

## قیمت‌گذاری نادرست، تداوم آربیتراژ و بازده صندوق‌های قابل‌معامله در ایران

آزاده بهادران باغبادرانی\*، عبدالمجید عبدالباقی عطاآبادی\*\*،

ابوالفضل جنتی مشکاتی\*\*\*

### چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی وجود فرصت‌های آربیتراژ، شناسایی تأثیر این فرصت‌ها بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری و همچنین بررسی دوام و ماندگاری این فرصت‌ها است؛ از این رو صندوق‌های قابل‌معامله که اطلاعات آن‌ها در دسترس بود به‌عنوان نمونه انتخاب شده و اطلاعات آن‌ها به‌صورت روزانه از مهرماه ۱۳۹۲ تا اسفند ۱۳۹۵ جمع‌آوری شده است. نتایج پژوهش حاکی از تأثیرگذاری فرصت‌های آربیتراژ بر بازده موردانتظار است. وجود آربیتراژ منفی یا قیمت‌گذاری کمتر واحد سرمایه‌گذاری نسبت به ارزش واقعی، رشد قیمت را در پی داشته و بر بازده موردانتظار اثر مثبت دارد. شرایط آربیتراژ مثبت که واحدهای سرمایه‌گذاری نسبت به ارزش اصلی خود بیشتر قیمت‌گذاری شده‌اند، رشد منفی قیمت‌ها و در نتیجه بازده منفی را به دنبال داشته است؛ در حالی که بر اساس شواهد، صندوق‌های قابل‌معامله در این بررسی بیشتر تحت تأثیر فرصت‌های آربیتراژ مثبت بوده است؛ بنابراین وجود فرصت‌های آربیتراژ در این صندوق‌ها به‌طور کلی به کاهش بازده موردانتظار واحدهای سرمایه‌گذاری در آینده منجر خواهد شد که نشان‌دهنده اصلاح قیمت‌گذاری نادرست توسط بازار و از بین رفتن این فرصت‌ها است؛ بنابراین با توجه به شواهد به‌دست‌آمده این فرصت‌ها ماندگار نیستند و از بین می‌روند. برای تکمیل روند پژوهش، حساسیت مدل‌ها به عامل اندازه صندوق‌ها و سال نیز سنجش شد. نتایج نشان داد که فرصت‌های آربیتراژ در صندوق‌های قابل‌معامله در تمامی سال‌های مورد مطالعه وجود داشته است؛ اما ماندگاری این فرصت‌ها در سال ۱۳۹۵ بیش از بقیه سال‌ها بوده است. همچنین فرصت‌های آربیتراژ در صندوق‌های قابل‌معامله در اندازه بزرگ نسبت به صندوق‌های قابل‌معامله در اندازه کوچک ماندگارتر هستند.

**کلیدواژه‌ها:** آربیتراژ؛ واحد سرمایه‌گذاری؛ صندوق قابل‌معامله؛ بازده مورد انتظار.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۰۸/۰۲، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۴/۳۱.

\* دانشجوی دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات (نویسنده مسئول).

E-mail: azadeh65b@gmail.com

\*\* استادیار، دانشگاه صنعتی شاهرود.

\*\*\* استادیار، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی.

## ۱. مقدمه

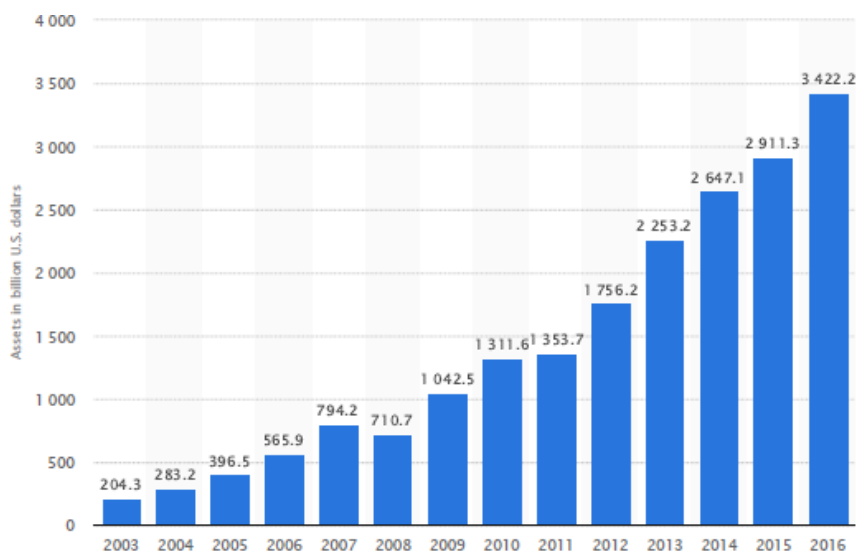
صندوق‌های قابل‌معامله<sup>۱</sup> در بازار سرمایه از جمله ابزارهای مالی مورد استفاده سرمایه‌گذاران به‌منظور سرمایه‌گذاری جمعی است. واحد سرمایه‌گذاری این صندوق‌ها، همانند سهام عادی در بورس پذیرفته می‌شوند و از طریق کارگزاران در طول ساعات معاملاتی به قیمت‌هایی که در طول روز و نه در انتهای آن تعیین می‌شوند، قابل خرید و فروش هستند؛ از این رو سرمایه‌گذاران می‌توانند از همه تکنیک‌های معاملاتی رایج در بازار سهام در معاملات واحدهای سرمایه‌گذاری صندوق‌های قابل‌معامله در بورس استفاده کنند [۳].

بر اساس نظر بادی<sup>۲</sup> و همکاران (۱۹۴۳)، به این دلیل که واحدهای سرمایه‌گذاری<sup>۳</sup> این صندوق‌ها به‌عنوان اوراق بهادار معامله می‌شود، این امکان وجود دارد که واحدهای سرمایه‌گذاری این صندوق‌ها قبل از ناپدید شدن آربیتراژ و برقراری تعادل، به قیمت متفاوتی از ارزش خالص دارایی معامله شود [۵]؛ بنابراین احتمال اینکه ارزش بازاری این واحدها از ارزش واقعی آن‌ها فاصله بگیرد، بسیار زیاد است و همین امر موجب قیمت‌گذاری نادرست<sup>۴</sup> این واحدها خواهد شد و شرایط آربیتراژ<sup>۵</sup> به وجود خواهد آمد. از آنجاکه این شرایط بر بازده موردانتظار<sup>۶</sup> سرمایه‌گذاران تأثیرگذار است، بررسی و مطالعه در این زمینه، اهمیت زیادی دارد؛ بنابراین به‌منظور کمک به سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری مطمئن در صندوق‌ها و دادن آگاهی لازم به آن‌ها برای دستیابی به بازده بیشتر و کمک به آن‌ها برای کاهش مخاطرات ناشی از سرمایه‌گذاری، به نظر می‌رسد انجام مطالعات و پژوهش‌های بیشتر در این زمینه الزامی است؛ از این رو به‌منظور پاسخگویی به این سؤال که فرصت‌های آربیتراژ چه تأثیری بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری در صندوق‌های قابل‌معامله دارند و اینکه آیا بازده واحدهای سرمایه‌گذاری تابعی از محدودیت آربیتراژ هست یا خیر، پژوهش حاضر ارائه شده است. در این پژوهش تأثیر شاخص آربیتراژ محدود شده سیستماتیک<sup>۷</sup> به‌عنوان یک متغیر مستقل و مؤثر بر بازده موردانتظار واحدهای سرمایه‌گذاری موردسنجش قرار خواهد گرفت و برای بررسی وجود یا عدم وجود فرصت‌های آربیتراژ، شاخص آربیتراژ، به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است.

- 
1. Exchange Traded Funds
  2. Zvi Bodie
  3. Investment Unit
  4. Miss pricing
  5. Arbitrage
  6. Expected Return
  7. LAF

## ۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

صندوق‌های قابل معامله در بورس (ETFs) جزو صندوق‌های سرمایه‌گذاری هستند؛ که بر خلاف صندوق‌های مبتنی بر شاخص، صندوق‌های قابل معامله، در بورس سهام و با قیمتی که بازار تعیین کرده است، معامله می‌شوند [۱۷]. بر اساس آمار منتشره توسط «پایگاه اطلاعاتی استاتیتستا» روند رو به رشد دارایی‌های صندوق‌های قابل معامله از سال ۲۰۰۳ تا سال ۲۰۱۶، از ۲۰۴ میلیارد دلار به ۳۴۲۲ میلیارد دلار رشد داشته است [۸].



نمودار ۱. روند رو به رشد دارایی‌های صندوق‌های قابل معامله (میلیارد دلار)

بر اساس گزارش روابط عمومی و امور بین‌الملل بورس تهران و طبق اعلام «مؤسسه پژوهشی و مشاوره مستقل ETFGI»، ارزش دارایی ابزار قابل معامله مورد اشاره در بورس‌های مختلف نسبت به سال ۲۰۱۶، حدود ۳۶ درصد رشد داشته است و مجموع خالص منابع ورودی به این بازار در سال ۲۰۱۷ حدود ۶۵۴ میلیارد دلار افزایش یافت. این دستاورد در حالی به دست آمده که ۲۲ ژانویه سال ۲۰۱۸ مصادف با ۲۵ سالگی انتشار نخستین صندوق قابل معامله در ایالات متحده آمریکا است. در حال حاضر قیمت هر واحد این صندوق حدوداً ۲۸۰ دلار است.

صندوق قابل معامله «SPDR S&P500» در تاریخ ۲۲ ژانویه ۱۹۹۳ میلادی با هدف پیگیری نوسانات شاخص S&P500 راه‌اندازی شد و تا مدت‌ها بزرگ‌ترین ETF در دنیا محسوب

1. Exchange Traded Funds  
2. STATISTA

می‌شد. ارزش کل دارایی‌های این صندوق حدود ۲۸۰ میلیارد دلار است. بخش‌های فناوری (۲۱ درصد)، خدمات مالی (۱۷ درصد)، سلامت (۱۴ درصد) و صنایع مصرفی (۱۱ درصد)، بزرگ‌ترین سهم را در نخستین ETF جهان به خود اختصاص داده‌اند. طبق اعلام ETFGI، در بورس‌های جهان حدوداً ۵۴۰۰ صندوق قابل معامله و نزدیک به ۲۰۰۰ انواع ابزار تحت مدیریت، دادوستد می‌شوند. این در حالی است که مجموع تعداد این ابزارهای قابل معامله در بورس‌ها در سال ۲۰۰۵ میلادی تنها ۵۰۰ نمونه اعلام شده و ارزش کل دارایی آن‌ها حدوداً ۴۳۰ میلیارد است. طی ۱۳ سال گذشته ارزش این بازار بیش از ۱۰ برابر افزایش یافته و به بازارهای جدید راه یافته است. در پایان دسامبر ۲۰۱۷، تعداد ۱۱ صندوق قابل معامله (سهمی، شاخصی، با درآمد ثابت و ترکیبی) به ارزش مجموع ۸۷۰۰ میلیارد ریال در «بورس اوراق بهادار تهران» ثبت شده‌اند [۲].

قیمت واحد سرمایه‌گذاری صندوق‌های قابل معامله در بورس نیز در طول زمان، مانند صندوق‌های مبتنی بر شاخص، در واکنش به قیمت واحدهای سرمایه‌گذاری مربوط به شاخص سهام تغییر می‌کند؛ همچنین با توجه به اینکه هم صندوق‌های قابل معامله در بورس و هم صندوق‌های مبتنی بر شاخص از روند شاخص‌های خاصی تبعیت می‌کنند، مدیریت این صندوق‌ها و هزینه‌های مدیریت آن‌ها به نسبت کمتر از صندوق‌هایی است که به صورت فعالانه مدیریت می‌شوند. با این حال بر خلاف صندوق‌های مبتنی بر شاخص، واحد سرمایه‌گذاری صندوق‌های قابل معامله در بورس در طول روز قابل معامله است، به صورت اعتباری قابل خرید هستند و می‌توان آن‌ها را از طریق سرمایه‌گذاری که انتظار کاهش ارزش شاخص تعهد شده را دارد، فروش استقراسی کرد. از آنجاکه واحد سرمایه‌گذاری صندوق‌های قابل معامله در بورس رفتاری شبیه به سهام دارند، سرمایه‌گذاران زمانی سود سرمایه را دریافت می‌کنند که به فروش واحد سرمایه‌گذاری صندوق‌های قابل معامله در بورس اقدام کنند؛ بنابراین سرمایه‌گذاران واحد سرمایه‌گذاری صندوق‌های قابل معامله در بورس می‌توانند دریافت سود سرمایه را تا زمانی که واحد سرمایه‌گذاری این صندوق‌ها را نگهداری می‌کنند به تعویق بیندازند [۱۷].

در هر حال، صندوق‌های قابل معامله در بورس معایبی نیز دارند: نخست، به دلیل اینکه این صندوق‌ها به عنوان اوراق بهادار معامله می‌شود، امکان دارد که واحد سرمایه‌گذاری این صندوق‌ها قبل از ناپدید شدن آربیتراژ و برقراری تعادل، به قیمت‌های متفاوت از ارزش خالص دارایی معامله شود. حتی تفاوت کوچک نیز می‌تواند مزیت هزینه‌ای صندوق‌های قابل معامله در بورس نسبت به صندوق سرمایه‌گذاری مشترک را از بین ببرد؛ دوم، در حالی که صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را می‌توان از طریق صندوق‌های بدون کارمزد خریداری کرد (بدون هیچ هزینه‌ای)، صندوق‌های قابل معامله در بورس با پرداخت کارمزد به کارگزار خریداری می‌شود [۵]؛ بنابراین از معایب صندوق‌های قابل معامله، امکان قیمت‌گذاری نادرست و ایجاد فرصت‌های آربیتراژ در این

صندوق‌ها است. طبق تعریف، قیمت‌گذاری نادرست ورقه بهادار به طریقی که سود بدون ریسک ایجاد کند، «آربیتراژ» نامیده می‌شود. فرصت آربیتراژ زمانی حاصل می‌شود که یک سرمایه‌گذار بتواند پرتفویی را با حجم سرمایه‌گذاری صفر تشکیل دهد؛ به نحوی که سود مطمئن (بدون ریسک) به دست آورد. پرتفوی با حجم سرمایه‌گذاری صفر، یعنی اینکه به منظور سرمایه‌گذاری نیاز به استفاده از پول خود سرمایه‌گذار وجود نداشته باشد. فرصت آربیتراژ وقتی حاصل می‌شود که قانون وجود «یک قیمت» رعایت نشود؛ یعنی یک دارایی با قیمت‌های متفاوت مبادله شود [۱۵]. قانون قیمت واحد را آربیتراژگران تحمیل می‌کنند، به طوری که اگر انحرافی در قیمت‌ها مشاهده کنند، در فعالیت آربیتراژ وارد می‌شوند، دارایی را در جایی که ارزان است به قیمت پایین خریداری می‌کنند و هم‌زمان در جایی که گران است، می‌فروشند. در این فرآیند، افراد قیمت پایین را افزایش داده و قیمت بالا را کاهش می‌دهند تا اینکه فرصت آربیتراژ حذف شود [۵].

فرضیه بازار کارا بیان می‌کند که قیمت سهام بازتاب‌دهنده تمامی اطلاعات مربوط به آن سهم است؛ بنابراین اطلاعات به محض انتشار بر قیمت سهام اثر می‌گذارند و البته در دریافت اطلاعات، عدالت دسترسی نیز وجود دارد. اطلاعات توسط سرمایه‌گذاران عقلایی مورد بررسی قرار می‌گیرد و جریان نقد آزاد آتی شرکت برای سهامداران تخمین زده می‌شود. بدین ترتیب امکان محاسبه ارزش ذاتی وجود دارد و با مقایسه تفاوت ارزش ذاتی سهم و قیمت بازار آن، سرمایه‌گذاران به خرید یا فروش می‌پردازند. با انجام این معاملات فرصت‌های آربیتراژی به کمترین حد می‌رسد و قیمت‌ها تا حد امکان در تعادل هستند [۱]. مارشال<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۳)، بیان می‌کنند که معاملات خرید (فروش)، هنگامی که صندوق زیر قیمت (بالای قیمت)، قیمت‌گذاری می‌شود، افزایش می‌یابد و در این هنگام آربیتراژگران به دنبال کسب سود از موقعیت قیمت‌گذاری اشتباه هستند؛ بنابراین تفاوت بین قیمت صندوق و خالص ارزش آن بیشتر نخواهد شد؛ در نتیجه فرصت‌های آربیتراژ به احتمال زیاد زمانی که بازار بی‌ثبات‌تر است، بیشتر می‌شوند [۱۱].

از مبانی نظری پژوهش این‌گونه استنباط می‌شود که واحدهای سرمایه‌گذاری در صندوق‌های قابل معامله همانند سهام مورد معامله قرار می‌گیرند و ممکن است به قیمتی غیر از ارزش ذاتی خود معامله شوند و این یکی از معایب این صندوق‌ها محسوب می‌شود. در این حالت قانون قیمت واحد از بین می‌رود و آربیتراژگران از شرایط موجود استفاده می‌کنند تا بتوانند به سود ناشی از فرصت‌های آربیتراژ دست یابند.

در زمینه موضوع این پژوهش، مطالعات انجام‌شده در ایران، بیشتر در حوزه‌ی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ است تا مفهوم آربیتراژ و فرصت‌های آربیتراژ و در خارج از ایران نیز در مورد

1. Law Of One Price  
2. B.R. Marshall

موضوع آربیتراژ و همچنین بررسی این فرصت‌ها در صندوق‌های قابل‌معامله، به علت نوظهور بودن صندوق‌های قابل‌معامله مطالعات کمی انجام شده است. با وجود این در ادامه به برخی از مطالعات داخلی و خارجی که ارتباط نزدیک‌تری با موضوع پژوهش حاضر دارند، اشاره می‌شود.

**مطالعات خارجی.** یانگ و کاراندانگ<sup>۱</sup> (۲۰۱۷)، در پژوهشی با موضوع «بررسی اختلاف موقعیت مکانی و قیمت‌های شرکت‌های بین‌المللی در ایجاد فرصت‌های آربیتراژ»، به شناخت قانون یک قیمت، یکپارچگی بازارها و فرصت‌های آربیتراژ پرداختند. آن‌ها برای انجام این پژوهش داده‌ها را از سال ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۵ از پایگاه «دیتا استریم»<sup>۲</sup> جمع‌آوری کردند. این اطلاعات در مورد ۲۶ شرکت تایوانی مستقر در ایالات متحده، انگلستان و هنگ‌کنگ بود. نتایج پژوهش نشان داد که موقعیت‌های مکانی متفاوت تأثیر مثبت و منفی قابل‌توجهی بر بازده شرکت‌ها در بازارهای داخلی و خارجی دارد. آربیتراژ ناشی از تفاوت موقعیت مکانی، به افزایش بازده سهام اشتباه‌گذاری شده از ۲ درصد به ۱۸ درصد منجر می‌شود و متوسط بازده بالاتر از ۱۰ درصد است. حجم معاملات از طریق فرصت‌های آربیتراژ ناشی از تفاوت موقعیت مکانی به ایجاد بازده متوسط ۱۰ درصد در کمتر از ۳۰ روز منجر می‌شود [۱۹].

دلیزله و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۶)، در پژوهشی با عنوان «آربیتراژ محدودشده سیستماتیک و بازده مقطعی سهام: شواهدی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری قابل‌معامله»، رابطه آربیتراژ محدودشده و صرف ریسک صندوق‌های قابل‌معامله را بررسی کردند. اساس این پژوهش مبتنی بر محدودیت آربیتراژ و تغییرپذیری سیستماتیک آربیتراژ صندوق‌های قابل‌معامله در طول زمان است. یافته‌های این پژوهش حاکی از شرایط قیمت‌گذاری اشتباه‌داری‌ها و نوسانات زیاد در صرف ریسک صندوق‌های قابل‌معامله است و همبستگی نسبتاً معناداری با اثرات آربیتراژ محدودشده مشاهده شد. آن‌ها همچنین به این نکته اشاره کردند که هزینه‌های بالاتر معاملات واحدهای سرمایه‌گذاری با عملکرد ضعیف بازاری به‌علت شدت یافتن آربیتراژ است [۷]. زارمبا<sup>۴</sup> (۲۰۱۵)، در پژوهشی با عنوان «تمایلات سرمایه‌گذاران، محدودیت‌های آربیتراژ، عملکرد و ناهنجاری‌های بازارهای سهام» با استفاده از اطلاعات ۷۸ بازار بین‌المللی از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵، این موضوع را مطرح کرد که دیدگاه مالی رفتاری در ارتباط با ناهنجاری، نشان می‌دهد که قیمت‌گذاری اشتباه ناشی از سرمایه‌گذاری بی‌خردانه است و به راحتی نمی‌توان آربیتراژ را دور کرد [۲۰]. هوگونیر و

1. Ann Shewing Yan & Craig Alan Uyan Carandang  
2. Data Stream  
3. R. Jared DeLisle  
4. Adam Zaremba

پریئو<sup>۱</sup> (۲۰۱۵)، در پژوهشی با عنوان «قیمت‌گذاری دارایی‌ها مبتنی بر آربیتراژ» بیان داشتند که بر اساس نظریه قیمت‌گذاری دارایی، فرصت‌های آربیتراژ نمی‌توانند در بازارهای رقابتی ایجاد شوند؛ زیرا این فرصت‌ها بلافاصله مورد استفاده قرار می‌گیرند و در نتیجه توسط آربیتراژگران از بین می‌روند. اساس این اصل برای فرصت‌های آربیتراژ بدون ریسک به‌عنوان یک معامله بدون سرمایه اولیه، درست است؛ اما این امر برای فرصت‌های آربیتراژی ریسکی صدق نمی‌کند. آن‌ها بیان می‌کنند که فرصت‌های آربیتراژ ریسکی مانند معاملات همگرا، سود خوبی را برای آینده نزدیک تضمین می‌کنند؛ اما برای سرمایه‌گذاری احتمالی در آینده، نیازمند سرمایه هستند [۹].

مارشال<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۱۳)، در پژوهشی با عنوان «آربیتراژ صندوق‌های قابل معامله: شواهد روزانه»، از دو صندوق قابل معامله برای تحلیل موقعیت‌های مبادلاتی که اجازه می‌دهند تا فرصت‌های آربیتراژ به وجود آیند، استفاده کردند. آن‌ها اطلاعات مورد نیاز برای انجام این پژوهش را از سایت «TRTH»<sup>۳</sup> در فاصله زمانی فوریه ۲۰۰۱ تا اگوست ۲۰۱۰، تهیه کردند. آن‌ها ویژگی‌های روزانه‌ای که در ایجاد سودهای آربیتراژ در شرایط قیمت‌گذاری اشتباه، به اندازه کافی مؤثر بودند را مستند کردند. این پژوهش نشان داد که کاهش نقدینگی، عدم تعادل در بازار را افزایش می‌دهد و انحراف معیار تغییرات، افزایش می‌یابد، به این ترتیب ریسک نقدینگی بیشتر می‌شود و ارزش مبادلات افزایش می‌یابد. افزایش نوسانات نقدینگی و همچنین نوسانات بازده هنگامی که فرصت‌های آربیتراژ بیشتر رخ می‌دهند، افزایش می‌یابد. آن‌ها دریافتند که بازده روزانه صندوق‌های قابل معامله در این بررسی، دارای همبستگی ۹۹ درصد هستند و انحراف آن‌ها بعد از قیمت‌گذاری اشتباه، تصحیح می‌شود و این امر به‌طور متوسط یک الی دو دقیقه طول می‌کشد. معاملات خرید (فروش)، هنگامی که صندوق زیر قیمت (بالای قیمت)، قیمت‌گذاری شود، افزایش می‌یابد و در این هنگام آربیتراژگران به دنبال کسب سود از موقعیت قیمت‌گذاری اشتباه هستند؛ بنابراین تفاوت بین قیمت صندوق و خالص ارزش آن بیشتر نخواهد شد؛ در نتیجه فرصت‌های آربیتراژ، به احتمال زیاد زمانی که بازار بی‌ثبات‌تر است، بیشتر می‌شوند [۱۱].

باربریس و تالر<sup>۴</sup> در سال (۲۰۰۳)، مطالعه‌ای با عنوان «بررسی رفتاری مالی» انجام داده‌اند. آن‌ها در این مطالعه نوسانات بازار و عدم نقدینگی را به‌عنوان دو محدودیت نظری برای آربیتراژ معرفی کردند. آن‌ها به این نکته اشاره کردند که نظر تنوریکی دلایلی برای محدودیت و ریسکی بودن آربیتراژ وجود دارد. در واقع هر نمونه از قیمت‌گذاری اشتباه که به‌صورت مداوم و پایا باشد، شواهدی را برای وجود آربیتراژ محدود شده ارائه می‌دهد و اگر آربیتراژ محدود نشده بود قیمت‌گذاری اشتباه به‌سرعت ناپدید می‌شد. مسئله این است، درحالی‌که بسیاری از پدیده‌های

۱. Julien Hugonnier & Rodolfo Prieto  
 2. B.R. Marshall  
 ۳. Thomson Reuters Tick History database  
 4. N Barberis and R Thaler

قیمت‌گذاری می‌توانند به‌عنوان انحراف از ارزش بنیادی تفسیر شود، فقط در تعداد اندکی از نمونه‌ها وجود قیمت‌گذاری اشتباه می‌تواند فراتر از هر گونه شک منطقی ایجاد شده باشد. محدودیت‌های آربیتراژ می‌تواند به میزان زیادی اجازه قیمت‌گذاری اشتباه را بدهد و در حال حاضر بسیاری از افراد این موضوع را درک کرده‌اند که نبود یک استراتژی سرمایه‌گذاری سودمند بر نبود قیمت‌گذاری اشتباه دلالت ندارد. قیمت‌ها می‌توانند اشتباه باشند، درحالی‌که فرصت سودآوری ایجاد نکنند [۶].

