق مقایسه خلاف قاعده‌های TA و NOA در بورس اوراق بهادار تهران است. سعی می‌شود با اتکا به رویکردی تجزیه‌گرا، ضمن دقت در اثرگذاری اجزای رشد دارایی، رابطه خلاف قاعده TA و NOA بررسی گردد. پژوهش پیش‌رو برای نخستین بار رابطه خلاف قاعده‌های اخیر را در بورس اوراق بهادار تهران به بوته آزمون می‌نهد. تاکنون هیچ‌یک از پژوهش‌های تجربی پیشین در بازار سرمایه ایران به طور همزمان رابطه خلاف قاعده‌های رشد دارایی و خالص دارایی عملیاتی را بررسی نکرده و صرفاً به آزمون رابطه خالص دارایی عملیاتی و بازده سهام پرداخته شده است[4]. بدیهی است احصای خلاف قاعده‌های یادشده بر مقایسه آنها مقدم است. لذا پیش از آزمون رابطه رشد دارایی و رشد خالص دارایی عملیاتی با بازده آتی سهام، به آزمون وجود خلاف قاعده‌های مذکور پرداخته شده است.

پیشینه پژوهش

شواهد تجربی موجود، حاکی از آن است که با افزایش سرمایه‌گذاری شرکت، بازده آتی سهام کاهش می‌یابد. در تایید مطلب اخیر، تیتمن[5] و همکاران (۲۰۰۴) شواهدی ارائه می‌نمایند که نشان می‌دهد در پی افزایش مخارج سرمایه‌ای، بازده آتی سهام منفی

1.Growth Effect
2.Total Asset
3.Net Operating Asset

۴. عسگری و بائی (۱۳۸۹) در بررسی رابطه خالص دارایی‌های عملیاتی و تغییرات آن با بازده سهام طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷، از روش داده‌های تلفیقی استفاده نموده و به این نتیجه رسیدند که رابطه متغیرهای اخیر مثبت بوده، لیکن هیچ رابطه معناداری میان تغییرات خالص دارایی عملیاتی و بازده سهام برقرار نیست. بزرگ اصل و شیری (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان "رابطه بین خالص داراییهای عملیاتی و بازده آینده سهام" رابطه خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده غیرعادی سهام را بررسی کردند تا امکان پیش‌بینی بازده سهام بر اساس NOA را آزمون نمایند. آنها با استفاده از تحلیل رگرسیون نشان دادند رابطه معنی‌داری بین خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده غیرعادی سهام وجود ندارد. عرب صالحی و همکاران (۱۳۹۰) رابطه خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده سهام را طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۶ بر اساس رگرسیون داده‌های پانلی بررسی کردند. به زعم ایشان رابطه خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده سهام معکوس است.

5.Titman

خواهد بود [۱۴] در همین راستا، اسپایس[1] و افلک-گراوز[2] (۱۹۹۹) نیز دریافتند انتشار بدهی همانند انتشار سهام قادر است بازده آتی منفی سهام را پیش‌بینی نماید [۱۳]. مطابق برخی شواهد تجربی (نظیر مک‌کونل[3] و ماسکارلا[4] ۱۹۸۵، بلوس[5] و شی[6] ۱۹۹۷ و وگت[7] ۱۹۹۷) بازده اضافی ناشی از افزایش سرمایه‌گذاری‌های سرمایه‌ای مثبت است. کوپر[8] و همکاران (۲۰۰۸) با ارائه معیار جامع و نوین "اثر رشد"، به غنای مطالعات پیشین افزودند. به تعبیر آنها ضریب رشد دارایی با آماره t دو برابر سایر متغیرهای رشد، مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده بازده منفی آتی سهام است. کوپر در سال ۲۰۰۸ راهبرد رشد کل دارایی (TA) را به عنوان خلاف قاعده‌ای جدید معرفی و استدلال می‌کند رشد TA در مقایسه با تمامی مؤلفه‌های رشدی که پیش از این شناسایی شده، قوی‌ترین عامل تعیین‌کننده بازده منفی آتی است [۶].

خلاف قاعده اخیر زمینه‌ساز انجام مطالعاتی پیرامون توضیح دلایل رخداد بازده معکوس راهبرد سرمایه‌گذاری گردید. توضیحات یادشده عمدتاً به دو گروه توضیحات رفتاری یا مبتنی بر ریسک قابل طبقه‌بندی است. در حوزه توضیحات ریسک‌محور، چِن[9] و ژانگ[10] (۲۰۱۰) برای تبیین بازده غیرعادی منفی سهام، با استفاده از نظریه q نسبت به تعریف عامل سرمایه‌گذاری اقدام نمودند. در حالی‌که عامل مذکور در توضیح خلاف قاعده‌هایی نظیر تداوم و بحران مالی موفق بود، لیکن نتوانست توان توضیح خلاف قاعده رشد TA را حذف نماید [۴]. چَن[11] و همکاران (۲۰۰۸) نیز کوشیدند توضیحات بالقوه مبتنی بر عدم قیمت‌گذاری (مانند فرضیه هزینه نمایندگی، فرضیه تورش برآورد رشد[12] و فرضیه M&A) را بیازمایند [۳]. با این حال، هیچ‌یک از پژوهش‌های مذکور نتوانست بازده منفی سهام توام با رشد TA را کاملاً توضیح دهد و لذا دلیل خلاف قاعده رشد TA همچنان در هاله‌ای از ابهام است.

پیش از کوپر و همکاران (۲۰۰۸)، فیرفیلد[13] و همکاران (۲۰۰۳) خلاف قاعده رشد را بر مبنای رشد خالص دارایی‌های عملیاتی (NOA) معرفی نمودند. بنا بر استدلال آنها رشد NOA دربردارنده اثر بازده نهایی نزولی حاصل از رشد سرمایه‌گذاری بوده، نشان دهنده ماهیت محافظه‌کاری حسابداری است که به تاثیر منفی رشد NOA بر ROA سال آتی منجر می‌گردد. دو عامل مذکور، تنها دلایل بروز اثر منفی رشد NOA بر سودآوری آتی نیست [۸]. به تعبیر ریچاردسون[14] و همکاران (۲۰۰۵) تحریفات حسابداری[15] (مانند اقلام تعهدی و معکوس شدن سودآوری) نیز می‌تواند به کاهش سودآوری ناشی از رشد NOA منتج گردد [۱۲].

