فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و دوم، شماره ۷۰، تابستان ۱۳۹۳، صفحات ۲۶۸-۲۴۷

آزمون آربیتراژ آماری در بورس اوراق بهادار تهران

عزیز احمدزاده
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)
ahmadzadeh80@yahoo.com

کاظم یاوری
دانشیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
kyavari@modares.ac.ir

علی صالح‌آبادی
استادیار مدیریت مالی دانشگاه امام صادق (ع)
zaker162@yahoo.com

محمد عیسایی‌تفرشی
استاد حقوق خصوصی دانشگاه تربیت مدرس
tafreshi@modares.ac.ir

آربیتراژ آماری یکی از روش‌های متداول کسب سود از بازار سرمایه توسط سرمایه‌گذاران حرفه‌ای است که در دهه اخیر وارد متون علمی اقتصاد مالی نیز شده است. هدف این مقاله، تشریح مفهوم و مصادیق آربیتراژ آماری و آزمون قابلیت کاربرد آن در بازار سرمایه کشور است. بر این اساس، ابتدا مفهوم آربیتراژ آماری ارائه می‌شود و در ادامه پس از مرور مطالعات داخلی قبل روش آزمون آربیتراژ آماری و بررسی تجربی آن بر مبنای مشاهدات روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های (۱۳۹۱–۱۳۸۰) ارائه شده است. نتایج مطالعه نشان‌دهنده آن است که تمام راهبردهای معامله گشتاوری آزمون شده شرایط آربیتراژ آماری را تأمین نموده و همگی از مصادیق آربیتراژ آماری محسوب می‌شوند، در نتیجه می‌توان نتیجه گرفت که آربیتراژ آماری روشی مناسب برای کسب سود در بازار سرمایه ایران بوده و در مقابل کسب سود از این طریق دلیلی محکم بر ناکارایی بازار سرمایه ایران می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: *G11, G14*.
واژه‌های کلیدی: *آربیتراژ آماری، بورس اوراق بهادار تهران، راهبرد معامله، کارایی بازار.*

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۲/۷** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۳/۱۸**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

۱. مقدمه

آربیتراژ آماری مدت زمان مدیدی است که توسط سرمایه‌گذاران حرفه‌ای بورس‌های دنیا مورد استفاده قرار می‌گیرد، اما به‌دلیل آنکه بخشی از اسرار تجاری آنان محسوب می‌شود تمایل چندانی برای افشای آن در قالب متون علمی وجود ندارد. فرصت‌های آربیتراژی زمانی وجود دارند که بازار ناکارا باشد. فرصت‌های آربیتراژ ساده[1] از ناکارایی در قیمت‌های یک بازار در مقطعی از زمان ناشی شده و فرصت‌های آربیتراژ آماری از ناکارایی بازار در یک دوره زمانی به اندازه کافی طولانی (به‌صورت عدم تعدیل قیمت‌ها یا کند بودن سرعت تعدیل قیمت‌ها در واکنش به اطلاعات جدید بازار) ناشی می‌شوند (هال، ۱۳۸۴). بررسی وجود فرصت‌های آربیتراژ آماری در ۱۰ سال اخیر وارد مباحث مالی شده و از آن به‌عنوان آزمونی قابل اتکا در جهت بررسی کارایی بازارهای مالی استفاده شده است (پل، ۲۰۰۷).

در آربیتراژ معین[2] سود قطعی از خرید برخی سهام و فروش برخی دیگر قابل حصول است، اما در آربیتراژ آماری قیمتگذاری نادرست[3] آماری (بر مبنای ارزش انتظاری) برای یک یا چند دارایی وجود دارد که تشخیص آن توسط سرمایه‌گذار کسب سود را هنگام بازگشت به قیمتگذاری صحیح در پی خواهد داشت. به عبارت دیگر، آربیتراژ آماری نوعی راهبرد معامله در بازار سرمایه است که قیمتگذاری‌های نادرست آماری و روابط قیمتی که بر اساس انتظارات در بلندمدت صحیح هستند را حدس می‌زند و انحرافات موقتی از روابط قیمتی تعادلی بین دو سهم را به‌منظور کسب سود مورد استفاده قرار می‌دهد.

مزایای آربیتراژ آماری برای کسب سود و ارزیابی کارایی بازار بر مبنای این روش باعث شده است که این رویکرد به‌سرعت توسعه یافته و طیف وسیعی از مطالعات کارایی بازار از سال ۲۰۰۴ تاکنون را نیز تحت تأثیر قرار دهد. به‌عنوان مثال سو، چن و چانگ (۲۰۱۱) از این رویکرد برای بررسی وجود آربیتراژ بین بازارهای مختلف استفاده نموده و الکساکیس (۲۰۱۰) با استفاده از این روش و رویکرد همجمعی روابط بین شاخص بازارهای مختلف بین‌المللی را با یکدیگر مقایسه نموده است.

با توجه به عدم استفاده از آربیتراژ آماری به‌عنوان معیاری برای ارزیابی راهبردهای سرمایه‌گذاری در بورس تهران تاکنون و دلالت‌های آزمون آربیتراژ آماری برای کارایی بازار سرمایه این پژوهش با هدف معرفی آربیتراژ آماری، آزمون تجربی کارامدی آن در بورس تهران و نیز ارزیابی کارایی بورس اوراق بهادار تهران انجام می‌گیرد. ادامه مقاله به این ترتیب سازماندهی شده است که ابتدا در بخش دوم به مروری مختصر بر مطالعات داخلی مرتبط پرداخته و پس از آن در بخش سوم مقاله روش‌شناسی

---

۱. آربیتراژ عبارتست از فرصت دستیابی به سود بدون ریسک از طریق ورود همزمان در دو یا چند بازار

2. Deterministic Arbitrage

3. Mispricing

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

آربیتراژ آماری تشریح می‌شود. در بخش چهارم بررسی تجربی آربیتراژ آماری در بورس تهران ارائه می‌گردد. بخش پایانی مقاله نیز به جمع‌بندی اختصاص یافته است.

۲. پیشینه پژوهش

گرچه آزمون‌های کارایی بازار و مطالعات مرتبط با آن از زمان فاما (۱۹۷۰) تاکنون پیشینه‌ای نسبتاً پربار دارند و در پژوهش‌های متعددی مانند فاما (۱۹۹۱)، کاتبرتسون (۱۹۹۶)، کمپبل، لو و مکینلای (۱۹۹۷) و لیم و بروکس (۲۰۱۱) مرور شده‌اند، اما حجم آزمون‌ها و مطالعات مبتنی بر کسب سود در بازار به‌نسبت کمتر است. میان پژوهش‌های مبتنی بر سودآوری نیز روش‌شناسی شناسایی سود فرانرمال نسبتاً متنوع بوده و هر یک از روش‌ها دارای محدودیت‌هایی برای تعمیم در استفاده هستند که یک مزیت آزمون آربیتراژ آماری عمومیت امکان استفاده از آن در شناسایی سود فرانرمال است (هوگان و همکاران، ۲۰۰۴).[۱] آربیتراژ آماری به‌عنوان یک آزمون برای شناسایی سود فرانرمال توسط هوگان و همکاران (۲۰۰۴) معرفی شد و اخیراً توسط جرو و همکاران (۲۰۱۲) بهبود یافته است که رویکردهای مذکور در بخش آتی تشریح خواهند شد.

میان مطالعات داخلی مقالات متعددی به ارزیابی کارایی بازار سرمایه پرداخته‌اند که می‌توان به صالح‌آبادی و دلیریان (۱۳۸۹) اشاره نمود که از طریق شناسایی حباب قیمتی نشان دادند که بین قیمت بنیادی و بازاری برخی سهام فاصله چشمگیری وجود دارد، بنابراین بورس اوراق بهادار کارا نیست. همچنین راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۸۸) کارایی اطلاعاتی را با استفاده از بررسی نرمال بودن توزیع بازده سهام بر مبنای رویکرد ARMA-GARCH آزمون نموده و به این نتیجه دست یافتند که بورس تهران از کارایی اطلاعاتی برخوردار نیست. در مطالعه‌ای جدیدتر عباسیان و ذوالفقاری (۱۳۹۲) از روش فیلتر کالمن برای تحلیل کارایی ضعیف بازار به‌صورت پویا استفاده نموده‌اند. این مطالعه نیز ضمن تأیید

---

۱. آزمون آربیتراژ آماری دارای مزایایی بر سایر شیوه‌های آزمون کارایی بازار است. نخست اینکه آزمون آربیتراژ آماری مسئله فرضیه مشترک را رفع نموده و نیازی به یک مدل تعادلی بازار به‌منظور تعیین بازده‌های مازاد یا تعدیل آنها نسبت به ریسک ندارد. دیگر اینکه معمولاً در فرایند تعدیل نسبت به ریسک یک مدل خطی نسبت به عوامل (مانند فاما و فرنچ، ۱۹۹۳ و کارهارت، ۱۹۹۷) در نظر گرفته می‌شود که تورش تصریح مدل مذکور می‌تواند بر نتایج آزمون اثرگذار باشد؛ حال آنکه آزمون آربیتراژ آماری می‌تواند برای هر نوع دارایی (شامل آنهایی که مانند مشتقات با استفاده از مدل‌های دارای عامل خطی قیمتگذاری نشده‌اند) نیز به‌کار رود. سوم آنکه یک آربیتراژ آماری مستلزم آن است که میانگین زمانی واریانس یک راهبرد کاهنده باشد که در راستای تسکین نقد اشلایفر و ویشنی (۱۹۹۷) از ریسکی بودن آربیتراژ است. حال آنکه آزمون‌های دیگر این نکته را در نظر نمی‌گیرند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