**مطالعات داخلی.** حیدرپور و همکاران (۱۳۹۱-۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان «تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام» به این موضوع اشاره کردند که طبق دیدگاه سنتی بازده سهام، تغییرات قیمت سهام به تغییرات سیستماتیک در ارزش‌های بنیادی شرکت مربوط است. ولی پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد که آربیتراژ و گرایش احساسی سرمایه‌گذار نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها و تبیین بازده‌های سری زمانی دارد، به‌خصوص زمانی که سرمایه‌گذاران از ارزیابی ذهنی بالاتری نسبت به یک سهم برخوردارند، فعل‌وانفعالات پویا بین معامله‌گران اختلال‌زا و آربیتراژگران منطقی، قیمت‌ها را شکل می‌دهد و اگر یک سهم، معامله‌گران اختلال‌زای بیشتر و یا معامله‌گرهای منطقی کمتری داشته باشد، نوسانات قیمتی آن چشم‌گیر است. نتایج این پژوهش حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و آربیتراژ با بازده سهام شرکت‌های دارا کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی است [۱۰].

سجادی و همکاران (۱۳۹۰-۱۳۸۸)، پژوهشی با موضوع «کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی در بورس اوراق بهادار تهران» ارائه کردند. در این پژوهش داده‌ها به‌صورت فصلی و برای دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۸۶ و با استفاده از رگرسیون ظاهراً نامرتب غیرخطی تکراری بررسی و تحلیل شدند. نتایج این پژوهش نشان داد که در سطح خطای ۵ درصد، تغییرات پیش‌بینی‌نشده نرخ تورم به‌عنوان منبع ریسک سیستماتیک در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ بر بازده هر سهم اثر ندارد؛ اما تغییرات پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز در سطح خطای ۵ درصد بر بازده اثرگذار است. بر این اساس، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ یک مدل منطقی در توضیح بازده موردانتظار هر سهم محسوب می‌شود و متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ تورم، عرضه پول، نرخ ارز و غیره، معنادار هستند و منابع ریسک سیستماتیک در «بورس اوراق بهادار تهران» به حساب می‌آیند [۱۶].

رهنمای رودپشتی و مرادی (۱۳۸۴) در پژوهشی با عنوان «بررسی چگونگی سازوکار قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) با استفاده از تحلیل عاملی در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی



آربیتراژ در «بورس تهران» پرداختند. قلمرو زمانی این پژوهش یک دوره هفت‌ساله از ابتدای ۱۳۷۷ تا پایان ۱۳۸۳ بود. نتایج پژوهش نشان داد که بازده سهام در بازار حداقل تحت تأثیر مدل دو‌عامله است که ۴۰ درصد از نوسانات کل بازده را در پورتفوی موردنظر تبیین می‌کنند؛ بنابراین این حقیقت روشن می‌شود که بخش اعظم تغییرات و انحرافات در بازده مشاهده‌شده هنوز بدون پاسخ مانده‌اند. این موضوع نشان می‌دهد که در «ورس اوراق بهادار تهران» همه اطلاعات در قیمت‌ها منعکس نمی‌شود؛ به بیان دیگر بازار سرمایه ایران کارا نیست و به تبع آن قیمت‌گذاری صحیح نیست و فرصت‌های آربیتراژ وجود دارند [۱۲].

راعی و فلاح‌پور (۱۳۸۳)، نشان دادند مالیه رفتاری دو پایه اصلی دارد که یکی محدودیت در آربیتراژ و دیگری روان‌شناسی است. در این مطالعه، ریسک معامله‌گران اختلال‌زا به‌عنوان یکی از عواملی غیرجذاب‌بودن فرصت‌های آربیتراژ، معرفی شد. منظور از ریسک معامله‌گران اختلال‌زا این است که قیمت‌گذاری اشتباه که مورد بهره‌برداری آربیتراژگران قرار گرفته است، در کوتاه‌مدت بدتر می‌شود. حتی اگر فرض شود سهامی که فروش استقراری می‌شود، جانشین کاملی برای سهام خریداری‌شده باشد، آربیتراژگران هنوز با این ریسک مواجه‌اند که سرمایه‌گذاران بدبینی که باعث زیرارزش‌شدن این سهم شده‌اند باز هم بدبین‌تر شوند که باعث می‌شود قیمت این سهم پایین‌تر نیز برود؛ البته در بلندمدت انتظار می‌رود قیمت‌ها به سمت ارزش ذاتی هم‌گرا شوند؛ بنابراین آربیتراژکنندگان در بلندمدت نگرانی کمی در مورد ریسک معامله‌گران اختلال‌زا دارند [۱۳].

### ۳. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار دارد و به‌دنبال آن است که نتیجه پژوهش را برای حل مسائل اجرایی و واقعی به‌کار گیرد؛ همچنین به اعتبار ماهیت نتایج، پژوهش در زمره پژوهش‌های کمی قرار دارد و با استفاده از ابزار آماری به بررسی نتایج می‌پردازد. به اعتبار هدف، این پژوهش از نوع توصیفی - همبستگی محسوب می‌شود که به‌دنبال شناسایی ارتباط بین متغیرهای پژوهش است.

**جامعه و نمونه آماری.** جامعه آماری پژوهش شامل کلیه صندوق‌های سرمایه‌گذاری قابل‌معامله پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران است. نمونه منتخب برای انجام پژوهش، صندوق‌های قابل‌معامله است که تاریخ تأسیس آن‌ها از ابتدای ۱۳۹۲ تا ۱۱ اسفندماه ۱۳۹۵ و اطلاعات روزانه آن‌ها در دسترس باشد. در مجموع ۱۸ صندوق قابل‌معامله حائز شرایط لازم برای قرارگرفتن در نمونه پژوهش بودند.

**ابزار و روش گردآوری داده‌ها.** به‌منظور جمع‌آوری داده‌های موردنیاز برای سنجش متغیرها از نرم‌افزار ره‌آورد نوین ۳، سایت‌های اختصاصی هر صندوق، «پایگاه کدال» و «سایت مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران»، استفاده شد. با توجه به قابلیت بالای نرم‌افزار اکسل در قالب‌بندی و پردازش داده‌ها، ابتدا داده‌های انتخاب‌شده در محیط این صفحه گسترده، مرتب و محاسبات موردنیاز انجام شده و سپس برای تجزیه‌وتحلیل نهایی از نرم‌افزار ایویوز ۹ استفاده شد.

**متغیرهای پژوهش.** از آنجاکه سؤال اصلی پژوهش در ارتباط با وجود فرصت‌های آربیتراژ، تأثیر آربیتراژ محدودشده سیستماتیک بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری و ماندگاری این فرصت‌ها در صندوق‌های سرمایه‌گذاری است، ابتدا متغیری به‌عنوان «فاکتور آربیتراژ محدودشده سیستماتیک (LAF)» در نظر گرفته شده است و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$LAF_{it} = |\Delta PREM_{it}| \quad (۱)$$

که در آن صرف بازده به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$PREM_{it} = \frac{ETF_{it} - NAV_{it}}{NAV_{it}} \quad (۲)$$

که در آن  $ETF_{it}$ ، قیمتی است که یک واحد سرمایه‌گذاری در صندوق  $i$  در زمان  $t$  در آن قیمت خریدوفروش می‌شود و  $NAV_{it}$ ، ارزش ذاتی واحد سرمایه‌گذاری در صندوق  $i$  را در آن روز مشخص می‌کند و  $PREM_{it}$ ، صرف بازده صندوق  $i$  در زمان  $t$  است. در مرحله بعد، شاخص آربیتراژ مثبت ( $LAF(A)$ ) برای مواردی که  $LAF$  مثبت است و شاخص آربیتراژ منفی ( $LAF(D)$ ) برای مواردی که  $LAF$  منفی است، در نظر گرفته می‌شود.

**مدل پژوهش.** به این ترتیب مدل پژوهش برای سنجش تأثیر فرصت‌های آربیتراژ بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری به‌صورت رابطه ۳، تعریف می‌شود:

$$r_{it} = \alpha + \beta_1 LAF(D)_{it-1} + \beta_2 LAF(A)_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

که در این رابطه:

$\alpha$  = عرض از مبدأ مدل؛

$LAF(D)$  = شاخص آربیتراژ در حالت آربیتراژ منفی؛

$LAF(A)$  = شاخص آربیتراژ در حالت آربیتراژ مثبت؛

$r_{it}$  = بازده موردانتظار واحدهای سرمایه گذاری در صندوق  $i$  در زمان  $t$  است.