کائو[16] (۲۰۱۱) با استفاده از رگرسیون و تحلیل پرتفوی دریافت خلاف قاعده رشد کل دارایی کوپر و همکاران (۲۰۰۸) کاملاً ناشی از خلاف قاعده NOA است؛ به گونه ای‌که توان پیش‌بینی بازده منفی آتی سهام توسط رشد NOA در تمامی بخش‌های مبتنی بر

1.Spies
2.Affleck-Graves
3.McConnell
4.Muscarella
5.Blose
6.Shieh
7.Vogt
8.Cooper
9.Chen
10.Zhang
11.Chan
12.Extrapolation
13.Fairfield
14.Richardson
15.Accounting Distortion
16.Cao

رشد TA برقرار است. یافته وی نسبت به الگوی محاسبه بازده؛ یعنی وزن مساوی (EW) و وزن مبتنی بر ارزش (VW) حساسیت ندارد. یافته وی دال بر این است که همه مؤلفه‌های رشد به ایجاد اثر رشد منجر نمی‌گردد و نوع دارایی‌های مشمول رشد حائز اهمیت است. پژوهش حاضر همانند مطالعه کائو (۲۰۱۱) در زمره مطالعاتی قرار می‌گیرد که به بررسی وجوه تشابه و افتراق خلاف قاعده‌ها می‌پردازد [۱].

روش پژوهش

هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه خلاف قاعده‌های TA و NOA در بورس اوراق بهادار تهران است. پرسش اصلی پژوهش به شرح ذیل است:

آیا رابطه‌ای میان خلاف قاعده TA و NOA برقرار است؟ آیا می‌توان مدعی شد توان توضیحی TA ناشی از بروز اثر NOA است؟

بدیهی است آزمون وجود خلاف قاعده‌های رشد TA و NOA مقدم بر مقایسه خلاف قاعده‌های یادشده است. لذا در بخش نخست؛ یعنی آزمون وجود خلاف قاعده‌های مذکور از رویکرد تحلیل پرتفوی و در بخش دوم، برای بررسی رابطه آنها از تحلیل پرتفوی دوگانه و مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌گردد. در ادامه، جزئیات روش‌های یادشده تشریح می‌گردد.

روش پژوهش

برای آزمون خلاف قاعده‌های رشد TA و NOA، با روش تحلیل پرتفوی، شرکت‌های نمونه در ۳۱ تیرماه هر یک از سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ بر مبنای رشد TA (NOA) مرتب و تحت سناریوهای مختلف به پنج پرتفوی مساوی تفکیک شدند؛ به گونه ای‌که پرتفوی اول کمینه و پرتفوی‌های پنجم بیشینه رشد TA (NOA) را دارد. ترکیب پرتفوی‌های مذکور بر اساس رویه‌ای مشابه و به طور سالانه تجدید ساختار می‌گردد. پس از تخصیص سهام به پرتفوی‌ها، میانگین بازده پرتفوی‌های مذکور طی یک‌ماه بعد محاسبه می‌گردد. اثر متغیر رشد TA (NOA) بر اساس تفاوت بازده پرتفوی‌های حدی یعنی پرتفوی‌های دارای کمینه و بیشینه رشد TA (NOA) آزمون می‌گردد. بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر مشتمل بر خرید سهام دارای بالاترین رشد TA (NOA) و فروش سهام دارای پایین‌ترین رشد TA (NOA) محاسبه گردید. برای ارزیابی عملکرد پرتفوی‌های تشکیل شده، آلفای جنسن بر مبنای مدل‌های CAPM، سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) محاسبه گردید [۹،۲]همچنین، به منظور بررسی پایداری اثر رشد TA (NOA)، بازده پرتفوی‌های حاصله طی افق‌های زمانی ۳، ۶ و ۱۲ ماه پس از دوره تشکیل پرتفوی محاسبه و آزمون می گردد. همچنین، برای تحلیل حساسیت یافته‌های پژوهش آزمون‌های مورد نظر با احتساب فاصله زمانی یک‌ماهه بین دوره تشکیل پرتفوی و دوره نگهداری نیز انجام می‌شود.

از آنجا که در بورس اوراق بهادار تهران به علت کمی تعداد سهام پذیرفته شده و نیز وجود موانعی نظیر عدم ارائه بموقع اطلاعات و برخی موانع معاملاتی، در هر دوره زمانی تشکیل پرتفوی، تعداد شرکت‌های معدودی واجد شرایط حضور در پرتفوی‌ها هستند، ناگزیر باید تعداد پرتفوی کمتری تشکیل داد تا بدین نحو از تشکیل پرتفوی‌های نویزی اجتناب گردد. با توجه به نبود الگویی دقیق برای تعیین تعداد پرتفوی‌های متشکله و نیز به دلیل تحلیل حساسیت یافته‌ها نسبت به تغییر تعداد پرتفوی‌ها، در پژوهش حاضر از سه سناریوی مختلف استفاده شده و سهام

شرکت‌های نمونه حسب مورد به ۳، ۵ و ۱۰ پرتفوی تخصیص می‌یابد.

برای تعمیق درک اثر هر یک از مؤلفه‌های رشد TA و در راستای توضیح دلایل بروز خلاف قاعده مذکور از طریق بررسی رابطه آن با خلاف قاعده رشد NOA، رشد TA به شرح ذیل تجزیه می‌گردد. کل دارایی‌ها را می‌توان به صورت زیر تجزیه نمود:

(۱)

$$TA=OA+CASH$$

که TA، OA و $CASH$ به ترتیب نشان دهنده کل دارایی، دارایی عملیاتی و مجموع وجه نقد و اوراق بهادار قابل معامله است. بنابر مطالعات هیرشلیفر و همکاران (۲۰۰۴)، ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) و فیرفیلد و همکاران (۲۰۰۳) می‌توان دارایی عملیاتی را به دو جزء تجزیه نمود: دارایی عملیاتی که از محل تعهدات عملیاتی تامین مالی می‌گردد (OA_{OL}) و دارایی عملیاتی که از محل بدهی و حقوق صاحبان سهام تامین مالی می‌شود (NOA)[۸،۱۱،۱۲].

