تحقیقات مالی
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران

دورهٔ ۱۶، شمارهٔ ۲
پاییز و زمستان ۱۳۹۳
ص. ۲۵۲- ۲۳۵

خلاف قاعدهٔ رشد دارایی و بازده آتی سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

مریم دولو[۱]

چکیده: مقالهٔ حاضر به بررسی قیمت‌گذاری رشد دارایی در بازده مقطعی سهام منفرد در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ می‌پردازد. بنابراین، برای آزمون قابلیت پیش‌بینی بازده مقطعی سهام توسط رشد دارایی، رابطهٔ نرخ رشد دارایی و بازده آتی سهام با استفاده از رویکرد تحلیل پرتفوی و مدل رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) در نمونه‌ای مشتمل بر ۲۸۰ شرکت به بوتهٔ آزمون گذاشته می‌شود. نتایج این پژوهش برخلاف یافتهٔ مطالعات پیشین در بازارهای توسعه‌یافته و در حال توسعه نشان می‌دهد سهامی که در گذشته نرخ رشد دارایی بالایی داشته است، بازده آتی بالاتری را تجربه می‌کند. با محدودکردن نمونهٔ پژوهش به شرکت‌های بزرگ، رابطهٔ یادشده مثبت است اما از نظر آماری غیرمعنادار می‌شود. نتایج حاصل، صرف‌نظر از افق زمانی بازده آتی سهام برقرار است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژه‌های کلیدی: خلاف قاعدهٔ رشد دارایی، کارایی بازار، قابلیت پیش‌بینی بازده.

۱. استادیار گروه مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۰٤/۱۷
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۱۱/۰٦
E-mail: ma_davallou@yahoo.com

مقدمه

یکی از کارکردهای اصلی بازارهای سرمایه، قیمت‌گذاری کارآمد دارایی‌های سرمایه‌ای[1] است. وقتی شرکت‌ها نسبت به تحصیل دارایی مبادرت می‌کنند، وفق الزام کارایی اقتصادی، باید بازار ارزش این قبیل معاملات را به‌درستی منظور کند. بااین‌حال، شواهد تجربی بسیاری، تورش ارزش‌گذاری سرمایه‌گذاری‌های شرکت در بازار را تأیید می‌کند. شواهد نشان می‌دهد وقوع رویدادهای شرکتی[2] مرتبط با توسعهٔ دارایی‌ها مانند اکتساب‌ها، عرضهٔ عمومی سهام، بدهی و اخذ وام‌های بانکی، بازده پایین دوره‌های آتی را در پی دارد و رخداد رویدادهای مختص به کاهش حجم دارایی‌ها مانند بازخرید سهام، بازپرداخت بدهی، پرداخت سود نقدی، نشانگر بازده آتی بالاست. علاوه بر مطالعات رویدادی بلندمدت یادشده، رابطهٔ منفی اشکال مختلف سرمایه‌گذاری شرکت و بازده مقطعی سهام در شواهد تجربی دیگری نیز به تأیید رسیده است؛ به‌گونه‌ای که برخی پژوهش‌ها، وجود همبستگی منفی بازده آتی و سرمایه‌گذاری‌های سرمایه‌ای، اقلام تعهدی، نرخ رشد فروش و میزان تجهیز منابع سرمایه‌ای را تأیید می‌کند.

پژوهش حاضر شواهد جدیدی درخصوص مناقشهٔ قیمت‌گذاری رشد دارایی در بازده مقطعی سهام ارائه می‌کند. اغلب پژوهش‌های انجام‌شده در زمینهٔ رابطهٔ رشد دارایی و بازده آتی سهام که از آن با عنوان «خلاف قاعدهٔ رشد دارایی»[3] نیز یاد می‌شود، براساس داده‌های ایالات متحده و در موارد معدودی با استفاده از داده‌های سایر بازارهای مالی صورت گرفته است. با توجه به تورش ناشی از نمونهٔ کوچک[4]، آزمون خلاف قاعدهٔ یادشده در سایر بازارها به‌خصوص بازارهای در حال توسعه اهمیت می‌یابد. بورس اوراق بهادار تهران که در مقایسه با سایر بازارهای توسعه‌یافته، از نظر قوانین و مقررات موضوعه، سازوکارهای اجرایی و نظارتی، وضعیت کلان اقتصادی، وضعیت سیاسی، نبود تحلیلگران حرفه‌ای و عملکرد شرکت‌ها و مؤسسه‌های شبه‌تحلیلگر، عوامل رفتاری و بسیاری موارد دیگر، ساختار کاملاً متفاوتی دارد، بنابراین، آزمون رابطهٔ مذکور در بورس یادشده می‌تواند سهمی اندک در توسعهٔ مبانی مرتبط با شناسایی و متعاقب آن، تبیین پدیدهٔ اخیر داشته باشد. هدف پژوهش حاضر آزمون وجود اثر «رشد کل دارایی» در بورس اوراق بهادار تهران است.

---

1. Capital Assets
2. Corporate Actions
3. Asset Growth Anomaly
4. Data Snooping

پیشینهٔ پژوهش

تأثیرپذیری بازده سهام از سرمایه‌گذاری‌های سرمایه‌ای و رشد دارایی‌ها، دربرگیرندهٔ نکات شایان توجهی برای مالی شرکتی و قیمت‌گذاری دارایی است. اخیراً برخی مطالعات تجربی شواهدی دال بر رابطهٔ معکوس رشد دارایی و بازده آتی سهام ارائه کرده است. به‌جرئت می‌توان مدعی شد پژوهش کوپر، گالن و شیل (۲۰۰۸) در دستهٔ شواهد مهم تجربی ارائه‌شده در حوزهٔ یادشده است. ایشان رابطهٔ منفی درصد تغییرات سالانهٔ دارایی‌ها و بازده غیرعادی آتی سهام را طی دورهٔ زمانی ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۳ در ایالات متحده تأیید کردند؛ به‌گونه‌ای‌که بازده آتی سالانهٔ تعدیل‌شده بابت ریسک شرکت‌های با رشد دارایی بالا برابر ۱۰/۴- درصد و بازده شرکت‌های با نرخ پایین رشد دارایی معادل ۹/۱ درصد بوده و شکاف بازده سالانهٔ شرکت‌های اخیر با رقمی معادل ۱۹/۵ درصد، از نظر آماری بسیار معنادار است. همچنین، کوپر و همکاران (۲۰۰۸) غلبهٔ تأثیر تغییرات رشد کل دارایی نسبت به متغیرهایی نظیر تداوم، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و ارزش بازار شرکت را در پیش‌بینی بازده مقطعی آتی سهام تأیید کردند. در پی شواهد مذکور، مدل‌های حاوی عوامل سرمایه‌گذاری توجه محافل علمی را به خود جلب کرد؛ به‌گونه‌ای‌که چِن، نوی مارکس و ژانگ (۲۰۱۱) مدلی مشتمل بر عامل بازار، عامل سرمایه‌گذاری و بازده حقوق صاحبان سهام را به‌عنوان جایگزین جدیدی برای مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) ارائه کردند. لیپسون، مورتال و شیل نیز در سال ۲۰۱۱ با استفاده از سنجه‌های مختلف رشد دارایی شامل درصد تغییر کل دارایی، نرخ رشد دارایی تعدیل‌شده بابت تعداد سهام، نسبت سرمایه‌گذاری به دارایی، نرخ رشد مخارج سرمایه‌ای، نسبت مخارج سرمایه‌ای شرکت به متوسط مخارج سرمایه‌ای سه سال گذشته، نسبت مخارج سرمایه‌ای به خالص اموال، کارخانه و تجهیزات (PPE)[1] و نسبت مخارج سرمایه‌ای شرکت به مخارج سرمایه‌ای دو سال گذشته به بررسی تأثیر رشد دارایی بر بازده آتی پرداختند و دریافتند سنجهٔ رشد کل دارایی کوپر و همکاران (۲۰۰۸) بخش شایان توجهی از توان توضیح انواع سنجه‌های رشد دارایی استفاده‌شده در ادبیات موضوعی را در نظر گرفته و فارغ از عامل اندازه، برای هر شرکتی بسیار کاربرد دارد. سنجه‌های بدیل، معیار رشد کل دارایی را تعدیل می‌کند یا بر اجزای آن نظیر مخارج سرمایه‌ای یا حتی تغییر مخارج سرمایه‌ای متمرکز می‌شود[2] (لیپسون و همکاران، ۲۰۱۱).