برای بررسی وجود و تداوم فرصت‌های آربیتراژ از رابطه ۴، استفاده شده که تعداد وقفه مناسب در این مدل بر اساس معیارهای اطلاعاتی، دو وقفه تعیین شده است؛ همچنین وقفه‌های بعدی از نظر آماری معنادار نبوده است:

$$LAF_{it} = \alpha + \beta_1 LAF_{it-1} + \beta_2 LAF_{it-2} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

که در آن:

$LAF_{it-1}$  = متغیر آربیتراژ با یک وقفه زمانی

$LAF_{it-2}$  = متغیر آربیتراژ با دو وقفه زمانی

$LAF_{it}$  = متغیر آربیتراژ در زمان  $t$  است.

در مرحله بعد سؤال پژوهش تحت تأثیر عامل اندازه موردسنجش قرار گرفت. اندازه صندوق معیاری است که برای تشخیص بزرگ یا کوچک بودن صندوق‌ها به کار می‌رود و برای اندازه‌گیری آن می‌توان از شاخص‌هایی مانند ارزش دارایی‌ها، میزان فروش، ارزش بازار سهام و تعداد سهام استفاده کرد [۱۸]. در پژوهش حاضر اندازه صندوق‌ها از طریق لگاریتم طبیعی تعداد واحد سرمایه‌گذاری (سهام) ضرب در قیمت آن واحد به دست می‌آید که طبق رابطه زیر محاسبه شده است:

$$size = \log(\text{قیمت} \times \text{تعداد واحد سرمایه‌گذاری}) \quad (5)$$

بعد از محاسبه این معیار، کل داده‌های حاصل مرتب شده و به سه قسمت تقسیم شد که طبقه اول و سوم به‌عنوان صندوق‌ها در اندازه کوچک و بزرگ انتخاب شدند. صندوق‌هایی که دارای مقادیر بالاتری در معیار اندازه بودند، بزرگ (B) و صندوق‌هایی با مقادیر پایین اندازه، کوچک (S) نام‌گذاری شد. به این ترتیب سؤال اصلی پژوهش در صندوق‌ها با اندازه بزرگ و کوچک به صورت جداگانه سنجیده می‌شود. برای تکمیل پژوهش، وجود و ماندگاری فرصت‌ها در هر سال (۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵) به صورت جداگانه موردسنجش قرار گرفت.

#### ۴. تحلیل داده‌ها

در جدول ۱، نتایج همبستگی بین متغیرهای پژوهش سنجیده شد تا ارتباط دوه‌دو بین متغیرهای پژوهش بررسی شود. همبستگی منفی بین وجود آربیتراژ و آربیتراژ منفی معادل ۷۸ درصد است؛ درحالی‌که بین شاخص آربیتراژ و آربیتراژ مثبت، همبستگی مثبت معادل ۳۰ درصد وجود دارد که نشان می‌دهد شرایط آربیتراژ بیشتر، آربیتراژ مثبت را تداعی می‌کند؛ یعنی صندوق‌ها عموماً با پدیده قیمت‌گذاری بالا مواجه‌اند؛ همچنین بازده هم‌زمان صندوق‌ها با آربیتراژ مثبت، همبستگی مثبت معادل ۴۴ درصد و با آربیتراژ منفی، همبستگی مثبت معادل ۱۱ درصد دارد؛ بنابراین بازده صندوق‌های قابل معامله بیشتر تحت تأثیر آربیتراژ مثبت است.

جدول ۱. نتایج همبستگی بین متغیرهای پژوهش

اندازه صندوق	بازده	شاخص آربیتراژ منفی	شاخص آربیتراژ مثبت	شاخص آربیتراژ
				۱
			۱	شاخص آربیتراژ مثبت ۰/۳۰ (۰/۰۰)
		۱	۰/۰۵ (۰/۰۰۲)	شاخص آربیتراژ منفی -۰/۷۸ (۰/۰۰)
	۱	۰/۱۱ (۰/۰۰)	۰/۴۴ (۰/۰۰)	بازده هم‌زمان ۰/۰۳۲ (۰/۰۵۱)
۱	۰/۰۰۶ (۰/۷۲)	۰/۰۰۷ (۰/۶۹)	-۰/۱۲ (۰/۰۰)	اندازه صندوق -۰/۱۱ (۰/۰۰)

**آزمون‌های تشخیصی.** پیش از برآورد مدل، لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین مدل پژوهش آزمون شود؛ زیرا نامانایی متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. برای سنجش مانایی از آزمون‌های فیشر (PP)، فیشر (ADF) و ایم، پسران و شین<sup>۱</sup> که کاربرد بیشتری در سنجش مانایی داده‌های تابلویی (پانل) دارند، استفاده شد. آزمون‌ها از طریق نرم‌افزار ایویوز ۹ و معناداری آن‌ها بر اساس Prob در سطح پنج درصد تعیین شد. فرض  $H_0$  آزمون‌ها نشان داد که متغیر مورد بررسی ناماناست و در مقابل، فرض  $H_1$  نشان‌دهنده مانایی داده‌ها است. نتایج آزمون فیشر (PP)، فیشر (ADF) و ایم، پسران و شین نشان داد که تمام متغیرها مانا هستند. مقدار آمارهای به دست آمده در جدول ۲، ارائه شده است.

1. Im, Pesaran & Shin

$H_0$ : متغیر ریشه واحد دارد.

$H_1$ : متغیر ریشه واحد ندارد (مانا است).

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای اصلی

متغیر	Fisher-PP	سطح معناداری	Fisher-ADF	سطح معناداری	Im, Pesaran & Shin	سطح معناداری
آربیتراژ	۱۰۷۰/۳۵	۰/۰۰	۳۴۲/۷۷	۰/۰۰	-۲۷/۵۲	۰/۰۰
آربیتراژ مثبت	۲۵۲۱/۰۶	۰/۰۰	۱۷۱۷/۲۳	۰/۰۰	-۵۳/۵۴	۰/۰۰
آربیتراژ منفی	۱۳۶۱/۸۱	۰/۰۰	۴۹۶/۰۸۶	۰/۰۰	-۲۰/۱۳	۰/۰۰
بازده	۱۲۵۳/۷۶	۰/۰۰	۸۴۴/۹۰	۰/۰۰	-۳۶/۶۷	۰/۰۰

با توجه به جدول ۲ که سطح معناداری تمام متغیرها از ۰/۰۵ کمتر است، فرض  $H_0$  رد می‌شود؛ یعنی متغیرها مانا هستند.

**نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن.** مدل‌های مورد استفاده در این پژوهش، داده‌های ترکیبی است. به منظور آزمون‌های ترکیبی ابتدا باید مشخص شود که این داده‌ها از نوع داده‌های تابلویی هستند یا از نوع داده‌های تلفیقی؟ بدین منظور باید از آزمون چاو استفاده کرد. در این آزمون فرضیه صفر نشان‌دهنده استفاده از داده‌های تلفیقی و فرضیه یک نشان‌دهنده استفاده از داده‌های تابلویی است. در مرحله دوم اگر داده‌ها تابلویی بود، با استفاده از آزمون هاسمن اثرات تصادفی بودن یا ثابت بررسی می‌شود. فرضیه صفر آزمون هاسمن دلالت بر تصادفی بودن اثرات دارد و فرضیه یک بیان می‌کند که داده‌ها دارای اثر غیرتصادفی هستند. نتایج آزمون چاو در تمامی مدل‌ها، استفاده از روش داده‌های تابلویی را تأیید کرد و با توجه به مقدار آماره آزمون هاسمن برای مدل اصلی پژوهش و صندوق‌های با اندازه بزرگ، مدل اثر ثابت و در مورد صندوق‌ها با اندازه کوچک، مدل اثر تصادفی انتخاب می‌شود. آزمون چاو همچنین برای بررسی وجود و تداوم فرصت‌های آربیتراژ، روش داده‌های تابلویی را تأیید کرد و با توجه به مقدار آماره آزمون هاسمن در تمامی موارد، مدل اثر ثابت تأیید شد. نتایج آزمون‌های تشخیصی به اختصار در جدول ۳، ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن

نتیجه			سطح معناداری			آماره		
B	S	کل صندوق‌ها	B	S	کل صندوق‌ها	B	S	کل صندوق‌ها
<b>نتایج آزمون چاو برای سنجش تأثیر آریترائز بر بازده</b>								
تابلویی	تابلویی	تابلویی	۰/۰۰	۰/۰۰	۰۰/۰	۳۹۵/۵۷	۳۳۴/۵۵	۴۲۹/۱۸
<b>نتایج آزمون هاسمن برای سنجش تأثیر آریترائز بر بازده</b>								
اثر ثابت	اثر تصادفی	اثر ثابت	۰/۰۰	۰/۸۱	۰/۰۰۱۷	۲۲/۹۴	۰/۴۲	۱۲/۷۹
<b>نتایج آزمون چاو برای سنجش ماندگاری آریترائز</b>								
تابلویی	تابلویی	تابلویی	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۸/۴۷۲	۲۰۰/۲۴۹	۵/۱۲
<b>نتایج آزمون هاسمن برای سنجش ماندگاری آریترائز</b>								
اثر ثابت	اثر ثابت	اثر ثابت	۰/۰۰	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰	۳۱/۷۸	۱۴/۶۶	۷۳/۷۴
در این جدول حرف (S) برای نشان دادن صندوق‌ها در اندازه کوچک و از حرف (B) برای صندوق‌های با اندازه بزرگ استفاده شده است								

**آزمون فروض کلاسیک.** با توجه به وجود عرض از مبدأ در مدل‌ها، فرض کلاسیک اول، یعنی برابری میانگین خطاها با صفر رد نخواهد شد و با توجه به نحوه تعیین متغیرهای آریترائز منفی و مثبت و عدم وابستگی، هم‌خطی بین متغیرها وجود ندارد؛ همچنین با توجه به درجه آزادی بالا، حتی در شرایط نرمال نبودن جملات خطا، ضرایب از کارایی برخوردار خواهد شد. با توجه به اینکه در داده‌های پانل تا حد زیادی ناهمسانی و خودهمبستگی سریالی جملات خطا از بین می‌رود، عموماً در این نوع از مدل‌ها از آزمون تشخیصی استفاده نمی‌شود [۴، ۱۴]؛ با وجود این آزمون‌هایی در زمینه خودهمبستگی جملات خطا و ناهمسانی وریانس مدل‌های پانل وجود دارد. در این پژوهش از آزمون LM بالتاجی و آزمون ناهمسانی کوک - ویزبرگ استفاده شده است. نتایج مربوط به خودهمبستگی جملات خطا بر اساس آزمون LM بالتاجی برای سه مدل برآوردی کل صندوق‌ها و صندوق‌های بزرگ و کوچک در جدول ۴، ارائه شده است. بر اساس سطح معناداری به‌دست‌آمده، تنها در مدل سوم مربوط به صندوق‌های کوچک فرض خودهمبستگی سریالی رد نمی‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون خودهمبستگی داده‌های پانل بالتاجی

فرضیه صفر: خودهمبستگی مرتبه اول در جملات خطا وجود ندارد.			
فرضیه یک: خودهمبستگی مرتبه اول در جملات خطا وجود دارد.			
۰/۲۱۳۶	سطح معناداری	۱/۲۳۴	آماره LM بالتاجی
۰/۲۱۳۶	سطح معناداری	۱/۰۶۵	آماره LM بالتاجی
۰/۰۰۰۰	سطح معناداری	۴۳/۴۳۸۱	آماره LM بالتاجی

نتایج مربوط به آزمون ناهمسانی واریانس کوک - ویزبرگ<sup>۱</sup> در جدول ۵، مشاهده می‌شود. یافته‌ها برای سه مدل برآوردی در سطح متغیر مستقل و متغیر وابسته ارائه شده است. بر اساس سطح معناداری آماره آزمون مربوط به مدل اثرات ثابت برآوردی کل صندوق‌های قابل معامله بر اساس مقادیر برازش شده متغیر وابسته برابر ۰/۴۸ و بر اساس متغیرهای مستقل برابر ۰/۳۴ است که نشان‌دهنده عدم رد فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس است. بر اساس سطح معناداری آماره آزمون مربوط به مدل اثرات ثابت برآوردی صندوق‌های قابل معامله بزرگ بر اساس مقادیر برازش شده متغیر وابسته برابر ۰/۶۰ و بر اساس متغیرهای مستقل برابر ۰/۳۹ است که نشان‌دهنده عدم رد فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس است؛ اما بر اساس سطح معناداری آماره آزمون مربوط به مدل اثرات تصادفی برآوردی صندوق‌های قابل معامله کوچک بر اساس مقادیر برازش شده متغیر وابسته برابر ۰/۰۰۸ و بر اساس متغیرهای مستقل برابر ۰/۰۳۲ است که نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس است؛ بنابراین در مدل سوم ناهمسانی واریانس مشاهده شده است.

برای اطمینان از رفع مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی جملات خطا از «انحراف معیار سازگار شده با ناهمسانی» و مدل پانل Cross Section Weightes استفاده شده است که نتایج هیچ‌گونه تغییری را در ضرایب برآوردی نشان نمی‌دهد؛ بنابراین خودهمبستگی و ناهمسانی مشکل چندانی در برآورد مدل‌ها به همراه نداشته است.

جدول ۵. آزمون ناهمسانی واریانس داده‌های پانل کوک - ویزبرگ

فرضیه صفر: عدم ناهمسانی واریانس		فرضیه یک: ناهمسانی واریانس	
آزمون کوک - ویزبرگ	متغیر وابسته = ۰/۱۲۳۶	سطح معناداری ۰/۴۸۶۹	مدل مبتنی بر کل داده‌ها
آزمون کوک - ویزبرگ	متغیرهای مستقل = ۰/۸۹۱۶	سطح معناداری ۰/۳۴۲۴	
آزمون کوک - ویزبرگ	متغیرهای مستقل = ۰/۴۹۱۶	سطح معناداری ۰/۳۹۵۱	مدل مبتنی بر داده‌های صندوق‌های بزرگ
آزمون کوک - ویزبرگ	متغیر وابسته = ۰/۰۷۴۱	سطح معناداری ۰/۶۰۸۶	
آزمون کوک - ویزبرگ	متغیرهای مستقل = ۱۹/۸۵۶	سطح معناداری ۰/۰۰۳۲	مدل مبتنی بر داده‌های صندوق‌های کوچک
آزمون کوک - ویزبرگ	متغیر وابسته = ۱۵/۴۶۶	سطح معناداری ۰/۰۰۸۶	

1. Cook - Weisberg

نتایج بررسی تأثیر فرصت‌های آربیتراژ مثبت و منفی بر بازده موردانتظار در کل صندوق‌ها و صندوق‌ها با اندازه کوچک (S) و اندازه بزرگ (B). در مدل رگرسیونی، با توجه به سطح احتمال آماره F محاسبه‌شده در جدول ۶، مدل در ارتباط با کل صندوق‌ها معنادار بوده و حداقل یکی از ضرایب مدل رگرسیونی مخالف صفر است. در ادامه باید مشخص شود که آربیتراژ مثبت بر بازده تأثیر دارد یا خیر؟ در این راستا فرض صفر و فرض یک به‌صورت زیر است:

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

جدول ۶. نتایج آزمون سؤال اصلی در کل صندوق‌ها و در صندوق‌ها با اندازه کوچک و بزرگ  
(مدل‌های پانل اثرات ثابت و تصادفی)

$r_{i,t} = \alpha + \beta_1 LAF(A)_{i,t-1} + \beta_2 LAF(D)_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ $rS_{i,t} = \alpha + \beta_1 LAFS(A)_{i,t-1} + \beta_2 LAFS(D)_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ $rB_{i,t} = \alpha + \beta_1 LAFB(A)_{i,t-1} + \beta_2 LAFB(D)_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
سطح معناداری			ضریب		متغیرها
B	S	کل صندوق‌ها	B	S	کل صندوق‌ها
۰/۱۸	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۴
۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۳۰۷	-۰/۱۷۴	-۰/۱۹
۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۱۱۲	-۰/۳۴۸	-۰/۳۱
B		S	کل صندوق‌ها		آماره F
۴،۰۴		۴۱/۱۰	۴/۸		سطح معناداری F
۰/۰۰		۰/۰۰	۰/۰۰		

\* در این جدول حرف S برای نشان‌دادن صندوق‌ها در اندازه کوچک و از حرف B برای صندوق‌های با اندازه بزرگ استفاده شده است.

از آنجا که متغیر آربیتراژ مثبت، مقادیر مثبت شاخص آربیتراژ را دارا است و از طرف دیگر با توجه به جدول ۶، مقدار ضریب این متغیر برابر با -۰/۳۱ و معنادار است، بنابراین متغیر آربیتراژ مثبت گذشته بر بازده آینده تأثیر منفی دارد. در مرحله بعد باید مشخص شود که آربیتراژ منفی بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری تأثیر دارد یا خیر؟ برای این فرضیه، فرض صفر و فرض یک به‌صورت زیر است:

$$H_0: \beta_2 = 0$$

$$H_1: \beta_2 \neq 0$$



با توجه به اینکه متغیر آربیتراژ منفی دارای مقادیر منفی است و در برآزش مدل اصلی از قدر مطلق متغیر مربوطه استفاده شده است، ضریب به‌دست‌آمده ( $-0/19$ ) دارای مقدار منفی است. (در صورت استفاده از مقدار واقعی (منفی) متغیر آربیتراژ منفی این ضریب مثبت خواهد شد)؛ بنابراین با توجه به استفاده از قدر مطلق متغیر آربیتراژ منفی، مقدار منفی ضریب این متغیر نشان‌دهنده برگشت قیمت‌های آتی در صورت قیمت‌گذاری پایین یا زیر ارزش است که به افزایش قیمت‌های آتی منجر می‌شود. مقایسه ضرایب به‌دست‌آمده متغیر آربیتراژ منفی / مثبت نشان می‌دهد که عموماً بازار به قیمت‌گذاری بالای ارزش یا گران نسبت به قیمت‌گذاری زیر ارزش بیشتر واکنش نشان می‌دهد.

در ادامه با توجه به سطوح احتمال آماره F محاسبه‌شده در جدول ۶ می‌توان نتیجه گرفت که مدل در ارتباط با صندوق‌ها با اندازه کوچک معنادار است. به این ترتیب در مرحله اول به بررسی اینکه آیا آربیتراژ مثبت بر بازده صندوق‌های قابل‌عامله در اندازه کوچک تأثیر دارد یا خیر، پرداخته شد. فرض صفر و فرض یک در این مورد نیز موردسنجش قرار گرفت.

با توجه به جدول ۶ فرضیه  $H_1$  پذیرفته نمی‌شود. طبق نتایج، آربیتراژ مثبت با داشتن ضریب منفی ( $-0/34$ ) و با در نظر گرفتن مثبت بودن خود متغیر بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری در صندوق‌های کوچک، اثر منفی دارد؛ همچنین سؤال پژوهش در ارتباط با صندوق‌ها در اندازه بزرگ نیز سنجش شد. به این صورت که آیا آربیتراژ مثبت بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری در صندوق‌های قابل‌عامله در اندازه بزرگ تأثیر دارد یا خیر؟ همان‌طور که در جدول ۶ نشان داده شده است، فرضیه  $H_1$  پذیرفته می‌شود و بنابراین آربیتراژ مثبت گذشته بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری در صندوق‌های بزرگ، تأثیر نداشته است. در مرحله بعد بررسی می‌شود که آیا آربیتراژ منفی بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری در صندوق‌های قابل‌عامله در اندازه کوچک تأثیر دارد یا خیر؟ برای این سؤال نیز فرض صفر و فرض یک موردسنجش قرار گرفت.

طبق جدول ۶ فرض  $H_1$  پذیرفته می‌شود و با توجه به اینکه مقدار ضریب این متغیر  $-0/17$  است و این متغیر مقدارهای منفی شاخص آربیتراژ را شامل می‌شود، بنابراین خود این متغیر نیز مقداری منفی است و می‌توان نتیجه گرفت که آربیتراژ منفی گذشته بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری در صندوق‌های سرمایه‌گذاری کوچک، تأثیر مثبت دارد.

این سؤال در مورد صندوق‌ها با اندازه بزرگ نیز سنجیده شد که آیا آربیتراژ منفی بر بازده واحدهای سرمایه‌گذاری در صندوق‌های قابل‌عامله با اندازه بزرگ تأثیر دارد یا خیر؟ بر اساس جدول ۶ فرض  $H_1$  پذیرفته می‌شود و با توجه به اینکه مقدار ضریب این متغیر،  $-0/30$  است و همان‌طور که توضیح داده شد، این متغیر مقدارهای منفی شاخص آربیتراژ را شامل می‌شود،

بنابراین خود این متغیر نیز مقداری منفی است و می‌توان نتیجه گرفت که آریبیتراژ منفی بر بازده موردانتظار آینده در صندوق‌های سرمایه‌گذاری با اندازه بزرگ، تأثیر مثبت دارد.

**نتایج بررسی وجود و ماندگاری فرصت‌های آریبیتراژ در صندوق‌های قابل معامله.** در مدل رگرسیونی، با توجه به سطح احتمال آماره F محاسبه‌شده در جدول ۷، مدل معنادار بوده و حداقل یکی از ضرایب مدل رگرسیونی مخالف صفر است.

جدول ۷. نتایج بررسی وجود و ماندگاری فرصت‌های آریبیتراژ

$$LAF_{i,t} = \alpha + \beta_1 LAF_{i,t-1} + \beta_2 LAF_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرها			ضریب			آماره t			سطح معنی‌داری		
	اصلی	S	B	S	اصلی	B	S	اصلی	B	S	اصلی
مقدار ثابت	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	۱۳/۵۰	۱۱/۱۶	۸/۷۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
متغیر آریبیتراژ با یک وقفه	۰/۳۱	۰/۱۳	۰/۲۳	۰/۲۳	۱۲/۱۲	۲/۵۳	۴/۳۹	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰
متغیر آریبیتراژ با دو وقفه	۰/۱۱	-۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۰۹	۴/۷	-۰/۷۳	۲/۱۵	۰/۰۰	۰/۴۶	۰/۰۰	۰/۰۳
آماره F	۳۱/۶۹	۲/۱۵	۸/۴۲	۸/۴۲							
سطح معناداری F	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰							

\* در این جدول از حرف S برای نشان‌دادن صندوق‌ها در اندازه کوچک و از حرف B برای صندوق‌های با اندازه بزرگ استفاده شده است.

با توجه به نتایج جدول ۷ و معناداربودن رابطه در هر سه حالت و همچنین معناداربودن ضرایب، می‌توان نتیجه گرفت که فرصت‌های آریبیتراژ در صندوق‌های قابل معامله وجود دارند و با توجه به کم‌تر بودن ضریب متغیر آریبیتراژ در وقفه دوم (۰/۱۱) نسبت به وقفه اول در حالت کلی و همچنین در مورد صندوق‌ها با اندازه‌ی بزرگ، می‌توان نتیجه گرفت که فرصت‌های آریبیتراژ ماندگار نیستند و از بین می‌روند. در مورد صندوق‌هایی با اندازه کوچک، متغیر آریبیتراژ در وقفه دوم معنادار نیست و بنابراین چنین استدلال می‌شود که فرصت‌های آریبیتراژ در صندوق‌های قابل معامله در اندازه کوچک یا به‌وجود نمی‌آیند یا در صورت وقوع بسیار سریع از بین می‌روند.

**نتایج بررسی وجود و ماندگاری فرصت‌های آریبیتراژ در صندوق‌های قابل معامله طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵.** در مدل رگرسیونی، با توجه به سطح احتمال آماره F محاسبه‌شده در جدول‌های ۸ و ۹، مدل‌ها معنادار بوده و حداقل یکی از ضرایب مدل رگرسیونی مخالف صفر است.

جدول ۸. نتایج بررسی وجود و ماندگاری فرصت‌های آربیتراژ در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳

$$LAF_{i,t} = \alpha + \beta_1 LAF_{i,t-1} + \beta_2 LAF_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرها	ضریب	آماره t	سطح معناداری
	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۲
مقدار ثابت	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
متغیر آربیتراژ با یک وقفه	۰/۵۸	-۰/۵۳	۱۰/۷۴
متغیر آربیتراژ با دو وقفه	۰/۴۱	-۰/۴۶	۷/۷۳
آماره F	۱۲۳۸۸/۶۷	۱۱۲۸۷۹/۵	
سطح معناداری F	۰/۰۰	۰/۰۰	

جدول ۹. نتایج بررسی وجود و ماندگاری فرصت‌های آربیتراژ در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵

$$LAF_{i,t} = \alpha + \beta_1 LAF_{i,t-1} + \beta_2 LAF_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرها	ضریب	آماره t	سطح معناداری
	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۴
مقدار ثابت	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۲/۵
متغیر آربیتراژ با یک وقفه	۰/۵۶	۰/۳۴	۱۵/۸۵
متغیر آربیتراژ با دو وقفه	۰/۴۳	۰/۶۵	۱۲/۱۸
آماره F	۱۳۰۳۱۱/۳۸	۱۲۸۶۱/۷۴	
سطح معناداری F	۰/۰۰	۰/۰۰	

با توجه به نتایج جدول‌های ۸ و ۹، معنادار بودن مدل و ضرایب متغیرهای پژوهش در تمامی حالات حاکی از وجود فرصت‌های آربیتراژ در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ است؛ همچنین کوچک‌تر بودن ضریب متغیر آربیتراژ در وقفه دوم نسبت به وقفه اول در سال‌های ۱۳۹۲، ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ نشان می‌دهد که فرصت‌های آربیتراژ طی این سال‌ها ماندگار نبوده و سریع از بین رفته‌اند؛ در حالی که در سال ۱۳۹۵ ضریب متغیر آربیتراژ در وقفه دوم (۰/۶۵) بیشتر از ضریب این متغیر در وقفه اول (۰/۳۴) است که حاکی از ماندگارتر بودن فرصت‌های آربیتراژ طی این سال است.

## ۵. بحث و نتیجه‌گیری

نتایج نشان می‌دهد که آربیتراژ مثبت، تأثیر منفی بر بازده موردانتظار آینده دارد و به کاهش بازده آینده منجر خواهد شد. از طرفی نیز متغیر آربیتراژ منفی، تأثیر مثبت بر بازده آینده دارد و به افزایش بازده آینده منجر خواهد شد. از مجموع یافته‌ها می‌توان دریافت که آربیتراژ مثبت و منفی هر دو بر بازده اثر می‌گذارند؛ البته با توجه به نتایج جدول ۱، شرایط آربیتراژ، بیشتر آربیتراژ مثبت

را تداعی می‌کند؛ یعنی صندوق‌های قابل‌معامله بیشتر تحت تأثیر آربیتراژ مثبت قرار دارند و عموماً با پدیده قیمت‌گذاری بالا مواجه هستند و از طرفی به‌علت وجود همبستگی مثبت و قوی‌تر آربیتراژ مثبت با بازده، نسبت به آربیتراژ منفی، می‌توان نتیجه گرفت که آربیتراژ مثبت تأثیر بیشتری بر بازده صندوق‌ها دارد؛ البته با در نظر گرفتن نتایج جدول ۶ که در آن ضریب آربیتراژ مثبت بزرگ‌تر از ضریب آربیتراژ منفی است، می‌توان بیان داشت که وجود آربیتراژ مثبت و منفی بر بازده تأثیر منفی دارد؛ یعنی وجود قیمت‌گذاری نادرست سبب کاهش بازده دوره بعد می‌شود که مبین اصلاح قیمت‌گذاری نادرست توسط بازار است. همین‌طور بازده موردانتظار آینده در صندوق‌های کوچک تحت تأثیر شرایط آربیتراژ مثبت و منفی قرار دارد؛ به‌طوری‌که آربیتراژ مثبت به کاهش بازده آینده و آربیتراژ منفی به افزایش بازده مورد انتظار آینده منجر می‌شود؛ همچنین، آربیتراژ مثبت بر بازده موردانتظار آینده در صندوق‌های سرمایه‌گذاری با اندازه بزرگ تأثیر ندارد؛ اما در مورد آربیتراژ منفی این رابطه تأیید شد و آربیتراژ منفی بر بازده موردانتظار آینده اثر مثبت دارد. نتایج جدول ۷، نشان داد که فرصت‌های آربیتراژ در صندوق‌های قابل‌معامله وجود دارد، ولی این فرصت‌ها ماندگار نیستند. از طرفی فرصت‌های آربیتراژ در صندوق‌های سرمایه‌گذاری قابل‌معامله با اندازه بزرگ نسبت به صندوق‌ها در اندازه کوچک، ماندگارتر هستند. نتایج جدول‌های ۸ و ۹، نیز حاکی از وجود فرصت‌های آربیتراژ در صندوق‌های قابل‌معامله در سال‌های ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ است؛ اما ماندگاری این فرصت‌ها در سال ۱۳۹۵ بیشتر از سال‌های قبل از آن است که می‌تواند نمایانگر ناکارآمدی بیشتر بازار در سال ۱۳۹۵ باشد.

با توجه به نتایج و همچنین آگاهی از این موضوع که فرصت‌های آربیتراژ به‌علت ناکارآمدی بازارها و فعالیت‌های آربیتراژگران به‌وجود می‌آیند و از جمله علت‌های آن دسترسی نداشتن همه افراد به تمام اطلاعات موجود است، توصیه می‌شود که اطلاعات شفاف در زمان مناسب در اختیار همگان قرار بگیرد و در این راستا لازم است بورس اوراق بهادار از فناوری‌های به‌روزتری برخوردار شود. استفاده از ظرفیت‌های فضای مجازی نیز می‌تواند توصیه مناسبی باشد؛ از طرفی باید همه سرمایه‌گذاران توانایی لازم در تحلیل و استفاده از اطلاعات را داشته باشند و لازم است که مسئولان و مدیران مرتبط به برگزاری دوره‌های آموزشی مناسب برای تحلیل و درک درست از اطلاعات اهتمام ورزند.

## منابع

1. Abdolbaghi Ataabadi, A. & Hamidi, M. (2017). Overreaction to notices gain adjustment based on event study approach: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Perspective*, 17, 31-48 (In Persian).
2. Anonymous (2017). The one-year international exchange-traded funds. [http://tse.ir/news/newsPages/news\\_N46090.html](http://tse.ir/news/newsPages/news_N46090.html) (In Persian).
3. Anonymous (2008). Exchange Trading Funds, Tehran: Tehran Stock Exchange (In Persian).
4. Aflatooni, A. (2017). Statistical analysis by Eviews research Accounting and Financial Management, Third Edition, Tehran: published by Termeh. (In Persian)
5. Bodie, Zvi, Kane, Alex & Alan J, Marcus. (2015). Investments (Translators by ShariatPanahi, Seyyed Majid, Farhadi, Roohollah and Mohammad ImaniAfar). Tehran: Bourse Publications (In Persian).
6. Barberis, N. & Thaler, R. (2003). A Survey of Behavioral Finance, in: Constantinides, G.M., Harris, M., Stulz, R. (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance: Financial Markets and Asset Pricing*, Elsevier Science B.V., Amsterdam.
7. Delisle, R. J., McTier, B.C., & Smedema, A.R. (2016). Systematic Limited Arbitrage and the Cross-Section of Stock Returns: Evidence from Exchange Traded Funds. *Journal of Banking and Finance*, 70, 118-136.
8. Finance, Insurance & Real Estate(2017). Worldwide ETF assets under management 2003-2016, [www.statista.com/statistics/224579](http://www.statista.com/statistics/224579).
9. Hugonnier, J. & Prieto, R. (2015). Asset pricing with arbitrage activity. *Journal of Financial Economics*, 115, 411-428.
10. Hyderpur, F., Tariverdi, Y. & Mehrabi, M. (2013). Effect of Emotional Trends of Investors on Stock Returns. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 6, 1-13 (In Persian).
11. Marshall, B. R., Nguyen, N. H., & Visaltanachoti, N. (2013). ETF arbitrage: Intraday evidence. *Journal of Banking & Finance*, 37, 3486-3498.
12. Rahnama Roodpashti, F. & Moradi, M. R. (2005). Reviewing the Arbitration Pricing (APT) pricing mechanism using factor analysis in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 19, 65-95 (In Persian).
۱۳. Raei, R. and Fallahpour, S. (۲۰۰۴). Behavioral Finance, Different Approach in Financial Field. *Financial Research Journal*, 18, ۷۷-۱۰۶ (In Persian).
۱۴. Surrey, A. (۲۰۱۷). *Econometrics with the use of Eviews and Stata12*, Volume 2, Sixth Edition, Tehran: Publishing of Diversity (In Persian).
15. Safavi, S. A. (2012). *Investment and Risk Management*. Tehran: Mehraban Publishers (In Persian).
16. Sajadi, S. H., Farazmand, H. & Badpa, B. (2011). Application of the Arbitrage Pricing theory Using Macroeconomic Variables in the Tehran Stock Market Exchange. *Journal of Economic Research*, 46, 45-66 (In Persian).
۱۷. Saunders, Anthony and Marcia Corentt (2011). *Financial markets and institutions* (Translations of Tehrani, Reza and Asgar Nourbakhsh). Tehran: University of Tehran Press (In Persian).
18. Shorrozi, M.R. & Pahlavan, R. (2010). Effect of Firm Size on Income Smoothing. *Journal of Management Research*, 87, 69-80 (In Persian).

۱۹. Yang, A. S. & Carandang, C. A. U. (۲۰۱۷). Exploring the location and price differentials of cross-listed firms for arbitrage opportunities. *Finance Research Letters*, 21, 85-91.
20. Zaremba, A. (2015). Investor sentiment, limits on arbitrage, and the performance of cross-country stock market anomalies. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 9, 136-163.