در صورتی‌که OA_{OL} به طرفین معادله (۱) اضافه و کسر شود، آنگاه:

(۲)

$$TA=(OA-OA_{OL})+OA_{OL}+CASH=NOA+OA_{OL}+CASH$$

NOA بخشی از دارایی عملیاتی است که از محل بدهی و حقوق صاحبان سهام تامین مالی می‌گردد. مادامی‌که تامین کنندگان مواد اولیه محصولات خود را به صورت اعتباری عرضه نمایند، افزایش دارایی عملیاتی با افزایش تعهدات عملیاتی همراه خواهد بود. از این‌رو، OA_{OL} مقدار تعهد عملیاتی است.

تفاوت مرتبه اول معادله (۲) بین سال‌های t و t-1 به صورت زیر است:

(۳)

$$\Delta TA = \Delta NOA + \Delta OA_{OL} + \Delta CASH$$

به این ترتیب، رشد TA به رشد NOA، رشد OA_{OL} و رشد CASH تجزیه می‌گردد.

همانند کائو (۲۰۱۱) برای بررسی رابطه مؤلفه‌های رشد TA و آزمون اثر NOA بر آن، از مدل فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌گردد. برای این منظور، رابطه (۴) در چارچوب مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) به ازای هر یک از سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ برازش می‌گردد:

(۴)

$$r_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}TA_{it} + \gamma_{2t}SIZE_{it} + \gamma_{3t}BM_{it} + \gamma_{4t}COMP_{it} + v_{it} \quad i=1,...,Nt$$

که r_{it} بازده iامین سهم در سال t، TA_{it} نرخ رشد دارایی، $SIZE_{it}$ اندازه شرکت، BM_{it} نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و $COMP_{it}$ مؤلفه رشد دارایی است.

تعریف عملیاتی متغیرها

سنجه متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به شرح زیر است:

رشد TA: همانند کوپر و همکاران (۲۰۰۸) رشد TA بر اساس درصد تغییر کل دارایی و به شرح زیر محاسبه می گردد [۶]:

$$TAgrowth_t = \frac{TA_t - TA_{t-1}}{TA_{t-1}}$$

رشد NOA: بر اساس مابه‌التفاوت رشد دارایی عملیاتی و رشد تعهد عملیاتی استاندارد شده بر حسب کل دارایی محاسبه می‌شود:

$$NOAgrowth_t = \frac{(OA_t - OA_{t-1}) - (OL_t - OL_{t-1})}{TA_{t-1}}$$

دارایی عملیاتی: همانند کوپر و همکاران (۲۰۰۸) و هیرشلیفر و همکاران (۲۰۰۴)، دارایی عملیاتی به صورت زیر محاسبه می‌گردد [۶،۱۱]:

$$OA_t = TA_t - CASH_t$$

تعهد عملیاتی: تعهد عملیاتی بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$OL_t = TA_t - SD_t - LD_t - PS_t - CE_t$$

SD بدهی کوتاه‌مدت (شامل وام کوتاه‌مدت و حصه جاری بدهی بلندمدت است)، LD بدهی بلندمدت، PS سهام ممتاز و CE سهام عادی است.

رشد وجه نقد: بر اساس مابه‌التفاوت وجه نقد سال‌های t و t-1 محاسبه می‌گردد که با استفاده از کل دارایی استاندارد شده است:

$$CASHgrowth_t = \frac{CASH_t - CASH_{t-1}}{TA_{t-1}}$$

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: نسبت B/M بر مبنای لگاریتم طبیعی ارزش دفتری آخرین سال مالی به متوسط ارزش بازار محاسبه می‌شود.

اندازه: اندازه شرکت بر اساس لگاریتم طبیعی میانگین سالانه ارزش بازار سهام محاسبه می‌گردد.

نمونه و داده‌ها

جامعه آماری پژوهش، شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ است. نمونه پژوهش، مشتمل بر کلیه شرکت‌های جامعه به استثنای سهام بانک‌ها، شرکت‌های لیزینگ، سرمایه‌گذاری و هلدینگ است که به علت داشتن ساختار دارایی و سرمایه متفاوت و پرهیز از احتساب مضاعف، مستثنا گردیده است.

داده‌های مورد نیاز پژوهش حاضر شامل داده‌های سالانه مبتنی بر صورت‌های مالی و داده‌های ماهانه بازده سهام از طریق شرکت مدیریت فناوری اطلاعات و سازمان بورس و اوراق بهادار استخراج گردیده است. شایان ذکر است برای تحلیل داده‌ها و انجام آزمون‌ها از نرم‌افزارهای Eviews و SAS استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

هدف اصلی پژوهش حاضر مقایسه اثر رشد TA و NOA بر بازده مقطعی سهام منفرد با اتکا به تجزیه اجزای رشد TA است. مقایسه مورد نظر از طریق تجزیه مؤلفه‌های رشد TA و استخراج خاستگاه NOA نسبت به TA و بر مبنای تحلیل پرتفوی دوگانه و رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) [۱۰] صورت پذیرفته است. در این بخش، پس از ارائه عملکرد حاصل از استراتژی معاملاتی مبتنی بر رشد TA و NOA، نتایج حاصل از مقایسه اثر خلاف قاعده‌های مذکور ارائه می‌گردد.

آمار توصیفی پرتفوی‌های مبتنی بر رشد TA در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد.