ناکارایی بازار سرمایه روندی ملایم در بهبود وضعیت کارایی ضعیف را از سال ۱۳۸۲ نتیجه‌گیری نموده است. البته مطالعات قدیمی‌تر مختلفی نیز وجود دارند که از روش‌های متفاوت دیگری مانند آزمون‌های نسبت واریانس، آزمون مطالعه وقایع یا آزمون پیش‌بینی‌پذیری قیمت‌ها استفاده نموده و به نتایجی مشابه (مبنی بر فقدان کارایی ضعیف بازار) دست یافتند که به‌دلیل رعایت اختصار از ذکر آنها پرهیز شده است. همچنین مطالعات مربوط به شناسایی ناهنجاری‌های بازار سرمایه (از قبیل اثر ژانویه و رفتار توده‌ای) در بازار سرمایه را نیز می‌توان به‌دلیل اثبات مثال‌های ناقض کارایی بازار به‌نوعی در این دسته قرار داد. در مقابل، میان مطالعات داخلی مقاله‌ای یافت نشد که به مقوله آربیتراژ آماری پرداخته باشد و به‌عنوان نزدیکترین مطالعات مقالات بسیاری به بررسی راهبردهای معامله یا سرمایه‌گذاری در بورس پرداخته یا در مورد انتخاب پورتفوی بهینه سهام تحقیق نموده‌اند که برخی از آنها را می‌توان به شرح زیر برشمرد.

فدایی‌نژاد و صادقی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای ضمن معرفی دو استراتژی معکوس و مومنتوم در معاملات بورسی این دو استراتژی را از لحاظ امکان کسب بازده اضافی مقایسه نموده و به این نتیجه دست یافتند که هر یک از دو استراتژی مذکور در دوره‌ای خاص مناسب بوده و در کل استراتژی معکوس برای بلندمدت مناسب‌تر بوده است.

در مطالعه‌ای دیگر کیمیاگری و تیژری (۱۳۸۵) از شبکه‌های عصبی برای پیش‌بینی شاخص کل بورس و شاخص ۵۰ شرکت برتر استفاده نموده و بر مبنای آن به شبیه‌سازی معاملات شاخصی پرداخته‌اند. نتیجه این مطالعه آن است که معاملات مبتنی بر پیش‌بینی شبکه عصبی بازده بیشتری نسبت به خرید و نگهداری پورتفوی بازار داشته‌اند. بر این مبنا، این مطالعه نتیجه گرفته است که بورس تهران طی دوره مورد بررسی (مهر ماه ۱۳۸۳ تا اسفند ماه ۱۳۸۵) ناکارا بوده است.

تهرانی و خجسته (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای دیگر به بررسی اثر بهره‌وری سرمایه بر بازده راهبردهای سرمایه‌گذاری ارزشی و رشدی پرداخته‌اند.[۱] در نهایت، این مطالعه نتیجه می‌گیرد که بهره‌وری سرمایه اثر مثبت و معنادار بر بازده آتی سهام داشته است.

تهرانی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه خود استراتژی‌های معامله مبتنی بر تحلیل تکنیکی را نسبت به استراتژی خرید و نگهداری یک سهم مورد ارزیابی قرار داده‌اند. شاخص تکنیکی مورد استفاده در مطالعه مذکور شامل میانگین متحرک ساده، میانگین متحرک موزون، میانگین متحرک‌نمایی، شاخص

۱. آنها شرکت‌های دارای نسبت B/M بالا را شرکت‌های ارزشی و شرکت‌های دارای نسبت B/M پایین را شرکت‌های رشدی تعریف نموده و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری رشدی و ارزشی را به‌ترتیب به‌صورت تشکیل پورتفوهای متمرکز بر سهام رشدی و ارزشی تعریف نموده‌اند که در پایان هر سال مالی با توجه به صورت‌های مالی جدید پورتفوها روزامد می‌شوند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

قدرت نسبی[1]، شاخص کانال کالا، استوکاستیک‌ها، شاخص ویلیامز، شاخص جریان پول و شاخص تقاضا بوده‌اند که برای ۲۰ سهم پرمعامله طی دوره (۱۳۸۴–۱۳۸۲) مورد بررسی قرار گرفتند. آنها برای آزمون وجود سود فرانرمال هر استراتژی، تفاوت بازده آن استراتژی از استراتژی خرید و نگهداری را برای تمام ۲۰ سهم نمونه محاسبه نموده و آزمون صفر بودن سود مازاد مذکور (آزمون دوطرفه t) را مورد استفاده قرار داده‌اند. نتیجه حاصل این است که استراتژی‌های مذکور برای سال ۱۳۸۲ بی‌معنا و برای سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۴ سود فرانرمال معنادار به‌دست داده‌اند.

اسلامی‌بیدگلی و همکاران (۱۳۸۹) در مطالعه خود به بررسی میزان سودآوری استراتژی سرمایه‌گذاری مومنتوم در بورس تهران پرداخته‌اند. آنها در این مطالعه بر مقایسه بازده سبد سهام برنده و سبد سهام بازنده و نیز مقایسه بازده راهبرد مومنتوم و بازده بازار متمرکز شده‌اند. نتایج حاصل نشان‌دهنده آن است که در دوره مورد بررسی اولاً بازده سهام برنده بیش از بازده سهام بازنده بوده و ثانیاً بازده راهبرد مومنتوم بیش از بازده بازار بوده است.

فلاح‌شمس و عطایی (۱۳۹۲) نیز در مطالعه‌ای استراتژی شتاب را برای ۵۰ شرکت فعال در بورس تهران طی دوره (۱۳۸۹–۱۳۸۴) بر مبنای دوره‌های نگهداری ۳ و ۶ ماهه بررسی نموده و بر مبنای آزمون‌های تفاضل میانگین تحلیل واریانس یکطرفه و آزمون توکی نتیجه گرفته‌اند که استراتژی‌های مذکور برای انتخاب پورتفوی مناسب در بورس تهران مفیدند.

مطالعات مرورشده نشان‌دهنده آن است که راهبردهای مختلفی برای بررسی امکان کسب سود فرانرمال در بورس تهران آزمون شده و اغلب مورد تأیید نیز قرار گرفته‌اند. شاید بتوان گفت از این منظر آربیتراژ آماری معیاری جدید برای تأیید صلاحیت بهینگی یک راهبرد معامله است. ملاحظه شد که در مطالعات مورد بررسی برای تعیین معیار بهینگی یک راهبرد معامله سودآوری آن راهبرد برای یک سهم با راهبرد خرید و نگهداری آن سهم مقایسه شده یا سودآوری یک راهبرد در بورس با سودآوری خرید و نگهداری سبد بازار طی دوره مشابه مقایسه شده و بر این مبنا در خصوص سود اضافه یا مفید بودن راهبرد سرمایه‌گذاری نتیجه‌گیری شده است. در مقابل، آربیتراژ آماری معیاری قوی‌تر برای تعیین میزان سودآوری یک راهبرد ارائه می‌نماید، زیرا اولاً سود یک راهبرد را با هزینه تأمین مالی آن مقایسه نموده و ثانیاً ماهیت پویایی راهبرد را در نظر گرفته و ارزش تنزیل‌شده سودهای آتی را در ارزیابی لحاظ می‌کند. همچنین به میزان ریسک راهبرد توجه نموده و اطمینان از کاهنده بودن انحراف معیار سودهای آتی راهبرد یا اطمینان از غیرصفر بودن سودهای آتی را در خود جای می‌دهد، بنابراین به‌نظر می‌رسد

1. Relative Strength Index.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

معیاری به مراتب قوی‌تر از شیوه‌های قبلی مورد اشاره برای ارزیابی سودآوری یک راهبرد سرمایه‌گذاری به‌دست می‌دهد. در ادامه، به معرفی دقیق‌تر آربیتراژ آماری پرداخته می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش (آربیتراژ آماری)

نخستین گام برای آزمون آربیتراژ آماری آن است که آربیتراژ آماری به‌صورت عملیاتی تعریف شود تا بتوان وجود یا عدم وجود آن را با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی بررسی نمود، بنابراین ابتدا تعریف عملیاتی آربیتراژ آماری از هوگان و همکاران (۲۰۰۴) تشریح شده و در ادامه نحوه آزمون وجود آربیتراژ آماری تشریح می‌شود.

۳-۱. تعریف عملیاتی آربیتراژ آماری

فرض کنید انواع دارایی‌های قابل معامله در اقتصاد شامل سهام (یا سبد سهام) S_t و حساب بازار پول B_t با ارزش اولیه ($B_0=1$) باشند. در یک تعریف عملیاتی راهبرد معامله به‌صورت خرید و نگهداری پورتفویی از دارایی‌ها به‌صورت فرایندی تصادفی $(x(t), y(t): t \geq 0)$ تعریف می‌شود که هزینه اولیه آن صفر ($x(0)S_0+y(0)=0$) و خود تأمین مالی شونده[1] بوده و مشتمل بر x(t) واحد از سهام و y(t) واحد از حساب بازار پولی در زمان t می‌باشد.

فرض کنید V(t) سودهای تجمعی حاصل از معامله در زمان t باشد که از طریق راهبرد معامله $(x(t): t \geq 0)$ کسب شده‌اند، همچنین ارزش تنزیل‌شده این سودهای تجمعی معامله به‌صورت $\upsilon(t)=V(t)/\beta_t$ باشد که در آن β_t عامل تنزیل بوده و می‌تواند بر مبنای نرخ بازده دارایی بدون ریسک بیان شود. در اینصورت آربیتراژ آماری را طبق هوگان و همکاران، (۲۰۰۴) و جرو و همکاران (۲۰۱۲) می‌توان به‌صورت زیر تعریف نمود:

آربیتراژ آماری یک راهبرد معامله $(x(t): t \geq 0)$ با هزینه اولیه صفر و خود تأمین مالی شونده است که ارزش تنزیل‌شده تجمعی $\upsilon(t)$ آن دارای ۴ ویژگی‌های زیر است:

$$\upsilon(t) = 0 \quad (۱)$$

$$\lim_{t\to\infty} E^P[\upsilon(t)] > 0 \quad (۲)$$

$$\lim_{t\to\infty} P(\upsilon(t) < 0) = 0 \quad (۳)$$

$$\lim_{n\to\infty} Var[\Delta\upsilon(n) \,|\, \Delta\upsilon(n) < 0] = 0 \quad (۴)$$

1. Self-Financing Trading Strategy

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

بنابراین بر اساس تعریف آربیتراژ آماری ۴ شرط را تأمین می‌کند. یک راهبرد خود تأمین مالی دارای هزینه اولیه صفر است ($\upsilon(t)=0$) که در حد دارای سودهای تنزیل‌شده انتظاری مثبت است احتمال زیان آن به سمت صفر همگرا می‌شود (میل می‌کند) و واریانس نموهای $\upsilon(t)$ به‌ازای مقادیر منفی نمو $\upsilon(t)$ در بی‌نهایت به صفر همگرا می‌شود. به زبان اقتصادی شرط چهارم بر این امر دلالت می‌کند که فرصت آربیتراژ آماری سود نموی[1] بدون ریسک همراه با نسبت شارپ به‌طور یکنواخت فزاینده طی زمان ایجاد می‌کند.[2]

۳-۲. آزمون وجود آربیتراژ آماری

برای آزمون آربیتراژ آماری یک سری زمانی تجمعی تنزیل‌شده از سودهای معامله بر حسب ریال $\upsilon(t_1),\upsilon(t_2),...,\upsilon(t_n)$ به‌دست آمده از اعمال یک راهبرد معامله مورد تحلیل و بررسی قرار می‌گیرند. تفاضل سودهای تجمعی تنزیل‌شده یک راهبرد معامله $\Delta\upsilon_i=\upsilon(t_i)-\upsilon(t_{i-1})$ بر نموهای سود تجمعی تنزیل‌شده معامله اندازه‌گیری شده در نقاط زمانی با فواصل یکسان $t_i-t_{i-1}=\Delta$ با $t_i=i\times\Delta$ دلالت دارد. مقدار Δ بر زمان بین نموهای یکسان دلالت دارد.[3]

می‌توان برای سادگی فرض نمود که سودهای معامله دارای نموهای مستقل هستند.[4] بر این اساس، فرض می‌شود که سودهای معامله نموی تنزیل‌شده‌ای به‌صورت زیر داشته باشند:[5]

---

1. Incremental

۲. این تعریف شبیه فرصت آربیتراژی محدود استفاده‌شده برای تئوری قیمتگذاری آربیتراژ روز (۱۹۷۶) است. فرصت آربیتراژ استاندارد حالت خاصی از آربیتراژ آماری است. تفاوت بین دو مفهوم این است که آربیتراژ آماری یک شرط در محدوده بین زمانی است، حال آنکه نظریه قیمتگذاری آربیتراژ بر اساس یک محدوده بین مقطعی در زمانی خاص می‌باشد. این تفاوت مستلزم تنزیل با استفاده از حساب بازار پول و نرمالسازی زمانی در شرط چهارم است.

۳. t_i بیانگر iامین دوره‌ای است که سود تجمعی در آن اندازه‌گیری شده است. اگر طول دوره‌ها همگی برابر با یک باشد t_i را می‌توان همان i در نظر گرفت.

۴. هوگان و همکاران (۲۰۰۴) بعدها این فرض را آزاد نمودند، اما نتایج به‌دست آمده در مورد کارایی بازار را تحت تأثیر قرار نداد.

۵. با استفاده از بسط سری تیلور می‌توان نشان داد که فرمول‌بندی در نظر گرفته شده برای نموها در رابطه (۵) بسته به اندازه λ و θ تصریح‌های خطی و درجه دوم (کوادراتیک) را نیز در خود دارد. به عبارت دیگر، تصریح مذکور می‌تواند دامنه وسیعی از اشکال تابعی را در خود جای داده و به این لحاظ از انعطاف‌پذیری لازم برخوردار بوده و نسبت به انتقادهای مربوط به تصریح فرایند تصادفی پایدار است. مهمتر آنکه همانطور که سودهای معامله در حساب بدون ریسک سرمایه‌گذاری شده و سبب سرمایه‌گذاری به نسبت کمتری در موقعیت ریسکی طی زمان می‌شوند این تصریح‌ها تغییر در ترکیب سبد آربیتراژ آماری را نشان می‌دهند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

$$\Delta \upsilon_i = \mu i^{\theta} + \sigma i^{\lambda} z_i \qquad (۵)$$

که در آن، $i = 1,2,...,n$ است و z_i شامل متغیرهای تصادفی دارای توزیع مستقل و نرمال به‌صورت $z_i \sim N.i.d\ (0,1)$ با مقدار اولیه $z_0=0$ است.

در واقع نمو سودهای معامله‌ای تجمعی تنزیل‌شده $\Delta \upsilon_i$ همان سودهای معامله‌ای (غیرتجمعی) تنزیل‌شده در iامین دوره (t واحدی) می‌باشند، بنابراین سودهای معامله‌ای تجمعی تنزیل‌شده $\upsilon(t_i)$ را می‌توان به‌صورت مجموع نموهای آن که همان سودهای معامله‌ای غیرتجمعی است تعریف نمود:

$$\upsilon(t_n) = \sum_{i=1}^{n} \Delta \upsilon_i \sim dN\left(\mu \sum_{i=1}^{n} i^{\theta}, \sigma^2 \sum_{i=1}^{n} i^{2\lambda}\right) \qquad (۶)$$

که در آن میانگین و واریانس اشاره‌شده در توزیع آن بر اساس رابطه (۵) مربوط به نموهای سودهای تجمعی به‌دست آمده‌اند. با توجه به فرض نرمال بودن توزیع $\upsilon(t_i)$ می‌توان به‌منظور برآورد پارامترهای مهم رابطه (۵) از حداکثرسازی تابع لگاریتم درستنمایی به‌صورت زیر استفاده نمود:

$$\log L\left(\mu, \sigma^2, \lambda, \theta | \Delta \upsilon\right) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \log\left(\sigma^2 i^{2\lambda}\right) - \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{i^{2\lambda}} \left(\Delta \upsilon_i - \hat{\mu} i^{\theta}\right)^2 \qquad (۷)$$

حداکثرسازی تابع فوق نسبت به ۴ پارامتر مورد نیاز ۴ معادله را به‌دست می‌دهد که از حل همزمان آنها مقادیر پارامترهای مورد نیاز موجود در رابطه (۵) به‌دست می‌آید.

هوگان و همکاران (۲۰۰۴) ثابت می‌کنند یک راهبرد معامله‌ای که نمو تنزیل‌شده آن به‌صورت (۵) تصریح شده باشد زمانی که شرایط وجود آربیتراژ آماری اشاره‌شده در روابط (۴)-(۱) را (با احتمال $1-\alpha$ درصد) تأمین می‌کند که شرایط (۱۰)-(۸) تأمین شده باشند:

$$H1: \hat{\mu} > 0 \qquad (۸)$$

$$\hat{\lambda} < \theta \text{ یا } H2: \hat{\lambda} < 0 \qquad (۹)$$

$$H3: \hat{\theta} > \max\left\{\hat{\lambda} - 0.5, -1\right\} \qquad (۱۰)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

می‌توان شکل قابل آزمون روابط فوق را به‌صورت زیر خلاصه نمود:

$$\begin{aligned} &R_1\colon \mu>0,\\ &R_2\colon -\lambda>0 \text{ or } \theta-\lambda>0,\\ &R_3\colon \theta-\lambda+(1/2)>0 \text{ and}\\ &R_4\colon \theta+1>0. \end{aligned} \tag{۱۱}$$

در این حالت، جمع مقادیر p (p-values) مربوط به هر یک از فرضیه‌های صفر فوق می‌بایست کمتر از α باشند، بنابراین آربیتراژ آماری به‌صورت محل تلاقی زیرفرضیه‌های[1] فوق (تأمین همزمان هر ۴ شرط) تعریف می‌شود، در نتیجه (طبق قوانین دمورگان) تأمین کارایی بازار (عدم وجود آربیتراژ آماری) مستلزم عدم تأمین همزمان تمام زیرفرضیه‌ها خواهد بود. بر این مبنا، می‌توان [مجموعه] فرض صفر عدم وجود آربیتراژ آماری (برقراری کارایی بازار) را به‌صورت زیر نوشت:[2]

$$R_1^c:\ \mu\le 0 \text{ or} \tag{۱۲}$$

$$R_2^c:\ -\lambda\le 0 \text{ and } \theta-\lambda\le 0, \text{ or} \tag{۱۳}$$

$$R_3^c:\ \theta-\lambda+(1/2)\le 0 \text{ or} \tag{۱۴}$$

$$R_4^c:\ \theta+1\le 0. \tag{۱۵}$$

بنابراین در صورتی‌که هر یک از فروض (۱۴-۱۱) تأمین شوند نمی‌توان فرض صفر مبنی بر کارایی بازار را رد نمود. در غیر اینصورت راهبرد مورد بررسی مصداق آربیتراژ آماری خواهد بود.

با توجه به ماهیت ترکیبی فرض صفر جرو و همکاران (۲۰۱۲) روش‌شناسی جدید مبتنی بر آماره Min-t را برای آزمون فرض کارایی بازار معرفی نموده‌اند که مبنای آن به این شرح است: زمانی‌که هر یک از زیرفرض‌های فرض صفر به‌صورت مجزا مدنظر قرار گیرند می‌توان از آماره‌های t استیودنت

1. Intersection of Sub-Hypotheses

۲. جرو و همکاران (۲۰۱۲) به‌جای آنکه فرض صفر را وجود آربیتراژ آماری در نظر بگیرند برای هماهنگی بیشتر با رویه متعارف فرض کارایی بازار (عدم وجود آربیتراژ آماری) را به‌عنوان فرض صفر و مبنای آزمون تعیین می‌کنند. البته آنها نشان می‌دهند که این تغییر در فرض صفر به افزایش قدرت آزمون نیز منجر می‌شود، زیرا در رویکرد قبلی با افزایش تعداد روابط از قدرت آزمون کاسته می‌شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

$t(\hat{\theta}-\hat{\lambda}-0.5)$، $t(\hat{\theta}-\hat{\lambda})$ $t(-\hat{\lambda})$، $t(-\hat{\mu})$ و $t(\hat{\theta}+1)$ برای آزمون آنها استفاده نمود، بنابراین اگر تنها یکی از زیرفرض‌های (۱۴–۱۱) تأمین شوند (رد نشوند) راهبرد مورد بررسی آربیتراژ آماری نخواهد بود.

بنابراین آماره Min-t با تمرکز بر زیرفرضی که نزدیکترین فاصله با پذیرش را دارد ضعیف‌ترین عنصر مجموعه را به‌عنوان معیار استنباط آماری در خصوص فرض صفر عدم وجود آربیتراژ آماری مدنظر قرار می دهد:

$$\text{Min-}t = \text{Min}\{t(\hat{\mu}), t(\hat{\theta}-\hat{\lambda}+0.5), t(\hat{\theta}+1), \text{Max}[t(-\hat{\lambda}), t(\hat{\theta}-\hat{\lambda})]\} \qquad (۱۶)$$

اگر آماره Min-t بزرگتر از مقدار بحرانی باشد ($\text{Min-}t > t_c$) فرض صفر عدم وجود آربیتراژ آماری رد خواهد شد.[۱]

از آنجا که هر دو فرض نرمال بودن و ناخودهمبسته بودن سودهای نموی در مطالعات تجربی مورد تردید هستند، در ادامه می‌بایست معادله (۵) با کنار نهادن این دو فرض برآورد شود. برای لحاظ نمودن این امر می‌توان اجازه داد که عامل تصادفی رابطه (۵) از یک فرایند میانگین متحرک مرتبه اول MA(1) به‌صورت زیر پیروی نماید:

$$z_i = \varepsilon_i + \phi\varepsilon_{i-1} \;\&\; \varepsilon_i \sim iid\ N(0,1) \qquad (۱۷)$$

هنگام آزمون فرض صفر عدم وجود آربیتراژ آماری یک پارامتر نوفه‌ای تصریح‌نشده ϕ نیز به مدل اضافه می‌شود (جرو و همکاران ۲۰۱۲).[۲]

---

۱. مقدار بحرانی t_c به سطح اطمینان a بستگی دارد. از آنجا که محاسبه نظری توزیع آماره Min-t امکان‌پذیر نیست جرو و همکاران (۲۰۱۲) بر مبنای شبیه‌سازی مونت کارلو نسبت به محاسبه مقادیر بحرانی t_c برای دو حالت مقید ($\theta = 0$) و نامقید اقدام نموده‌اند. بر این اساس، مقادیر بحرانی ۰/۴۷۵۴، ۰/۷۴۸۴ و ۱/۲۶۹۴ را به‌ترتیب برای سطوح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد جهت استفاده در آزمون مدل مقید (CM) به‌دست آورده‌اند، همچنین با تکرار فرایند شبیه‌سازی برای مدل نامقید (UM) مقادیر بحرانی ۰/۴۰۳۴، ۰/۶۰۰۴ و ۰/۹۰۷۴ را به‌ترتیب برای سطوح آنها اطمینان ۱۰، ۵ و ۱ درصد به‌دست آورده‌اند.

۲. البته مایوردومو و همکاران (۲۰۱۴) نیز اخیراً برای آزمون آربیتراژ آماری تلاش نموده است رویکرد مذکور را با تغییر یا حذف فروض اولیه مشاهدات به نحوی توسعه دهد که برای توزیع‌های نامشخص بازده‌های نموی، فقدان واریانس همسانی و فقدان پایایی متغیرها مناسب‌تر عمل نموده و نیز قابلیت کاربرد برای ابزارهای مشتقه اعتباری را نیز داشته باشد. البته این رویکردها به قیمت پیچیدگی بیش از حد مدلسازی و قرار گرفتن در فضایی توپولوژیک حاصل می‌شود که در این مقاله از ورود به آن پرهیز شده است، اما می‌تواند مبنای مطالعات آتی قرار گرفته و با نتایج حاصل از این مطالعه مقایسه شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

٤. یافته‌های پژوهش

به‌منظور آزمون وجود آربیتراژ آماری در بورس تهران از میان راهبردهای مختلف معامله از راهبرد گشتاوری (Momentum) منتسب به جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) به‌ازای ترکیبات مختلف از دوره‌های تشکیل و نگهداری استفاده شده است تا پس از احصای عواید آنها نسبت به آزمون آربیتراژ آماری درخصوص هر یک از آنها اقدام شود. در این راستا، ابتدا به معرفی و گردآوری داده‌ها و شیوه پردازش آنها پرداخته، سپس شیوه احصای عواید راهبردهای معامله، برآورد مدل‌ها و آزمون‌های فرض تشریح می‌شود.

٤-١. گردآوری داده‌ها

اطلاعات روزانه مربوط به سهام شرکت‌های بورسی از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱/۰۸/۲۳ از طریق سامانه ره‌آورد نوین دریافت و مرتب‌سازی شده است. با توجه به اینکه اطلاعات بازده سهام مربوط به هر تاریخ به‌صورت بازده از ابتدای سال ارائه شده بود، ابتدا بازده‌های مذکور بر مبنای قیمت پایانی سال قبل به عایدی انباشته تبدیل شد تا زمینه محاسبه بازده نگهداری سهام در دوره‌های مختلف مورد نیاز در راهبردهای معامله فراهم آید، سپس بسته به دوره‌های نگهداری مختلف بازده سهام بر مبنای قیمت پایانی روز خرید و عایدی انباشته دوره نگهداری محاسبه شده و مبنای ارزیابی‌ها قرار گرفته است.

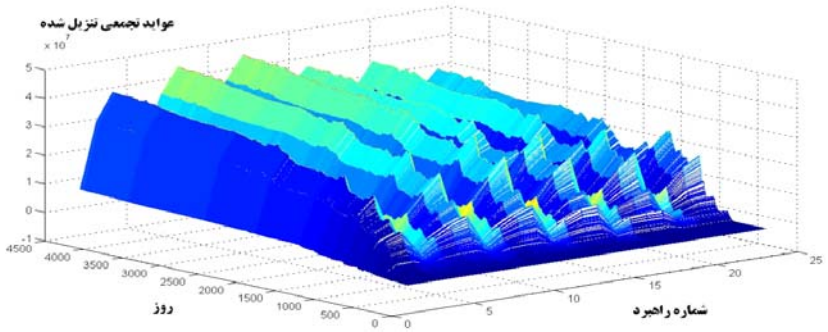
٤-٢. استخراج جریان عواید حاصل از اجرای راهبردهای معامله گشتاوری

به‌منظور استخراج عواید حاصل از راهبردهای مختلف سرمایه‌گذاری گشتاوری ترکیبات مختلفی از دوره‌های تشکیل و نگهداری در نظر گرفته شده و به‌ازای هر یک از ترکیبات (حدود ۲۰ ترکیب) راهبرد معامله گشتاوری اجرا شده و سود انباشته آن به‌صورت یک سری زمانی روزانه استخراج شد. به‌طور دقیق‌تر در این فرایند به‌ازای هر دوره تشکیل سهام حاضر در بازار از نظر میزان بازدهی طی دوره تشکیل رتبه‌بندی شده و سهام حاضر در بالاترین دهک برای خرید و سهام حاضر در پایین‌ترین دهک برای فروش انتخاب شده‌اند، سپس این سبد به مدت دوره نگهداری تصریح شده در راهبرد نگهداری شده و پس از آن معامله معکوس شده و پس از کسر هزینه‌های کارمزد خرید و فروش سهام (هر یک معادل یک درصد قیمت)، خالص عایدی نگهداری سبد (در تاریخ تسویه سبد) به حساب بانکی واریز می‌شود. در این فرایند فرض می‌شود که سرمایه‌گذار قادر به استقراض از بانک با نرخ سود تسهیلات مشخص بوده و به‌ازای موجودی روزانه نزد بانک به حساب وی سود با نرخ معین تعلق می‌گیرد. پس از آن، عواید انباشته و روزانه به زمان صفر (آغاز اجرای راهبرد معامله) تنزیل‌شده[1] و نتایج آن مبنای آزمون وجود آربیتراژ آماری در مرحله بعد قرار می‌گیرد. فرایند مذکور به‌صورت کدنویسی در نرم‌افزار

۱. برای سادگی، نرخ سود تسهیلات دریافتی از بانک و نرخ سود سپرده نزد بانک و نرخ تنزیل، یکسان (و معادل متوسط نرخ سود بلندمدت بانکی یعنی ۲۰ درصد) در نظر گرفته شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

MATLAB انجام گرفته و در نتیجه آن خالص عایدی انباشته و روزانه تنزیل‌شده حاصل از اجرای راهبردهای گشتاوری بر حسب ارزش ریال در زمان صفر (زمان آغاز اجرای راهبرد) محاسبه شده است (نمودار ۱).



مأخذ: نتایج تحقیق.

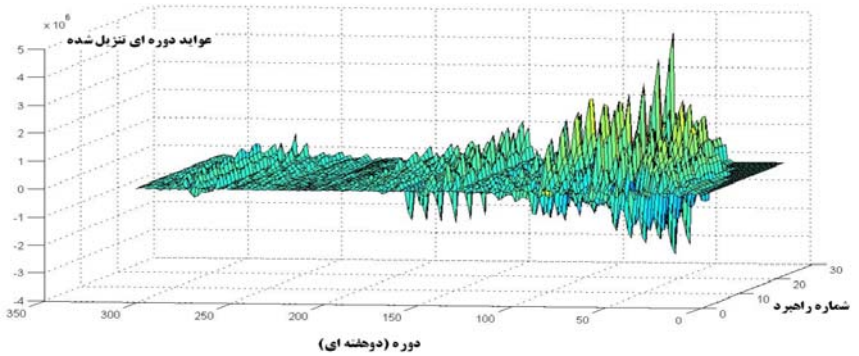
نمودار ۱. عواید تجمعی تنزیل‌شده ۲۳ راهبرد مختلف طی ۴۲۰۰ روز کاری

٤-۳. برآورد مدل و تحلیل نتایج

عایدی انباشته تنزیل‌شده حاصل از اجرای راهبردهای معامله مبنای اصلی در تشخیص وجود آربیتراژ آماری است. با این وجود، همانگونه که در بخش آزمون وجود آربیتراژ آماری تشریح شد متغیر وابسته مورد استفاده برای برآورد مدل و انجام آزمون تغییرات نموی عایدی انباشته تنزیل‌شده می‌باشد، بنابراین ابتدا سری زمانی انباشته (با تواتر روزانه) عایدی بر مبنای تعداد روزهای کاری ۱۴ روزه تفاضل‌گیری شده و تغییرات ۱۴ روزه عایدی انباشته تنزیل‌شده به‌دست آمد (نمودار ۲).[1] سپس سری زمانی به‌دست آمده مبنای برآورد مدل و تحلیل‌های بعدی قرار گرفت.

۱. هوگان و همکاران (۲۰۰۴) برای این آزمون از داده‌های ماهانه استفاده نموده و برای سادگی دوره یک ماهه را به‌عنوان دوره تعیین سود نموی تعیین نموده‌اند، بنابراین در مطالعه ایشان تعداد مشاهدات سری زمانی عواید انباشته و سری زمانی نموهای آن برابر است، اما در مطالعه حاضر علیرغم روزانه بودن داده‌های مورد استفاده با توجه به وجود ۲ روز تعطیلی در هر هفته، مبنا قرار دادن دوره روزانه برای محاسبه نموها منطقی نبود و از سوی دیگر دوره ماهانه سبب کاهش بیش از حد تعداد مشاهدات می‌شد.، بنابراین دوره تواتر ۱۴ روز کاری برای محاسبه نموها در نظر گرفته شده و تعداد مشاهدات از ۴۲۵۲ (روز) به ۳۰۳ مشاهده (دوهفته ای) تغییر نمود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]



مأخذ: نتایج تحقیق.

نمودار ۲. تغییرات عواید دوره‌ای تنزیل‌شده ۲۳ راهبرد مختلف طی ۳۰۰ دوره ۱۴ روزه

به‌ازای هر یک از راهبردهای معامله ابتدا مدل‌ها با فرض نرمال بودن پسماندها و عدم وجود خودهمبستگی آنها برای دو حالت مدل مقید (CM) و مدل نامقید (UM) برآورد شده‌اند. در صورتی که آزمون‌های تشخیصی روی مقادیر پسماند شواهدی از خودهمبستگی به‌دست داده باشد نسبت به برآورد مدل با لحاظ نمودن جزء میانگین متحرک اقدام شده است. شیوه لحاظ نمودن خودهمبستگی پسماندها بر مبنای دو الگوی میانگین متحرک مرتبه اول بودن مقادیر پسماند (Z_i) (الگوی اول خودهمبستگی) و میانگین متحرک مرتبه اول بودن کل بخش تصادفی مدل ($\sigma i^{\lambda} z_i$) (الگوی دوم خودهمبستگی) صورت گرفت. بر این اساس، تصریح معادله (۵) برای مدل نامقید (UMC) در هر یک از حالت‌های مذکور به‌صورت زیر خواهد شد:[۱]

$$\Delta \upsilon_i = \mu i^{\theta} + \sigma i^{\lambda} (\varepsilon_i + \phi \varepsilon_{i-1}) \quad (۱۷)$$

$$\Delta \upsilon_i = \mu i^{\theta} + \sigma i^{\lambda} z_i + \phi \sigma (i-1)^{\lambda} z_{i-1} \quad (۱۸)$$

به طریق مشابه دو تصریح مورد اشاره در مدل مقید (CM) نیز مورد استفاده قرار گرفته‌اند که در آن $\theta = ۰$ فرض شده، بنابراین عبارت اول به عرض از مبدأ μ کاهش یافته است.[۲]

۱. معادله (۱۸) برای MA(1) در پسماند (الگوی اول) بر مبنای معادلات (۱۷) و (۱۸) برای MA(1) در کل بخش تصادفی مدل بر مبنای الگوی مورد اشاره در پیوست مقاله هوگان و همکاران (۲۰۰۴) در نظر گرفته شده‌اند.

۲. خروجی نرم‌افزاری مدل‌های برآورد شده و آزمون‌های همبسته‌نگار مربوط به تشخیص خودهمبستگی به‌ازای هر یک از راهبردهای معامله از طریق مکاتبه با نویسنده مسئول قابل دریافت است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

بررسی مدل‌های برآورد شده برای راهبردهای معامله نشان‌دهنده آن است که تمام مدل‌های مقید (CM) هم از لحاظ معناداری ضرایب هم از لحاظ درستنمایی و هم از نظر خودهمبستگی دارای وضعیت بهتری نسبت به مدل‌های نامقید (UM) هستند. در مقابل، در برآورد مدل‌های نامقید تقریباً به‌ازای تمام راهبردهای معامله برآورد حاصل شده از میانگین (μ) معناداری خود را از دست داده و در کل کیفیت تصریح مدل نامقید نسبت به مدل مقید بدتر می‌شود، همچنین خودهمبستگی پسماندها در مدل‌های نامقید به مراتب بیش از مدل‌های مقید بوده و دو تصریح خودهمبستگی معادلات (۱۸) و (۱۹) در پسماندها نیز در هیچ‌یک از راهبردها کمکی به رفع مسئله نمی‌کند. در نهایت، برای اغلب راهبردهای معامله درستنمایی مدل نامقید نسبت به مدل مقید بهبود چشمگیری نیافته و گاه بدتر نیز شده است. بر این مبنا، به‌نظر می‌رسد به‌طور کلی مدل مقید (CM) مبنای به مراتب بهتری نسبت به مدل نامقید (UM) برای آزمون آربیتراژ آماری باشد،[1] بنابراین مدل مقید به‌عنوان مبنای اصلی ارزیابی آربیتراژ آماری مدنظر قرار می‌گیرد.[2]

نظر به اینکه هر دو رویکرد HJTW(2004) و JTTW(2012) از یک تصریح مدل استفاده می‌کنند مدل برآورد شده برای آنها نیز یکسان است، بنابراین به‌ازای برآورد مدل مربوط به هر راهبرد معامله مقدار لگاریتم درستنمایی و مقادیر برآورد شده پارامترهای مدل مقید در جدول (۱) در کنار استفاده از

---

۱. در این زمینه یادآور می‌شود که هوگان و همکاران (۲۰۰۴) صراحتاً اشاره نمودند که در تمام برآوردهای صورت‌گرفته توسط آنان نیز برآوردهای به‌دست آمده μ در مدل نامقید بی‌معنا بوده و بر مبنای آزمون نسبت درستنمایی مدل مقید برتر از مدل نامقید بوده و نیازی به تخمین θ در مدل نامقید نبوده است. بر این اساس، آنان نیز در مقالات خود به گزارش نتایج حاصل از برآورد مدل‌های مقید اکتفا کرده‌اند.

۲. در خصوص مسئله خودهمبستگی به‌طور دقیق‌تر باید گفت که در اغلب مدل‌های مقید و نامقید مسئله خودهمبستگی بین پسماندها کمابیش وجود داشت. با این وجود، افزودن دو نوع تصریح پیش گفته برای رفع این مسئله تقریباً در هیچ‌یک از راهبردها به نتیجه بهتری منجر نشد، زیرا تصریح خودهمبستگی سبب تشدید همخطی و کاهش معناداری ضرایب اصلی شده و در بسیاری از موارد به‌دلیل منفرد شدن ماتریس واریانس کوواریانس اساساً امکان محاسبه انحراف معیار برآوردها (هرگونه استنباط آماری) از بین می‌رفت. در سایر موارد نیز علیرغم محاسبه انحراف معیار پارمترهای برآورد شده اغلب ضریب خودهمبستگی ϕ معنادار نبوده و به‌دلیل عدم بهبود درستنمایی و هشدار نسبت به منحصربه فرد نبودن برآوردها مجدد مدل‌های بدون تصریح خودهمبستگی از نظر اعتبار برآورد در اولویت بیشتری قرار می‌گرفتند. به‌ویژه آنکه وجود خودهمبستگی صرفاً سبب افزایش انحراف معیارها و ناکارا بودن برآوردگرها می شود، در حالی‌که وجود همخطی باعث تورش‌دار شدن پارامترهای برآورد شده نیز می‌گردد. بر این اساس، در تمام راهبردهای معامله مدل‌های بدون تصریح خودهمبستگی (CM و UM) نسبت به مدل‌های دارای تصریح خودهمبستگی (CMC1، CMC2، UMC1 و UMC2) در اولویت قرار گرفتند. بر مبنای مجموع استدلال در خصوص خودهمبستگی و مدل‌های مقید و نامقید، در مجموع، مدل مقید بدون تصریح خودهمبستگی (CM) به عنوان مدل بهینه جهت ارزیابی تمام راهبردهای معامله مدنظر قرار گرفت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

رویکرد HJTW(2004) برای آزمون آربیتراژ آماری گزارش شده است. در ادامه، با توجه به تفاوت جزئی دو رویکرد HJTW(2004) و JTTW(2012) نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها به‌ازای هر یک مورد بررسی و تجزیه‌وتحلیل قرار گرفته است.

نتایج حاصل از ارزیابی تمام راهبردهای معامله بر مبنای روش HJTW(2004) در جدول (۱) ارائه شده است. نظر به اینکه مدل مقید مبنای آزمون قرار گرفته و $\theta = 0$ فرض شده است هر دو گزاره H2 در معادله (۹) یکی خواهد شد. از دو گزاره R3 و R4 مربوط به H3 در معادله (۱۰) نیز گزاره اول یعنی $R3: \theta - \lambda + (1/2) > 0$ به $(1/2) > \lambda$ کاهش می‌یابد و به‌دلیل آنکه گزاره فرض H2 به‌طور کامل آن را پوشش می‌دهد می‌توان آن را حذف نمود. گزاره دوم یعنی $R4: \theta + 1 > 0$ نیز به‌صورت $1 > 0$ تقلیل خواهد یافت که گزاره‌ای بدیهی بوده و نیاز به آزمون ندارد، بنابراین برای آزمون آربیتراژ آماری بر مبنای روش HJTW(2004) بررسی زیرفرضیه‌های H1 و H2 از آزمون اصلی کافی خواهد بود، بنابراین ارزش احتمال (P-value) مربوط به هر یک از آنها در ستون‌های (۸) و (۹) جدول (۱) ارائه شده و بر مبنای مجموع ارزش احتمالاً مربوط به دو زیرفرضیه استنباط در خصوص آربیتراژ آماری صورت می‌گیرد. یادآور می‌شود که در روش مذکور فرض صفر مبتنی بر وجود آربیتراژ آماری و عدم کارایی بازار بود. بر این اساس، مقادیر ارزش احتمال بیانگر احتمال رد فرض صفر وجود آربیتراژ آماری می‌باشند.[۱] طبق ستون دوم از سمت چپ در جدول (۱) در هیچ‌یک از راهبردهای معامله بررسی شده فرض وجود آربیتراژ آماری در سطح اطمینان ۹۸ درصد رد نمی‌شود، بنابراین در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که تمام راهبردهای معامله مورد بررسی بر مبنای رویکرد HJTW(2004) مصداق آربیتراژ آماری می‌باشند که به‌معنای رد فرضیه کارایی بازار در بورس اوراق بهادار تهران است.

۱. در واقع می‌توان گفت مقادیر P-value بیانگر احتمال پذیرش فرضیه ای است که تساوی را در خود دارد. از آنجا که هیچکدام از زیرفرضیه‌های مورد نیاز وجود آربیتراژ آماری (روابط ۱۸-۱۶) تساوی را در خود نداشته و در زیرفرض مقابل آنها تساوی وجود دارد، لذا مقادیر P-value احتمال رد زیرفرضیه‌های آربیتراژ آماری (و احتمال پذیرش زیرفرض‌های مقابل دارای تساوی) را نشان می‌دهند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

جدول ۱. نتایج بررسی آزمون آربیتراژ آماری در هر یک از راهبردهای معاملاتی بر مبنای مدل مقید و رویکرد HJTW(2004)

راهبرد		LogL (CM)	مقادیر برآورد شده پارامترها			ارزش احتمال (P-value)			نتیجه وجود آربیتراژ آماری
دوره نگهداری (روز)	دوره تشکیل (روز)		μ	σ^2	λ	H1: $\mu > 0$	H2: $\lambda < 0$	H1+H2	
۳۰	۳۰	-۳۴۲۹	۱۷۲۵۲	۶/۷ e۱۲	-۰/۸۱	۰	۰	۰	تأیید
۲۷۰	۳۰	-۳۸۷۱	۵۰۳۶۴	۱/۳ e۱۴	-۰/۸۳	۰	۰	۰	تأیید
۳۶۰	۳۰	-۳۹۱۱	۶۱۰۰۹	۴/۹ e۱۴	-۰/۹۳	۰	۰	۰	تأیید
۹۰	۶۰	-۳۷۱۵	۲۱۹۹۶	۲/۳ e۱۴	-۰/۹۷	۰/۰۰۰۵	۰	۰/۰۰۰۵	تأیید
۱۸۰	۶۰	-۳۸۰۷	۳۴۸۲۷	۱/۳ e۱۴	-۰/۸۴	۰/۰۰۰۱	۰	۰/۰۰۰۱	تأیید
۲۷۰	۶۰	-۳۸۸۱	۵۶۵۱۶	۵/۷ e۱۴	-۰/۹۴	۰	۰	۰	تأیید
۳۶۰	۶۰	-۳۹۴۹	۶۷۶۷۹	۷/۲ e۱۴	-۰/۹۳	۰	۰	۰	تأیید
۹۰	۹۰	-۳۷۰۰	۱۸۹۴۶	۷/۱ e۱۳	-۰/۸۵	۰/۰۰۶۷	۰	۰/۰۰۶۷	تأیید
۱۸۰	۹۰	-۳۸۱۴	۳۵۷۴۳	۱/۰ e۱۴	-۸,۰	۰/۰۰۰۵	۰	۰/۰۰۰۵	تأیید
۲۷۰	۹۰	-۳۸۹۸	۶۰۲۴۴	۴/۱ e۱۴	-۰/۸۹	۰	۰	۰	تأیید
۳۶۰	۹۰	-۳۹۵۲	۶۶۹۰۹	۴/۱ e۱۵	-۱/۰۸	۰	۰	۰	تأیید
۹۰	۱۸۰	-۳۶۰۳	۱۵۶۹۵	۱/۵ e۱۴	-۰/۹۱	۰/۰۱۳۸	۰	۰/۰۱۳۸	تأیید
۱۸۰	۱۸۰	-۳۷۶۵	۳۵۲۳۵	۱/۱e۱۴	-۰/۷۹	۰/۰۰۲۳	۰	۰/۰۰۲۳	تأیید
۲۷۰	۱۸۰	-۳۸۵۶	۵۴۲۵۵	۴/۷e۱۴	-۰/۸۸	۰/۰۰۰۴	۰	۰/۰۰۰۴	تأیید
۳۶۰	۱۸۰	-۳۹۱۴	۶۱۷۷۵	۱/۲e۱۵	-۰/۹۴	۰/۰۰۱۵	۰	۰/۰۰۱۵	تأیید
۹۰	۲۷۰	-۳۵۲۶	۱۸۹۴۸	۲/۸e۱۳	-۰/۷۷	۰/۰۰۴	۰	۰/۰۰۴	تأیید
۱۸۰	۲۷۰	-۳۶۸۷	۳۳۶۸۲	۱/۴e۱۴	-۰/۸۱	۰/۰۰۳۸	۰	۰/۰۰۳۸	تأیید
۲۷۰	۲۷۰	-۳۷۷۵	۴۹۱۲۵	۴/۶e۱۴	-۰/۸۸	۰/۰۰۲	۰	۰/۰۰۲	تأیید
۳۶۰	۲۷۰	-۳۸۳۷	۶۱۴۴۶	۱/۰e۱۵	-۰/۹۱	۰/۰۰۲۴	۰	۰/۰۰۲۴	تأیید
۹۰	۳۶۰	-۳۴۳۸	۱۷۹۹۸	۲/۶e۱۳	-۰/۷۶	۰/۰۰۷	۰	۰/۰۰۷	تأیید
۱۸۰	۳۶۰	-۳۵۹۲	۲۷۰۶۲	۱/۳e۱۴	-۰/۸۱	۰/۰۲۲	۰	۰/۰۲۲	تأیید
۲۷۰	۳۶۰	-۳۶۸۷	۴۰۳۸۳	۳/۱e۱۵	-۱/۰۸	۰/۰۰۲۹	۰	۰/۰۰۲۹	تأیید
۳۶۰	۳۶۰	-۳۷۴۶	۵۳۲۲۳	۱/۱e۱۵	-۰/۹۳	۰/۰۰۹۲	۰	۰/۰۰۹۲	تأیید

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

جدول (۲) نتایج حاصل از ارزیابی تمام راهبردهای معامله بر مبنای روش Min-t مورد اشاره در JTTW(2012) را نشان می‌دهد. همانطور که پیش از این اشاره شد در این روش فرض صفر بر مبنای کارایی بازار (عدم وجود آربیتراژ آماری) تعریف شد که طبق این جاجایی در فرض صفر و فرض مقابل نسبت به رویکرد قبلی زیرفرض‌ها نیز اندکی تغییر نموده است، بنابراین در زیرفرض دوم آماره آزمون $t(-\hat{\lambda})$ به‌جای $t(\hat{\lambda})$ مورد استفاده قرار می‌گیرد. نظر به استفاده از مدل مقید و فرض $\theta = 0$ در این روش نیز دقیقاً با استدلالی مشابه روش قبلی HJTW(2004) از زیرفرضیه‌های روش JTTW(2012) دو زیرفرضیه روابط (۱۴) و (۱۵) منتفی شده و آماره t متناظر با آنها یعنی $t(\hat{\theta} - \hat{\lambda} - 0.5)$ و $t(\hat{\theta} + 1)$ در محاسبه آماره Min-t لحاظ نخواهند شد. به این ترتیب، دو گزاره رابطه (۱۳) نیز یکی شده و به $t(-\hat{\lambda})$ تقلیل خواهند یافت، بنابراین آماره آزمون Min-t به‌ازای هر یک از راهبردهای معامله به‌صورت حداقل مقدار دو گزاره $t(\hat{\mu})$ و $t(-\hat{\lambda})$ محاسبه شده و در ستون مربوطه درج شده است. مقایسه آماره مذکور با مقادیر بحرانی به‌دست آمده از شبیه‌سازی مونت کارلو توسط JTTW(2012) برای مدل مقید نشان‌دهنده رد فرض صفر (مبنی بر کارایی بازار و عدم وجود آربیتراژ آماری) در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای تمام راهبردهای معامله مورد بررسی می‌باشد، زیرا در تمام مدل‌های مورد بررسی آماره آزمون Min-t بزرگتر از مقدار بحرانی آن در سطح اطمینان ۹۹ درصد بوده است که بر رد فرض صفر دلالت دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

جدول ۲. نتایج بررسی آزمون آربیتراژ آماری در هر یک از راهبردهای معاملاتی بر مبنای مدل مقید و رویکرد JTTW(2012)

راهبرد		آزمون LR برای انتخاب CM نسبت به UM		$t(\hat{\mu})$ (رابطه۱۱)	$t(-\hat{\lambda})$ (رابطه ۱۲)	آماره Min-t	نتیجه وجود آربیتراژ آماری
دوره نگهداری (روز)	دوره تشکیل (روز)						
۳۰	۳۰	۱	*	۶/۸۵	۲۸/۳۱	۶/۸۵	تأیید***
۲۷۰	۳۰	۰	✓	۴/۹۸	۲۴/۱۵	۴/۹۸	تأیید***
۳۶۰	۳۰	۰/۰۲	✓	۵/۱۹	۲۶/۷۷	۵/۱۹	تأیید***
۹۰	۶۰	۰/۰۳	✓	۳/۴۹	۳۷/۳۷	۳/۴۹	تأیید***
۱۸۰	۶۰	۱	*	۳/۸۲	۲۵/۴۵	۳/۸۲	تأیید***
۲۷۰	۶۰	۰/۱۹	*	۵	۲۵/۰۲	۵	تأیید***
۳۶۰	۶۰	۱	*	۴/۷	۲۶/۲۷	۴/۷	تأیید***
۹۰	۹۰	۰/۰۳	✓	۲/۷۱	۳۳/۲۸	۲/۷۱	تأیید***
۱۸۰	۹۰	۰/۰۳	✓	۳/۴۸	۲۳/۳۲	۳/۴۸	تأیید***
۲۷۰	۹۰	۰	✓	۴/۵۷	۳/۶۸	۴/۵۷	تأیید***
۳۶۰	۹۰	۰/۰۱	✓	۴/۳۶	۲۵/۹۶	۴/۳۶	تأیید***
۹۰	۱۸۰	۰/۲	*	۲/۴۶	۲۶/۲۹	۲/۴۶	تأیید***
۱۸۰	۱۸۰	۰/۱	*	۳/۰۵	۱۹/۹۷	۳/۰۵	تأیید***
۲۷۰	۱۸۰	۰/۰۴	✓	۳/۵۳	۲۰/۶۴	۳/۵۳	تأیید***
۳۶۰	۱۸۰	۱	*	۳/۱۸	۲۱/۹۳	۳/۱۸	تأیید***
۹۰	۲۷۰	۱	*	۲/۸۷	۲۶/۳۹	۲/۸۷	تأیید***
۱۸۰	۲۷۰	۰/۱۲	*	۲/۸۹	۲۲/۸۴	۲/۸۹	تأیید***
۲۷۰	۲۷۰	۰/۰۹	✓	۳/۰۸	۲۱/۸۷	۳/۰۸	تأیید***
۳۶۰	۲۷۰	۱	*	۳/۰۳	۲۲/۵۷	۳/۰۳	تأیید***
۹۰	۳۶۰	۰/۵۴	*	۲/۷	۲۶/۶	۲/۷	تأیید***
۱۸۰	۳۶۰	۰/۲۶	*	۲/۲۹	۲۳/۲۳	۲/۲۹	تأیید***
۲۷۰	۳۶۰	۰	✓	۲/۹۸	۲۴/۸۶	۲/۹۸	تأیید***
۳۶۰	۳۶۰	۰/۱۹	*	۲/۶۰	۲۳/۸۵	۲/۶۰	تأیید***

نکته: در ستون ۵ جدول (۲) سطرهای ستاره‌دار نشانگر انتخاب مدل CM و سطرهای تیک‌دار نشانگر انتخاب مدل UM بر مبنای آزمون نسبت درستنمایی هستند. ستون ۴ نیز مقادیر P-value مربوط به آزمون نسبت درستنمایی را بر مبنای توزیع کای مربع با درجه آزادی یک نشان می‌دهد.

* معناداری در سطح اطمینان ۹۰ درصد (مقدار بحرانی= ۰/۴۷۵۴)

* معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد (مقدار بحرانی= ۰/۷۴۸۴)

* معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد (مقدار بحرانی= ۱/۲۶۹۴)

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

در مقایسه نتایج حاصل از دو رویکرد HJTW(2004) و JTTW(2012) در جداول (۱) و (۲) می‌توان گفت تفاوتی در خصوص استنباط‌های آماری صورت‌گرفته مبنی بر رد یا عدم رد یک راهبرد به‌عنوان مصداق آربیتراژ آماری مشاهده نشد. در خصوص رتبه‌بندی راهبردهای نزدیکتر به آربیتراژ آماری نیز تفاوتی مشاهده نشد. تفاوت اساسی آن است که در رویکرد HJTW(2004)، استنباط آماری در خصوص هر پارامتر یا زیرفرضیه بر مبنای توزیع برآوردگر آن پارامتر انجام می‌شود، اما در روش جدید Min-t پس از احصای آماره آزمون t مربوط به هر پارامتر یا زیرفرضیه از طریق تشکیل یک آماره آزمون تلفیقی Min-t تمام زیرفرضیه‌ها به‌صورت یکجا و بر مبنای توزیع آماره تلفیقی Min-t آزمون می‌شوند که دارای توزیعی متفاوت با توزیع t بوده و بسته به مدل از روش‌های شبیه‌سازی برای احصای مقادیر بحرانی آن استفاده می‌شود، همچنین در رویکرد جدید فرض صفر به فرض کارایی بازار تغییر یافته است که در مجموع باعث افزایش قدرت آزمون و تسهیل کاربرد آن شده است.

به‌منظور اطمینان بیشتر از انتخاب تصریح مناسب مدل آماره آزمون نسبت درستنمایی برای انتخاب مدل CM و UM با استفاده از جدول توزیع کای مربع با یک درجه آزادی (تعداد قید=۱) به مقادیر P-value تبدیل و در ستون ۴ جدول (۲) ارائه شده است، همچنین نتیجه آزمون بر مبنای سطح اطمینان ۹۰ درصد در ستون ۳ نشان داده شده است، به گونه‌ای که مدل‌های CM انتخاب شده بر مبنای آزمون با علامت ستاره نشان داده شده و راهبردهایی که آزمون LR مدل نامقید UM را برای آنها پیشنهاد می‌دهد نیز با علامت تیک مشخص شده‌اند. البته علیرغم مشکلات متعدد مذکور درخصوص مدل‌های UM از بین ۱۰ راهبردی که آزمون LR مدل UM را نسبت به مدل CM دارای قدرت توضیح بیشتر برای آنها تشخیص داده است تنها ۴ مدل در سطح اطمینان ۹۰ درصد فرض کارایی بازار (و عدم وجود آربیتراژ آماری) را رد نمی‌کنند و ۶ راهبرد دیگر کارایی بازار را رد نموده و بر مصداق یافتن آربیتراژ آماری در آن راهبردها دلالت می‌کنند، بنابراین حتی اگر مدل‌های نامقید نیز در تحلیل مدنظر قرار گیرند تأثیر خاصی در استنباط آماری در خصوص وجود آربیتراژ آماری در بورس اوراق بهادار تهران ندارند و همچنان فرضیه عدم وجود آربیتراژ آماری در این بازار با ارائه مثال‌های نقض متعدد رد می‌شود.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

آربیتراژ آماری به‌عنوان یک روش متداول کسب سود در بازارهای مالی از چند دهه قبل مورد توجه واسطه‌گران و عاملین بازار سرمایه در جهان بوده و به‌واسطه کارامدی آن در کسب سود فرانرمال در سال‌های اخیر به‌عنوان یک روش علمی شناسایی قابلیت کسب سود در یک بازار نیز مورد توجه قرار گرفته است. از آنجا که امکان کسب سود فرانرمال دلیلی برای ناکارایی بازار می‌باشد این آزمون

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

به‌عنوان آزمونی برای کارایی بازار نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد و با توجه به اینکه در قاعده مبادله مورد بررسی از کدامیک از اطلاعات تاریخی، جاری (ناشی از یک واقعه مالی) یا خصوصی استفاده شده باشد می‌توان بر مبنای آن در خصوص تأمین شرایط کارایی بازار در ۳ سطح ضعیف، نیمه قوی یا قوی استنباط نمود.

در این مقاله ضمن معرفی رویکرد آربیتراژ آماری و کاربرد آن در کسب سود شیوه آزمون وجود فرصت‌های آربیتراژ آماری در یک بازار مالی نیز بر مبنای مقالات هوگان و همکاران (۲۰۰۴) و جرو و همکاران (۲۰۱۲) مرور شد. البته در جستجوی مقالات داخلی مقاله‌ای در خصوص آربیتراژ آماری یافت نشد، اما بررسی برخی استراتژی‌های پویا در مطالعات داخلی یافت شد که می‌توانند با استفاده از الگوی آربیتراژ آماری مورد آزمون قرار گیرند و احتمالاً شرایط مربوط به آن را تأمین نمایند. هر چند بعید به‌نظر می‌رسد که در بازارهای مالی داخلی روح حاکم بر آربیتراژ آماری و تمایل قیمت‌ها و بازده‌ها برای برگشت به تعادل بلندمدت خود مورد توجه واسطه‌گران و معامله‌گران بازار قرار نگرفته باشد. بر این اساس، وجود آربیتراژ آماری در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون مربوطه مورد تحقیق تجربی قرار گرفت.

نتایج تجربی نشان‌دهنده آن بود که تقریباً تمام الگوهای معاملاتی مورد بررسی شرایط آربیتراژ آماری را بر مبنای هر دو رویکرد هوگان و همکاران (۲۰۰۴) و جرو و همکاران (۲۰۱۲) تأمین می‌کنند، به این معنا که امکان کسب سود فرانرمال با استفاده از الگوهای مختلف مبادله در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد که دلیلی بر ناکارایی بورس اوراق بهادار تهران نیز می‌باشد. نکته قابل تأمل آنکه الگوهای معاملاتی مورد بررسی اولاً ساده و سرراست بوده و ثانیاً مبتنی بر اطلاعات گذشته بوده‌اند؛ اما علیرغم تنزیل سودهای کسب شده به زمان صفر و احتساب انواع هزینه‌های معامله و هزینه فرصت پول (استقراض از بانک) باز هم سود فرانرمال و سود خالص مثبت با استفاده از الگوهای مربوطه حاصل می‌شود و بررسی‌های آماری و استنباط‌های مبتنی بر آن وجود آربیتراژ آماری را تأیید می‌کنند.

با توجه به نتایج تجربی به‌دست آمده می‌توان نتیجه گرفت روند تغییرات قیمت‌ها و تعداد و شدت انحرافات آنها از روند بلندمدت در بازار سرمایه ایران با آنچه از یک بازار کارا انتظار می‌رود فاصله بسیاری دارد و ضرورت دارد پس از بررسی علت مذکور تمهیدات لازم برای حرکت به سمت کارایی بازار مدنظر قرار گیرد. مزیت روش مورد استفاده در این مطالعه آن است که پس از اجرای اقدامات ترمیمی در جهت ارتقای کارایی بازار این الگو همچنان می‌تواند فارغ از مسائل و مشکلات سایر آزمون‌های کارایی بازار به‌عنوان مبنای قابل اتکایی برای آزمون کارایی بازار در هر ۳ سطح ضعیف، نیمه‌قوی و قوی قرار گیرد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

منابع

اسلامی‌بیدگلی، غلامرضا، نبوی‌چاشمی، سیدعلی، یحیی‌زاده‌فر، محمود و صدیقه ایکانی (۱۳۸۹)، "بررسی سودآوری استراتژی سرمایه‌گذاری مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران"، *مجله مطالعات کمی در مدیریت*، شماره ۱، صص ۷۶-۴۷.

تهرانی، رضا و محمدعلی خجسته (۱۳۸۷)، "رابطه بهره‌وری سرمایه با بازده آتی سهام و تأثیر آن بر استراتژی‌های سرمایه‌گذاری‌های ارزشی و رشدی"، *فصلنامه علوم مدیریت ایران*، سال ۳، صص ۲۰-۱.

تهرانی، رضا، مدرس، احمد و آرش تحریری (۱۳۸۹)، "ارزیابی استفاده از شاخص‌های تحلیل تکنیکی بر بازده سهامداران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، صص ۴۶-۲۳.

راسخی، سعید و امیر خانعلی‌پور (۱۳۸۸)، "تحلیل تجربی نوسانات و کارایی اطلاعاتی بازار سهام (مطالعه موردی: بورس اوراق بهادار تهران)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، صص ۵۷-۲۹.

صالح‌آبادی، علی و هادی دلیریان (۱۳۸۹)، "بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، صص ۷۵-۶۱.

عباسیان، عزت‌الله و مریم ذوالفقاری (۱۳۹۲)، "تحلیل پویای کارایی سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران توسط فیلتر کالمن"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۵، صص ۲۵۴-۲۳۱.

فدایی‌نژاد، اسماعیل و محسن صادقی (۱۳۸۵)، "بررسی سودمندی استراتژی‌های مومنتوم و معکوس"، *فصلنامه چشم‌انداز مدیریت بازرگانی*، شماره ۵ (۱۷ و ۱۸)، صص ۳۱-۷.

فلاح‌شمس، میرفیض و یونس عطایی (۱۳۹۲)، "مقایسه کارایی معیارهای استراتژی شتاب (مومنتوم) در انتخاب پورتفوی مناسب"، *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره ۱۶، صص ۱۲۵-۱۰۹.

کیمیاگری، علی‌محمد و مهتاب تیزری (۱۳۸۵)، "ارائه مدلی جهت آزمون و ارتقای کارایی بازار سهام"، *تحقیقات مالی*، شماره ۲۲، صص ۸۸-۶۷.

هال، جان (۱۳۸۴)، *مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک*، ترجمه سجاد سیاح و علی صالح‌آبادی، چاپ اول، گروه رایانه تدبیرپرداز.

Alexakis, CH. (2010), "Long-Run Relations Among Equity Indices under Different Market Conditions: Implications on the Implementation of Statistical Arbitrage Strategies", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 20, PP. 389–403.

Campbell, J. Y., Lo, A. W. & A. C. MacKinlay (1997), "The Econometrics of Financial Markets", Princeton, NJ: Princeton University Press.

Carhart, M. (1997), "On Persistence of Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, Vol. 52, PP. 57–82.

Cuthbertson, K. (1996), *Quantitative Financial Economics*, John Wiley & Sons Ltd.

Fama, E. F. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory & Empirical Work", *Journal of Finance*, Vol. 25, PP. 383–417.

Fama, E. F. (1991), "Efficient Capital Markets: II", *Journal of Finance*, Vol. 46, PP. 1575–1617.

Fama, E. F. & K. R. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns of Stocks & Bonds", *Journal of Financial Economics,* Vol. 33, PP. 3–56.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

Hogan, S., Jarrow, R., Teo & M. Warachka (2004), "Testing Market Efficiency Using Statistical Arbitrage with Applications to Momentum & Value Trading Strategies", *Journal of Financial Economics,* Vol. 73, PP. 525–565.

Hsu Yu-Chia, Chen An-Pin & Iia-Haur Chang (2011), "An Inter-Market Arbitrage Trading System Based on Extended Classifier Systems", *Expert Systems with Applications*, Vol. 34, PP. 3784-3792.

Jarrow R., Teo M., Tse, Y. K. & M. Warachka (2012), "An Improved Test for Statistical Arbitrage", *Journal of Financial Markets*, Vol. 15, PP. 47–80.

Jegadeesh, N. & S. Titman (1993), "Returns to Buying Winners & Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *Journal of Finance,* Vol. 48, PP. 65–91.

Lim, K. P. & R. Brooks (2011), "The Evolution of Stock Market Efficiency Over Time: A Survey of the Empirical Literature", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 25, PP. 69–108.

Mayordomo S, Peña J. I. & J. Romo (2014), "Testing for Statistical Arbitrage in Credit Derivatives Markets" *Journal of Empirical Finance*, Vol. 26, PP. 59–75.

Pole, A. (2007), *Statistical Arbitrage: Algorithmic Trading Insights & Techniques*, Wiley, New Jersey.

Ross, S. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, PP. 341–360.

Shleifer, A. & R. W. Vishny (1997), "The Limits of Arbitrage", *Journal of Finance*, Vol. 52, PP. 35–55.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]