---

1. Property, Plant & Equipment

۲. غلبهٔ معیار کوپر و همکاران (۲۰۰۸) بر سایر سنجه‌ها بیانگر آن است که تأکید بر توضیحات مبتنی بر معیارهای محدودتر می‌تواند گمراه‌کننده باشد. به‌علاوه، معیارهای رشد دارایی که منجر به تحدید دامنهٔ تحلیل به بخش‌هایی از رشد کل می‌شود، منتج به استنتاج‌هایی می‌شود که قابل تعمیم نیست.

با این حال، شواهد بین‌المللی مبنی بر خلاف قاعدهٔ رشد دارایی بسیار محدود است. گری و جانسون (۲۰۱۱) اثر یادشده را در استرالیا آزمودند و شواهدی مبنی بر وجود اثر رشد دارایی ارائه کردند. یائو، یو، ژانگ و چن (۲۰۱۱) به آزمون اثر رشد دارایی در ۹ بازار مالی آسیایی شامل ژاپن، چین، هنگ‌کنگ، تایوان، کره، مالزی، سنگاپور، تایلند و اندونزی پرداختند و رابطهٔ منفی متغیر یادشده و بازده آتی را طی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۷ تأیید می‌کنند. ایشان پس از رتبه‌بندی شرکت‌ها در هر کشور، پرتفوی‌های متشکلهٔ ۹ بازار را با یکدیگر ترکیب کردند و دریافتند شکاف بازده سالانهٔ دهک‌های پایین و بالای مبتنی بر رشد دارایی برابر ۱۲/۴۸- درصد است. این رقم در مقایسه با ایالات متحده (۲۳/۶۴ درصد) پایین‌تر است. یافتهٔ اخیر، انتساب قابلیت پیش‌بینی رشد دارایی را به کارایی بازار و تخصص سرمایه‌گذاران به چالش می‌کشد؛ زیرا بازار ایالات متحده کاراتر است و سرمایه‌گذاران آن تخصص بیشتری دارند. از مجموع کشورهای بررسی‌شده، تایوان تنها کشوری است که خلاف قاعدهٔ مد نظر در آن ملاحظه نشد (یائو و همکاران، ۲۰۱۱). پولیتو (۲۰۱۲) نیز قیمت‌گذاری رشد دارایی را در مکزیک آزموده و خلاف قاعدهٔ رشد دارایی را در بازار سهام این کشور تأیید نمی‌کند (پولیتو، ۲۰۱۲).

توضیحات مطرح‌شده بابت اثر رشد دارایی (یا اثر سرمایه‌گذاری) در پاره‌ای موارد، مبتنی بر ریسک و در برخی موارد براساس مدل‌های رفتاری ارائه شده است. براساس مدل پیشنهادی برک، گرین و نیک (۱۹۹۹)، دارایی‌های تحت تملک شرکت‌ها دو نوع است: دارایی‌های موجود که در حال حاضر جریان نقدی ایجاد می‌کند؛ و فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی دارای ارزش فعلی خالص مثبت. ممکن است طی هر دورهٔ زمانی، جریان نقدی حاصل از دارایی‌های موجود تقلیل بیابد و فرصت‌های سرمایه‌گذاری جدیدی پیش روی شرکت قرار گیرد. سرمایه‌گذاری که از ریسک سیستماتیک ناچیزی برخوردار است، با فرض ثبات سایر شرایط، به افزایش چشمگیر ارزش شرکت منجر می‌شود. درنتیجه متوسط ریسک سیستماتیک جریان نقدی شرکت طی دوره‌های آتی کاسته می‌شود و بنابراین متوسط بازده کاهش می‌یابد. درصورتی‌که امکان سرمایه‌گذاری در دارایی با ریسک پایین فراهم نشود، ارزش جاری شرکت کاهش و متوسط ریسک آن افزایش می‌یابد (برک و همکاران، ۱۹۹۹).

لی، لیدان و ژانگ (۲۰۰۹) با استفاده از نظریهٔ q توبین به توضیح نئوکلاسیک خلاف قاعدهٔ سرمایه‌گذاری یا رشد دارایی پرداختند. طبق این مدل، سرمایه‌گذاری و نرخ تنزیل به دو طریق مجزا به یکدیگر مرتبط می‌شود. نخست، مادامی‌که q نهایی[1] (q نهایی عبارت است از ارزش فعلی خالص جریان‌های نقدی آتی که از یک واحد سرمایهٔ اضافی ایجاد می‌شود) شرکت بالاتر از

1. Marginal q

نرخ تنزیل باشد، تمایل به سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. بنابراین، پایین‌بودن نرخ تنزیل موجب افزایش q نهایی و فزونی سرمایه‌گذاری می‌شود. بالابودن نرخ تنزیل منتج به تقلیل q نهایی و نیز افت میزان سرمایه‌گذاری است. دوم، بازده نزولی نسبت به مقیاس[1] (یعنی افزایش سرمایه‌گذاری سبب کاهش محصول نهایی سرمایه و درنهایت بازده مورد انتظار پایین‌تر است). می‌توان استدلال کرد الگوی بازده منعکس‌کنندهٔ عامل ریسکی است که به رشد دارایی مربوط می‌شود، به بیان دقیق‌تر، اثر رشد دارایی به‌طور مستقیم از عامل ریسک رشد دارایی سرچشمه می‌گیرد (لی و همکاران، ۲۰۰۹). بر این اساس، کوپر و پرستلی (۲۰۱۱) توضیح ریسک‌محور دیگری ارائه کردند؛ به‌گونه‌ای‌که اگر رابطهٔ عامل سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی آتی، مثبت باشد، متغیر سرمایه‌گذاری می‌تواند در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای چنددوره‌ای (ICAPM)[2] مرتون (۱۹۷۳) به‌منزلهٔ متغیر حالت تفسیر شود. وجود رابطهٔ مثبت یادشده بیانگر تغییرات مشترک عوامل یادشده نسبت به اخبار مربوط به وضعیت اقتصاد است که در صورت انتشار اخبار بد اقتصادی، دال بر بازده کم خواهد بود (کوپر و پرستلی، ۲۰۱۱).

مجموعهٔ دیگری از توضیحات ارائه‌شده درخصوص اثر رشد دارایی مبتنی بر مالی رفتاری است و اثر یادشده را به قیمت‌گذاری نادرست منتسب می‌داند. این‌گونه توضیحات شامل زمان‌بندی بازار[3]، فراواکنشی سرمایه‌گذار[4] و سرمایه‌گذاری بیش از حد مدیریت[5] است. استدلال کلی بحث زمان‌بندی بازار آن است که وقتی سهام شرکت‌ها بیش از اندازه قیمت‌گذاری شده است، مدیران نسبت به سرمایه‌گذاری مبادرت می‌کنند. این امر با اصلاح قیمت‌گذاری بیش از اندازه منتج به بازده غیرعادی منفی می‌شود. به‌زعم کوپر و همکاران (۲۰۰۸) سرمایه‌گذاران ابتدا رشد دارایی‌های شرکت را بیش از اندازه مثبت تلقی می‌کنند و دچار فراواکنشی می‌شوند، اما با رفع قیمت‌گذاری نادرست اولیه، بازده سهام متعادل می‌شود (کوپر و همکاران، ۲۰۰۸). به تعبیر تیتمن، وی و زی (۲۰۰۴) سرمایه‌گذاران اطلاعات نامطلوب را کمتر از اندازه برآورد و استدلال می‌کنند شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاری زیادی می‌کنند، به احتمال زیاد مدیران آنها به سرمایه‌گذاری بیش از حد گرایش دارند. آنها دریافتند رابطهٔ منفی بازده آتی و سرمایه‌گذاری‌های سرمایه‌ای در شرکت‌های دارای جریان نقدی بالاتر و نسبت‌های بدهی پایین‌تر ـ که به مفهوم گرایش سرمایه‌گذاری بالاتر است ـ قوی‌تر است (تیتمن و همکاران، ۲۰۰۴).