جدول (۱): آمار توصیفی پرتفوی‌های مبتنی بر رشد TA

متغیرها	انحراف معیار	میانه	میانگین
رشد TA	۰/۱۳۶	۰/۱۵۸	۰/۱۷۳
رشد دارایی‌های عملیاتی (OA)	۰/۱۳۰	۰/۱۵۰	۰/۱۶۶
رشد OA_{OL}	۰/۰۵۹	۰/۰۴۷	۰/۰۵۶
رشد نقد (CASH)	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۸
رشد NOA	۰/۰۷۲	۰/۱۰۷	۰/۱۱۰
ارزش بازار حقوق صاحبان‌سهام(میلیون ریال)	۴۱۶۹۶۰	۷۹۲۹۹۷	۷۹۷۳۲۷
نسبت (P/B)	۱/۷۵۵	۱/۷۰۱	۲/۳۵۹

جدول (۱) نشان دهنده آمار توصیفی پرتفوی‌های متشکله بر مبنای رشد TA است. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، میانگین نرخ رشد سالانه TA برابر ۱۷/۳ درصد بوده، دارای میانه‌ای معادل ۱۵/۸ درصد است. انحراف معیار رشد TA برابر ۱۳/۶ است. متوسط رشد سالانه OA برابر ۱۶/۶درصد، میانه آن برابر ۱۵/۱ درصد و انحراف معیار آن معادل ۱۳ درصد است. متوسط ارزش بازار پرتفوی‌های مبتنی بر رشد TA برابر ۷۹۷۳۲۹ میلیون ریال و میانه آن معادل ۷۹۲۹۹۷ میلیون ریال است. میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (P/B) پرتفوی‌های مذکور برابر ۲/۳۵۹ و انحراف معیار آن معادل ۱/۷۵۵است. متوسط تعداد سهام موجود در هر یک از پرتفوی‌های سه‌گانه معادل ۷۷ سهم، پرتفوی‌های پنجگانه برابر ۴۶ و پرتفوی‌های دهگانه برابر ۲۳ سهم است. با توجه به آزمون اثر خلاف قاعده رشد NOA در پژوهش حاضر، آمار توصیفی پرتفوی‌های مبتنی بر رشد NOA در جدول (۲) ارائه گردیده است.

جدول (۲): آمار توصیفی پرتفوی‌های مبتنی بر رشد NOA

	انحراف معیار	میانه	میانگین
رشد TA	۰/۰۹۷	۰/۱۵۹	۰/۱۶۶
رشد دارایی‌های عملیاتی (OA)	۰/۱۰۱	۰/۱۵۷	۰/۱۶۰
رشد OA_{OL}	۰/۰۱۲	۰/۰۵۲	۰/۰۵۰
رشد نقد (CASH)	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵
رشد NOA	۰/۱۱۰	۰/۱۰۲	۰/۱۱۰
ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (میلیون ریال)	۲۴۹۷۰۵	۴۴۰۳۸۹	۷۳۶۷۸۵
نسبت (P/B)	۰/۳۹۰	۱/۵۳۱	۱/۴۸۵

طبق جدول (۲) میانگین نرخ رشد TA برابر ۱۶/۶درصد و متوسط نرخ رشد سالانه OA برابر ۱۶ درصد است. بدیهی است مابه‌التفاوت میانگین نرخ رشد TA و OA ناشی از رشد CASH به میزان ۰/۵ درصد است. همین وضعیت در مورد رشد OA_{OL} نیز صدق می‌کند. از آنجا که رشد OA به دو مؤلفه رشد OA_{OL} و NOA تجزیه گردیده است، لذا متوسط نرخ رشد OA برابر ۱۶ درصد شامل ۵ درصد رشد OA_{OL} و رشد ۱۱ درصدی NOA است. میانگین ارزش بازار پرتفوی‌های مبتنی بر رشد NOA برابر ۷۳۶۷۸۵میلیون ریال و متوسط نسبت P/B آن برابر ۱/۴۸۵ است. مقایسه جداول (۱) و (۲) نشان می‌دهد پرتفوی‌های مبتنی بر رشد TA به طور متوسط شامل سهامی است که از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری بالاتری برخوردار است؛ به گونه ای‌که میانگین نسبت یادشده در پرتفوی‌های مبتنی بر رشد TA برابر ۲/۳۵۹ و در پرتفوی‌های مبتنی بر رشد NOA معادل ۱/۴۸۵ است.

پیش از ارائه شواهد مربوط به اثر رشد TA و NOA خاطر نشان می‌سازد بررسی دقیق خلاف قاعده‌ها امری دشوار است؛ به گونه‌ای که دسای[1] و همکاران (۲۰۰۴) با مقایسه خلاف قاعده‌های CFO/P و اقلام تعهدی درمی‌یابد CFO/P اثر اقلام تعهدی را در افق زمانی سالانه دربرگرفته و شامل آن می‌شود [۷]. با این حال، چنگ[2] و توماس (۲۰۰۶) نشان می‌دهند الگوی بازده غیرعادی خلاف قاعده‌های یادشده در افق‌های زمانی کوتاهتر پیرامون اعلان سود متفاوت است. در افق زمانی کوتاه‌مدت، عوامل مفقود ریسک مساله کمتری ایجاد کرده و لذا چنگ و همکاران به این نتیجه می‌رسند که خلاف قاعده‌های CFO/P و اثر اقلام تعهدی می‌توانند با یکدیگر متفاوت باشند [۵]. بر

1.Desai
2.Cheng

این اساس، در پژوهش حاضر بازده و عملکرد پرتفوی‌های تشکیل شده ذیل رویکرد تحلیل پرتفوی در دوره جاری (t=۰)، دوره‌های ۱، ۳، ۶ و ۱۲ ماه آتی محاسبه و ارائه می‌گردد.

تعیین شمار پرتفوی‌های متشکله ذیل رویکرد تحلیل پرتفوی، مستلزم برقراری موازنه میان لزوم کفایت وجود تعداد سهام موجود در هر پرتفوی و اجتناب از تشکیل پرتفوی‌های نویزی از طریق تخصیص سهام نمونه به تعداد معدودی پرتفوی و ضرورت تمایز ویژگی مورد مطالعه در پرتفوی‌های حدی از طریق تشکیل تعداد بیشتر پرتفوی است. لذا همان‌گونه که پیش از این نیز اشاره گردید، به علت عدم قاعده دقیق برای تعیین تعداد پرتفوی، در پژوهش حاضر سهام نمونه به ۳، ۵ و ۱۰ پرتفوی مساوی تخصیص یافته است. نتایج حاصل از آزمون خلاف قاعده‌های TA و NOA در جداول (۳) و (۴) ارائه گردیده است. برای تلخیص و تسهیل درک یافته‌ها، صرفاً میانگین بازده و آلفای پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر ارائه شده است.

