پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی
سال دهم / شماره ۳۹ / پائیز ۱۳۹۷
صفحه ٦٥ تا ۷۹

رابطه محدودیت آربیتراژ با ناهنجاری رشد دارایی‌ها در شرکت‌ها

موسی بزرگ اصل[۱]
محمد مرفوع[۲]
مهران عربی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۴/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۱۳

چکیده

نیل به حداکثر بازده، هدف مطلوب و رضایت بخش هر سرمایه‌گذار است، در این راستا آگاهی از عوامل مؤثر بر بازده سهام بسیار حائز اهمیت می‌باشد. یکی از مهم‌ترین این عوامل، نرخ رشد دارایی‌هاست که ارتباط معکوس آن با بازده سهام (ناهنجاری رشد دارایی)، در پژوهش‌های بسیاری مورد تأیید قرار گرفته است. هدف این پژوهش، مطالعه رابطه محدودیت آربیتراژ با ناهنجاری رشد دارایی‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، می‌باشد. به منظور سنجش محدودیت آربیتراژ از دو معیار نوسان بازده سهام و معیار عدم‌نقدشوندگی آمیهود استفاده شده است. در هر سال، نمونه شرکت‌ها برای هریک از این عوامل از نزولی به صعودی مرتب شده و سپس به پنج طبقه تقسیم و نتایج آزمون فرضیات در یک پنجم ابتدایی و انتهایی مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که در شرکت‌های با نوسان بازده سهام پایین و همچنین شرکت‌های با درجه نقدشوندگی پایین، ناهنجاری رشد دارایی به مراتب شدیدتر از سایر شرکت‌هاست.

واژه‌های کلیدی: ناهنجاری رشد دارایی، محدودیت در آربیتراژ، نوسان بازده سهام، عدم نقدشوندگی.

۱- دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) bozorgasl@audit.org.ir
۲- استادیار گروه حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
۳- کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

۱- مقدمه

تحقیقات متعدد انجام شده نشان می هد که بازده سهام تعدیل شده بر مبنای ریسک، با افزایش سرمایه یا افزایش میزان دارایی‌ها، کاهش می‌یابد. (تیتمان و همکاران ۲۰۰۴، کوپرو همکاران ۲۰۰۸) این رابطه منفی اغلب ناهنجاری رشد دارایی یا ناهنجاری سرمایه‌گذاری نامیده می‌شود. در تفسیر مقدماتی این ناهنجاری، برخی از منظر رفتاری و برخی نیز از زاویه عقلایی به موضوع نگاه می‌کنند. تیتمان و همکاران (۲۰۰۴) استدلال می‌کنند که این ناهنجاری‌ها به دلیل هزینه‌های نمایندگی ناشی از جریان نقد آزاد است. جریان‌های نقد آزاد بیشتر و اهرم مالی پایین‌تر نشان دهنده سرمایه‌گذاری بیش از اندازه و عکس‌العمل کمتر بازار به انگیزه‌های مدیران در سرمایه‌گذاری بیش از حد می‌باشد.

در شرکت‌های دارای محدودیت آربیتراژ بالاتر، افزایش ارزش شرکت به واسطه افزایش دارایی‌های سرمایه‌ای، به مراتب سخت‌تر از شرکت‌های دارای محدودیت آربیتراژ پایین‌تر است. بر اساس تئوری فرآهم‌آوری[1]، ساپینزا و پولک (۲۰۰۹)، براین باورند زمانی که ارزش شرکت کمتر از ارزش واقعی آن ارزیابی شده است، مدیران دارایی‌های سرمایه‌ای خود را افزایش می‌دهند تا از این طریق به ارزش واقعی شرکت نزدیک شوند. بنابراین در شرکت‌های با محدودیت آربیتراژ بالاتر جهت انجام این عمل می‌باید اثرات سرمایه‌گذاری قوی‌تری به نمایش گذاشته شود. کوپر و همکاران (۲۰۰۸) استدلال می‌کنند به دلیل وجود محدودیت در آربیتراژ، قیمت سهام نمی‌تواند اطلاعات مخابره شده توسط رشد سرمایه‌گذاری را به موقع منعکس کند، و به همین دلیل ناهنجاری رشد دارایی به وجود می‌آید. لی و همکاران (۲۰۰۹) و سایرین استدلال می‌کنند که شرکت‌ها با دیدی خوشبینانه، زمانی که بازده سهام مورد انتظار پایین است، بیشتر سرمایه‌گذاری می‌کنند و زمانی که بازده سهام مورد انتظار بالا است، کمتر سرمایه‌گذاری می‌کنند.

در این پژوهش، ما می‌خواهیم بدانیم آیا محدودیت در آربیتراژ می‌تواند ناهنجاری رشد دارایی را توضیح دهد یا خیر؟

۲- مبانی نظری

در دهه ۱۹۷۰، رأس نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ[2] را پایه‌گذاری کرد. مفهوم اساسی در نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ، وجود یک قیمت است، یعنی دو سهمی که ریسک و بازدهی مشابه دارند، نمی‌توانند در قیمت‌های متفاوت فروخته شوند. با این تعریف، قیمت‌گذاری نادرست اوراق بهادار به گونه‌ای که سود بدون ریسک ایجاد کند، آربیتراژ نامیده می‌شود. بنابراین، تعریف معمول آربیتراژ که به صورت «کسب بازده بدون تحمل ریسک» مطرح می‌شود، تنها در صورتی صحیح

خواهـــد بود که نقش زمان را حذف کنـــیم و معـــاملاتی که منجر به ایجاد بازده می‌شونـــد، در یـک لحظه زمانی صورت بگیرد (بیدگلی، ۱۳۸۶).

به خاطر فعالیت رقابتی تعداد زیادی سرمایه‌گذار باهوش یا آربیتراژکننده، دو قیمت به سمت یک قیمت واحد حرکت خواهند کرد و در حـالت تعادل، سهامی که بالاتر از ارزش پایه قیمت‌گذاری شده بود، به قیمت پایه‌ای خود باز خواهد گشت. آربیتراژ به دلیل اثری که بر بازگشت قیمت‌ها به ارزش پایه و حفظ کارایی بازار دارد، نقش مهمی را در تجزیه و تحلیل بازارهای اوراق بهادار ایفا می‌کند. یکی از یافته‌های اصلی رفتار مالی، نظریه محدودیت آبیتراژ است. این نظریه نشان می‌دهد که اگر معامله‌گران عادی باعث انحراف هر دارایی از ارزش پایه‌اش شوند، معامله‌گران باهوش اغلب نمی‌توانند کاری بکنند زیرا به دلایل گوناگون اغلب فرصت‌های آربیـــتراژی در بازارهای اوراق بهـــادار در دنیای واقعی به شدت محدود می‌شوند (تالانه، قاسمی ۱۳۹۰).

شاخص رشد دارایی‌ها را می‌توان هم به‌عنوان خبر خوب و هم به‌عنوان خبر بد تفسیر نمود. خبر خوب به این معنی که مخارج سرمایه‌ای به احتمال زیاد، همبستگی مثبت و قابل‌ملاحظه‌ای با فرصت‌های سرمایه‌گذاری دارند. علاوه بر این، مخارج سرمایه‌ای بالاتر، ممکن است نشان‌دهنده آن باشد که بازار سرمایه‌ای که منابع مالی را برای سرمایه‌گذاری‌ها فراهم می‌کند، اعتماد بالایی نسبت به شرکت و مدیریت دارد. جنبه اخبار بد نیز به‌این‌ترتیب است که مدیران دارای این انگیزه می‌باشند که منافع خود را در شرکت‌ها افزایش دهند. به‌عنوان‌مثال، مدیران به‌منظور به دست آوردن حقوق و مزایای بالاتر، خواهان آن هستند که سود حسابداری شرکت را بیش از اندازه نشان دهند و در این راستا اقدام به افزایش مخارج سرمایه‌ای می‌کنند. در این شرایط سرمایه‌گذاران آگاه این موضوع را درک می‌کنند و درنهایت بازده آتی منفی ایجاد می‌شود. سرمایه‌گذاران در ابتدا به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی فریب‌خورده و درسالهای آتی از موضوع مطلع گشته و بازده را از این‌جهت تعدیل می‌نمایند (مشایخی و همکاران،۱۳۹۲).

(لی و همکاران ۲۰۱۱) و (ژانگ ۲۰۰۹) تئوری‌های زیر را برای این ناهنجاری ارائه می‌دهند:

۱) قیمت‌گذاری اشتباه: بر اساس این تئوری، به این دلیل که سرمایه‌گذاران بیش از اندازه به اطلاعات گذشته اتکا می‌کنند، در تصمیم‌گیری‌های خود دچار اشتباه شده و بعدها این اشتباه از طریق بازده آتی اصلاح می‌شود.

۲) ریسک: شرکت از دارایی‌های موجود و فرصت‌های رشد تشکیل گردیده است. ریسک این دو گروه باهم متفاوت است؛ به این ترتیب که دارایی‌های موجود دارای ریسک کمتری نسبت به فرصت‌های رشد هستند، بنابراین انتظار می‌رود ریسک شرکت کاهش یافته و سرمایه‌گذاران بازده کمتری طلب نمایند (مشایخی و همکاران،۱۳۹۲).

می‌توان چنین اظهار داشت که سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در شرکت‌ها می‌توانند تأثیرات مهمی بر عملکرد واحد تجاری و درنتیجه بر ارزش بازار آن داشته باشد. در یک بازار کارا چنین تأثیری می‌تواند به‌سرعت در قیمت بازار سهام منعکس شود و درنتیجه ناهنجاری رشد دارایی وجود نخواهد داشت؛ اما در بازارهای توسعه‌نیافته، به دلیل کارایی پایین تر، چنین تأثیری به‌طور تدریجی آشکار می‌گردد. درواقع، عکس‌العمل کمتر از واقع سرمایه‌گذاران ناآگاه به سرمایه‌گذاری شرکت‌ها یک فرصت آربیتراژ است. این فرصت آربیتراژ سرمایه‌گذاران منطقی را جذب می‌کند و فعالیت‌های آربیتراژ آن‌ها قیمت‌گذاری نادرست را اصلاح می‌کند؛ اما در بازارهای با کارایی پایین موضوع چنین نیست (یی و لی،۲۰۱۳).

در این پژوهش، فرض بر این است که زمانی که ریسک آربیتراژ پایین است و فعالیت‌های آربیتراژ با هزینه کمتری همراه است، سرمایه‌گذاران منطقی راحت‌تر به آربیتراژ می‌پردازند و ناهنجاری رشد دارایی‌ها ضعیف‌تر است. از سوی دیگر، زمانی که فعالیت‌های آربیتراژ با ریسک بیشتری همراه است هزینه بیشتری دارد، ناهنجاری رشد دارایی‌ها نیز بیشتر است. بر همین اساس در این پژوهش این مسئله مورد بررسی قرار خواهد گرفت که آیا محدودیت در آربیتراژ می‌تواند ناهنجاری رشد دارایی را توضیح دهد؟

۳- پیشینه پژوهش

از نظر باربیری و ثالر (۲۰۰۳)، محدودیت در آربیتراژ شامل ریسک آربیتراژ و هزینه آربیتراژ است. وقتی هزینه آربیتراژ بالا است و فعالیت‌های آربیتراژ با ریسک همراه است، فرصت‌های آربیتراژ برای سرمایه‌گذاران چندان جذابیت ندارد، از این رو ناهنجاری رشد دارایی‌ها ممکن است تداوم بیشتری داشته باشد.

تیتمن و همکاران (۲۰۰۴) در پژوهشی به بررسی رابطه بین افزایش در سطوح مخارج سرمایه‌ای و بازده سهام پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد شرکت‌هایی که میزان مخارج سرمایه‌ای خود را افزایش می‌دهند، گرایش بیشتری به بازده منفی برای پنج سال آینده دارند و سهامداران سرمایه‌گذاری بیش از حد توسط مدیر را کمتر از واقع برآورد می‌کنند.

کوپر و همکاران (۲۰۰۸)، آثار سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها را بر بازده آتی سهام مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که رشد دارایی‌ها به میزان قابل ملاحظه‌ای بازده سهام را پیش‌بینی می‌کند. به علاوه آن‌ها ادعا می‌کنند، متغیر رشد دارایی‌ها نسبت به سایر متغیرهای پیش‌بینی‌کننده از قبیل نسبت B/M و اقلام تعهدی، بازده سهام را بهتر پیش‌بینی می‌کند.

تونگ یائو و همکاران (۲۰۱۱)، با بررسی اطلاعات سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۷، به مطالعه تأثیر رشد دارایی‌ها بر بازده سهام در بازار سهام نه کشور آسیایی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که ارتباط معنادار و معکوسی بین بازده سهام و رشد دارایی‌ها وجود دارد.

لی و همکاران (۲۰۱۲)، در تحقیق خود به بررسی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی رشد دارایی‌ها برای ارزیابی بازده آتی سهام پرداختند. نمونه آن‌ها شامل داده‌های ۲۳ کشور در ۳ قاره آمریکا، اروپا و آسیا می‌باشد. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بالایی در معیارهای رشد دارایی بر بازده سهام وجود دارد. این قدرت پیش‌بینی‌کنندگی برای چهار سال بعد از تاریخ اندازه‌گیری اولیه ادامه داشت. علاوه بر این آن‌ها بیان نمودند که این نتایج در نمونه‌های مختلف از جمله نمونه‌های شرکت‌های بزرگ، شرکت‌های کوچک و شرکت‌های موجود در یک منطقه جغرافیایی قابل‌تعمیم می‌باشد.

رودپشتی و مرادی (۱۳۸۴)، در تحقیق خود با عنوان " استفاده از تحلیل عاملی در بورس اوراق بهادار تهران" با استفاده از فن تحلیل عاملی، چگونگی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که بازده سهام در بازار ایران حداقل تحت تأثیر یک مدل دوعاملی است. این دو عامل ۴۰٪ از نوسانات کل بازده را در پرتفوی موردنظر تبیین می‌کند. همچنین یافته‌های تحقیق آن‌ها نشان داد که فرصت‌های آربیتراژ در بازار سرمایه ایران وجود دارد.

سجادی و همکاران (۱۳۸۸)، در تحقیقی به بررسی کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و تأثیر تغییرات پیش‌بینی‌نشده متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، عرضه پول، نرخ ارز، قیمت نفت، ساختار دوره نرخ‌های بهره و تولیدات صنعتی بر بازده مورد انتظار هر سهم در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ، یک مدل منطقی در توضیح بازده مورد انتظار هر سهم محسوب می‌شود و متغیرهای کلان اقتصادی مزبور معنادار و منابع ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران هستند.

تالانه و قاسمی (۱۳۹۰)، در تحقیقی تحت عنوان "آزمون تجربی و مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران"، به بررسی و مقایسه دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[۳] و قیمت‌گذاری آربیتراژ می‌پردازند که نتایج این تحقیق شواهدی در تأیید تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه می‌دهد اما قیمت‌گذاری آربیتراژ را تأیید نمی‌کند.

طیب نیا و سورانی (۱۳۹۲)، در پژوهش خود، برقراری شرایط الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس سهام تهران را آزمون کردند و به این نتیجه رسیدند که مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ در بازار ایران قابل تبیین است.

رجب زاده و جوادیان (۱۳۹۲)، در پژوهش خود به بررسی تأثیر رشد دارایی‌ها بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که رابطه معکوس و معناداری میان رشد دارایی‌ها و بازده سهام وجود دارد.

۴- اهمیت موضوع

بررسی ناهنجاری رشد دارایی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از نقطه نظر محدودیت آربیتراژ از این جهت بسیار حائز اهمیت است که اولاً سرمایه‌گذاری یکی از محرک‌های مهم رشد اقتصادی است و ثانیاً بورس اوراق بهادار تهران نسبت به بازارهای بورس کشورهای توسعه یافته از عمق کمتری برخوردار است و از این رو بر اساس ادبیات پیشین، محدودیت آربیتراژ و در نتیجه ناهنجاری رشد دارایی در این بازار بسیار شدیدتر است. لذا بررسی تأثیر محدودیت آربیتراژ بر بازده سهام شرکت‌ها می‌تواند در راستای بهبود عملکرد این شرکت‌ها و تعیین ارزش واقعی سهام آن‌ها راه‌گشا باشد و به سرمایه‌گذاران در اتخاذ تصمیمات کمک کند.

۵- پرسش و فرضیه‌های پژوهش

بر اساس هدف پژوهش این سؤال مطرح می‌شود:

آیا محدودیت در آربیتراژ موجب تشدید ناهنجاری رشد دارایی‌ها می‌شود و یا خیر؟

به منظور سنجش محدودیت آربیتراژ از دو شاخص استفاده می‌گردد که شامل نوسان بازده سهام و معیار عدم نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) است. از این رو فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر بیان می‌شود:

- **فرضیه اول:** عدم‌نقدشوندگی با ناهنجاری رشد دارایی‌ها رابطه مستقیم دارد.
- **فرضیه دوم:** نوسان بازده سهام با ناهنجاری رشد دارایی‌ها رابطه معکوس دارد.

۶- متغیرهای پژوهش و مدل تحقیق

تعریف عملیاتی متغیرهای مدل تحقیق به منظور بررسی رابطه محدودیت آربیتراژ و ناهنجاری رشد دارایی‌ها به شرح زیر می‌باشد:

۶-۱- معیارهای محدودیت آربیتراژ

به منظور سنجش محدودیت آربیتراژ از دو شاخص استفاده می‌شود که شامل نوسان بازده سهام و معیار عدم‌نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) می‌باشد.

۶-۱-۱- نوسانات بازده سهام

در این پژوهش از نوسان بازده سهام به عنوان معیاری از ریسک آربیتراژ استفاده می‌شود. پونتیف (۱۹۹۶)، نشان داد که سهام دارای بازده پرنوسان، بیشتر مورد استقبال آربیتراژکنندگان قرار می‌گیرد. (دوان و همکاران ۲۰۱۰)، از نوسانات بازده سهام[۴] به عنوان شاخص هزینه‌های آربیتراژ استفاده کردند و دریافتند که بین نوسان بازده سهام و هزینه‌های آربیتراژ رابطه معکوس وجود دارد. به این معنی که در شرکت‌هایی که سهام آن‌ها نوسان زیادی دارد، هزینه‌های آربیتراژ کمتر است. بر اساس مطالعات دوان و همکاران (۲۰۱۰)، نوسان بازده سهام از طریق رابطه ۱ بررسی می‌شود:

$$SYN_{it} = LN[\frac{R_{it}^2}{1-R_{it}^2}] \qquad \text{(رابطه ۱)}$$

R^2_{it} برآوردی از ضریب تعیین مدل $R_{iT} = \alpha_{it} + \beta_{it} \times RM_T + e$ می‌باشد که در آن R_{iT} بازده سهام i در روز T سال t می‌باشد و RM_T بازده بازار سهام در روز T سال t است.

۶-۱-۲- معیارعدم‌نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲)

شاخص‌های زیادی برای معیار عدم‌نقدشوندگی وجود دارد. آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶)، دریافتند که حجم معاملات با هزینه‌های عدم‌نقدشوندگی رابطه معکوس دارد و اتکینز و دایل (۱۹۹۷)، دریافتند که دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش با نسبت حجم معاملات که دوره نگهداری را تعیین می‌کند، رابطه مثبت دارد. برکمن و الیسواراپو (۱۹۹۸)، نشان دادند که حجم دلاری سهام تأثیر منفی با اهمیتی بر بازده مقطعی سهام دارد. به نظر می‌رسد معیارهای ذکر شده در مطالعات فوق تنها یک بعد از عدم‌نقدشوندگی را به نمایش می‌گذارند یا حجم سهام یا بازده سهام، درحالی که معیار عدم نقدشوندگی آمیهود ترکیبی از هر دو بعد فوق می‌باشد. از این رو در این پژوهش از شاخص عدم نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. معیار عدم نقدشوندگی شرکت i در سال t که در این جا $ILLIQ_{it}$ نامیده می‌شود، میانگین نسبت بازده روزانه سهام به ارزش ریالی آن در سال t است. این مطالعه برای هر سهم i میانگین سالانه رابطه ۲ را محاسبه می‌کند:

$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{T=1}^{D_{it}} |R_{itT}| / VOLD_{itT} \qquad \text{(رابطه ۲)}$$

که در آن R_{it} بازده سهام شرکت i در روز t، $VOLD_{it}$ حجم ریالی معاملات شرکت i در روز t و D_{it} تعداد روزهایی که داده‌های سهام شرکت i در سال tدر دسترس می‌باشد. تفسیر شهودی معیار عدم نقدشوندگی ILLIQ میانگین تأثیر هر واحد از حجم قابل معامله سهام بر قیمت سهام در یک سال می‌باشد. لازم به ذکر است از آنجا که تنها "شدت" بازده برای ما مهم است، بازده سهام در قدر مطلق قرار می‌گیرد.

۷- مدل تجربی

برای آزمون رابطه محدودیت آربیتراژ با ناهنجاری رشد دارایی‌ها، از مدل رگرسیون ۳ استفاده می‌شود:

$$AR_{it} = C_{0k} + C_{1k}Dum1^{k} \times \ln(1 + LAG_{it-1}) + C_{2k}Dum2^{k} \times \ln(1 + LAG_{it-1}) + b_k Control_{it-1}^{2} + \varepsilon_{it-1} \quad (k = 1,2) \qquad \text{(رابطه ۳)}$$

فاکتور اول، ریسک آربیتراژ نوسان بازده سهام است که با K=1 معرفی می‌گردد، فاکتور دوم عدم‌نقدشوندگی است و با K=2 تعریف می‌شود. در هر سال، نمونه آن سال را برای هریک از این ۲ عامل، از نزولی به صعودی مرتب می‌کنیم. سپس این مشاهدات را به ۵ طبقه تقسیم‌بندی می‌کنیم. اگرمشاهده‌ای متعلق به یک پنجم ابتدایی (کمترین سطح محدودیت در آربیتراژ) باشد، متغیر مجازی شماره ۱ ($DUM1^{k}$) برابر ۱ و در غیر این صورت صفر خواهد بود و اگر مشاهده‌ای متعلق به یک پنجم انتهایی (بیشترین سطح محدودیت در آربیتراژ) باشد، متغیر مجازی شماره ۲ ($DUM2^{k}$) برابر ۱ و در غیر این صورت صفر خواهد بود. بر این اساس متغیر $DUM1^{k} * \ln(1 + LAG_{i,t-1})$ نشان دهنده ناهنجاری رشد دارایی‌ها در شرکت‌های با محدودیت در آربیتراژ پایین و متغیر $DUM2^{k} * \ln(1 + LAG_{i,t-1})$ نشان‌دهنده ناهنجاری رشد دارایی‌ها در شرکت‌های با محدودیت در آربیتراژ بالا است.

بر اساس فرضیه‌های تحقیق انتظار می‌رود که ضریب متغیر $DUM2^{k} * \ln(1 + LAG_{i,t-1})$ یعنی C_{k2} (با توجه به هر یک از معیارهای محدودیت در آربیتراژ توضیح داده شده در بالا) کوچک‌تر از ضریب متغیر $DUM1^{k} * \ln(1 + LAG_{i,t-1})$ یعنی C_{k1} باشد.

متغیرهای کنترلی شامل ($\ln SIZE_{it-1}$, $\ln BM_{it-1}$, $\ln R_{it-1}$, $\ln(1+LAG_{i,t})$)می‌باشد، که به ترتیب:

$LnBM_{it-1}$: لگاریتم طبیعی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در ابتدای سال t تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای سال t می‌باشد.

$LnSIZE_{it-1}$: لگاریتم طبیعی فروش در ابتدای سال t می‌باشد.

lnR_{it-1}، لگاریتم طبیعی بازده ناخالص سهام بین اول مرداد سال t-1 و پایان تیر سال t است.
LAG_{it}، به عنوان معیاری از رشد سرمایه گذاری و گسترش دارایی‌های شرکت می‌باشد و به صورت تغییرات میزان دارایی‌های بلند مدت شرکت i از پایان سال t-1 تا سال t تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها در پایان سال t و t-1 به دست می‌آید که به صورت رابطه ۴ است:

$$LAG_{it} = (LA_{it} - LA_{it-1}) * 2/(TA_{it} + TA_{it-1}) \qquad \text{(رابطه ۴)}$$

AR_{it} بازده غیر عادی سهام شرکت I بین اول مرداد سال t و پایان تیر سال ۱ +t است که بر اساس مدل ۵ به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$AR_{it} = E_{rt} - R_{it} \qquad \text{(رابطه ۵)}$$

از مدل ۶ برای محاسبه E_{rt} استفاده می‌گردد:

$$E_{rt} = \alpha_t + \beta_{it} \times (RM_t - \alpha_t) \qquad \text{(رابطه ۶)}$$

و در نهایت$\ln(1+LAG_{it})$, شاخصی برای LAG در طول سال t می‌باشد.

۸- جامعه آماری و نمونه‌گیری

جامعه آماری پژوهش حاضر عبارت است از کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران که تا سال ۱۳۸۸ به عضویت بورس درآمده و تا پایان سال ۱۳۹۲ از عضویت بورس خارج نشده باشند. تمام جامعه آماری مورد بررسی قرارگرفته و مشاهداتی که فاقد ویژگی‌های زیر بودند، حذف شدند:

۱) اطلاعات شرکت‌ها در دسترس باشد.
۲) پایان سال مالی شرکت، پایان اسفند ماه باشد.
۳) طی دوره مورد بررسی (۱۳۸۸- ۱۳۹۲) تغییر سال مالی نداشته باشد.
۴) جزء بانک‌ها، مؤسسات مالی و واسطه گران مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه، هلدینگ و لیزینگ) نباشد.
۵) در صورت وجود وقفه معاملاتی، این وقفه بیش از ۳ ماه نباشد.

با توجه به موارد یاد شده، تعداد ۹۷ شرکت که اطلاعات مربوط به آن‌ها برای دوره ۵ ساله مذکور موجود می‌باشد، به عنوان نمونه انتخاب گردید. داده‌های مربوط به متغیرها از صورت‌های مالی و

یادداشت‌های همراه و همچنین اطلاعات بازار شرکت‌ها از طریق پایگاه‌های اطلاعاتی مرتبط با بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است.

۹- روش پژوهش

به دلیل اینکه پژوهش حاضر به بررسی رابطه بین محدودیت در آربیتراژ و ناهنجاری رشد دارایی‌ها می‌پردازد، بنابراین از نوع همبستگی با استفاده از مدل‌های رگرسیونی می‌باشد. هم چنین از لحاظ هدف، نوعی پژوهش کاربردی است و از لحاظ نحوه گردآوری داده‌ها و یا به عبارت دیگر از لحاظ روش پژوهش، نوعی پژوهش زمینه‌ای در حوزه حسابداری و مالی است که در آن از روابط آماری و مدل‌های ریاضی جهت بررسی و تبیین متغیرهای پژوهش استفاده می‌شود.

۱۰- یافته‌های پژوهش

۱۰-۱- آمار توصیفی

جدول ۱ نشان می‌دهد از آنجا که مقادیر میانگین و میانه متغیرها نزدیک به هم است توزیع متغیرها متقارن است. این ویژگی اهمیت زیادی دارد زیرا تقارن یکی از ویژگی‌های توزیع نرمال است که در بخش بعد به آن پرداخته می‌شود. (میزان کشیدگی و چولگی توزیع نرمال صفر است) مقدار چولگی و کشیدگی برای متغیر وابسته *ARit* به ترتیب برابر با ۰/۹۷ و ۱/۲۸ است که نشانگر این است که توزیع این متغیر توزیع متقارن است و از این نظر توزیع این متغیر شبیه توزیع نرمال است . چولگی متغیرهای $LnBM_{it-1}$، $LnSize_{it-1}$ و ... به راست است و توزیع هیچ متغیری چوله به چپ نیست. سایر متغیرها نسبتاً متقارن هستند.

جدول ۱- آمار توصیفی برای متغیرهای تحقیق

متغیرها	تعداد	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	حداقل	حداکثر
AR	۴۸۵	-۰/۱۷۶	-۰/۰۲۶	۰/۸۰۰	-۰/۹۷	۱/۲۸	-۳/۶۶	۱/۹۸
DUM1.ILLIQ*(LN1+LAGt-1)	۴۸۵	۰/۰۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۴۷	۴/۲۶	۲۱/۳۷	-۰/۱۱	۰/۳۶
DUM2.ILLIQ*(LN1+LAGt-1)	۴۸۵	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	۰/۰۴۲	۴/۸۶	۳۰/۵۹	-۰/۰۸	۰/۳۶
DUM1.SYN*(LN1+LAGt-1)	۴۸۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۲۹	۲/۹۸	۲۷/۱۲	-۰/۱۵	۰/۲۷
DUM2.SYN*(LN1+LAGt-1)	۴۸۵	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	۰/۰۴۲	۴/۵۹	۲۷/۹۹	-۰/۱۲	۰/۳۶
Rit-1	۴۸۵	۴۷/۹۸	۳۱/۱۳	۶۷/۶۶	۱/۱۱	۰/۹۸	-۸۱/۲۰	۲۹۷/۸۵
LnSIZEt-1	۴۸۵	۱۳/۳۵	۱۳/۲۲	۱/۴۲	۰/۵۸	۰/۵۵	۱۰/۱۵	۱۷/۸۱

متغیرها	تعداد	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	حداقل	حداکثر
LnBmit-1	۴۸۵	-۰/۶۱	-۰/۶۳	۱/۲۳	-۰/۲۴	۳/۱۳	-۶/۷۰	۲/۹۵
DA	۴۸۵	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۱۷	۰/۵۵	۱/۰۷	-۰/۴۶	۰/۵۹
ILLIQ	۴۸۵	۰/۶۴	۰/۰۱	۲/۰۲	۳/۹۸	۱۵/۸۶	۰/۰۰	۱۱/۸۷
SYN	۴۸۵	-۰/۶۴	-۰/۱۷	۲/۱۸	-۱/۴۳	۲/۳۶	-۸/۸۹	۲/۸۴
LAGt-1	۴۸۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۹	۱/۸۶	۵/۲۳	-۰/۱۵	۰/۴۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۱۰-۲- آزمون فرضیه‌ها

پیش از آزمون فرضیه‌ها، نرمال بودن متغیر وابسته با استفاده از آزمون کلموگروف – اسمیرنوف مورد برررسی قرار گرفت و نتایج حاصل از این آزمون نرمال بودن متغیر وابسته را تأیید نمود. در ادامه با استفاده از آزمون چاو و هاسمن مدل مناسب برای انجام آزمون فرضیات مورد بررسی قرار گرفت در نهایت مدل با اثرات ثابت برای بررسی فرضیات انتخاب گردید. همچنین معنی‌داری مدل مورد آزمون قرار گرفت، نتایج حاکی از معنی‌داری مدل مورد استفاده بود. ضریب تعیین مدل در حدود ۳۴٪ برآورد گردید که نشان‌دهنده ارتباط قوی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل بود. آماره دوربین واتسن نیز در حدود ۲ بود که نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی در متغیرهای مدل بود.

۱۰-۳- نتایج آزمون فرضیات

فرضیه اول: عدم نقدشوندگی با ناهنجاری رشد دارایی‌ها رابطه مستقیم دارد.

مدل ۷ به منظور آزمون فرضیات مورد استفاده قرار گرفته است:

(رابطه ۷)

$$AR_{it} = \beta_0 + \beta_1 DUM1.ILLIQ_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1}) + \beta_2 DUM2.ILLIQ_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1}) + \beta_3 R_{it-1} + \beta_4 LnSize_{it-1} + \beta_5 LnBM_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

فرض صفر و فرض مقابل در این مدل به صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0: \text{مدل معنی‌داری وجود ندارد.} \\ H_1: \text{مدل معنی‌داری وجود دارد.} \end{cases} \qquad \begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_5 = 0 \\ H_1: \beta_i \neq 0 \quad i = 1, 2, ..., 5 \end{cases}$$

جدول ۲ - برازش و برآورد پارامترهای مدل دوم

پارامترها	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه	VIF
مقدار ثابت	-۲/۸۸	-۳/۸۸	۰/۰۰۰	معنادار و منفی	-
$DUM1.ILLIQ_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$	۱/۸۶	۱/۹۷	۰/۰۴۹	معنادار و مثبت	۱/۰۹
$DUM2.ILLIQ_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$	-۲/۲۲	-۲/۴۵	۰/۰۱۵	معنادار و منفی	۱/۰۱
R_{it-1}	۰/۰۰	۶/۱۹	۰/۰۰۰	معنادار و مثبت	۱/۱۱
$LnSize_{it-1}$	۰/۱۹	۳/۴۲	۰/۰۰۱	معنادار و مثبت	۱/۱۴
$LnBM_{it-1}$	۰/۰۵	۱/۴۳	۰/۱۵۴	بی معنی	۱/۱۲
مقدار F		۱/۹۷	مقدار احتمال F		۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۳۴	دوربین واتسون		۲/۴۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۲ نشان می‌دهد که مقدار آماره t برای $DUM1.ILLIQ_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$ برابر با ۱/۹۷ (معنادار و مثبت)، برای $DUM2.ILLIQ_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$ برابر با ۲/۴۵- (معنادار و منفی) می‌باشد. از این رو می‌توان گفت که بین رشد دارایی (که با شاخص $Ln(1+LAG_{it-1})$ مشخص شده است) با نوسان بازده سهام در یک پنجم اول معیارعدم نقدشوندگی آمیهود، رابطه مثبت و معنادار دارد. همچنین با توجه به اینکه مقدار آماره t برای $DUM2.ILLIQ_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$ منفی و معنادار است، می‌توان گفت که بین رشد دارایی با نوسان بازده سهام در یک پنجم آخر معیارعدم نقدشوندگی آمیهود، رابطه منفی و معناداری دارد.

فرضیه دوم: نوسان بازده سهام با ناهنجاری رشد دارایی‌ها رابطه معکوس دارد.

مدل مفروض به صورت رابطه ۸ است:

(رابطه ۸)

$$AR_{it} = \beta_0 + \beta_1 DUM1.SYN_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1}) + \beta_2 DUM2.SYN_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$$
$$+\beta_3 R_{it-1} + \beta_4 LnSize_{it-1} + \beta_5 LnBM_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

فرض صفر و فرض مقابل در این مدل به صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_5 = 0 \\ H_1 : \beta_i \neq 0 \quad i = 1, 2, ..., 5 \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_0 : \text{مدل معنی‌داری وجود ندارد.} \\ H_1 : \text{مدل معنی‌داری وجود دارد.} \end{cases}$$

جدول ۳ - برازش و برآورد پارامترهای مدل سوم

پارامترها	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه	VIF
مقدار ثابت	-۳/۲۱	-۴/۳۹	۰/۰۰۰	معنادار و منفی	-
$DUM1.SYN_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$	-۳/۹۹	-۲/۹۱	۰/۰۰۴	معنادار و منفی	۱/۰۰
$DUM2.SYN_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$	۰/۶۸	۰/۶۴	۰/۵۲۶	بی معنی	۱/۰۳
R_{it-1}	۰/۰۰	۶/۵۸	۰/۰۰۰	معنادار و مثبت	۱/۰۹
$LnSize_{it-1}$	۰/۲۲	۳/۹۴	۰/۰۰۰	معنادار و مثبت	۱/۰۹
$LnBM_{it-1}$	۰/۰۵	۱/۴۶	۰/۱۴۶	بی معنی	۱/۱۲
مقدار F		۱/۹۶	مقدار احتمال F		۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/۳۴	دوربین واتسون		۲/۴۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۳ نشان می‌دهد که مقدار آماره t برای $DUM1.SYN_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$ برابر با ۲/۹۱- (معنادار و منفی)، برای $DUM2.SYN_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$ برابر با ۰/۶۴ (بی‌معنی) می‌باشد. باتوجه به اینکه مقدار آماره t برای $DUM1.SYN_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$ منفی و معنادار است می‌توان گفت که بین رشد دارایی و نوسان بازده سهام در یک پنجم اول نوسانات بازده سهام رابطه منفی و معنادار دارد. همچنین با توجه به اینکه مقدار آماره t برای $DUM2.SYN_{it} \times Ln(1+LAG_{it-1})$ بی‌معنی است می‌توان گفت که بین رشد دارایی و نوسان بازده سهام در یک پنجم آخر نوسانات بازده سهام رابطه معناداری ندارد.

۱۱- بحث و نتیجه گیری

در این تحقیق از دو متغیر نوسان بازده سهام و عدم‌نقدشوندگی به عنوان معیارهایی از محدودیت آربیتراژ استفاده گردید. نتایج تحقیق در خصوص معیار نوسان بازده سهام حاکی از این است که در شرکت‌هایی که نوسان بازده سهام پایین است، ناهنجاری رشد دارایی شدیدتر است. بنابراین سرمایه‌گذاران می‌توانند با مشاهده افزایش دارایی‌های سرمایه‌ای این گروه از شرکت‌ها، به کاهش بازده آتی آن پی ببرند.

همچنین در خصوص معیار عدم‌نقدشوندگی، نتایج تحقیق حاکی از آن است که در شرکت‌هایی که سهام آن‌ها از درجه نقدشوندگی پایینی برخوردار است، ناهنجاری رشد دارایی شدیدتر است.

بنابراین سرمایه‌گذاران می‌توانند با مشاهده افزایش دارایی سرمایه‌ای این گروه از شرکت‌ها هم نیز به کاهش بازده آتی آن پی ببرند.

فهرست منابع

۱) بیدگلی اسلامی، سعید، (۱۳۸۶)، "روزنامه سرمایه"، شماره ۴۹۷، صص ۹.

۲) تالانه، عبدالرضا و اکرم قاسمی، (۱۳۹۰)، "آزمون تجربی و مقایسه مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شمارهٔ ۱۴، سال چهارم، صص ۲۸ – ۵.

۳) رجب‌زاده، حسین و زینب جوادیان کوتنایی، (۱۳۹۲)، "دومین همایش ملی علوم مدیریت نوین"، استان گلستان (گرگان).

۴) رهنمای رودپشتی، فریدون و محمدرضا مرادی، (۱۳۸۴)، "بررسی چگونگی سازوکار قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از تحلیل عاملی در بورس اوراق بهادار تهران"، نشریه تحقیقات مالی، شماره ۱۹، صص ۹۶- ۶۵.

۵) سجادی، سید حسین، حسن فرازمند و بهروز بادپا، (۱۳۸۹)، "کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی در بورس اوراق بهادار تهران"، نشریه تحقیقات اقتصادی، دوره ۳۶، شماره ۹۴، صص ۶۶ – ۴۵.

۶) طیب نیا، علی و داوود سورانی، (۱۳۹۲)، "عوامل کلان اقتصادی و شواهدی از تئوری قیمت گذاری آربیتراژ در بورس سهام تهران"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیست و یکم، شماره ۶۶، صص ۳۸ – ۲۳.

۷) مشایخی، بیتا، وحید افتخاری و اکبر پروایی، (۱۳۹۲)، "بررسی معیارهای مختلف رشد دارایی‌ها در پیش‌بینی بازده آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران (با در نظر گرفتن تحلیل عاملی)"، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال ششم، شماره نوزدهم، صص ۱۱۲- ۹۹.

8) Amihud, Y, (2002), "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects", Journal of Financial Markets, Vol. 5 No. 1, PP. 31-56.

9) Amihud, Y. and Mendelson, H, (1986), "Asset Pricing and the Bid-Ask Spread", Journal of Financial Economics, Vol. 5 No. 1, PP. 223-249.

10) Atkins, A.B. and Dyl, E.A, (1997), "Transactions Costs and Holding Periods for Common Stocks",

11) The Journal of Finance, Vol. 52 No. 1, PP. 309-325.

12) Barberis, N. And Thaler, R.H, (2003), "A Survey of Behavioral Finance", In Constantin ides, G., Harris, M. And Stulz. (Eds), Handbook of the Economics of Finance, North-Holland, Amsterdam.
13) Berkman, H. and Eleswarapu, V.R, (1998), "Short-Term Traders and Liquidity: a Test Using Bombay Stock Exchange Data", Journal of Financial Economics, Vol. 47 No. 3, PP. 339-355
14) Titman, S., John Wei, K.C. and Xie, F.X, (2004), "Capital Investment and Stock Returns", The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.39 No.4, PP. 677-700.
15) Cooper, M., Gulen, H. And Schill, M, (2008), "Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns", The Journal of Finance, Vol.63 No.1, PP. 182-205.
16) Duan, Y., Hu, G. and McLean, D, (2010), "Costly Arbitrage and Idiosyncratic Risk: Evidence from
17) Short Sellers", Journal of Financial Intermediation, Vol. 19 No. 4, PP. 564-579.
18) Gary, P. And Johnson, J, (2011), "The Relationship between Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns", Journal of Banking & Finance, Vol. 33, PP. 3-56.
19) Li, E.X.N., Livdan, D. and Zhang, L, (2009), "Anomalies", The Review of Financial Studies, Vol. 22. No. 11, PP. 4301-4334.
20) Li, X, Y Becker and D Rosenfeld, (2012), "Asset Growth and Future Stock Returns", International Evidence, Vol. 68, No.3.
21) Polk, C. and Sapienza, P, (2009), "The Stock Market and Corporate Investment: a Test of Catering
22) Theory", The Review of Financial Studies, Vol. 22, No. 1, PP. 187-217.
23) Pontiff, J, (1996), "Costly Arbitrage: Evidence from Closed-End fund", Quarterly Journal of Economics, Vol. 111, No. 10, PP. 1135-1152.
24) Yao, Tong. Yu, Tong. Zhang, Ting. Chen, Shaw, (2011), "Asset Growth and Stock Returns: Evidence from Asian Financial Markets", Pacific-Basin Finance Journal, No 19, PP. 115–139
25) Ye Jianhua & Li WenFang, (2013), "Limits – to – Arbitrage and Asset Growth Anomaly in Chinese Stock Market", Nankai Business Review International, Vol. 4, No. 3

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

یادداشت‌ها

[1] Catering Theory
[2] Arbitrage Pricing Theory
[3] Capital asset pricing model
[4] SYN