---

1. Decreasing Returns to Scale
2. Intertemporal Capital Asset Pricing Model
3. Market Timing
4. Overreaction
5. Management Over-Investment

روش‌شناسی پژوهش

هدف اصلی این پژوهش، آزمون خلاف قاعدهٔ رشد دارایی در بورس اوراق بهادار تهران است. به تعبیر دقیق‌تر، وجود رابطهٔ نرخ رشد دارایی و بازده، خلاف قاعدهٔ یادشده را تأیید می‌کند. برای این منظور از دو روش تحلیل پرتفوی و رگرسیون فاما- مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌شود که در زمرهٔ روش‌های اصلی مطالعات تجربی دانش مالی به‌شمار می‌رود. در ادامه، جزئیات روش‌های یادشده تشریح می‌شود.

برای بررسی رابطهٔ رشد دارایی و بازده مقطعی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ذیل روش تحلیل پرتفوی، شرکت‌های نمونه در ۳۱ تیرماه هر یک از سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ برمبنای نرخ رشد سالانهٔ دارایی مرتب شده و تحت سناریوهای مختلف به ۳، ۵ و ۱۰ پرتفوی (N = ۳, ۵, ۱۰) تقسیم می‌شود. به‌گونه‌ای‌که پرتفوی اول از کمینه و پرتفوی‌های ۳، ۵ یا ۱۰ از بیشینهٔ رشد دارایی برخوردار است. ترکیب پرتفوی‌های یادشده براساس رویهٔ مشابه و به‌طور سالانه تجدید ساختار می‌شود. پس از تخصیص سهام به پرتفوی‌های مورد نظر، میانگین بازده برحسب ارزش پرتفوی‌های یادشده طی دورهٔ ۱۲ ماه آتی (از مرداد سال t تا تیر سال t+۱) محاسبه می‌شود. اثر متغیر رشد دارایی براساس تفاوت بازده پرتفوی‌های حدی یعنی پرتفوی‌های دارای کمینه و بیشینهٔ رشد دارایی آزمون می‌شود. برای کنترل عامل اندازه، تمام شرکت‌های نمونه برمبنای صدک‌های ۳۰ و ۷۰ ارزش بازار شرکت‌ها در پایان تیر هر سال به سه پرتفوی کوچک، متوسط و بزرگ تقسیم می‌شود. سپس شرکت‌های موجود در هر یک از گروه شرکت‌های کوچک و بزرگ برحسب نرخ رشد سالانهٔ دارایی به ۳، ۵ و ۱۰ پرتفوی[۱] تخصیص می‌یابد و بازده موزون برحسب ارزش ۱۲ ماه آتی آن محاسبه می‌شود. سپس بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر مشتمل بر خرید سهام دارای بالاترین نرخ رشد دارایی و فروش سهام دارای پایین‌ترین رشد دارایی محاسبه می‌شود. برای ارزیابی عملکرد پرتفوی‌های مبتنی بر نرخ رشد دارایی، آلفای جنسن برمبنای مدل‌های CAPM، سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) محاسبه می‌شود. برای بررسی پایداری اثر رشد دارایی، بازده پرتفوی‌های مبتنی بر نرخ رشد دارایی

---

۱. در بازارهای توسعه‌یافته امکان تشکیل تعداد زیاد پرتفوی فراهم است، اما در بازارهای کمتر توسعه‌یافته و کوچکی نظیر بورس اوراق بهادار تهران به‌دلیل کمی تعداد سهام پذیرفته‌شده و نیز وجود موانعی نظیر ارائه‌نشدن به‌موقع اطلاعات و برخی موانع معاملاتی، ناگزیر می‌بایست تعداد پرتفوی کمتری تشکیل داد تا بدین‌گونه از تشکیل پرتفوی‌های نویزی اجتناب شود. با توجه به نبود الگویی دقیق برای تعیین تعداد پرتفوی‌های تشکیل‌شده و نیز به‌دلیل تحلیل حساسیت یافته‌ها نسبت به تغییر تعداد پرتفوی‌ها، در پژوهش حاضر از سه سناریوی مختلف استفاده می‌شود و سهام شرکت‌های نمونه حسب مورد به ۳، ۵ و ۱۰ پرتفوی تخصیص می‌یابد.

طی افق‌های زمانی ۳، ۶ و ۱۲ ماه پس از دورهٔ تشکیل پرتفوی نیـز محاسـبه مـی‌شـود و در بوتـهٔ آزمون قرار می‌گیرد. بدین‌گونه با احتساب بازده دورهٔ جاری (t = ۰) و بـازده مـاه آتـی یعنـی t = ۱، شمار افق‌های زمانی بازده به ۵ می‌رسد[۱].

علاوه بر رویکرد پرتفوی، همانند کوپر و همکـاران (۲۰۰۸) خـلاف قاعـدهٔ رشـد دارایـی بـا استفاده از مدل فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) نیز آزمون می‌شود. برای این منظور، رابطهٔ ۱ در چـارچوب رگرسیون دومرحله‌ای فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) به‌ازای هر یک از سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ بـرازش می‌شود:

$$r_{it+1} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} AG_{it} + \gamma_{2t} SIZE_{it} + \gamma_{3t} BM_{it} + \gamma_{4t} BETA_{it} + v_{it} \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

$$i = 1,\ldots, Nt$$

که r_{it+1} بازده اضافی iامین سهم در سال t + ۱، AG_{it} نرخ رشد دارایی، $SIZE_{it}$ اندازهٔ شرکت، BM_{it} نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و $BETA_{it}$ شاخص ریسک سیستماتیک است.

نمونه و داده‌ها

جامعهٔ آماری پژوهش، شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بـورس اوراق بهـادار تهـران طـی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ است. نمونهٔ پژوهش، مشتمل بر کلیهٔ شرکت‌هـای جامعـه بـه‌اسـتثنای سهام بانک‌ها، شرکت‌های لیزینگ، سرمایه‌گذاری و هلدینگ به‌دلیـل داشـتن سـاختار دارایـی و سرمایهٔ متفاوت و پرهیز از احتساب مجدد است. داده‌های مـورد نیـاز پـژوهش حاضـر از طریـق شرکت مدیریت فناوری اطلاعات و سازمان بورس و اوراق بهادار استخراج شده است.

تعاریف عملیاتی

سنجهٔ متغیرهای استفاده‌شده در این پژوهش، به شرح ذیل تعریف و اندازه‌گیری می‌شود؛

بازده: بازده شرکت‌های نمونه و بازده بازار به‌صورت پیوسته و با استفاده از رابطهٔ ۲ محاسبه شده است:

---

۱. در پژوهش‌های حوزهٔ دانش مالی، متغیرهای بسیاری نتایج پژوهش را متأثر می‌سازد که نه‌تنها امکان کنترل دقیق همهٔ آنها فراهم نیست بلکه در اغلب موارد، حتی شناسایی آنها نیز مقدور نیست. ازجملهٔ این متغیرها مـی‌تـوان بـه اثـر چرخـه‌هـای تجاری، تغییرات اقتصادی و سیاسی، عامل صنعت، متوقف‌کننده‌های خودکار نظیر حجم مبنا و حد نوسان قیمت و امثال آن اشاره کرد که پژوهشگر به‌دلیل کنترل‌ناپذیری تبعات آن، تأثیر آنها را ثابت فرض کرده است.

$$r_i = LN\frac{P_2}{P_1}$$ رابطهٔ ۲)

شایان ذکر است که P_2 و P_1 بابت افزایش سرمایه و سود نقدی تعدیل شده است.

SMB و HML: عوامل فراگیر مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و UMD عامل فراگیر خاص مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) مطابق روش‌های محاسباتی پژوهشگران یادشده محاسبه شده است.

رشد دارایی: لیپسون و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از سنجه‌های مختلف رشد دارایی، دریافتند سنجهٔ رشد کل دارایی کوپر و همکاران (۲۰۰۸) بخش شایان توجهی از توان توضیح انواع سنجه‌های رشد دارایی استفاده‌شده در ادبیات موضوعی را در نظر می‌گیرد و فارغ از عامل اندازه، برای هر شرکت بسیار کاربرد دارد. سنجه‌های بدیل، معیار رشد کل دارایی را تعدیل می‌کند یا بر اجزای آن نظیر مخارج سرمایه‌ای یا حتی تغییر مخارج سرمایه‌ای متمرکز می‌شود (لیپسون و همکاران، ۲۰۱۱). از این‌رو، همانند کوپر و همکاران (۲۰۰۸) سنجهٔ نرخ رشد کل دارایی در سال t نسبت به سال t−۱ استفاده می‌شود.

اندازه: لگاریتم طبیعی متوسط ارزش بازار شرکت در ماه t.

نسبت B/M: برای محاسبهٔ این نسبت، ارزش دفتری آخرین سال مالی بر متوسط ارزش بازار ماهانه تقسیم می‌شود.

بتا: شاخص ریسک سیستماتیک که برحسب مدل بازار و با تعدیل دیمسون (۱۹۷۹) با وقفه‌ای پیش‌رو و پس‌رو برای کاهش اثر معاملات غیرهم‌زمان محاسبه شده است. بتای سالانهٔ هر شرکت با استفاده از داده‌های روزانه برازش شده است.

یافته‌های پژوهش

در این بخش نتایج آزمون‌های انجام‌شده در قالب رویکرد تحلیل پرتفوی و رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) ارائه می‌شود. نخست، یافته‌های حاصل از تحلیل پرتفوی و برازش مدل فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) برای «کل نمونه» ارائه می‌شود. سپس به‌منظور مداقه در خلاف قاعدهٔ یادشده، تخصیص سهام شرکت‌ها برمبنای نرخ رشد دارایی به تفکیک نمونه‌های «شرکت‌های بزرگ» و «شرکت‌های کوچک» ارائه می‌شود. در ادامه، آمار توصیفی پرتفوی‌های مبتنی بر نرخ رشد دارایی در جدول ۱ ارائه می‌شود.

جدول ۱. آمار توصیفی بر تفوی‌های مبتنی بر رشد دارایی

	کل نمونه			شرکت‌های بزرگ				شرکت‌های کوچک			
	رشد دارایی	نسبت P/B	ارزش بازار (میلیون ریال)	متوسط تعداد سهام	رشد دارایی	نسبت P/B	ارزش بازار (میلیون ریال)	متوسط تعداد سهام	رشد دارایی	نسبت P/B	ارزش بازار (میلیون ریال)	متوسط تعداد سهام
						N = ۳						
۱P	-۰/۰۲۸	۲/۴۸۲	۲۹۷۶۲۳	۷۷	۰/۰۴۵	۲/۱۸۰	۱۶۲۸۳۷۹	۲۳	-۰/۰۸۱	۰/۵۳۷	۴۰۶۵۲	۲۵
۲P	۰/۱۵۲	۱/۶۰۱	۸۰۸۶۷۵	۷۷	۰/۲۲۳	۳/۲۵۵	۲۳۷۷۱۷۰	۲۲	۰/۱۰۰	۶/۴۲۱	۴۳۲۵۵	۲۴
۳P	۰/۴۵۷	۲/۸۰۸	۱۳۴۲۹۶۳	۷۷	۰/۴۵۵	۴/۷۰۰	۲۸۵۸۹۰۱	۲۲	۰/۵۲۹	۰/۹۴۴	۴۵۹۳۸	۲۴
						N = ۵						
۱P	-۰/۰۸۲۷	۰/۸۴۳۲	۲۵۰۱۲۲	۴۷	-۰/۰۰۵۷	۱/۳۳۰۷	۱۱۵۹۴۲۵	۱۴	-۰/۱۳۹۲	۰/۳۵۸۷	۴۱۴۲۳	۱۵
۲P	۰/۰۶۷۳	۲/۹۱۸۱	۴۵۲۹۲۳	۴۶	۰/۱۲۲۷	۲/۸۶۴۶	۲۳۶۴۱۱۰	۱۴	۰/۰۲۳۲	۱/۰۵۸۱	۴۰۷۷۹	۱۵
۳P	۰/۱۵۱۹	۱/۶۳۵۱	۷۸۹۳۰۵	۴۶	۰/۲۲۱۹	۳/۱۹۲۷	۲۵۰۳۰۷۸	۱۳	۰/۱۰۰۱	۹/۷۸۲۷	۴۴۸۵۲	۱۵
۴P	۰/۲۵۲۴	۲/۲۰۱۷	۱۰۲۹۹۱۱	۴۶	۰/۳۲۰۸	۴/۴۶۷۰	۲۹۹۸۳۴۵	۱۳	۰/۱۶۷۸	۰/۷۱۲۴	۴۳۰۳۰	۱۵
۵P	۰/۵۸۰۲	۲/۹۵۸۸	۱۴۰۰۵۴۱	۴۶	۰/۵۲۲۴	۴/۸۴۵۰	۲۶۰۸۴۳۳	۱۳	۰/۲۴۴۰	۰/۹۷۸۴	۴۷۶۹۸	۱۴
						N = ۱۰						
۱P	-۰/۱۵۲۹	۰/۷۸۵۶	۲۹۴۹۷۲	۲۴	-۰/۰۶۵۶	۱/۱۵۶۸	۱۱۳۷۶۶۸	۷	-۰/۲۲۲۶	۰/۱۴۰۹	۳۸۲۷۸	۸
۲P	-۰/۰۰۷۵	۰/۹۵۱۱	۳۰۴۵۲۰	۳۳	۰/۰۵۹۸	۱/۵۳۸۷	۱۲۰۲۸۵۰	۷	-۰/۰۵۱۲	۰/۶۱۹۴	۴۳۵۰۴	۸
۳P	۰/۰۴۸۲	۱/۲۶۴۲	۴۱۲۰۳۲	۳۳	۰/۱۰۷	۳/۰۹۲۲	۲۰۰۱۵۳۰	۷	۰/۰۰۵۱	۰/۹۸۰۲	۴۱۳۴۴	۷
۴P	۰/۰۸۸۱	۶/۳۷۸۴	۵۰۲۱۰۹	۳۳	۰/۱۶۱۷	۲/۴۸۰۵	۲۶۹۲۲۸۴	۷	۰/۰۴۵۱	۱/۰۷۳۸	۴۰۲۲۹	۷
۵P	۰/۱۳۱۰	۱/۵۰۷۴	۷۷۲۱۴۳	۳۳	۰/۲۰۳۳	۲/۹۱۴۵	۲۹۲۸۶۴۷	۷	۰/۰۸۰۵	۱۷/۷۴۸۲	۴۳۰۴۳	۷
۶P	۰/۱۷۴۸	۱/۷۵۰۳	۸۰۹۸۹۳	۳۳	۰/۲۵۱۳	۴/۲۱۷۴	۲۰۲۸۳۲۵	۷	۰/۱۲۲۱	۰/۷۷۷۱	۴۸۴۷۱	۷
۷P	۰/۲۳۵۸	۱/۷۰۶۶	۱۰۴۶۶۴۱	۳۳	۰/۲۹۴۸	۳/۹۷۸۸	۲۷۱۴۲۱۸	۷	۰/۱۷۲۲	۰/۵۷۹۹	۴۰۵۸۸	۷
۸P	۰/۲۸۲۷	۲/۶۶۲۳	۱۰۱۱۸۸۵	۳۳	۰/۳۵۶۷	۴/۰۵۷۱	۳۳۶۴۲۹۷	۷	۰/۲۳۳۲	۰/۹۱۱۲	۴۴۵۶۶	۷
۹P	۰/۳۶۶۰	۲/۵۰۳۳	۱۳۵۲۷۶۳	۳۳	۰/۴۴۴۳	۴/۸۱۴۱	۲۵۹۰۰۳۸	۶	۰/۳۱۲۱	۱/۰۵۰۶	۴۸۶۷۰	۷
۱۰P	۰/۴۹۷۳	۳/۴۲۵۱	۱۴۷۰۳۴۱	۳۳	۰/۶۳۹۲	۴/۹۳۷۰	۳۷۱۶۹۵۱	۶	۱/۳۷۳	۰/۹۱۲۹	۴۷۴۹۳	۷

جدول ۱ در بر دارندهٔ نرخ رشد دارایی (AG)، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (P/B) و ارزش بازار سهام (ME) سه نمونهٔ بررسی‌شده مشتمل بر «همهٔ شرکت‌های موجود در نمونه»، «شرکت‌های بزرگ» و «شرکت‌های کوچک» و متوسط تعداد سهام موجود در هر یک از پرتفوی‌هاست. P۱، P۲، P۳،...، P۵ (...P۱۰) نمایانگر پرتفوی‌هایی است که برمبنای رشد دارایی تشکیل شده است به‌گونه‌ای‌که P۱ از کمینهٔ رشد دارایی و P۳، P۵ یا P۱۰ از بیشینهٔ آن برخوردار است. P۳-P۱، P۵-P۱ و P۱۰-P۱ پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفری است که متشکل از خرید سهام دارای بیشترین رشد دارایی و فروش سهام دارای کمترین رشد دارایی است.

براساس جدول ۱ عموماً نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (P/B) شرکت‌هایی که رشد دارایی بالایی دارند، بیش از شرکت‌های دارای نرخ رشد دارایی پایین‌تر است؛ به‌گونه‌ای‌که در نمونه متشکل از شرکت‌های بزرگ در صورتی‌که N = ۳ باشد، نسبت یادشده برای پرتفوی اول که کمینهٔ رشد دارایی دارد برابر ۲/۱۸۰ و برای پرتفوی سوم با بیشینهٔ نرخ رشد دارایی معادل ۴/۷۰۰ است. این امر در تأیید یافتهٔ اندرسون و گارسیا فی‌جو (۲۰۰۶) مبنی بر رابطهٔ رشد مخارج سرمایه‌ای و نسبت B/M است. افزایش نرخ رشد دارایی از پرتفوی اول به پرتفوی دهم (یا سوم یا پنجم) با افزایش ارزش بازار همراه است؛ به‌گونه‌ای‌که ارزش بازار P۱ در کل نمونه برابر ۲۹۷۶۲۳ میلیون ریال و ارزش بازار P۳ برابر ۱۲۴۲۹۶۳ میلیون ریال است. بر این اساس، به نظر می‌رسد شرکت‌هایی که نرخ رشد دارایی بالاتری دارند، ارزش بازار بالاتری دارد (این موضوع اهمیت کنترل اثر اندازه را افزون می‌سازد).

در صورتی‌که نمونهٔ بررسی‌شده کلیهٔ سهام واجد شرایط (در بخش نمونه و داده‌ها) را شامل شود، متوسط تعداد سهام موجود در پرتفوی‌های سه‌گانه (N = ۳) برابر ۷۷ است که با افزایش تعداد پرتفوی‌ها در N = ۵ به ۴۶ سهم کاهش می‌یابد. مادامی‌که سهام نمونه برحسب رشد دارایی به ۱۰ پرتفوی تقسیم شود، تعداد سهام موجود در هر پرتفوی به‌طور متوسط به ۲۳ سهم کاهش می‌یابد. با تحدید نمونهٔ پژوهش به شرکت‌های بزرگ، متوسط شمار شرکت‌های موجود در پرتفوی به ازای N = ۳, ۵, ۱۰ به‌ترتیب معادل ۲۲، ۱۴ و ۷ سهم خواهد بود. در نمونهٔ متشکل از شرکت‌های کوچک، متوسط تعداد سهام موجود در پرتفوی‌ها تقریباً مشابه نمونهٔ بزرگ بوده و به‌ترتیب معادل ۲۴، ۱۵ و ۷ سهم است.

تحلیل پرتفوی

جدول ۲ مشتمل بر پنج قسمت است که هر یک از آنها نمایانگر متوسط بازده، آلفای مبتنی بر CAPM، مدل فاما ـ فرنچ و مدل کارهارت طی افق زمانی معین بازده است. برای مثال، قسمتی

که با t = ۰ مشخص شده، نشانگر آن است که در این قسمت، از بازده جاری سهام استفاده شده است. t = ۱ نمایانگر آن است که بازده ماه آتی سهام شرکت‌ها، مبنای محاسبات قرار گرفته است. t = ۳, ۶, ۱۲ نیز دال بر بازده ۳، ۶ و ۱۲ ماه آتی است.

جدول ۲. متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های سه‌گانهٔ مبتنی بر نرخ رشد دارایی «کل نمونه»

	متوسط بازده	آلفای مبتنی بر CAPM	آلفای مبتنی بر مدل فاما ـ فرنچ	آلفای مبتنی بر مدل کارهارت
		t = ۰		
P۱	۰/۰۱۲**	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸	۰/۰۰۸
P۲	۰/۰۲۱***	۰/۰۱۸***	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۷***
P۳	۰/۰۲۸***	۰/۰۲۳***	۰/۰۲۳***	۰/۰۲۲***
P۳ - P۱	۰/۰۱۶***	۰/۰۱۴***	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۴**
		t = ۱		
P۱	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۳	−۰/۰۰۵
P۲	۰/۰۱۴**	۰/۰۱۳**	۰/۰۱۲*	۰/۰۱۱*
P۳	۰/۰۱۵**	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۵**
P۳ - P۱	۰/۰۱۸***	۰/۰۲۰***	۰/۰۱۹***	۰/۰۲۰***
		t = ۳		
P۱	−۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱
P۲	۰/۰۴۱**	۰/۰۳۷**	۰/۰۳۷**	۰/۰۳۶***
P۳	۰/۰۳۸**	۰/۰۴۵***	۰/۰۴۳**	۰/۰۴۳**
P۳ - P۱	۰/۰۴۰***	۰/۰۴۳***	۰/۰۴۱***	۰/۰۴۲***
		t = ۶		
P۱	۰/۰۰۶	۰/۰۱۵	۰/۰۱۶	۰/۰۱۳
P۲	۰/۰۷۵***	۰/۰۷۲***	۰/۰۶۹**	۰/۰۶۵***
P۳	۰/۰۶۷**	۰/۰۷۸***	۰/۰۷۳***	۰/۰۷۲***
P۳ - P۱	۰/۰۶۱***	۰/۰۶۴***	۰/۰۵۷***	۰/۰۵۹***
		t = ۱۲		
P۱	۰/۰۵۳*	۰/۰۶۴**	۰/۰۶۴**	۰/۰۵۸*
P۲	۰/۱۳۲***	۰/۱۲۵***	۰/۱۲۱***	۰/۱۱۹***
P۳	۰/۱۱۰***	۰/۱۲۱***	۰/۱۱۴***	۰/۱۱۳***
P۳ - P۱	۰/۰۵۷**	۰/۰۵۷**	۰/۰۵۱*	۰/۰۵۴*