جدول (۳): متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های مبتنی بر رشد TA

	میانگین موزون مساوی				میانگین موزون بر حسب ارزش بازار			
	بازده	آلفای CAPM	آلفای فاما-فرنچ	آلفای کارهارت	بازده	آلفای CAPM	آلفای فاما-فرنچ	آلفای کارهارت
t=۰								
P3-P1	۰/۱۶۰***	۰/۰۱۳***	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۴***	۰/۰۱۹***	۰/۰۰۸*	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
P5-P1	۰/۰۲۱***	۰/۰۱۸***	۰/۰۲۱***	۰/۰۲۰***	۰/۰۱۹**	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴
P10-P1	۰/۰۲۵***	۰/۰۲۳***	۰/۰۲۵***	۰/۰۲۲***	۰/۰۲۹***	۰/۰۱۷**	۰/۰۰۸	۰/۰۰۲
t=۱								
P3-P1	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۳***	۰/۰۱۴***	۰/۰۱۴***	۰/۰۲۱***	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۴***
P5-P1	۰/۰۲۰***	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۹***	۰/۰۲۳***	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۵**
P10-P1	۰/۰۲۱***	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۹***	۰/۰۱۹***	۰/۰۲۹***	۰/۰۲۲***	۰/۰۲۰**	۰/۰۱۹**
t=۳								
P3-P1	۰/۰۳۵***	۰/۰۳۳***	۰/۰۳۳***	۰/۰۳۴***	۰/۰۴۵***	۰/۰۴۴***	۰/۰۴۳***	۰/۰۴۲***
P5-P1	۰/۰۴۶***	۰/۰۴۲***	۰/۰۴۲***	۰/۰۴۳***	۰/۰۵۳***	۰/۰۴۶**	۰/۰۴۵**	۰/۰۴۶**
P10-P1	۰/۰۵۰***	۰/۰۵۰***	۰/۰۵۰***	۰/۰۵۱***	۰/۰۷۰***	۰/۰۶۶***	۰/۰۶۳***	۰/۰۶۱**
t=۶								
P3-P1	۰/۰۵۳***	۰/۰۵۳***	۰/۰۵۱***	۰/۰۵۳***	۰/۰۶۹***	۰/۰۶۱***	۰/۰۶۰***	۰/۰۵۹***
P5-P1	۰/۰۷۰***	۰/۰۶۹***	۰/۰۶۶***	۰/۰۶۹***	۰/۰۸۵***	۰/۰۷۷***	۰/۰۷۶***	۰/۰۷۱***
P10-P1	۰/۰۷۵***	۰/۰۷۸***	۰/۰۷۴***	۰/۰۷۶***	۰/۱۱۳***	۰/۱۰۴***	۰/۰۹۸***	۰/۰۹۳**
t=۱۲								
P3-P1	۰/۰۵۰***	۰/۰۴۵***	۰/۰۴۰**	۰/۰۴۳***	۰/۰۶۰**	۰/۰۴۹	۰/۰۴۶	۰/۰۴۷
P5-P1	۰/۰۶۴***	۰/۰۵۵***	۰/۰۴۶**	۰/۰۵۱**	۰/۰۹۸***	۰/۰۹۲**	۰/۰۸۷**	۰/۰۸۴**
P10-P1	۰/۰۶۰**	۰/۰۵۶**	۰/۰۴۶*	۰/۰۴۹**	۰/۱۰۳**	۰/۰۹۰*	۰/۰۸۰	۰/۰۷۶

جدول (۳) حاوی متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های مبتنی بر رشد TA به تفکیک دوره‌های زمانی ۱، ۳، ۶ و ۱۲ ماه آتی و دوره جاری (t=۰) است. بازده پرتفوی منعکس در جدول اخیر بر مبنای الگوی وزنی مساوی (EW) و الگوی مبتنی بر ارزش (VW) محاسبه گردیده است. در صورت استفاده از الگوی وزنی EW، میانگین بازده و آلفای تمامی پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری صفر به ازای کلیه افق‌های زمانی بازده سهام، مثبت و از نظر آماری معنادار است. به گونه‌ای که متوسط بازده سه‌ماهه پرتفوی P3-P1 برابر ۳/۵ درصد و آلفای آن معادل ۳/۳ درصد و در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. مادامی‌که بازده پرتفوی‌های مورد نظر بر اساس الگوی وزنی VW محاسبه گردد، متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر در افق‌های زمانی ۱، ۳ و ۶ ماهه مثبت و از نظر آماری معنادار است، لیکن در دوره جاری و ۱۲ ماهه آتی به استثنای پرتفوی P5-P1، آلفای پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر ضمن برخورداری از متوسط بازده مثبت و معنادار، از نظر آماری معنادار نیست. میانگین موزون بر حسب ارزش بازار بازده پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر تقریباً در همه موارد بیش از همتای موزون مساوی آن است؛ به گونه ای‌که میانگین VW بازده دوره جاری پرتفوی P3-P1 برابر ۱/۹ درصد و میانگین EW آن معادل ۱/۶ درصد است (تفاوت ۰/۳ درصدی). رابطه فوق به ازای تمامی دوره‌های زمانی بازده و همه پرتفوی‌های سه، پنج و دهگانه به استثنای پرتفوی P5-P1 در t= ۰ برقرار است، لیکن در افق‌های زمانی طولانی‌تر، تفاوت بازده‌های یادشده فزونی می‌یابد؛ به‌گونه‌ای که در افق زمانی ۱۲ماهه، متوسط EW بازده پرتفوی P3-P1 برابر ۵ درصد و میانگین VW بازده آن معادل ۶ درصد رسیده، تفاوت آنها به ۱ درصد بالغ می‌گردد. آلفای پرتفوی‌های یادشده نیز از روند مشابهی برخوردار است.

توام با افزایش افق زمانی بازده آتی سهام، متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های مبتنی بر رشد TA افزایش می‌یابد؛ به گونه‌ای که در t=۰ متوسط بازده پرتفوی P3-P1 برابر ۱/۹ درصد بوده که در افق زمانی t =۱۲ به رقمی معادل ۶ درصد افزایش می‌یابد. افزایش یادشده به ازای پرتفوی‌های P5-P1 و P10-P1 نیز قابل مشاهده است، البته با این توضیح که میزان افزایش مورد نظر توام با افزایش تعداد پرتفوی‌ها تشدید می‌گردد.

جدول (۴): متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های مبتنی بر رشد NOA

میانگین موزون بر حسب ارزش بازار				میانگین موزون مساوی				
آلفای کارهارت	آلفای فاما-فرنچ	آلفای CAPM	بازده	آلفای کارهارت	آلفای فاما-فرنچ	آلفای CAPM	بازده	
t=۰								
-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶**	۰/۰۰۶**	۰/۰۰۹***	۰/۰۱۰***	P3-P1
-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۹	۰/۰۰۶*	۰/۰۰۶*	۰/۰۱۰***	۰/۰۱۱***	P5-P1
-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۱۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۱۱**	۰/۰۱۲**	P10-P1
t=۱								
۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶**	۰/۰۰۶**	۰/۰۰۸***	۰/۰۰۸***	P3-P1
-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷*	۰/۰۰۸*	P5-P1
۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	P10-P1
t=۳								
-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۱۷**	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۷**	۰/۰۱۸***	P3-P1
۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۱۷*	۰/۰۱۸**	P5-P1
۰/۰۱۸	۰/۰۱۷	۰/۰۱۲	۰/۰۲۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	۰/۰۰۹	P10-P1
t=۶								
-۰/۰۲۰	-۰/۰۲۰	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۴	۰/۰۲۲**	۰/۰۲۱*	۰/۰۲۲**	۰/۰۲۲*	P3-P1
-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۱۷	۰/۰۱۸	P5-P1
۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۱۶	۰/۰۲۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	P10-P1
t=۱۲								
-۰/۰۶۵**	-۰/۰۷۲**	-۰/۰۶۹**	-۰/۰۶۵**	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	P3-P1
-۰/۰۳۷	-۰/۰۳۸	-۰/۰۳۲	-۰/۰۳۶	-۰/۰۲۱	-۰/۰۲۲	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۱	P5-P1
-۰/۰۱۹	-۰/۰۲۱	-۰/۰۱۷	-۰/۰۰۵	-۰/۰۳۸	-۰/۰۳۶	-۰/۰۳۴	-۰/۰۲۷	P10-P1

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، نتایج حاصل از کاربرد الگوی وزنی EW برای محاسبه بازده سهام، ضمن آنکه از افق زمانی بازده متاثر می‌گردد، قویاً تحت تاثیر تعداد پرتفوی‌های متشکله است. بازده مثبت و معنادار پرتفوی P3-P1 در دوره جاری (t=۰) و افق‌های ۱، ۳ و ۶ ماه آتی که به ترتیب برابر ۱، ۰/۸، ۱/۸ و ۲/۲ درصد است، دال بر اثرپذیری یافته‌های حاصله از شمار پرتفوی‌های تشکیل شده است. عدم معناداری متوسط بازده پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر طی ۱۲ ماه آتی حاکی از حساسیت یافته‌ها نسبت به افق زمانی بازده آتی سهام است. شایان ذکر است که عدم معناداری متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های یادشده طی افق زمانی ۱۲ ماهه آتی، با منفی شدن ضرایب مذکور توام بوده است.

چنانکه بازده پرتفوی‌های مبتنی بر رشد NOA با الگوی VW موزون گردد، متوسط بازده پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر در هیچ‌یک از افق‌های ۱، ۳، ۶ ماه آتی و نیز طی دوره جاری از نظر آماری معنادار نخواهد بود. شایان ذکر است ضریب متوسط بازده پرتفوی‌های مذکور طی دوره جاری و افق‌های زمانی یک و سه‌ماهه، مثبت و از آن پس منفی می‌گردد. به بیان دیگر، به نظر می‌رسد برای تغییرات رشد NOA و بازده سهام عمدتاً تحت تاثیر افق زمانی بازده سهام و تعداد پرتفوی‌های متشکله است؛ به گونه ای‌که متوسط

بازده پرتفوی P3-P1 طی ۱۲ ماه آتی برابر ۶/۵- درصد و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است (متوسط بازده EW حاصل از استراتژی سرمایه‌گذاری مبتنی بر رشد NOA نیز در افق زمانی ۱۲ ماهه منفی است). آلفای پرتفوی مذکور نیز به ازای CAPM، مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل کارهارت (۱۹۹۷) به ترتیب برابر ۶/۹-، ۷/۲- و ۶/۵- درصد بوده، از نظر آماری معنادار است.

برای بررسی رابطه خلاف قاعده‌های رشد TA و رشد NOA از رویکرد تحلیل پرتفوی مبتنی بر طبقه‌بندی دوگانه استفاده می‌گردد. برای این منظور، سهام نمونه در پایان هر سال بر حسب رشد TA به سه پرتفوی مساوی منقسم می‌گردد. در مرحله بعد، کل سهام نمونه در یک طبقه‌بندی مجزا به سه پرتفوی مساوی دیگر تخصیص می‌یابد. به این ترتیب، رابطه رشد TA و NOA در هر یک از طبقات سه‌گانه مبتنی بر رشد متغیرهای اخیر بر مبنای بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر حاصل از خرید پرتفوی دارای بالاترین سطح متغیر مورد نظر و فروش پرتفوی با کمینه آن مورد تحلیل قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از رویکرد مذکور در جدول (۵) ملاحظه می‌گردد.

جدول (۵): رابطه رشد TA رشد NOA

NOA / TA	P1	P2	P3	P3-P1
P1	۰/۰۰۱	۰/۰۱۲***	۰/۰۳۹***	۰/۰۳۸***
	(۰/۰۰۲-)	(۰/۰۰۹)**	(۰/۰۳۰)***	(۰/۰۳۲)***
P2	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱***	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۴**
	(۰/۰۰۵-)	(۰/۰۰۵)	(۰/۰۰۷)**	(۰/۰۱۲)*
P3	۰/۰۰۲	۰/۰۱۴***	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۵***
	(۰/۰۰۳-)	(۰/۰۱۰)**	(۰/۰۱۱)***	(۰/۰۱۵)***
P3-P1	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۲۲-*	
	(۰/۰۰۱-)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۱۸-)*	

جدول (۵) حاوی متوسط بازده ماهانه آتی و آلفای کارهارت (ارقام داخل پرانتز) پرتفوی‌های متشکل از طبقه‌بندی دوگانه مبتنی بر رشد TA و NOA است. نتایج حاصل از تحلیل فوق حاکی از آن است که با تثبیت رشد NOA ذیل طبقات سه‌گانه، اثر رشد TA بر بازده سهام قابل احصاست. مادامی‌که رشد NOA پایین باشد، متوسط بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر متشکل از خرید سهام دارای رشد TA بالا و فروش سهام دارای رشد TA پایین برابر ۳/۸ درصد بوده و در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. آلفای کارهارت پرتفوی مذکور نیز معادل ۳/۲ درصد است. شواهد حاصل از جدول (۵) نشان می‌دهد با افزایش رشد NOA در هر یک از گروه‌های سه‌گانه مبتنی بر رشد TA، نمی‌توان بر بازار غلبه نمود، زیرا متوسط بازده حاصل از راهبرد سرمایه‌گذاری متکی به خرید سهام دارای بیشینه رشد NOA و فروش سهام دارای کمینه رشد NOA از نظر آماری معنادار نیست؛ به گونه‌ای که متوسط بازده پرتفوی اخیر در سطح کمینه رشد TA برابر ۰/۱ درصد و آلفای کارهارت آن ۰/۱- درصد بوده که به لحاظ آماری معنادار نیست.

یافته‌های اخیر حاکی از شمولیت اثر رشد کل دارایی بوده، نشان می‌دهد نمی‌توان بروز خلاف قاعده TA را به اثر رشد خالص دارایی‌های عملیاتی منتسب دانست.

مقایسه اثر دو خلاف قاعده رشد TA و رشد NOA علاوه بر تحلیل پرتفوی که نتایج حاصل از آن در جدول (۵) ارائه گردید، با استفاده از آزمون فاما- مک‌بث (۱۹۷۳) مورد مداقه بیشتری قرار می‌گیرد [۱۰]. برای این منظور، معادله (۴) بر مبنای مدل رگرسیون فاما- مک‌بث (۱۹۷۳) برازش گردیده و نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۶): نتایج حاصل از رگرسیون رشد TA و مؤلفه‌های آن بر بازده آتی سهام

	مدل(۱)	مدل(۲)	مدل(۳)	مدل(۴)	مدل(۵)	مدل(۶)
Intercept	۱/۱۲۰ ***	۱/۰۵۴ **	۱/۰۶۹ ***	۱/۰۶۵ ***	۰/۹۶۵**	۰/۹۱۳**
	(۳/۷۳)	(۳/۰۶)	(۳/۲۹)	(۳/۲۹)	(۲/۸۰)	(۲/۶۶)
TA	۰/۴۲۰***	-	۰/۴۴۰***	۰/۴۱۰***	-	۰/۵۰۷***
	(۶/۱۰)	-	(۴/۳۳)	(۶/۵۰)	-	(۵/۴۷)
OA	-	۰/۱۴۸ ***	−۰/۰۱۵	-	-	-
	-	(۴/۳۴)	(−۰/۱۹)	-	-	-
NOA	-	-	-	-	۰/۰۷۶ *	−۰/۱۱۷
	-	-	-	-	(۲/۱۳)	(−۱/۵۰)
OL	-	-	-	-	۰/۲۱۲ **	-
	-	-	-	-	(۲/۷۷)	-
CASH	-	۰/۳۹۴***	-	۰/۱۷۴ ***	۰/۵۱۶ **	-
	-	(۳/۹۳)	-	(۳/۲۸)	(۲/۴۴)	-
B/M	−۰/۲۷۳***	−۰/۲۸۱***	−۰/۲۷۴***	−۰/۲۷۲***	−۰/۲۷۵***	−۰/۲۶۹***
	(−۷/۵۵)	(−۷/۹۱)	(−۶/۷۹)	(−۶/۷۸)	(−۷/۹۶)	(−۶/۴۸)
SIZE	−۰/۰۵۰***	−۰/۰۴۶**	−۰/۰۴۸***	−۰/۰۴۸***	−۰/۰۴۲**	−۰/۰۴۲**
	(−۳/۶۹)	(−۲/۹۹)	(−۳/۳۳)	(−۳/۳۲)	(−۲/۷۶)	(−۲/۸۸)
RSQ	۰/۲۳۵	۰/۲۲۷	۰/۲۴۹	۰/۲۴۵	۰/۲۴۵	۰/۲۵۹
ADJRSQ	۰/۲۲۳	۰/۲۱۰	۰/۲۳۲	۰/۲۲۸	۰/۲۲۲	۰/۲۴۰

نتایج حاصل از برازش مدل(۱) منعکس در جدول (۶)، در تایید یافته‌های مبتنی بر تحلیل پرتفوی مندرج در جدول (۳)، حاکی از اثر مثبت و معنادار ضریب رشد TA برابر ۰/۴۲۰ (t=۶/۱۰) است. با تجزیه رشد TA به رشد OA و CASH می‌توان به تشریح منشا اثر TA پرداخت، لیکن در مدل(۲) مؤلفه‌های اصلی رشد TA جایگزین آن گردیده است. ضریب رشد OA برابر ۰/۱۴۸ و آماره t آن معادل ۴/۳۴ و ضریب رشد CASH برابر ۰/۳۹۴ و آماره t آن برابر ۳/۹۳ است. از این‌رو، ملاحظه می‌گردد هر دو مؤلفه اصلی رشد TA حاوی اثر مثبت بوده که به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. در صورتی‌که اثر مثبت TA ناشی از رشد OA باشد، انتظار می‌رود احتساب همزمان متغیرهای یادشده به سلب توان

توضیح رشد TA منجر گردد. بر اساس نتایج حاصل از برازش مدل (۳) دال بر ضریب ۰/۴۴۰ رشد TA (t=۴/۳۳) و ضریب ۰/۰۱۵- (t=-۰/۱۹) رشد OA می‌توان ادعای اخیر را رد و مدعی شد توان توضیح رشد TA فراتر از رشد OA بوده، آن را شامل می‌گردد. در صورت احتساب همزمان رشد CASH و رشد TA ذیل مدل (۴)، ضریب مثبت و معنادار ۰/۴۱۰ (t=۶/۵) رشد TA ادعای مبنی بر وجود خاستگاه رشد TA در مؤلفه رشد CASH را مردود می‌سازد. مادامی که توان توضیح همزمان ریزمؤلفه‌های رشد TA مورد مداقه قرار گیرد (مدل۵)، همسویی برای تغییرات تمامی ریزمؤلفه‌ها با رشد TA محرز گردیده و لذا به نظر می‌رسد همه آنها در ایجاد اثر مثبت رشد TA سهیم است. طبق مدل (۶) اثر رشد TA بر اثر NOA غلبه داشته، آن را دربرمی‌گیرد، زیرا ملحوظ نمودن NOA در مدل مذکور با ضریب ۰/۵۰۷ رشد TA همراه شده که با داشتن آماره t برابر ۵/۴۷ در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر توان توضیح تغییرات بازده مقطعی سهام منفرد توسط رشد TA و NOA را در بورس اوراق بهادار تهران مقایسه می‌نماید. شواهد حاصله در تایید یافته مک‌کونل و ماسکارلا ۱۹۸۵، بلوس و شی ۱۹۹۷ و وگت ۱۹۹۷حاکی از اثر مثبت رشد TA بر بازده سهام بوده، با یافته تیتمن و همکاران (۲۰۰۴) و کوپر و همکاران (۲۰۰۸) ناسازگار است. نتایج حاصل از آزمون خلاف قاعده رشد NOA وجود هر گونه رابطه قطعی میان رشد NOA و بازده سهام را رد می‌کند. یافته‌های حاصل از این پژوهش بر خلاف نتایج مطالعات فیرفیلد (۲۰۰۳) و کائو (۲۰۱۱) مبنی بر رابطه معکوس NOA و بازده سهام، نشان می‌دهد رابطه مذکور تابع الگوی وزنی بازده سهام و افق بازده آتی سهم بوده، حسب مورد می‌تواند مثبت یا منفی بوده و یا در مواردی فاقد معناداری آماری گردد. واکاوی مؤلفه‌های رشد TA اثر مثبت مؤلفه‌های OA، OA_{OL} و CASH را تایید می‌نماید، لیکن تاثیر رشد NOA حسب الگوی وزنی و افق زمانی بازده آتی متفاوت است. نتیجه اخیر ناقض یافته کائو (۲۰۱۱) است، زیرا به زعم وی خلاف قاعده رشد TA تظاهر نویزی خلاف قاعده رشد NOA بوده و لذا اثر رشد TA خلاف قاعده جدیدی نیست.

نتایج حاصل از مقایسه توان توضیح خلاف قاعده‌های رشد TA و NOA در بورس اوراق بهادار تهران حاکی از آن است که اثر خلاف قاعده اخیر؛ یعنی رشد TA (کوپر و همکاران ۲۰۰۸) بر خلاف قاعده رشد NOA مسلط بوده، آن را شامل می‌گردد. با توجه به عدم تایید رابطه معنادار رشد TA و NOA و شمولیت اثر رشد TA نمی‌توان از توضیحات ارائه شده بابت خلاف قاعده NOA برای تبیین خلاف قاعده رشد TA استفاده نمود.

منابع

1. Cao, Shun. 2011. The Total Asset Growth Anomaly: Is It Incremental To The Net Operating Asset Growth Anomaly? Dissertation.
2. Carhart, M. M. 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57–82.
3. Chan, K. L., J. Karceski, J. Lakonishok, and T. Sougiannis. 2008. Balance sheet growth and the predictability of stock returns. Available at: http://uic.edu/cba/Documents/Sougiannis-paper.pdf.
4. Chen, L., and L. Zhang. 2010. A better three-factor model that explains more anomalies. *The Journal of Finance* 65(2):

563-595.
5. Cheng, C., and W. Thomas. 2006. Evidence of the abnormal accrual anomaly incremental to operating cash flows. *The Accounting Review* 81(5): 1151-1167.
6. Cooper, M., H. Gulen, and M. Schill. 2008. Asset growth and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance* 63(4): 1609–1651.
7. Desai, H., S. Rajgopal, and M. Venkatachalam. 2004. Value glamour and accrual mispricing. One anomaly or two. *The Accounting Review* 79(2): 355-385.
8. Fairfield P., S.Whisenant and T. Yohn. 2003. Accrued earnings and growth: implications for future profitability and market mispricing. *The Accounting Review* 78(1): 353-371.
9. Fama, E. F., & K. R. French. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.
10. Fama, E. F., & MacBeth, J. 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
11. Hirshleifer, D., K. Hou, S. Teoh, and Y. Zhang.2004. Do investors overvalue firms with bloated balance sheets. *Journal of Accounting and Economics* 38: 297-331.
12. Richardson, S., R. Sloan, M. Soliman, and İ. Tuna. 2005. Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and* Economics 39(3): 437-485.
13. Spiess, D., and J. Affleck-Graves. 1999. The long-run performance of stock returns following debt offerings. *Journal Financial Economics*. 54: 45–73.
14. Titman, S., K. Wei and F. Xie, 2004. Capital investments and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39: 677-700.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی