

## **Evaluating Market Timing Ability of Mutual Fund Managers Based on Conditional and Unconditional Approaches**

**Mohammad reza Rostami<sup>1</sup>, Hojattolah Ansari<sup>2</sup>, Marzieh Mohammad ali<sup>3\*</sup>**

1- Assistant Professor, Financial Management and Insurance Dept., Faculty of Social Sciences and Economics, University of Al-Zahra, Tehran, Iran.

**rostami1973@yahoo.com**

2- The financial PhD, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran.

**hjtansari@gmail.com**

3- MSc Student, Management Dept., Faculty of Social Sciences and Economics, University of Al-Zahra, Tehran, Iran.

**marzieh\_ma89@yahoo.com**

### **Abstract**

Mutual Funds are one of the important elements of financial markets which act as financial intermediation and convert investment of amateur investors from direct condition to indirect. Given the importance of funds, this study tries to evaluate the market timing ability of managers' funds using conditional and unconditional models (Treynor–Mazuy and Henriksson –Merton) and compares both conditional and unconditional approaches. Data relating to twenty-three funds are used during the period of 1388-1392, and generalized least squares regression analysis is performed by using EVIEWS6 software. The results indicate the inability of market timing in fund managers using both conditional and unconditional models. Moreover, the conditional approach does not provide higher explanatory power than the unconditional approach.

**Keywords:** The ability disorientation, investment fund, conditional approach, unconditional approach.

## ارزیابی توانایی موقعیت‌سنجی مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکردهای شرطی و غیرشرطی

محمدرضا رستمی<sup>۱</sup>، حجت‌اله انصاری<sup>۲</sup>، مرضیه محمدعلی<sup>۳\*</sup>

۱- استادیار گروه مدیریت مالی و بیمه دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران.

rostami1973@yahoo.com

۲- دکترای مالی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران.

hjtansari@gmail.com

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه مدیریت مالی دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران.

marzieh\_ma89@yahoo.com

### چکیده

صندوق‌های سرمایه‌گذاری یکی از مهم‌ترین عناصر بازارهای مالی هستند که با ایفای نقش واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری افراد را از حالت مستقیم به غیرمستقیم تبدیل می‌کنند و مزایای متعددی را برای آن‌ها به ارمغان می‌آورند. با توجه به اهمیت صندوق‌ها، در این پژوهش توانایی موقعیت‌سنجی مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از الگوهای شرطی و غیرشرطی هنریکسون-مرتون و ترینر-مازوی و همچنین مقایسه دو رویکرد شرطی و غیرشرطی در ارزیابی عملکرد ارزیابی شد. بدین منظور داده‌های مربوط به بیست و سه صندوق سرمایه‌گذاری در سهام در دوره زمانی سال‌های ۸۸ تا ۹۲ بررسی شد. در تحلیل رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته، از نرم‌افزار ایویوز ۶ استفاده شد. نتایج نشان‌دهنده ناتوانی موقعیت‌سنجی مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از هر دو رویکرد شرطی و غیرشرطی بود. همچنین در مقایسه دو رویکرد، رویکرد شرطی، قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری نسبت به رویکرد غیرشرطی ندارد.

**واژه‌های کلیدی:** توانایی موقعیت‌سنجی، صندوق سرمایه‌گذاری، رویکرد شرطی، رویکرد غیرشرطی

## مقدمه

حفظ و توسعه توان اقتصادی آینده هر جامعه‌ای در گرو سرمایه‌گذاری امروز آن جامعه است. سرمایه‌گذاری موتور محرک توسعه اقتصادی و اجتماعی است. این رهیافتی است که هیچ مکتب و نظام اقتصادی در آن شک ندارد و به همین دلیل در تمام کشورها شیوه‌هایی به کار گرفته می‌شود که افراد و بنگاه‌ها بخشی از درآمد خود را به امر سرمایه‌گذاری تخصیص می‌دهند [۱۲]. سرمایه‌گذاران یا به صورت مستقیم یا با واسطه‌های مالی می‌توانند به سرمایه‌گذاری اقدام کنند. صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک از جمله واسطه‌های مالی هستند که به دلیل تنوع‌بخشی، مدیران خبره و نقدشوندگی، به سرعت در حال رشد هستند؛ بنابراین مطالعه و پژوهش در جهت ارزیابی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌تواند گامی در جهت تشویق سرمایه‌گذاری بیشتر باشد؛ زیرا یکی از موانع سرمایه‌گذاری، ریسک و مخاطرات سرمایه‌گذاری است.

سرمایه‌گذاران به طور خاص علاقه‌مند هستند بدانند که آیا عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری هزینه‌های مدیریت فعال صندوق را می‌تواند پوشش دهند؟ و آیا سود به دست آمده ناشی از تخصص است؟ اگر سرمایه‌گذاران به این نتیجه برسند که عملکرد صندوق، هزینه‌های مدیریت فعال را پوشش نمی‌دهد، مدیریت غیرفعال<sup>۱</sup> و صندوق‌های شاخصی، سرمایه‌گذاری مؤثرتری برای آن‌ها هستند. از سوی دیگر پژوهشگران به درک این موضوع علاقه‌مند هستند که آیا مدیران می‌توانند عملکرد بهتری در بازار داشته باشند یا خیر؟ پاسخ به این پرسش به طور مستقیم با فرضیه بازار کارا در ارتباط است [۱۴].

از آغاز دهه ۱۹۶۰ تاکنون پژوهشگران زیادی مسأله عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را ارزیابی کرده‌اند. نتایج پژوهش‌های آن‌ها به معرفی معیارهای متعددی برای ارزیابی عملکرد صندوق‌ها منجر شده است؛ مانند روش‌های ارزیابی عملکرد تعدیل‌شده برحسب ریسک (روش‌های کلاسیک ارزیابی) که بازده یک سبد سرمایه‌گذاری را با بازده یک سبد سرمایه‌گذاری معیار مقایسه می‌کنند. در این گونه روش‌ها تمرکز بر عملکرد صندوق است و توانایی مدیر صندوق تحلیل نمی‌شود [۳]. در حالی که مدیریت سرمایه‌گذاری شامل فعالیت‌هایی چون توانایی انتخاب سهام<sup>۲</sup> یا حسن انتخاب، تخصیص دارایی، سبک مدیریت و موقعیت‌سنجی<sup>۳</sup> است، عملکرد مدیریت با توجه به دو عامل توانایی انتخاب سهام و موقعیت‌سنجی بازار می‌تواند سنجیده شود که به ترتیب نشان‌دهنده توانایی پیش‌بینی در سطح خرد و کلان هستند. دو عامل مذکور یعنی توانایی انتخاب سهام و موقعیت‌سنجی بازار به ترتیب نشان‌دهنده توانایی پیش‌بینی در سطح خرد و کلان هستند [۵]. عالی یا ضعیف بودن عملکرد صندوق نیز می‌تواند ناشی از همین دو عامل باشد. ابتدا مدیر صندوق باید بتواند اوراق بهادار با ارزش بالا را انتخاب کند که بر عملکرد صندوق اثرگذار هستند (توان انتخاب)، دوم اینکه مدیر باید بتواند بازار را موقعیت‌سنجی کند و با توجه به بازار و افت و خیزهای آن بهترین تصمیم را بگیرد (توان موقعیت‌سنجی) [۲۰]. دو رویکرد شناخته‌شده در این زمینه عبارتند از: "روش رگرسیون درجه دوم" ترینر و مازوی (۱۹۶۶)<sup>۴</sup> و "روش رگرسیون متغیر مجازی" هنریکسون و مرتون

2. Stock selection  
3. Market timing  
4. Treynor-Mazuy(1996)

1. Passive

(۱۹۸۴)<sup>۱</sup>. از این الگوها به این دلیل که بتای سبد سرمایه‌گذاری را برای کل دوره ثابت در نظر می‌گیرند و فرض می‌کنند هر اطلاعاتی که مدیر صندوق استفاده می‌کند، می‌تواند سبب عملکرد برتر مدیر شود، به عنوان الگوهای کلاسیک موقعیت‌سنجی (غیرشرطی)<sup>۲</sup> یاد می‌شود. نقطه مقابل این الگوهای سنتی، رویکرد شرطی<sup>۳</sup> است که فرسون و اسکات (۱۹۹۶)<sup>۴</sup> مطرح کرده‌اند، با این فرض که بازار، کارایی نیمه‌قوی دارد و صرفاً استفاده از اطلاعات عمومی نمی‌تواند سبب عملکرد برتر مدیر شود. این رویکرد با آمیختن متغیرهای اطلاعاتی تأخیری با معیارهای اندازه‌گیری سنتی سعی در بهبود الگوهای ارزیابی سنتی دارد [۱۹]. با توجه به پیشینه مطالعاتی اندک در زمینه ارزیابی توانایی موقعیت‌سنجی در ایران، هدف از این پژوهش ابتدا ارزیابی این توانایی با استفاده از الگوهای معرفی‌شده در مبانی نظری است؛ سپس با کمک مطالعات گذشته در زمینه عوامل اثرگذار پیش‌بینی‌کننده روند بازار سرمایه در ایران، الگوی شرطی موقعیت‌سنجی معرفی و نتایج آن با الگوی غیرشرطی مقایسه خواهد شد.

### مبانی نظری

ارزیابی عملکرد شامل دو اقدام اساسی است: اولین اقدام در ارزیابی عملکرد، تعیین مطلوب یا نامطلوب بودن عملکرد است. دومین اقدام، مشخص کردن این امر است که آیا عملکرد مذکور ناشی از شانس و اقبال بوده یا در نتیجه تخصص حاصل شده است. از مشکلات اساسی در ارزیابی عملکرد، تمایل انسانی به تمرکز بر بازده سبد سرمایه‌گذاری و

توجه نکردن کافی به ریسک بازده مدنظر است [۲۱]. از این رو معیارهای ارزیابی عملکرد تعدیل شده برحسب ریسک بهبود یافته و به دو دسته معیارهای مبتنی بر نظریه مدرن و فرامدرن سبد سرمایه‌گذاری تقسیم شده‌اند. معیارهای مدرن سبد سرمایه‌گذاری با فرض نرمال بودن توزیع بازده اوراق بهادار و استفاده از واریانس بازده دارایی به عنوان مبنایی برای اندازه‌گیری ریسک عمل می‌کنند. در مقابل این رویکرد، معیارهای فرامدرن قرار دارند که توزیع‌های بازده غیرنرمال را نیز در بر می‌گیرند و از ریسک نامطوب به جای انحراف معیار به عنوان ابزار سنجش ریسک استفاده می‌کنند [۱۲]. در نظریه مدرن، کل تغییر پذیری بازده حول میانگین، ریسک تلقی و با واریانس یا انحراف معیار اندازه‌گیری می‌شود. در این نظریه نوسان‌های بالای میانگین و همچنین نوسان‌های پایین میانگین هم ارزش هستند. به عبارتی واریانس، شاخص ریسک متقارن است [۱۷]. هر دو رویکرد مذکور، رویکرد غیر رگرسیونی و نسبتی هستند. عیب اصلی استفاده از نسبت‌ها برای ارزیابی عملکرد این است که فقط به مقایسه بهتر یا بدتر بودن عملکرد صندوق نسبت به دیگر سبدهای سرمایه‌گذاری کمک می‌کند؛ اما تفسیر عملکرد بهتر یا بدتر به لحاظ آماری و اقتصادی غیرممکن است [۱۶]. جنبه دیگر ارزیابی عملکرد، ارزیابی توانایی مدیر است. همان‌طور که فاما (۱۹۷۲)<sup>۵</sup> نشان داد عملکرد به دو جزء می‌تواند تقسیم شود: حسن انتخاب و موقعیت‌سنجی [۶].

موقعیت‌سنجی بر تعدیل سبد سرمایه‌گذاری براساس زمان و کسب مزیت از حرکت‌های بازار اشاره دارد؛ بنابراین یک مدیر صندوق توانمند باید بتواند سیگنال‌های تغییر در بازار (مراحل افت و خیز) و

1. Henriksson-Merton (1984)
2. Unconditional Approach
3. Conditional Approach
4. Ferson and Schadt (1996)

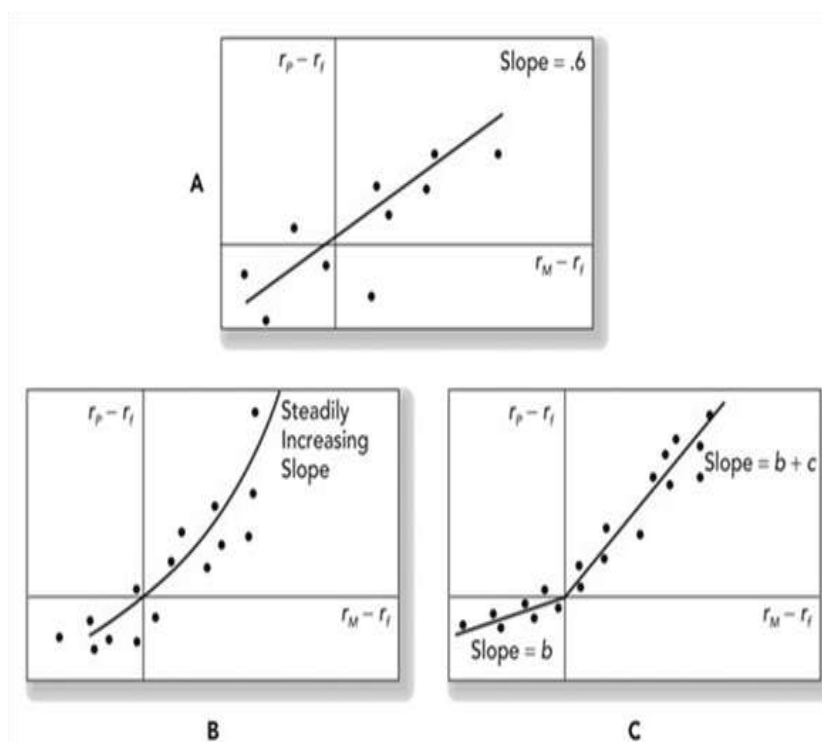
5. Fama (1972)

رابطه بازده اضافی سبد سرمایه گذاری ( $r_p - r_f$ ) و بازده اضافی مبنا ( $r_m - r_f$ ) خطی خواهد بود (شکل ۱ قسمت A) [۲۳]. از سوی دیگر اگر مدیر به طور صحیح بازار را بتواند موقعیت سنجی کند، در دوره‌های صعودی بودن بازار بیشتر به سمت بازار حرکت خواهد کرد و بتای سبد سرمایه گذاری و شیب خط مشخصات او را در بازار بزرگ‌تر می‌شود [۲]. این افزایش ریسک در بازار صعودی و کاهش در بازار نزولی، سبب می‌شود این رابطه دیگر خطی نباشد (شکل ۱ قسمت B). این خط منحنی با اضافه کردن جمله مجذور به الگوی شاخصی معمولی برآورد می‌شود [۲۳]:

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{mt} + \gamma_p r_{mt}^2 + \varepsilon_{pt} \quad (۱) \text{ رابطه}$$

همچنین تغییر چرخه‌های تجاری را شناسایی کند و سپس با توجه به آن برای خرید یا فروش و تغییر دارایی‌ها در سبد سرمایه گذاری تصمیم بگیرد. به طور خلاصه مدیر باید توانایی پیش‌بینی بازار و عمل مطابق با آن را داشته باشد [۵]. دو الگوی اصلی برای ارزیابی توانایی موقعیت‌سنجی وجود دارد: الگوی ترینر و مازوی (۱۹۹۶) و الگوی هنریکسون و مرتون (۱۹۸۴).

الگوی موقعیت‌سنجی ترینر و مازوی (TM) را ترینر و مازوی (۱۹۹۶) با اضافه کردن یک عبارت درجه دوم به الگوی اصلی CAPM معرفی کردند. ترینر و مازوی بیان می‌کنند هنگامی که مدیر از توانایی موقعیت‌سنجی استفاده نمی‌کند و تنها بر انتخاب سهام متمرکز می‌شود، میانگین بتای سبد سرمایه گذاری او نباید در طول زمان تغییر زیادی داشته باشد. از این رو



شکل (۱) خط مشخصات. A: عدم موقعیت‌سنجی بازار، بتا ثابت است. B: موقعیت‌سنجی بازار، با افزایش بازده مازاد مورد انتظار بازار، بتا افزایش می‌یابد. C: موقعیت‌سنجی بازار با دو ارزش بتا [۲]

سال ۱۹۸۴ هنریکسون و مرتون ارائه کردند. در این الگو فرض می‌شود مدیر برای ارزیابی موقعیت‌سنجی بازار، نیازمند پیش‌بینی بازار روبه‌بالا ( $r_{mt} > r_{ft}$ ) و بازار روبه‌پایین است ( $r_{mt} < r_{ft}$ ). مدیری که موقعیت‌سنجی توانایی است، یک بتای بالا برای سبد سرمایه‌گذاری در بازار خیزان و یک بتای پایین در بازار افتان انتخاب می‌کند. این الگو به صورت زیر تعریف می‌شود [۱۸]:

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{mt} + \gamma_p Dr_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (۲)$$

D متغیر مجازی است و در بازار روبه‌بالا، ( $r_{mt} > r_{ft}$ ) یک و در بازار روبه‌پایین ( $r_{mt} < r_{ft}$ ) صفر است (سایر متغیرها مانند فرمول ترینر و مازوی تعریف می‌شوند). بتای سبد سرمایه‌گذاری در شرایط بازار روبه‌پایین،  $\beta_p$  و در شرایط بازار روبه‌بالا،  $\beta_p + \gamma_p$  است (شکل ۲، قسمت C)، در نتیجه پارامتر  $\gamma_p$  بیان‌کننده تفاوت بین بتا در بازار افتان و خیزان است و مانند الگوی ترینر و مازوی ارزش معنادار و مثبت برای آن نشان‌دهنده توانایی موقعیت‌سنجی خوب برای مدیر است. عبارت  $Dr_{mt}$  که پیشنهاد هنریکسون و مرتون است، به عنوان بازده اختیار با قیمت اعمالی برابر با نرخ بازده بدون ریسک می‌تواند تفسیر شود [۲۳]. تفاوت بین این دو الگو در این است که الگوی رگرسیون درجه دو (ترینر و مازوی) اجازه می‌دهد بتای سبد سرمایه‌گذاری با توجه به بازده بازار، نوسان بیشتری داشته باشد، در حالی که رگرسیون متغیر مجازی (هنریکسون و مرتون) اجازه می‌دهد بتا صرفاً بین بازار بالا و پایین تغییر کند [۱۶].

اساس پیش‌بینی‌های مدیر از شرایط بازار براساس اطلاعات عمومی به دست می‌آید. این اطلاعات شامل همه اطلاعات عمومی دردسترس و همچنین اطلاعات خصوصی است که مدیر می‌تواند به آن دست یابد.

$r_{mt}$ ،  $r_{pt}$  به ترتیب بازده اضافی صندوق و بازار و  $\beta$ ،  $\alpha$  و  $\gamma$  پارامترهای الگو هستند و تفسیر آن‌ها به این صورت است:  $\alpha$ ، عبارت ثابت یا همان عرض از مبدأ الگو است و در بیشتر پژوهش‌های انجام‌شده، از آن برای سنجش توانایی انتخاب سهام استفاده شده است؛ اما فرسون (۲۰۱۰) معتقد است که عرض از مبدأ در الگوی ترینر و مازوی نامعتبر است و بازده اضافی سبد سرمایه‌گذاری مبنا را به علت وجود عبارت  $r_{mt}^2$  که بازده سبد سرمایه‌گذاری نیست، جذب نمی‌کند؛ بنابراین آن را معیار نشان‌دهنده توانایی انتخاب سهام نمی‌توان در نظر گرفت [۷].  $\beta$  ریسک نظام‌مند و  $\gamma$  (گاما) ضریب موقعیت‌سنجی است. تصمیم موقعیت‌سنجی صحیح سبب  $\gamma_p$  مثبت می‌شود [۱۵].

الگوی موقعیت‌سنجی هنریکسون و مرتون (HM) به صورت دو الگو تعریف شده است: الگوهای پارامتریک و ناپارامتریک. هر دو الگو براساس اصول یکسانی هستند؛ اما به نظر می‌رسد الگوی پارامتریک بیشتر به حقیقت نزدیک باشد. در مبانی نظری نیز کمتر به الگوی ناپارامتریک پرداخته شده است. نسخه ناپارامتریک الگو، قدیمی‌تر است و مرتون (۱۹۸۱) آن را ارائه کرده است. این الگو به جای استفاده از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) از نظریه اختیارات<sup>۱</sup> استفاده می‌کند. براساس این الگو، سرمایه‌گذاری که سبد سرمایه‌گذاری خود را بین دارایی ریسکی و بدون ریسک تقسیم می‌کند با توجه به پیش‌بینی خود از عملکرد نسبی دو دارایی، سبد سرمایه‌گذاری خود را در طول زمان می‌تواند اصلاح کند [۱۵].

الگوی پارامتریک با ایده‌ای مشابه و فرمول‌بندی متفاوت و با استفاده از نسخه تعدیل‌شده CAPM را در

هدف رویکرد شرطی، تمایز بین استراتژی‌های سرمایه‌گذاری براساس اطلاعات عمومی و خصوصی است. عملکرد برتر تنها به مدیرانی نسبت داده می‌شود که اطلاعات و توانایی سرمایه‌گذاری برتر از سرمایه‌گذاران عمومی دارند. با توجه به این رویکرد، مدیر صندوق هیچ اعتبار اضافی برای واکنش به اطلاعات عمومی به دست نمی‌آورد؛ زیرا این اطلاعات در دسترس همه سرمایه‌گذاران عمومی است؛ بنابراین مدیر صندوق باید تنها اعتبار اضافی بابت استفاده از اطلاعات خصوصی به دست آورد [۸].

ارزیابی عملکرد شرطی با شکل نیمه کارای بازار که فاما در سال ۱۹۷۰ مطرح کرد، همسو است؛ اما برای استفاده از الگوهای ارزیابی عملکرد شرطی، به تعیین کارایی بازار نیازی نیست و از متغیرهای تأخیری استفاده می‌شود [۱۲]. همچنین وقتی متغیرهای شرطی در نظر گرفته می‌شود، بتا در طول زمان می‌تواند نوسان داشته باشد؛ بنابراین از خطاهای الگوهای غیرشرطی جلوگیری می‌شود [۵]. چهار عامل توضیحی برای توضیح علت نوسان بتای صندوق در طول زمان وجود دارد که سه مورد اول آن را فرسون و اسکات (۱۹۹۶) بیان کرده‌اند. اول، این امکان وجود دارد که بتای دارایی‌های مبنا در طول زمان ثابت نباشد. دوم، ارزش نسبی دارایی‌های مبنا، متغیر است و وزن سبد سرمایه‌گذاری منفعل با استراتژی خرید و نگهداری تغییر خواهد کرد و بنابراین بر بتای سبد سرمایه‌گذاری اثرگذار است. سوم، مدیر صندوق به صورت فعال، وزن سبد سرمایه‌گذاری خود را می‌تواند تغییر دهد [۲۳] و دلیل چهارم که فرسون و وارتر (۱۹۹۶)<sup>۱</sup> بیان کردند، این است که مدیر، خالص جریان‌های نقدی ورودی یا خروجی صندوق را نمی‌تواند کنترل کند.

جریان‌های نقدی بر وجه نقدی که در صندوق نگهداری می‌شود، اثرگذار است که به نوبه خود بر بتای صندوق اثر می‌گذارد [۹]؛ زیرا همان‌طور که آیپولیتو (۱۹۹۲)<sup>۲</sup> اشاره کرده است، وقتی بازار خیزان است، نتیجه افزایش جریان‌های نقدی ورودی، کاهش بتا از حد انتظار خواهد بود و برعکس [۱۱]؛ بنابراین فرسون و اسکات (۱۹۹۶) در الگوی شرطی خود، اشکالات اندازه‌گیری سنتی را با آمیختن متغیرهایی با اثر متقابل برای در بر گرفتن انتظارات متغیر در طول زمان کاهش دادند. این متغیرها با اثر متقابل برداری از متغیرهای اقتصادی پیش‌بینی‌شدنی هستند؛ مانند بازده سود تقسیمی، نرخ بهره و ... فرض بر این است که بتای شرطی، بردار تابع خطی از متغیرهای پیش‌بینی‌شدنی است که به صورت زیر تعریف می‌شود [۸]:

$$\beta_p(z_t) = \beta_{0p} + \beta'_{1p} z_{t-1} \quad (\text{رابطه})$$

$\beta_p(z_{t-1})$  بتای شرطی سبد سرمایه‌گذاری در زمان  $t$  و  $z_{t-1}$  بردار متغیر اطلاعات عمومی با تأخیر  $t-1$  است. این بتای شرطی برای جایگزین شدن با هر بتایی در الگوی غیرشرطی می‌تواند استفاده شود. مطالعات گذشته استفاده از الگوی شرطی را به علت عملکرد برتر از لحاظ اقتصادی و آماری پیشنهاد می‌دهد [۱۹].

### پیشینه پژوهش

بخش عمده‌ای از مطالعات انجام‌شده در زمینه ارزیابی توانایی موقعیت‌سنجی مدیر صندوق‌های سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد مدیران به‌طور کلی توانایی موقعیت‌سنجی ضعیفی دارند و البته در این زمینه مشاهداتی از موقعیت‌سنجی خوب هم وجود دارد. هنگامی که از الگوهای شرطی استفاده می‌شود نتایج

[۹]. ساپا ایم (۲۰۱۰)<sup>۱</sup>، ۲۳۰ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک در تایلند را در یک دوره هفت‌ساله از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷ با استفاده از الگوی موقعیت‌سنجی شرطی و غیرشرطی TM ارزیابی کردند و هیچ توانایی موقعیت‌سنجی بین مدیران صندوق تایلندی نیافتند. نتایج با استفاده از الگوی شرطی ضعیف‌تر و کاملاً متضاد با یافته‌های فرسون و اسکات بود [۱۹]. یولسداتر (۲۰۱۰)<sup>۲</sup> عملکرد سی و شش صندوق چینی را که در بازارهای سوئد فروخته می‌شود از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰ با استفاده از الگوهای آلفای جنسن و TM و HM در هر دو بعد شرطی و غیرشرطی آزمودند که توانایی موقعیت‌سنجی ضعیف مشاهده شد و در مقایسه بین دو رویکرد، قدرت توضیحی الگو در رویکرد شرطی بیشتر بود [۲۳]. چن و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از TM و HM شرطی، ۷۷ صندوق تایوانی را در دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۹ ارزیابی کردند که نتایج حاکی از ناتوانی موقعیت‌سنجی و عملکرد بهتر الگوهای شرطی بود؛ اما تفاوت این دو الگو طبق پژوهش آنها محسوس نبود [۳]. دیهار و ماندال (۲۰۱۴)<sup>۳</sup> در بررسی ۸۰ صندوق هندی از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ به این نتیجه رسیدند که مدیران صندوق هندی، توانایی موقعیت‌سنجی ندارند. آنها با استفاده از الگوی شرطی به ضریب تعیین بالاتر و کاهش نتایج موقعیت‌سنجی منفی رسیدند [۵].

در زمینه ارزیابی توانایی موقعیت‌سنجی صندوق‌های سرمایه‌گذاری در ایران، پژوهش‌های کمی انجام شده است که نتایج آن به این شرح است: تاری وردی و همکاران (۱۳۹۲) عملکرد شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سال‌های ۸۴ تا ۸۸ را با

موقعیت‌سنجی منفی، کاهش و قدرت توضیحی الگو افزایش می‌یابد. خلاصه‌ای از نتایج مطالعات انجام‌شده در خارج از ایران نیز بدین شرح است:

ترینر و مازوی (۱۹۹۶) با اضافه کردن عبارتی درجه دوم به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، توانایی موقعیت‌سنجی را با استفاده از بازده‌های سالانه برای دوره زمانی ۱۹۵۳ تا ۱۹۶۲ آزمودند که از مجموع ۵۷ صندوق سرمایه‌گذاری، ۵۶ صندوق ضریب موقعیت‌سنجی متفاوت از صفر نداشتند [۲۲]. هنریکسون و مرتون (۱۹۸۴) بیان کردند که مدیران برای نشان دادن توانایی موقعیت‌سنجی باید بتوانند بازار در حال رشد و نزول را پیش‌بینی کنند. نتایج آنها در ارزیابی توانایی موقعیت‌سنجی ۱۱۶ صندوق امریکایی و با استفاده از بازده ماهانه برای دوره ۱۹۶۸ تا ۱۹۸۰ نشان می‌داد در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فقط ