نشریـه علمـی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
دوره ۱۶ / شماره ۱ (پیاپی ۵۷) / بهار ۱۴۰۲
صفحه ۱۲۵ تا ۱۳۸

بررسی تأثیر محدودیت‌های آربیتراژ و آربیتراژ نامتقارن بر صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران

حمیدرضا حیدری[۱]
الهام فرزانگان*[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۱۶

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی تأثیر آربیتراژ نامتقارن و محدودیت‌های آربیتراژ برای توضیح صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مشاهده‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، می‌پردازد. نمونهٔ در نظر گرفته‌شده مشتمل بر ۹۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۷ الی ۱۴۰۰ می‌باشد. بدین منظور یک شاخص جامع محدودیت‌های آربیتراژ، بر اساس سه معیارِ ریسک آربیتراژ شامل هزینه‌های معاملاتی، ریسک معامله‌گران اختلال‌زا و نااطمینانی اطلاعاتی؛ و نیز یک معیار قیمت‌گذاری نادرست، بر اساس بی‌قاعدگی‌های رشد دارایی‌ها، سودآوری ناخالص و مومنتوم، با توجه به ویژگی‌های خاص بورس اوراق بهادار تهران محاسبه‌شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، روش تجزیه‌وتحلیل سه‌طرفهٔ پرتفوی و رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث، مورداستفاده قرارگرفته است. نتایج بیانگر یک رابطهٔ مثبت بین بازدهٔ مورد انتظار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در سهم‌های بیش قیمت‌گذاری شده و در سهم‌های کم قیمت‌گذاری شده است؛ در شرایط محدودیت‌های آربیتراژ زیاد، مقدار صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهم‌های بیش قیمت‌گذاری شده بزرگ‌تر از این مقدار برای سهم‌های کم قیمت‌گذاری شده، می‌باشد. درنتیجه، محدودیت‌های آربیتراژ علاوه بر آربیتراژ نامتقارن، می‌توانند صرفِ مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهند.

واژه‌های کلیدی: آربیتراژ نامتقارن، محدودیت‌های آربیتراژ، صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، بورس اوراق بهادار تهران.

[1] کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، واحد الکترونیکی دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز، تهران، ایران. *hrh5428@yahoo.com*
[2] استادیار اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا- مجتمع آموزش عالی نهاوند، همدان، ایران (نویسنده مسئول). *e.farzanegan@basu.ac.ir*

۱- مقدمه

رابطهٔ بین نوسان‌پذیری و قیمت‌های سهام مدت‌زمانی است که توجه پژوهشگران حوزهٔ اقتصاد مالی را به خود جلب نموده است. رابطهٔ منفی قوی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک[۱] و بازدهٔ مورد انتظار سهام نخستین بار توسط آنگ و همکاران[۲] (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) نتیجه گرفته شد؛ آن‌ها به این شواهد بعد از کنترل برای همه مشخصه‌های شرکت و بررسی کل کشورهای $G7$، دست یافتند. این‌درحالیست که نظریه‌های کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی‌ها پیش‌بینی کرده بودند که تحت فرض انتظارات عقلایی، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک می‌باید نامربوط باشد یا حداقل ارتباط مثبتی با بازدهٔ مورد انتظار داشته باشد (مرتون[۳]، ۱۹۸۷؛ شارپ[۴]، ۱۹۶۴). ازاین‌رو، یافته آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) چالشی برای ادبیات مالی سابق به وجود آورده که با عنوان بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک[۵] معرفی‌شده است. این معما پژوهشگران را بر آن داشت تا به توضیح بی‌قاعدگی مطرح‌شده در بازدهٔ مورد انتظار مقطعی، بپردازند (براکمن و همکاران[۶]، ۲۰۲۲).

در پژوهش پیشرو، صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک[۷] مشاهده‌شده در بورس اوراق تهران از یک دیدگاه نوین یعنی اثر محدودیت‌های آربیتراژ[۸] (گو و همکاران[۹]، ۲۰۱۸) و اثر آربیتراژ نامتقارن[۱۰] (استمباق و همکاران[۱۱]، ۲۰۱۵) به‌طور تجربی موردبررسی قرار می‌گیرد. محدودیت‌های آربیتراژ، مانع همگرایی قیمت‌ها به سمت ارزش‌های بنیادی شده که با ایجاد ریسک آربیتراژ موجب ماندگاری قیمت‌گذاری نادرست[۱۲] در سهام شرکت‌ها و عدم‌اصلاح آن توسط آربیتراژگران منطقی، می‌شود (دی‌لنگ و همکاران[۱۳]، ۱۹۹۰). آربیتراژ نامتقارن به موقعیتی گفته می‌شود که برای بسیاری از سرمایه‌گذاران، خرید سهام کم قیمت‌گذاری شده[۱۴] در مقایسه با فروش استقراضی سهام بیش قیمت‌گذاری شده[۱۵]، آسان‌تر باشد. در ادبیات قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، محققین با توجه به این دو مفهوم، توانسته‌اند بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را برای بازار سهام آمریکا (استمباق و همکاران، ۲۰۱۵) و چین (گو و همکاران، ۲۰۱۸) نتیجه بگیرند.

بورس اوراق بهادار تهران نسبت به بازارهای توسعه‌یافته ازنظر ساختار بازار، قوانین و مقررات دولتی، نبود تقارن اطلاعات و ترکیبات سرمایه‌گذاران، متفاوت است. وجود هزینه‌های معاملاتی بالا، نیز موجب محدودیت‌های فرآیند آربیتراژ می‌گردد. با توجه به وجود موانع معاملاتی متعدد ازجمله ممنوع بودن کامل فروش استقراضی سهام، می‌توان عامل آربیتراژ نامتقارن را در کنار عامل محدودیت‌های آربیتراژ، برای توضیح شواهد به‌دست‌آمده از صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران آزمون نمود. از طرف دیگر، طی سالیان اخیر بورس اوراق بهادار تهران دستخوش رکودها و شکست‌های متعدد بوده است که تأثیر ریسک غیرسیستماتیک بر پرتفوی سرمایه‌گذاران را برجسته می‌سازد. همه این موارد اهمیت پژوهش‌های بیشتر پیرامون این موضوع را برای بورس اوراق بهادار تهران می‌رساند.

۲- مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

به‌طورکلی در ادبیات، محدودیت‌های آربیتراژ در قالب سه گروه: معامله‌گران اختلال‌زا، هزینه‌های معاملاتی و نا اطمینانی اطلاعاتی، تقسیم‌بندی می‌شود.

اشلایفر و ویشنی[۱۶] (۱۹۹۷) نشان دادند فعالیت آربیتراژ نیازمند سرمایه است و درصورتی‌که قیمت بازار از ارزش بنیادی تفاوت قابل‌توجه داشته باشد، تأثیر عمل آربیتراژ خنثی خواهد شد. علت این است که ریسک آربیتراژ موجب نوسانی شدن بازدهٔ حاصل از عمل آربیتراژ می‌شود. علی و

همکاران[17] (۲۰۰۳) و چی و همکاران[18] (۲۰۱۳) نشان دادند که وجود ریسک آربیتراژ می‌تواند موجب پیدایش انواع بی‌قاعدگی‌ها در بازارهای مالی شود.

زمانی که قیمت‌های سهام شرکت‌ها پر نوسان می‌شود، وجود هزینه‌های معاملاتی موجب می‌شود سرمایه‌گذاران نتوانند ارزش واقعی سهم را تشخیص دهند؛ ازاین‌رو هنگامی‌که هزینه‌های معاملاتی بالا است، انتظار می‌رود سودآوری خالص حاصل از عمل آربیتراژ به‌طور نسبی بیشتر کاهش یابد که موجب امتناع سرمایه‌گذاران از انجام آربیتراژ می‌شود (ماشروالا و همکاران[19]، ۲۰۰۶).

نا اطمینانی اطلاعاتی، هزینه‌هایی برای سرمایه‌گذاران تحمیل می‌کند که آن‌ها را از یافتن ارزش صحیح دارایی‌ها (ارزش‌های بنیادی یا همان موقعیت‌های آربیتراژ) بازمی‌دارد (گرهولد و همکاران[20]، ۲۰۱۴)؛ ازاین‌رو، انگیزه سرمایه‌گذاران عقلایی برای تصمیم‌گیری در خصوص استراتژی‌های آربیتراژ، کاهش می‌یابد (کائو و هان[21]، ۲۰۱۶)؛ درنتیجهٔ این موانع، قیمت‌گذاری نادرست بازار می‌تواند ماندگار بماند. در ادبیاتِ بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، عامل آربیتراژ نامتقارن نخستین بار توسط استمباق و همکاران (۲۰۱۵) معرفی گردید؛ این محققین این‌گونه استدلال می‌کنند که هنگامی‌که ریسک آربیتراژ بالا است، سهام شرکت‌ها نسبت به قیمت‌گذاری نادرست مستعدتر می‌شوند چراکه نمی‌توانند توسط آربیتراژگران حذف گردند. درنتیجه بازدهٔ مورد انتظار رابطهٔ منفی (مثبت) با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در میان گروه سهم‌های بیش قیمت‌گذاری شده (کم قیمت‌گذاری شده) پیدا خواهد کرد. ویژگی آربیتراژ نامتقارن نیز موجب می‌شود که خرید سهم در مقایسه با فروش استقراضی آن برای سرمایه‌گذاران در بازار موانع کم‌تری داشته باشد و راحت‌تر انجام پذیرد. وجود ریسک آربیتراژ در کنار سرمایه اندک، موجب کمتر شدن حذف قیمت‌گذاری نادرست در وضعیت تعادلی بازار می‌شود. از طرف دیگر، ریسک آربیتراژ در کنار آربیتراژ نامتقارن موجب می‌شود تا اثر منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک میان سهم‌های بیش قیمت‌گذاری شده قوی‌تر از اثر مثبت آن میان سهم‌های کم قیمت‌گذاری شده باشد. وقتی برآیند اثر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای کل سهم‌ها در نظر گرفته می‌شود، انتظار می‌رود اثر منفی آن غالب باشد و معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را ایجاد کند. در ادبیات، نقش عوامل دیگر مؤثر بر رابطهٔ بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازدهٔ مورد انتظار معرفی‌شده است. برای نمونه چن و همکاران[22] (۲۰۲۲) یک رابطهٔ منفی را طی بحران مالی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تحقق‌یافته و بازدهٔ آینده نتیجه گرفتند.

در ایران سارنج و همکاران (۱۳۹۷) نشان دادند که معامله‌گران اختلال‌زا در ۱۰۰ درصد مواقع در بازار سهام ایران فعال هستند. مرفوع و عدل‌زاده (۱۳۹۳) نشان دادند که عدم اطمینان اطلاعاتی موجب واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران در بازار می‌شود. بدری و همکاران (۱۳۹۳) صرف ریسک مثبت ریسک غیرسیستماتیک را نتیجه گرفتند. سلیمانی و عرب‌صالحی (۱۳۹۸) نشان دادند که ویژگی‌های شرکتی می‌توانند تغییرات مقطعی بازدهٔ آتی سهام و نیز نوسانات غیرسیستماتیک بازدهٔ آتی سهام را توضیح دهند. نیکوسخن و فدایی‌نژاد (۱۳۹۷) یافتند که رابطهٔ میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده برای حدود یک‌سوم بازار، معنادار ازنظر آماری است. بعلاوه، برای اغلب شرکت‌ها، قیمت‌گذاری منفی را برای ریسک غیرسیستماتیک نتیجه گرفتند. شکرخواه و همکاران (۱۳۹۶) تأثیر مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر بازدهی آتی سهام را نتیجه گرفتند. عرب‌مازار یزدی و همکاران (۱۳۹۴) صرف ریسک مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را طی بازه ۱۳۷۸ لغایت ۱۳۸۹ دست یافتند. موضوعات دیگری نیز پیرامون نوسان‌پذیری

غیرسیستماتیک انجام‌شده است. سلیمی و همکاران (۱۴۰۰) به شواهدی مبتنی بر تأثیر ریسک غیرسیستماتیک سهام بر رفتار گروهی سرمایه‌گذاران دست یافتند. شجاعی و همکاران (۱۳۹۹) نشان دادند که نوسانات غیرسیستماتیک به‌عنوان شاخص معاملات اختلال‌زا تأثیر مثبتی بر قیمت‌گذاری نادرست سهام دارد. ملاحظه می‌شود که مطالعات انجام‌گرفته در داخل کشور به‌طور قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را موردبررسی قرار داده‌اند و کمتر به شناسایی عوامل مؤثر بر رابطهٔ بین بازدهٔ مورد انتظار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پرداخته‌شده است. موضوع آربیتراژ نامتقارن و اهمیت آن برای توضیح صرف نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، نیز تاکنون برای بورس اوراق بهادار تهران موردبررسی قرار نگرفته است. براین‌اساس، در پژوهش پیشرو به پیروی از گو و همکاران (۲۰۱۸) و لین و همکاران[۲۳] (۲۰۲۰) به دنبال بررسی این مهم هستیم که در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان یک بازار درحال‌توسعه، چگونه محدودیت‌های آربیتراژ به قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهام شرکت‌ها، مرتبط می‌شود. بعلاوه، ازآنجایی‌که در بورس اوراق بهادار تهران فروش استقراضی ممنوع است، مفهوم آربیتراژ نامتقارن استمباق و همکاران (۲۰۱۵) را نیز موردتوجه قرار داده و چگونگی تأثیرگذاری قیمت‌گذاری نادرست سهام بر صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحت سطوح مختلف محدودیت‌های آربیتراژ، موردبررسی قرار می‌گیرد. در این زمینه، سلیمانی و عرب‌صالحی (۱۳۹۸) نیز تأثیر ویژگی‌های شرکتی را بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در نظر گرفته‌اند. محمدی و آسیما (۱۳۹۸) در پژوهش خود فقط عامل ریسک آربیتراژ را برای توضیح قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک موردبررسی قرار داده و وابستگی منفی بازدهٔ مورد انتظار را به نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نتیجه گرفته‌اند؛ اما در مقایسه با متدولوژی پژوهشگران فوق، در پژوهش پیشرو، نقش محدودیت‌های آربیتراژ با درنظرگرفتن ابعاد بیشتری از آن، در کنار تأثیر عامل آربیتراژ نامتقارن، بر صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مشاهده‌شده در بورس اوراق بهادار تهران موردتوجه قرارگرفته است. ازاین‌رو این پژوهش به دنبال پوشش شکاف موجود در ادبیات پیرامون صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و گسترش ادبیات پیرامون این موضوع برای بورس اوراق بهادار تهران است.

۳- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌ها به شرح زیر مطرح و مورد آزمون قرار می‌گیرند:

فرضیهٔ اول: صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در سهام شرکت‌های بیش قیمت‌گذاری شده، منفی و مقدار آن برای سهم‌های کم قیمت‌گذاری شده، مثبت است.

فرضیهٔ دوم: صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در میان سهم‌هایی که بیش قیمت‌گذاری شده‌اند و در شرایط محدودیت‌های آربیتراژ زیاد، منفی است.

فرضیهٔ سوم: در شرایط محدودیت‌های آربیتراژ زیاد، قدر مطلق مقدار صرف بازدهٔ منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهم‌هایی که بیش قیمت‌گذاری شده‌اند، بیشتر است از مقدار صرف بازدهٔ مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای سهم‌هایی که کم قیمت‌گذاری شده‌اند.

۴- روش پژوهش

جامعهٔ آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است؛ اما شرکت‌های فعال در صنایع واسطه‌گری مالی، بانک‌ها و بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ و لیزینگ حذف گردیدند. شرکت‌های با سال مالی مختوم به ماهی غیر از اسفندماه و شرکت‌های باارزش دفتری منفی نیز حذف شدند. در پایان، از میان شرکت‌های باقیمانده شرکت‌هایی که داده‌های موردنیاز این پژوهش برای آن در دسترس نباشد حذف

شدند. بدین ترتیب، جامعهٔ آماری در دسترس شامل تعداد ۱۱۸ شرکت شد که بر اساس فرمول کوکران در سطح خطای ۵درصد تعداد ۹۰ شرکت به‌عنوان نمونه تعیین گردید و بازه زمانی پژوهش از ۱۳۸۷/۹/۲۳ لغایت ۱۴۰۰/۱۲/۲۲ در نظر گرفته شد. مجموعه اطلاعاتی موردنیاز از پایگاه بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزار ره‌آورد نوین و گزارش‌های نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج‌شده است. کلیه محاسبات نیز با استفاده از نرم‌افزارهای *Excel2016* و *MATLAB2019* انجام‌شده است.

۴-۱- مدل سه عاملی فاما-فرنچ

در پژوهش حاضر به پیروی از آنگ و همکاران (۲۰۰۶)، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهام i در ماه t، بر اساس مدل قیمت‌گذاری سه عاملی فاما و فرنچ[۲۴] (۱۹۹۳) محاسبه می‌شود:

$$R_{i,d} - r_{f,d} = \alpha_{i,d} + \beta_{i,d}MKT_d + \gamma_{i,d}SMB_d + \theta_{i,d}HML_d + \varepsilon_{id}$$

بطوریکه $R_{i,d} - r_{f,d}$ بازدهٔ روزانهٔ مازاد بر نرخ بدون ریسک[۲۵] سهم i در روز d از ماه t، است. متغیرهای MKT_d، SMB_d و HML_d، سه عامل ریسک سیستماتیک مدل می‌باشند. با توجه به اینکه برای ساختن شاخص محدودیت‌های آربیتراژ و معیار قیمت‌گذاری نادرست، از متغیرهای رشد دارایی و سودآوری ناخالص استفاده‌شده است، مدل سه عاملی مناسب به نظر می‌رسد. همچنین، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازده $IVOL_{i,t}$، برای سهم i در ماه t به‌صورت انحراف معیار پسماندهای حاصل از رگرسیون OLS مدل فوق، تعریف می‌شود.

۴-۲- رگرسیون‌های مقطعی فاما و مک‌بث

جهت بررسی قوت نتایج تجربی، در این پژوهش رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث[۲۶] (۱۹۷۳) نیز برآورد شده است. لازم به ذکر است که مقادیر ضرایب جملات مربوط به حاصل‌ضرب $IVOL_{i,t}$ در متغیرهای موهومی است که موردتوجه می‌باشد. ازاین‌رو، دو تصریح از رگرسیون مقطعی فاما-مک‌بث در نظر گرفته می‌شود. در نخستین تصریح، حاصل‌ضرب نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در متغیرهای موهومیِ وضعیت بیش قیمت‌گذاری و کم قیمت‌گذاری سهم، مطابق معادله رگرسیون زیر، در مدل‌سازی وارد می‌شوند:

$$\begin{aligned} excces R_{i,t+1} = {} & \alpha_i + \gamma_{1,t}IVOL_{i,t} \times UnderP_{i,t} + \gamma_{2,t}IVOL_{i,t} \times OverP_{i,t} + \beta_{1,t} \\ & + \beta_{2,t}BM_{i,t} + \beta_{3,t}MAX5_{i,t} + \beta_{4,t}Turnover_{i,t} + \beta_{5,t}excess \end{aligned}$$

در دومین تصریح، متغیرهای موهومیِ محدودیت‌های آربیتراژ و متغیرهای موهومیِ قیمت‌گذاری نادرست سهام مطابق رابطهٔ زیر، همزمان در مدل‌سازی وارد می‌شوند:

$$\begin{aligned} excces R_{i,t+1} = {} & \alpha_i + \gamma_{1,t}IVOL_{i,t} \times UnderP_{i,t} + \gamma_{2,t}IVOL_{i,t} \times OverP_{i,t} + \gamma_{3,t} \\ & \times HArbIndex_{i,t} \times UnderP_{i,t} + \gamma_{4,t}IVOL_{i,t} \times MArbIndex_{i,t} \\ & + \gamma_{5,t}IVOL_{i,t} \times LArbIndex_{i,t} \times UnderP_{i,t} + \gamma_{6,t}IVOL_{i,t} \\ & \times HArbIndex_{i,t} \times OverP_{i,t} + \gamma_{7,t}IVOL_{i,t} \times MArbIndex_{i,t} \\ & + \gamma_{8,t}IVOL_{i,t} \times LArbIndex_{i,t} \times OverP_{i,t} + \beta_{1,t}ME_{i,t} + \beta_{2,t} \\ & + \beta_{3,t}MAX5_{i,t} + \beta_{4,t}Turnover_{i,t} + \beta_{5,t}excessR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (\text{؛}$$

متغیر $IVOL_{i,t}$، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهم i در ماه t، است. سایر متغیرهای کنترل عبارت‌اند از: لگاریتم اندازه، $ME_{i,t}$، نسبت لگاریتم ارزش دفتری به ارزش بازار، $BM_{i,t}$، گردش حجم معاملات $Turnover_{i,t}$ و ترجیحات برای بازدهٔ حدی مثبت، MAX5.

۴-۲-۱- ساختن متغیرهای مدل فاما-مک‌بث

الف) **معیار قیمت‌گذاری نادرست**

در این پژوهش برای هر سهم i، یک معیار از وضعیت بیش قیمت‌گذاری و وضعیت کم قیمت‌گذاری با ترکیب سه بی‌قاعدگی: رشد کل دارایی‌ها (کوپر و همکاران[۲۷]، ۲۰۰۸)، سودآوری (نوی-مارکس[۲۸]، ۲۰۱۳) و مومنتوم (جاگادیش و تیتمن[۲۹]، ۱۹۹۳)، ساخته می‌شود.

AG_d، نرخ رشد کل دارایی‌های شرکت i در روز d، بر اساس رابطهٔ $AG_d = (TA_{d-1} - TA_{d-2})/TA_{d-2}$ محاسبه می‌شود بطوریکه TA کل دارایی‌ها، است.

GP_d، برای محاسبه شاخص سودآوری ناخالص یک شرکت، مقدار متغیر سود ناخالص بر جمع کل دارایی‌های یک شرکت تقسیم می‌شود.

MOM_d، عامل مومنتوم در روز d از ماه t، بر اساس بازدهٔ تجمعی طی روزهای $d\text{-}7$ الی $d\text{-}2$، محاسبه می‌شود. در این پژوهش، به پیروی از رویکرد استمباق و همکاران (۲۰۱۵)، رتبه سهام شرکت‌ها در هر بی‌قاعدگی تعیین می‌شود: بالاترین رتبه به مقداری از بی‌قاعدگی اختصاص داده می‌شود که متناظر با پایین‌ترین مقدار متوسط بازدهٔ غیرعادی باشد. سپس، یک معیار ترکیبی از قیمت‌گذاری نادرست از طریق میانگین حسابی رتبه‌ها در هر سه بی‌قاعدگی مذکور، ساخته می‌شود؛ به سهام با بالاترین (پایین‌ترین) رتبه ترکیبی[۳۰]، سهام بیش قیمت‌گذاری (کم قیمت‌گذاری) شده، نسبت داده می‌شود. براین‌اساس، دو متغیر موهومی $UnderP_{i,t}$ و $OverP_{i,t}$ تعریف می‌گردد؛ زمانی مقدار ۱ می‌گیرند که سهم i، به ترتیب متعلق به گروه سهم‌های کم قیمت‌گذاری شده و گروه سهم‌های بیش قیمت‌گذاری شده، باشد.

ب) شاخص محدودیت‌های آربیتراژ

در ادبیات برای مؤلفهٔ هزینه‌های معاملاتی، پراکسی‌های قیمت بسته شدن (علی و همکاران، ۲۰۰۳)، شاخص عدم‌نقدشوندگی (آمیهود[۳۱]، ۲۰۰۲)، تغییرات حجم معاملات (لام و وی[۳۲]، ۲۰۱۱)، سرمایه‌گذاران نهادی (علی و همکاران، ۲۰۰۳) و رسیدن به حد نوسان قیمت (گو و همکاران، ۲۰۱۸) پیشنهادشده است. به نظر می‌رسد تأثیر این عوامل بر وضعیت محدودیت‌های آربیتراژ در بازار اوراق بهادار تهران بیشتر باشد.

$Close_{i,t}$: از آنجاییکه اسپرد خرید و فروش[۳۳] و حق‌الزحمه کارگزاری، ارتباط منفی با قیمت سهم دارند (علی و همکاران، ۲۰۰۳)؛ در این پژوهش از آخرین قیمت (قیمت بسته شدن) روز گذشته سهم به‌عنوان معیار مستقیم هزینه‌های معاملاتی، استفاده می‌شود.

$ILLIQ_{i,t}$: افزایش در نقدشوندگی سهام، هزینه‌های انجام آربیتراژ را کاهش داده که متعاقباً به همگرایی قیمت‌ها به سمت ارزش‌های بنیادی شتاب می‌بخشد (کوردیا و همکاران[۳۴]، ۲۰۰۸)؛ ازاین‌رو، سهم‌هایی که با عدم نقدشوندگی بالاتر روبه‌رو هستند، از محدودیت‌های آربیتراژ زیادتر برخوردار هستند.

در این پژوهش از معیار عدم نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) به‌صورت $ILLIQ_{i,d} = |R_{i,d}|/Vol_{i,d}$ استفاده می‌شود؛ به‌طوری‌که $|R_{i,t}|$ قدر مطلق بازدهٔ سهام i در روز d از ماه t و $Vol_{i,d}$ مبلغ ریالی حجم معاملات سهام می‌باشد. سپس مقدار متوسط معیار فوق طی هر ماه t محاسبه می‌شود.

$Turnover_{i,t}$: حجم معاملات بالاتر، نشانگر هزینه‌های معاملاتی پایین‌تر می‌باشد؛ چراکه معامله‌گران را به یافتن راحت‌تر رقبای خود در بازار مقدور می‌سازد (ماشروالا و همکاران، ۲۰۰۶)؛ ازاین‌رو، سهام شرکت‌هایی که از حجم معاملاتی پایین برخوردار هستند با احتمال بیشتر با محدودیت‌های آربیتراژ زیاد روبه‌رو می‌شوند. درنتیجه، متغیر گردش حجم معاملات بر اساس متوسط حجم معاملات بین ماه‌های $t-12$ و $t-1$ به دست می‌آید.

$InstHld_{i,t}$: هر چه تعداد مالکین نهادی بیشتر باشد، اطلاعات با اعتبار بیشتری به بازارهای مالی وارد می‌شود که موجب کاهش هزینه‌های معاملاتی می‌گردد (چی و همکاران، ۲۰۱۳)؛ براین اساس و به پیروی از دولو و

حمیدی‌زاده (۱۳۹۲) از درصد مالکیت اشخاص حقوقی به‌عنوان پراکسی درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی استفاده می‌گردد.

$PLhiting_{i,t}$: اعمال قانون حد نوسان قیمت می‌تواند کشف قیمت تعادلی را به تأخیر بیاندازد (کیم و قون‌ری[۳۵]، ۱۹۹۷)؛ ازاین‌رو، سهام این شرکت‌ها به احتمال زیاد در معرض محدودیت‌های آربیتراژ زیادتر قرار خواهند داشت. برای تعیین روزهای معاملاتی که قیمت سهام به حد مجاز نوسان قیمت برخورد می‌کند، روش کار به این صورت که اگر حد نوسان قیمت بالایی (پایینی)، روزانه با بیشترین (کم‌ترین) قیمت معاملات نسبت به قیمت پایانی در روز برابر شود، آنگاه در آن روز قیمت سهام به حد نوسان قیمت خود برخورد کرده است.

در رابطه با مؤلفه نا اطمینانی اطلاعاتی، در این پژوهش تعداد مالکین نهادی $InstNum_{i,t}$ به‌عنوان پراکسی، مورد استفاده قرار گرفته است (لین و همکاران، ۲۰۲۰). اعتقاد بر این است که مالکیت نهادی، میزان مهارت سرمایه‌گذاران را در آنالیز روند تحول قیمت سهام شرکت، اندازه می‌گیرد. حتی هنگامی‌که هزینه‌های آربیتراژ بالا می‌رود، وجود سرمایه‌گذاران حرفه‌ای در بازار موجب می‌شود که سهم‌ها نادرست قیمت‌گذاری نشوند.

در ادبیات برای ریسک معامله‌گران اختلال‌زا، پراکسی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک معرفی شده است (استمباق و همکاران، ۲۰۱۵)؛ اما در این پژوهش متغیر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک قبلاً به‌عنوان متغیر اصلیِ مدل فاما-مک‌بث، در نظر گرفته‌شده است.

به پیروی از گو و همکاران (۲۰۱۸) یک شاخص جامع محدودیت‌های آربیتراژ از طریق ترکیب سه مؤلفه فوق به صورت زیر به دست می‌آید؛ در هر ماه t، متناظر با هر کدام از این پراکسی‌ها، یک متغیر موهومی در نظر گرفته می‌شود و عدد ۱ به سهام i داده می‌شود هرگاه محدودیت‌های آربیتراژ زیاد برای آن تشخیص داده‌شده باشد: متغیر موهومی $PLhiting_{i,t}$، عدد یک می‌گیرد هرگاه قیمت آن حداقل یک‌بار در ماه t به حد نوسان قیمت روزانه برخورد کرده باشد. به متغیرهای موهومی $ILLIQ_{i,t}$ و $Close_{i,t}$ عدد یک اختصاص داده می‌شود هرگاه به ترتیب عدم نقدشوندگی و قیمت سهم i بزرگ‌تر از مقدار میانه مقطعی خود در ماه t باشند. به متغیرهای موهومی $Turnover_{i,t}$ و $InstHld_{i,t}$ عدد یک اختصاص داده می‌شود اگر به ترتیب حجم معاملات و تعداد سهامداران نهادی سهم i کمتر یا مساوی مقدار میانه مقطعی خود در ماه t باشند. سپس، از همه متغیرهای موهومی، میانگین گرفته می‌شود. هر چه مقدار میانگین برای سهامی بزرگ‌تر باشد، آن سهام از محدودیت‌های آربیتراژ زیادتری برخوردار خواهد بود. در پایان سه متغیر موهومی از شاخص جامع محدودیت‌های آربیتراژ، $HArbIndex_{i,t}$ و $MArbIndex_{i,t}$ و $LArbIndex_{i,t}$، تعریف می‌گردد؛ که مقدار ۱ می‌گیرند هرگاه سهم i به ترتیب متعلق به گروه محدودیت‌های آربیتراژ زیاد، متوسط و کم باشد[۳۶].

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- آماره‌های توصیفی

در جدول ۱، خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل‌های فاما-فرنچ و فاما-مک‌بث ارائه می‌گردد. در این نگاره، مقدار متوسط سری زمانی میانگین مقطعی، انحراف معیار مقطعی، میانه مقطعی، مقادیر مقطعی صدک ۲۵ ام، $Q1$ و صدک ۷۵ ام، $Q3$، متغیرهای بازدهٔ خام ماهانه، $exccesR_{t+1}$، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، $IVOL_t$، لگاریتم ارزش دفتری به ارزش بازار، $LnBM_t$، لگاریتم ارزش بازار، $LnME_t$، حجم معاملات، $Turnover_t$ و متغیر ترجیحات برای بازدهٔ حدی مثبت، $MAX5_t$، طی دورهٔ نمونه ۱۳۸۷/۹/۲۳ تا ۱۴۰۰/۱۲/۲۲، برای هر ماه t، گزارش داده می‌شود.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	Q1	میانه	Q3
$\mathbf{exccesR_{t+1}}$	۱۱۱۹/۴	۱/۴۳۵۳e+۰۳	۴۰۰/۸۱۷۸	۶۸۸/۹۲۶۴	۱/۲۴۹۴e+۰۳
$\mathbf{IVOL_t}$	۱۱۴/۶۱۷۹	۱۵۳/۲۳۵۶	۳۷/۲۴۹۲	۶۷/۵۶۹۸	۱۲۹/۹۱۸۲
$\mathbf{LnBM_t}$	-۲۷/۱۷۰۷	۳/۳۵۵۶	-۲۸/۳۶۷۳	-۲۷/۲۶۷۷	-۲۶/۲۸۵۷
$\mathbf{LnME_t}$	۲۷/۷۹۵۸	۶/۷۱۱۵	۲۷/۷۲۴۷	۲۹/۱۹۲۰	۳۰/۳۲۴۷
$\mathbf{Turnover_t}$	۲/۹۹۶۲e+۱۰	۱/۶۱۰۰e+۱۱	۳/۹۱۸۷e+۰۶	۱/۰۴۲۳e+۰۷	۳/۴۹۷۸e+۰۷
$\mathbf{MAX5_t}$	۱/۱۳۳۴e+۰۳	۱/۴۵۹۷e+۰۳	۴۰۴/۳۹۲۶	۶۹۷/۹۹۵۰	۱/۲۶۸۶e+۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

ملاحظه می‌شود که متوسط بازدهٔ ماهانه در سطح سهام حدود ۱۱۱۹/۴ درصد و میانه آن ۶۸۸/۹۲۶۴ است که مشخص‌کننده چولگی به راست در توزیع بازدهٔ سهام است. میانگین $IVOL_t$ حدوداً ۱۱۴/۶۱۷۹ و میانه آن حدوداً ۶۷/۵۶۹۸ به‌دست‌آمده است. لازم به ذکر است که آماره‌های توصیفی فوق با استفاده از رویکرد دومرحله‌ای فاما-مک‌بث محاسبه‌شده‌اند. در ابتدا یک سری زمانی از تخمین آماره‌های فوق حاصل می‌شود. در مرحله دوم، مقدار متوسط سری زمانی، محاسبه می‌شود؛ برای محاسبه آمارهٔ *t-statistic*، از روش بوت‌استراپ ناپارامتریک با تکرار ۱۰۰۰۰ استفاده‌شده است.

۵-۲- رویکرد مرتب‌سازی سه‌طرفهٔ پرتفوی

به پیروی از متدولوژی مورد استفاده توسط گو و همکاران (۲۰۱۸)، به‌منظور بررسی دقیق الگوی صرف بازده میان سطوح مختلف محدودیت‌های آربیتراژ با در نظر گرفتن وضعیت قیمت‌گذاری نادرست سهم‌ها، به مرتب‌سازی سه‌طرفهٔ پرتفوی پرداخته می‌شود. در این رویکرد، نخست، سهم‌ها برمبنای شاخص جامع محدودیت‌های آربیتراژ به سه گروه *HArbIndex*، *LArbIndex* و *MArbIndex*، تقسیم می‌شوند. در هر کدام از این دو گروه، مجدداً سهم‌ها به دو گروه دیگر این بار برمبنای معیار بیش قیمت‌گذاری (*OverP*) و معیار کم قیمت‌گذاری (*UnderP*) تقسیم می‌شوند. سهم‌های موجود در هر کدام از این چهار گروه، مجدداً به سه گروه بر اساس سطوح مختلف نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در ماه t، مرتب می‌شوند: نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک زیاد P_1، متوسط P_2 و کم P_3؛ به علت کوچک بودن مجموعه داده‌ها، در هر ماه t تعداد ۳×۲×۳ پرتفوی تشکیل می‌شود. این رویکرد با کار محققین دیگری که رویکرد مرتب‌سازی پرتفوی را برای داده‌های کوچک بکار برده‌اند، سازگار است (نارتیی و همکاران[۳۷]، ۲۰۱۱). سپس، مقدار متوسط بازدهٔ خام میانگین موزون ماه آینده و بازدهٔ تعدیلی نسبت به سه عامل ریسک فاما و فرنچ[۳۸]، حاصل از هر پرتفوی برای هر ماه t، محاسبه و نتایج حاصله در جدول ۲ گزارش می‌شود. در ضمن، برای وزن‌های پرتفوی اندازه شرکت در ماه t، قرار داده‌شده است.

جدول ۲. پرتفوهای مرتب‌شده بر اساس شاخص محدودیت‌های آربیتراژ، معیار بیش/کم قیمت‌گذاری و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک

بازدهٔ خام	محدودیت‌های آربیتراژ کم		محدودیت‌های آربیتراژ متوسط		محدودیت‌های آربیتراژ زیاد	
	Underpriced	**Overpriced**	**Underpriced**	**Overpriced**	**Undepriced**	**Overpriced**
(L IVOL) P_1	۲/۰۰۹۶e+۱۶	۵/۹۲۵۱e+۱۶	۱/۶۹۳۹e+۱۶	۱/۷۶۸۲e+۱۹	-۴/۱۰۴۴e+۱۵	-۸/۸۷۳۶e+۱۷
(M IVOL) P_2	۸/۵۴۷۶e+۱۵	۳/۸۱۵۶e+۱۶	۳/۵۰۸۶e+۱۴	-۷/۰۹۷۹e+۱۶	-۳/۹۶۲۹e+۱۶	-۵/۹۸۳۱e+۱۵
(H IVOL) P_3	-۴/۵۲۲۵e+۱۷	-۱/۸۹۸۲e+۱۷	-۴/۵۴۸۳e+۱۵	۳/۵۶۱۱e+۱۶	-۹/۴۱۴۵e+۱۶	۴/۱۹۳۳e+۱۶
P_3-P_1	-۴/۷۲۳۴e+۱۷ *	-۱/۷۶۴۶e+۱۹ *	-۲/۱۵e+۱۶ *	-۲/۴۹e+۱۷ *	-۹/۰۰e+۱۶ *	۹/۲۹e+۱۷ *

t-stat	-۲/۱۶۱۳e+۰۳	-۲/۱۶۶۸e+۰۳	-۲/۱۵۹۹e+۰۳	-۲/۱۹۲۰e+۰۳	-۲/۱۷۰۲e+۰۳	۲/۱۶۹۹e+۰۳
OverP-UnderP		-۱/۷۱۷۴e+۱۹ *		-۲/۲۸e+۱۷ *		۱/۰۲e+۲۰ *
t-stat		-۲/۲۱۵۷e+۰۳		-۲/۱۷۶۷e+۰۳		۲/۱۶۳۱e+۰۳
تعدیلی نسبت به سه :	محدودیت‌های آربیتراژ کم		محدودیت‌های آربیتراژ متوسط		محدودیت‌های آربیتراژ زیاد	
ریسک فاما-فرنچ	Underpriced	Overpriced	Underpriced	Overpriced	Undepriced	Overpriced
(L IVOL) P_1	۱/۴۲۷۱e+۱۹	۴/۲۲۴۲e+۱۸	-۲/۰۱۹۹e+۱۷	۲/۵۱۹۹e+۱۸	۳/۲۰۸۳e+۱۶	-۳/۸۹۶۹e+۲۰
(M IVOL) P_2	۸/۵۶۳۲e+۱۷	-۶/۹۶۵۸e+۱۸	۲/۰۰۷۵e+۱۷	۲/۱۲۵۹e+۱۸	-۷/۲۱۱۵e+۱۹	-۴/۹۸۸۱e+۱۷
(H IVOL) P_3	۵/۴۳۲۹e+۱۹	-۷/۶۶۴۱e+۲۰	-۲/۶۹۲۷e+۱۸	-۱/۸۹۸۲e+۱۷	۱/۳۵۸۵e+۱۹	۷/۶۲۶۴e+۱۷
P_3-P_1	۴/۰۰۵۸e+۱۹ *	۷/۷۰۶۳e+۲۰ *	-۲/۴۹۰۷e+۱۸ *	-۲/۷۰۹۷e+۱۸ *	۱/۳۵۵۳e+۱۹ *	۳/۹۰۴۵e+۲۰ *
t-stat	۲/۱۸۹۰e+۰۳	۲/۱۹۴۰e+۰۳	-۲/۱۹۸۳e+۰۳	-۲/۱۸۱۱e+۰۳	۲/۱۹۱۵e+۰۳	۲/۱۸۷۵e+۰۳
OverP-UnderP		۷/۳۰۵۷e+۲۰ *		-۲/۱۹۰۵e+۱۷ *		۳/۷۶۸۳e+۲۰
t-stat		۲/۱۷۰۰e+۰۳		-۲/۱۷۴۹e+۰۳		۲/۱۷۵۳e+۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

بر طبق جدول ۲، در بورس اوراق بهادار تهران و برای بازدهٔ خام، آربیتراژ نامتقارن فقط می‌تواند صرف بازدهٔ منفی را در هر ماه برای گروه سهم‌های با محدودیت‌های آربیتراژ کم و سهم‌های با محدودیت‌های آربیتراژ متوسط توضیح دهد؛ اما در میان سهم‌های با محدودیت‌های آربیتراژ زیاد، تفاوت صرف بازدهٔ $IVOL_t$ میان گروه سهام بیش قیمت‌گذاری شده و سهم‌های کم قیمت‌گذاری شده، در هر ماه مثبت، است. از طرف دیگر، تفاوت صرف بازدهٔ تعدیلی $IVOL_t$ میان سهم‌های بیش قیمت‌گذاری شده و کم قیمت‌گذاری شده، در گروه سهم‌های با محدودیت‌های آربیتراژ کم و محدودیت‌های آربیتراژ زیاد نیز مقدار مثبت به‌دست‌آمده است.

چون یکی از معایب مهم تجزیه و تحلیل پرتفوی از دست دادن اطلاعات به دلیل تجمیع داده‌ها می‌باشد، لذا در این پژوهش از رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث استفاده می‌شود.

۳-۵- تخمین رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث

به‌منظور تخمین رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث، از تخمین‌زن نیوی-وست[۳۹] (۱۹۸۷) با وقفه ۳ ماهه، جهت تخمین ماتریس کواریانس پسماندها-اصلاح‌شده نسبت به واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی- استفاده می‌شود. سپس، آمارهٔ *t-student* اصلاح‌شده، برای آزمون معناداری هر ضریب، محاسبه می‌شود. در مورد تصریح نخست از رگرسیون فاما-مک‌بث در جدول ۳، مقدار ضرایب $IVOL_{t-1} \times UnverP_{t-1}$ و $IVOL_{t-1} \times OverP_{t-1}$ مثبت و معنادار ازنظر آماری به‌دست‌آمده است که بیانگر آن است که در مقایسه با سهم‌هایی که بیش قیمت‌گذاری شده‌اند، سهم‌هایی که کم قیمت‌گذاری شده‌اند سهم بیشتری در صرف بازدهٔ مثبت $IVOL_t$ دارند. ازاین‌رو فرضیهٔ اول پژوهش پذیرفته نمی‌شود.

بر طبق نتایج حاصل از تخمین تصریح دوم از رگرسیون فاما-مک‌بث در جدول ۴، ضریب $IVOL_{t-1} \times LArbIndex_{t-1} \times UnderP_{t-1}$ برابر مقدار مثبت ۰/۵۰۹۴ (*t-statistic* = ۴/۳۶۱۲) و ضریب $IVOL_{t-1} \times LArbIndex_{t-1} \times OverP_{t-1}$ برابر ۰/۰۵۵۴ (*t-statistic* = -۰/۵۲۰۲) است؛ می‌توان نتیجه گرفت که در پرتفوی متشکل از سهم‌های با محدودیت‌های آربیتراژ کم، صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک فقط در سهم‌هایی که کم قیمت‌گذاری شده‌اند ازنظر آماری معنادار است. این نتایج

سازگار با یافته‌های استمباق و همکاران (۲۰۱۵) نمی‌باشد چراکه آن‌ها صرف منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را نتیجه گرفته‌اند و نشان داده‌اند که مقدار منفی آن میان سهم‌هایی که بیش قیمت‌گذاری شده است، قوی‌تر می‌باشد.

جدول ۳. نتایج تخمین تصریح نخست از رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث

ضریب	$IVOL_{t-1} \times UnderP_{t-1}$	$IVOL_{t-1} \times OverP_{t-1}$	EXR_{t-1}	LME_{t-1}	LBM_{t-1}	$Turnover_{t-1}$	$MAX5_{t-1}$
آمارهٔ t	۰/۳۵۱۳ *	۰/۱۶۰۹ **	۱/۶۶۲۱ *	-۲/۸۲۷۰	-۸/۷۸۷۱e+۰۸	۳/۴۰۷۶e-۱۰ *	-۰/۶۹۷۵ *
t statistics	۳/۶۶۷۳	۱/۸۱۶۴	۳۸/۷۱۹۳	-۱/۵۰۲۹	-۱/۵۲۰۲e-۰۴	۵/۳۴۹۰	-۱۶/۲۸۳۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. نتایج تخمین دومین تصریح از رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث

ضریب	$IVOL_{t-1} \times HArbIndex_{t-1} \times UnderP_{t-1}$	$IVOL_{t-1} \times MArbIndex_{t-1} \times UnderP_{t-1}$	$IVOL_{t-1} \times LArbIndex_{t-1} \times UnderP_{t-1}$	$IVOL_{t-1} \times HArbIndex_{t-1} \times OverP_{t-1}$	$IVOL_{t-1} \times MArbIndex_{t-1} \times OverP_{t-1}$	$IVOL_{t-1} \times LArbIndex_{t-1} \times OverP_{t-1}$
آمارهٔ t	۰/۱۹۸۹ *	۰/۵۳۷۴ *	۰/۵۰۹۴ *	۰/۲۳۵۴ *	۰/۲۶۶۸ *	۰/۰۵۵۴
t statistics	۱/۸۸۱۹	۵/۳۳۳۲	۴/۳۶۱۲	۲/۴۳۸۵	۲/۷۴۴۲	۰/۵۲۰۲
ضریب	EXR_{t-1}	LME_{t-1}	LBM_{t-1}	$Turnover_{t-1}$	$MAX5_{t-1}$	
آمارهٔ t	۱/۶۲۵۱ *	-۳/۳۱۵۷ **	-۱/۰۴۲۸e+۰۹	۹/۱۹۰۲e-۱۱	-۰/۶۶۲۴ *	
t statistics	۳۷/۰۵۲۲	-۱/۷۸۱۵	-۱/۸۱۲۰e-۰۴	۱/۴۹۰۴	-۱۵/۲۸۹۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب $IVOL_{t-1} \times MArbIndex_{t-1} \times UnderP_{t-1}$ برابر ۰/۵۳۷۴ (*t-statistic* = ۵/۳۳۳۲) و ضریب $IVOL_{t-1} \times MArbIndex_{t-1} \times OverP_{t-1}$ برابر مقدار ۰/۲۶۶۸ (*t-statistic* = ۲/۷۴۴۲) است؛ همچنین مقدار ضریب $IVOL_{t-1} \times HArbIndex_{t-1} \times UnderP_{t-1}$ نیز برابر ۰/۱۹۸۹ (*t-statistic* = ۱/۸۸۱۹) و مقدار ضریب $IVOL_{t-1} \times HArbIndex_{t-1} \times OverP_{t-1}$ برابر مقدار ۰/۲۳۵۴ (*t-statistic* = ۲/۴۳۸۵) به‌دست‌آمده است. ازاین‌رو، در پرتفوهای با محدودیت‌های آربیتراژ متوسط و زیاد، مقدار صرف نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای گروه سهم‌های با وضعیت بیش قیمت‌گذاری شده و کم قیمت‌گذاری شده، مثبت است. براین اساس نتیجه گرفته می‌شود که فرضیهٔ دوم پژوهش نیز پذیرفته نمی‌شود.

در رابطه با فرضیهٔ سوم، در شرایط محدودیت‌های آربیتراژ زیاد، هرچند که بر اساس یافته‌ها، مقدار صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای سهم‌هایی که بیش قیمت‌گذاری شده‌اند در مقایسه با سهم‌هایی که کم قیمت‌گذاری شده‌اند، بیشتر است؛ اما مقدار صرف بازدهٔ سهم‌هایی که بیش قیمت‌گذاری شده‌اند، منفی نیست. ازاین‌رو، فرضیهٔ سوم پژوهش نیز بر اساس داده‌های آماری سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران، پذیرفته نمی‌شود.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی این موضوع می‌پردازد که چگونه صرف نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحت تأثیر دو عامل

محدودیت‌های آربیتراژ و قیمت‌گذاری نادرست قرار می‌گیرد. شواهد تجربی به‌دست‌آمده حکایت از یک صرف بازدهٔ مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در هر دو گروه سهم‌های با وضعیت بیش قیمت‌گذاری شده و کم قیمت‌گذاری شده در بورس اوراق بهادار تهران، دارد که برخلاف بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مشاهده‌شده توسط آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) می‌باشد. استمباق و همکاران (۲۰۱۵) یک صرف نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک به نسبت مثبت را فقط در سهم‌های کم قیمت‌گذاری شده، یافتند. گو و همکاران (۲۰۱۸) صرف بازدهٔ منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را در هر دو وضعیت بیش قیمت‌گذاری و کم قیمت‌گذاری سهام، برای بازار چین نتیجه گرفتند. برای ایران نیز محمدی و آسیما (۱۳۹۸) نشان دادند که ریسک آربیتراژ یک متغیر اثرگذار بر شدت و رابطهٔ منفی میان بازدهٔ مورد انتظار و ریسک غیرسیستماتیک محسوب می‌شود؛ اما نتایج تجربی به‌دست‌آمده در این پژوهش سازگار است با پیش‌بینی-های تئوری مالی متعارف و یافته‌های بدری و همکاران (۱۳۹۳) که صرف ریسک مثبت ریسک غیرسیستماتیک را در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ نتیجه گرفتند.

مهم‌تر اینکه یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد که صرف بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای سهام با محدودیت‌های آربیتراژ زیاد در هر دو گروه سهم‌های بیش قیمت‌گذاری شده و سهم‌های کم قیمت‌گذاری شده، مثبت است. در مقابل، گو و همکاران (۲۰۱۸) یافتند که در بازار سهام چین محدودیت‌های آربیتراژ زیادتر موجب منفی‌تر شدن مقدار صرف ریسک غیرسیستماتیک می‌شود.

در کل، یافته‌ها بیانگر آن است که قدرت پیش‌بینی کنندگی بازدهٔ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تحت تأثیر آربیتراژ نامتقارن و محدودیت‌های آربیتراژ، قرار دارد. بر این اساس، سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران می‌توانند از وضعیت ممنوعیت فروش استقراضی سهام و ازاین‌رو قیمت‌گذاری نادرست سهام و محدودیت‌های گسترده پیش روی عمل آربیتراژ استفاده کرده و با معامله سهم‌های شرکت‌ها، در سطوح بالای نوسان‌پذیری انتظار صرف بازدهٔ بالاتر داشته باشند.

نتایج این پژوهش دستاوردهای سیاستی مهمی نیز برای سیاست‌گذاران دارد؛ در بازارهای درحال‌توسعه، اغلب محدودیت‌های معاملاتی مختلفی باهدف حمایت از سرمایه‌گذاران وضع می‌شود؛ اما شواهد تجربی به‌دست‌آمده در این پژوهش نشان می‌دهد که این محدودیت‌های معاملاتی و ممنوعیت فروش استقراضی واقعاً می‌توانند منجر به محدودیت‌های آربیتراژ زیادتر و به دنبال آن ماندگاری قیمت‌گذاری نادرست سهام در بازار حتی برای طولانی‌مدت شوند. ازاین‌رو، برای حمایت واقعاً بهتر از سرمایه‌گذاران حقیقی (فردی)، تنظیم‌کنندگان بازار می‌بایست قوانین‌ومقررات را باهدف کم کردن محدودیت‌های معاملاتی غیرضروری تنظیم نمایند به‌گونه‌ای که بتوان اوراق بهادار را با روشی کارآتر در بازار قیمت‌گذاری نمود.

یافته‌های تجربی پژوهش حاضر دربارهٔ قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و چگونگی ارتباط آن با محدودیت‌های آربیتراژ و آربیتراژ نامتقارن در بورس اوراق بهادار تهران زمینه‌ای را پیشروی اقتصاددانان مالی جهت توسعه چارچوب تئوری‌های موجود که بتواند صرف نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را بهتر توضیح بدهد، باز می‌کند؛ یک تئوری قابل‌قبول باید به‌گونه‌ای باشد که بتواند چگونگی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را علاوه بر بازارهای توسعه‌یافته مثل آمریکا، برای بازارهای نوظهوری مثل ایران و نیز نقش محدودیت‌های آربیتراژ و آربیتراژ نامتقارن را در این مکانیسم قیمت‌گذاری توضیح بدهد. در صورت دسترسی به سری زمانی طولانی‌تر، پیشنهاد می‌شود برای پژوهش‌های آتی رفتار سری زمانی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و روند بلندمدت آن با در نظر گرفتن شکست ساختاری، نیز موردبررسی قرار بگیرد. محدودیت اصلی این پژوهش تعداد کم شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و نیز کوتاه بودن سری زمانی ممکن برای هر کدام از شرکت‌ها می‌باشد. تجزیه‌وتحلیل‌ها در سطح پرتفوی

نیازمند آن است که پرتفوها به‌خوبی متنوع سازی شده باشند؛* که لازمه آن داشتن تعداد زیاد شرکت در نمونه می‌باشد.

یادداشت‌ها

* در این پژوهش از نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری یک سالهٔ بانک‌های دولتی (میانگین)، ابلاغ شده توسط بانک مرکزی، به عنوان نرخ بدون ریسک استفاده شده است.

فهرست منابع

بدری، احمد؛ دولو، مریم و عرب مازار یزدی، محمد (۱۳۹۳). قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی از محتوای اطلاعاتی سود. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴(۱۱)، ۱-۱۹.*

دولو، مریم و حمیدی‌زاده، محمدرضا (۱۳۹۲). راهبرد سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک و ساختار مالکیت. *مطالعات مدیریت راهبردی*، ۴(۱۶)، ۱۰۹-۱۲۹.*

سارنج، علی رضا؛ تهرانی، رضا؛ عباسی موصل، خلیل و ندیری، محمد (۱۳۹۷). شناسایی رفتارهای معاملاتی و ریسک معامله‌گران اخلال‌گر در بازار سهام ایران. *راهبرد مدیریت مالی*، ۶(۲۲)، ۳۱-۵۸.

سلیمانی، ایمان و عرب‌صالحی، مهدی (۱۳۹۸). عوامل تعیین‌کننده نوسانات غیرسیستماتیک بازدهٔ سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۹(۲۶)، ۹۷-۱۱۹.

* سلیمی، محمدجواد؛ علیزاده، جواد؛ دوست جباریان و هوشنگی، زهره (۱۴۰۰). تأثیر ریسک غیرسیستماتیک سهام بر رفتار گروهی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۸(۷۱)، ۵۵-۳۳.

* شجاعی، مرضیه؛ عبدالباقی عطاآبادی، عبدالمجید و شیروانی، علیرضا (۱۳۹۹). بررسی تأثیر نوسانات غیرسیستماتیک بر قیمت‌گذاری نادرست: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱۲(۴۵)، ۷۹-۱۰۰.

شکرخواه، جواد؛ بولو، قاسم و حقیقت، محمد (۱۳۹۶). بررسی تأثیر گشتاورهای مرتبه بالاتر و نوسانات غیرسیستماتیک بر بازدهٔ آتی سهام با استفاده از مدل فاما-مکبث. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۴(۵۶)، ۱۰۷-۸۳.

عرب‌مازار یزدی، محمد؛ بدره‌ای، احمد و دولو، مریم (۱۳۹۴). قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۲(۴۷)، ۲۳-۴۶.

محمدی، شاپور و آسیما، مهدی (۱۳۹۸). قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک از طریق تبیین ریسک آربیتراژ. *راهبرد مدیریت مالی*، ۷(۲۶)، ۱-۲۴.

مرفوع، محمد و عدل‌زاده، مرتضی (۱۳۹۳). عدم اطمینان اطلاعاتی و واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴(۱۳)، ۱۶۹-۱۷۷.

نیکوسخن، معین و فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل (۱۳۹۷). بررسی اهمیت ریسک غیرسیستماتیک هر ورقه بهادار: نگاهی دیگر به ریسک غیرسیستماتیک و بازده. *راهبرد مدیریت مالی*، ۶(۲۰)، ۲۴-۱.

* *Ali, A., Hwang, L. S., & Trombley, M. A. (2003). Arbitrage risk and the book-to-market anomaly. Journal of Financial Economics, 69 (2): 355-373.*
* *Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. Journal of Financial Markets, 5 (1): 31-56.*
* *Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross- section of volatility and expected returns. The Journal of Finance, 61 (1): 259-299.*
* *Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further US evidence. Journal of Financial Economics, 91 (1): 1-23.*
* *Brockman, P., Guo, T., Vivero, M. G., & Yu, W. (2022). Is idiosyncratic risk priced? The international evidence. Journal of Empirical Finance, 66: 121-136.*
* *Cao, J., & Han, B. (2016). Idiosyncratic risk, costly arbitrage, and the cross-section of stock returns. Journal of Banking & Finance, 73: 1-15.*

Chen, Y. L., Wang, M. C., Lin, J. B., & Huang, M. C. (2022). How financial crises affect the relationship between idiosyncratic volatility and stock returns. International Review of Economics & Finance, 80: 96-113.

Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2008). Liquidity and market efficiency. Journal of Financial Economics, 87 (2): 249-268.

Chou, P. H., Huang, T. Y., & Yang, H. J. (2013). Arbitrage risk and the turnover anomaly. Journal of Banking & Finance, 37 (11): 4172-4182.

Cooper, M. J., Gulen, H., & Schill, M. J. (2008). Asset growth and the cross‐section of stock returns. The Journal of Finance, 63 (4): 1609-1651.

De Long, J. B., Shleifer, A., summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. Journal of Political Economy, 98 (4): 703-738.

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. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. Journal of Political Economy, 81 (3): 607-636.

Gerhold, S., Guasoni, P., Muhle-Karbe, J., & Schachermayer, W. (2014). Transaction costs, trading volume, and the liquidity premium. Finance and Stochastics, 18 (1): 1-37.

Gu, M., Kang, W., & Xu, B. (2018). Limits of arbitrage and idiosyncratic volatility: Evidence from China stock market. Journal of Banking & Finance, 86: 240-258.

* *Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. The Journal of Finance, 48 (1): 65-91.*
* *Kim, K. A., & Rhee, S. G. (1997). Price limit performance: evidence from the Tokyo Stock Exchange. The Journal of Finance, 52 (2): 885-901.*
* *Lam, F. E. C., & Wei, K. J. (2011). Limits-to-arbitrage, investment frictions, and the asset growth anomaly. Journal of Financial Economics, 102 (1): 127-149.*
* *Lin, Y. E., Chu, C. C., Omura, A., Li, B., & Roca, E. (2020). Arbitrage risk and the cross-section of stock returns: Evidence from China. Emerging Markets Review, 43: 100609.*
* *Mashruwala, C., Rajgopal, S., & Shevlin, T. (2006). Why is the accrual anomaly not arbitraged away? The role of idiosyncratic risk and transaction costs. Journal of Accounting and Economics, 42 (1-2): 3-33.*
* *Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. The Journal of Finance, 42 (3): 483-510.*
* *Nartea, G. V., Ward, B. D., & Yao, L. J. (2011). Idiosyncratic volatility and cross‐sectional stock returns in Southeast Asian stock markets. Accounting & Finance, 51 (4): 1031-1054.*
* *Newey, Whitney K. & Kenneth D. West (1987). A Simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica, 55 (3): 703-708.*
* *Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: Good growth and the gross profitability premium. Journal of Financial Economics, 108 (1): 1-28.*
* *Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. The Journal of Finance, 19 (3): 425-442.*
* *Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). The limits of arbitrage. The Journal of Finance, 52 (1): 35-55.*
* *Stambaugh, R. F., Yu, J., & Yuan, Y. (2015). Arbitrage asymmetry and the idiosyncratic volatility puzzle. The Journal of Finance, 70 (5): 1903-1948.*

Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis

Vol. 16 / No. 57, Spring 2023

Investigating the Limits-of-Arbitrage and Arbitrage Asymmetry on the Idiosyncratic Volatility Return Premium in the Tehran Stock Exchange

Hamidreza Heidari[1]

Elham Farzanegan[*2]

Abstract

This study investigates the effects of arbitrage asymmetry and limits-of-arbitrage to explain the observed idiosyncratic volatility return premium in the Tehran Stock Exchange. The sample includes 90 companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2008 to 2022. For this purpose, a comprehensive index of limits-of-arbitrage has been constructed based on three measures of arbitrage risk: transaction costs, noise trader risk, and information uncertainty. Furthermore, a mispricing measure has been constructed based on three anomalies: asset growth, gross profitability, and momentum. These measures and anomalies capture the main features of the Tehran Stock Exchange. To test the research hypothesis, the three-way portfolio sorting and the Fama-Macbeth cross-sectional regressions conducted. The empirical findings show that the idiosyncratic volatility premium is positive for both overpriced and underpriced stocks. Within the high limits-of-arbitrage stocks, the positive idiosyncratic volatility return premium is higher for overpriced stocks than for underpriced stocks. Consequently, the limits-of-arbitrage and the arbitrage asymmetry can explain the positive idiosyncratic volatility return premium in theTehran Stock Exchange.

Keywords: *Arbitrage Asymmetry, Limits-of-Arbitrage, Idiosyncratic Volatility Return Premium, Tehran Stock Exchange.*

[1] *M.A in Financial Management, Faculty of Management, E-Branch of Islamic Azad University, Tehran, Iran. hrh5428@yahoo.com*

[2] *Assistant Professor of Economics, Nahavand Higher Education Complex, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. (Corresponding Author). e.farzanegan@basu.ac.ir*