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود با افزایش نرخ رشد دارایی در هر یک از افق‌های زمانی محاسبه بازده، متوسط بازده پرتفوی‌ها افزایش می‌یابد؛ به‌گونه‌ای‌که در افق زمانی t = ۰، متوسط بازده پرتفوی اول برابر ۱/۲ درصد است که این رقم در پرتفوی سوم به ۲/۸ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، معناداری آماری متوسط بازده پرتفوی‌های یادشده نیز توأم با فزونی رشد دارایی، تقویت می‌شود. آلفای جنسن پرتفوی‌های یادشده نیز فارغ از مدل مبنای محاسبهٔ (CAPM، سه‌عاملی و چهارعاملی) وضعیت مشابهی دارد. به‌گونه‌ای‌که آلفای CAPM پرتفوی اول از ۰/۹ درصد، به ۲/۳ درصد در پرتفوی سوم افزایش می‌یابد. متوسط بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر (P۳ - P۱) تحت همهٔ افق‌های زمانی بازده، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. آلفای پرتفوی یادشده صرف‌نظر از چگونگی محاسبه، همواره مثبت و معناداری آماری آن در سطح بیش از ۹۵ درصد برقرار است. با طولانی‌شدن افق زمانی بازده از t =۰ تا t =۱۲ متوسط بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر یعنی P۳ - P۱ افزایش می‌یابد به‌نحوی‌که متوسط بازده پرتفوی یادشده به‌ازای t = ۰، برابر ۱/۶ درصد و برای t =۱۲ معادل ۵/۷ درصد بوده و از نظر آماری در سطح ۹۹ درصد معنادار است.

برای تلخیص یافته‌ها، آزمون اثر رشد دارایی برمبنای تحلیل پرتفوی به تفکیک N = ۵, ۱۰ ارائه نشده است بلکه خلاصهٔ نتایج این بخش در جدول ۳ ملاحظه می‌شود.

همان‌گونه که پیش از این اشاره شد، متوسط بازده و آلفای پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر توأم با افزایش افق زمانی بازده، رو به افزایش می‌نهد. به‌گونه‌ای‌که متوسط بازده پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر P۳–P۱، P۵-P۱ و P۱۰-P۱ در صورت محاسبهٔ بازده ماه آتی (t =۱) به‌ترتیب برابر ۱/۸، ۲/۰ و ۲/۴ درصد است که با افزایش افق زمانی بازده به t = ۳ به رقمی معادل ۴/۰، ۴/۹ و ۶/۰ درصد افزایش می‌یابد. جدول ۳ ضمن تأیید تفاوت یافته‌های حاصل ناشی از تعداد پرتفوی‌های تشکیل شده، بیانگر آن است که نتایج اصلی پژوهش مبنی برخلاف قاعدهٔ رشد دارایی تحت‌الشعاع قرار نمی‌گیرد. به‌طور خلاصه، نتایج این بخش بیانگر وجود رابطهٔ مثبت و قویاً معنادار نرخ رشد دارایی و بازده مورد انتظار است. شواهد حاصله، بازده غیرعادی پرتفوی‌های مبتنی بر رشد دارایی را در افق‌های زمانی ۱، ۳، ۶ و ۱۲ ماه آتی تأیید می‌کند.

رویکرد تحلیل پرتفوی به‌رغم برخورداری از قوت‌های زیاد، معایبی نیز دارد که ازجملهٔ آن می‌توان به عدم امکان واکاوی تأثیر سایر متغیرهای مداخله‌گر بر رابطهٔ متغیرهای آزمون‌شده اشاره کرد. بر این اساس، خلاف قاعدهٔ رشد دارایی با استفاده از رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) نیز آزمون می‌شود تا بدین‌گونه، تبعات ناشی از نادیده‌انگاشتن متغیرهای مداخله‌گر تا اندازه‌ای

تقلیل یابد. برای این منظور، رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) طبق رابطهٔ ۱ برازش‌شده و نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۳. متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های مبتنی بر رشد دارایی «کل نمونه»

	متوسط بازده	آلفای مبتنی بر CAPM	آلفای مبتنی بر مدل فاما ـ فرنچ	آلفای مبتنی بر مدل کارهارت
		t = ۰		
P۳ - P۱	۰/۰۱۶***	۰/۰۱۴***	۰/۰۱۵***	۰/۰۱۴**
P۵ - P۱	۰/۰۱۵**	۰/۰۱۳*	۰/۰۱۷**	۰/۰۱۶**
P۱۰- P۱	۰/۰۲۲**	۰/۰۲۰**	۰/۰۲۳***	۰/۰۲۲***
		t = ۱		
P۳- P۱	۰/۰۱۸***	۰/۰۲۰***	۰/۰۱۹***	۰/۰۲۰***
P۵ - P۱	۰/۰۲۰***	۰/۰۲۱***	۰/۰۲۰***	۰/۰۲۱***
P۱۰- P۱	۰/۰۲۴***	۰/۰۲۳***	۰/۰۲۱***	۰/۰۲۲***
		t = ۳		
P۳ - P۱	۰/۰۴۰***	۰/۰۴۳***	۰/۰۴۱***	۰/۰۴۲***
P۵ - P۱	۰/۰۴۹***	۰/۰۵۱***	۰/۰۴۹***	۰/۰۵۰***
P۱۰- P۱	۰/۰۶۰***	۰/۰۶۵***	۰/۰۵۸***	۰/۰۵۹***
		t = ۶		
P۳ - P۱	۰/۰۶۱***	۰/۰۶۴***	۰/۰۵۷***	۰/۰۵۹***
P۵ - P۱	۰/۰۸۰***	۰/۰۸۹***	۰/۰۸۱***	۰/۰۸۳***
P۱۰- P۱	۰/۰۹۶***	۰/۱۱۲***	۰/۰۹۸***	۰/۰۹۷***
		t = ۱۲		
P۳- P۱	۰/۰۵۷**	۰/۰۵۷**	۰/۰۵۱*	۰/۰۵۴*
P۵ - P۱	۰/۱۰۲***	۰/۱۰۷***	۰/۰۹۶**	۰/۰۹۸***
P۱۰ - P۱	۰/۰۹۹**	۰/۱۱۵**	۰/۰۹۷**	۰/۰۹۶**

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

جدول ٤. نتایج رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳)

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ٤
عرض از مبدأ	۰/۰۱۶	−۰/۰۶۴	۱/۱۳۳***	۱/۵۰۸***
	(۰/۴۱)	(−۰/۲۲)	(۳/۲۴)	(۴/۲۴)
رشد دارایی (AG)	۰/۷۶۶***	۰/۷۵۱***	۰/۵۱۴***	۰/۴۵۰***
	(۷/۲۸)	(۷/۹۶)	(۶/۷۹)	(۹/۰۸)
اندازه (SIZE)	-	۰/۰۰۳	−۰/۰۳۳**	−۰/۰۴۶***
	-	(۰/۲۷)	(−۲/۴۴)	(−۳/۶۵)
نسبت ارزش دفتری به بازار	-	-	−۰/۴۷۹***	−۰/۵۴۷**
	-	-	(−۳/۶۲)	(−۳/۰۲)
بتا	-	-	-	۰/۰۵۵
	-	-	-	(۱/۲۵)
ضریب تعیین	۰/۰۸۱	۰/۱۰۱	۰/۲۱۳	۰/۲۸۷
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۰۷۶	۰/۰۹۰	۰/۲۰۰	۰/۲۶۹

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

نتایج برازش مدل ۱ نشان می‌دهد رابطهٔ مثبت رشد دارایی و بازده مورد انتظار تأیید می‌شود؛ زیرا ضریب متغیر رشد دارایی برابر ۰/۷۶۶ و آمارهٔ t آن معادل ۷/۲۸ است. نتایج حاصل از تحلیل پرتفوی نشان از اهمیت نقش اندازهٔ شرکت بر رابطهٔ رشد دارایی و بازده مورد انتظار سهام دارد. بنابراین، مدل ۲ با اضافه‌کردن عامل اندازه، موجب تعمیق واکاوی اثرگذاری رشد دارایی بر بازده سهام می‌شود. نتایج برازش مدل اخیر نشان می‌دهد افزودن عامل اندازه قادر به سلب توان توضیحی رشد دارایی نیست؛ به‌گونه‌ای‌که متغیر رشد دارایی با داشتن ضریبی برابر ۰/۷۵۱ و آمارهٔ t معادل ۷/۹۶ در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. در نظر گرفتن نسبت B/M نیز طی مدل ۳ به‌رغم آنکه ضریب متغیر رشد دارایی را به ۰/۵۱۴ و آمارهٔ t آن را به ۶/۷۹ می‌کاهد، اما معناداری آماری آن را تحت‌الشعاع قرار نمی‌دهد. می‌توان استدلال کرد رابطهٔ رشد دارایی و بازده مورد انتظار سهم ناشی از اثرگذاری متغیر سومی است که خلاف قاعدهٔ دارایی صرفاً در سایهٔ نادیده‌انگاشتن آن بروز می‌کند. بر این اساس، می‌توان مدعی شد اثرگذاری رشد دارایی ناشی از مغفول‌ماندن تأثیر بتا است. نتایج برازش مدل ۴ ادعای اخیر را رد می‌کند؛ زیرا ضریب ۴۵ درصدی متغیر رشد دارایی با داشتن آمارهٔ t معادل ۹/۰۸ کماکان در سطح خطای ۱ درصد از نظر آماری معنادار است.

تحلیل حساسیت یافته‌ها

مطابق آمار توصیفی منعکس در جدول ۱، سهامی که دارایی آن نرخ رشد زیادی دارد، از ارزش بازار بیشتری برخوردار است و آهنگ تغییرات آنها با یکدیگر همسوست. بنابراین، در این بخش

عامل اندازه با استفاده از تفکیک کل نمونه به دو بخش فرعی شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های کوچک کنترل می‌شود. برای تفکیک نمونهٔ پژوهش به شرکت‌های بزرگ و کوچک، همانند کوپر و همکاران (۲۰۰۸) از صدک‌های ۷۰ و ۳۰ به‌منزلهٔ مرز جداکننده استفاده می‌شود؛ به‌گونه‌ای‌که شرکت‌هایی که ارزش بازار آنها در تیرماه هرسال بزرگ‌تر از صدک ۷۰ کل شرکت‌های نمونه باشد، به گروه شرکت‌های بزرگ و شرکت‌هایی که ارزش بازار آنها کوچک‌تر از صدک ۳۰ کل شرکت‌های نمونه باشد، به گروه شرکت‌های کوچک تخصیص می‌یابد. سپس سهام موجود در هر یک از نمونه‌های «شرکت‌های بزرگ» و «شرکت‌های کوچک» برحسب نرخ رشد دارایی به پرتفوی‌های مربوطه تخصیص می‌یابد. نتایج این اقدام برای شرکت‌های بزرگ در جدول ۵ ملاحظه می‌شود.

جدول ۵. متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های مبتنی بر رشد دارایی «شرکت‌های بزرگ»

	متوسط بازده	آلفای مبتنی بر CAPM	آلفای مبتنی بر مدل فاما- فرنچ	آلفای مبتنی بر مدل کارهارت
		t = ۰		
P۳ - P۱	۰/۰۱۵**	۰/۰۱۵**	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۵**
P۵ - P۱	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۴*	۰/۰۱۶*	۰/۰۱۵*
P۱۰- P۱	۰/۰۱۳	۰/۰۱۶	۰/۰۱۹**	۰/۰۱۸*
		t = ۱		
P۳ - P۱	۰/۰۱۲**	۰/۰۱۵**	۰/۰۱۳**	۰/۰۱۳**
P۵ - P۱	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۴*	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲
P۱۰ - P۱	۰/۰۱۷*	۰/۰۱۳	۰/۰۱۶*	۰/۰۱۶
		t = ۳		
P۳ - P۱	۰/۰۳۲***	۰/۰۴۴***	۰/۰۴۰***	۰/۰۴۲***
P۵ - P۱	۰/۰۴۲***	۰/۰۴۷**	۰/۰۴۴**	۰/۰۴۵**
P۱۰ - P۱	۰/۰۳۹*	۰/۰۴۱*	۰/۰۴۴*	۰/۰۴۶*
		t = ۶		
P۳ - P۱	۰/۰۵۳***	۰/۰۶۹***	۰/۰۶۴***	۰/۰۶۷***
P۵ - P۱	۰/۰۶۵***	۰/۰۷۸***	۰/۰۶۷**	۰/۰۶۷**
P۱۰ - P۱	۰/۰۶۱	۰/۰۷۴*	۰/۰۷۶*	۰/۰۷۶**
		t = ۱۲		
P۳ - P۱	۰/۰۵۳**	۰/۰۶۹***	۰/۰۶۲**	۰/۰۶۳**
P۵ - P۱	۰/۰۵۷*	۰/۰۶۴*	۰/۰۵۱	۰/۰۵۱
P۱۰ - P۱	۰/۰۷۶	۰/۰۹۸*	۰/۰۹۸*	۰/۰۹۶

***، ** و * به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری آماری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

مادامی‌که سهام نمونه به ۳ یا ۵ پرتفوی تخصیص یابد، متوسط بازده P۳-P۱ و P۵-P۱ مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. درصورتی‌که از طبقه‌بندی ده‌گانه استفاده شود، متوسط بازده پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر (به‌استثنای t =۱ و t = ۳ که متوسط بازده پرتفوی یادشده در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار است) کماکان مثبت است، ولی از نظر آماری معنادار نیست (با استفاده از طبقه‌بندی یادشده در شرکت‌های بزرگ، تفاوت بازده پرتفوی‌های حدی، افزون می‌شود). بالاترین فراوانی معناداری آلفا در افق زمانی سه‌ماهه و سپس شش‌ماهه بازده آتی مشاهده می‌شود. جدول ۶ نتایج آزمون اثر رشد دارایی را در نمونهٔ «شرکت‌های کوچک» نشان می‌دهد.

جدول ٦. متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های مبتنی بر رشد دارایی «شرکت‌های کوچک»

	متوسط بازده	آلفای مبتنی بر CAPM	آلفای مبتنی بر مدل فاما- فرنچ	آلفای مبتنی بر مدل کارهارت
		t = ۰		
P۳ - P۱	۰/۰۱۷***	۰/۰۱۱**	۰/۰۱۰**	۰/۰۰۸*
P۵ - P۱	۰/۰۲۶***	۰/۰۱۷**	۰/۰۱۵**	۰/۰۱۴*
P۱۰ - P۱	۰/۰۲۲**	۰/۰۰۷	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹
		t = ۱		
P۳ - P۱	۰/۰۲۲***	۰/۰۱۶**	۰/۰۱۷**	۰/۰۱۷***
P۵ - P۱	۰/۰۲۹***	۰/۰۲۵***	۰/۰۲۷***	۰/۰۲۹***
P۱۰ - P۱	۰/۰۲۵**	۰/۰۱۹*	۰/۰۲۵***	۰/۰۲۴***
		t = ۳		
P۳ - P۱	۰/۰۵۱***	۰/۰۳۹**	۰/۰۳۷**	۰/۰۳۷**
P۵ - P۱	۰/۰۶۸***	۰/۰۶۱***	۰/۰۶۰***	۰/۰۶۲***
P۱۰ - P۱	۰/۰۶۳**	۰/۰۵۵**	۰/۰۶۱**	۰/۰۶۰**
		t = ۶		
P۳ - P۱	۰/۰۶۴***	۰/۰۵۹**	۰/۰۵۵**	۰/۰۵۸**
P۵ - P۱	۰/۰۸۹***	۰/۰۹۰***	۰/۰۸۷***	۰/۰۹۰***
P۱۰ - P۱	۰/۰۹۹**	۰/۰۹۷*	۰/۱۰۸**	۰/۱۰۶**
		t =۱۲		
P۳ - P۱	۰/۰۹۰**	۰/۰۸۶**	۰/۰۷۶**	۰/۰۸۰**
P۵ - P۱	۰/۱۱۵**	۰/۱۱۸***	۰/۱۰۷***	۰/۱۱۳***
P۱۰ - P۱	۰/۱۷۹**	۰/۱۸۶**	۰/۱۷۶**	۰/۱۷۱**

***، ** و * به‌ترتیب نمایانگر معناداری آماری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

همان‌گونه که جدول ۶ نشان می‌دهد با افزایش افق زمانی بازده از t = ۰ به t =۱۲ متوسط بازده P۳-P۱ از ۱/۷ درصد به ۹/۰ درصد، متوسط بازده P۵-P۱ از رقمی معادل ۲/۶ درصد به

۱۱/۵ درصد و میانگین بازده P۱۰-P۱ از ۲/۲ درصد به ۱۷/۹ درصد بالغ می‌شود. می‌توان مدعی شد قطع‌نظر از افق زمانی بازده، عموماً متوسط بازده پرتفوی‌های با سرمایه‌گذاری صفر، مثبت و به‌شدت معنادار است. به‌استثنای افق زمانی t = ۰ آلفای پرتفوی‌های یادشده نیز عموماً مثبت و حداقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

خلاف قاعدهٔ رشد دارایی پس از پژوهش کوپر و همکاران (۲۰۰۸) توجه بسیاری از پژوهشگران را برانگیخت. نتایج پژوهش حاضر در پی آزمون خلاف قاعدهٔ یادشده در بورس اوراق بهادار تهران بیانگر وجود رابطهٔ مثبت نرخ رشد دارایی و بازده مورد انتظار سهام است. یافتهٔ مذکور درخصوص مثبت‌بودن اثر نرخ رشد دارایی ناقض یافتهٔ کوپر و همکاران (۲۰۰۸) مبنی بر رابطهٔ معکوس رشد دارایی و بازده مورد انتظار سهام در ایالات متحده از یک‌سو و یافتهٔ پولیتو (۲۰۱۲) مبنی بر رابطهٔ منفی و غیرمعنادار متغیرهای اخیر در بورس مکزیک است. به این ترتیب، قابلیت پیش‌بینی بازده سهام توسط رشد دارایی در بورس اوراق بهادار تهران به تأیید می‌رسد. همچنین، یافته‌های به‌دست‌آمده حساسیت چندانی نسبت به افق زمانی بازده آتی ندارد.

شواهد به‌دست‌آمده بیان‌کنندهٔ آن است که در برخی موارد (N = ۱۰) اثر مثبت و معنادار نرخ رشد دارایی بر بازده مقطعی سهام شرکت‌های بزرگ به‌رغم حفظ جهت تغییرات، معناداری آماری خود را از دست می‌دهد. یافتهٔ اخیر با اینکه نتایج پژوهش کوپر و همکاران (۲۰۰۸) را نقض می‌کند، از دیدگاه دیگری آن را به تأیید می‌رساند؛ زیرا آمارهٔ t کوپر و همکاران (۲۰۰۸) نیز با افزایش ارزش بازار شرکت‌ها کاهش می‌یابد، ولی کاهش یادشده به اندازه‌ای نیست که به معنادارنبودن متغیر رشد دارایی منجر شود. یافته‌های به‌دست‌آمده به‌شدت از تعداد پرتفوی‌هایی تأثیر می‌پذیرد که تحت رویکرد تحلیل پرتفوی تشکیل می‌شود. پژوهش حاضر سهام نمونه را به ۳، ۵ و ۱۰ پرتفوی تخصیص می‌دهد. یکی از معضلات رویکرد اخیر در بازارهای کمتر توسعه‌یافته آن است که تعداد سهام موجود در این بازارها محدود است بنابراین، پژوهشگر باید میان گزینه‌های زیر تعادل برقرار کند:

- لزوم افزایش تعداد پرتفوی‌ها برای بیشینه‌ساختن تغییرات رشد دارایی در پرتفوی اول و آخر؛
- لزوم وجود حداقل تعداد معینی سهام در پرتفوی سرمایه‌گذاران.

بنابراین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده، تعیین بیشترین تعداد پرتفوی ممکن به‌کمک رویکرد یادشده در بورس اوراق بهادار تهران در کانون توجه قرار گیرد. پیشنهاد یادشده متضمن ارائهٔ راهکاری است که میان گزینه‌های یادشده تعادل برقرار کند.

درنهایت، اظهارنظر دربارهٔ خلاف قاعـدهٔ رشـد دارایـی در بـورس اوراق بهـادار، زودهنگـام و مستلزم پژوهش‌های بیشتری است. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود ابعاد مختلـف خـلاف قاعـدهٔ یادشده، به‌ویژه از حیث تأثیر متغیرهای مداخله‌گر در پژوهش‌های آتی مد نظر قرار گیرد.

References

Anderson, C. W. & Garcia-Feijoo, L. (2006). Empirical Evidence on Capital Investment, Growth Options, and Security Returns. *Journal of Finance*, 61(1): 171–194.

Berk, J. B., Green, R. C. & Naik, V. (1999). Optimal Investment, Growth Options, and Security Returns. *Journal of Finance*, 54(5): 1553–1607.

Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1): 57–82.

Chen, L., Novy-Marx, R. & Zhang, L. (2011). *An alternative three-factor model*, Working Paper, Ohio State University, unpublished.

Cooper, I. & Priestley, R. (2011). Real investment and risk dynamics. *Journal of Financial Economics*, 101(1): 182-205.

Cooper, M. J., Gulen, H. & Schill, M. J. (2008). Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns. *Journal of Finance*, 63(4): 1609-1651.

Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3-56.

Fama, E. F. & MacBeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3): 607-636.

Gray, P. & Johnson, J. (2011). The relationship between asset growth and the cross-section of stock returns. *Journal of Banking & Finance*, 35(3): 670-680.

Li, E.X., Livdan, D. & Zhang, L. (2009). Anomalies. *Review of Financial Studies*, 22(11): 2973–3004.

Lipson, M., Mortal, L. S. & Schill, M. J. (2011). On the Scope and Drivers of the Asset Growth Effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46 (6): 1651-1682.

Merton, R. C. (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, 41(5): 867-887.

Pollito, J. (2012). *A Market Anomaly in the Mexican Stock Returns.* Unpublished master's thesis. Premio Nacional BMV.

Titman, S., Wei, K.C. & Xie, F. (2004). Capital investment and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(4): 677–701.

Yao, T., Yu, T., Zhang, T. & Chen, S. (2011). Asset growth and stock returns: Evidence from Asian financial markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 19(1): 115-139.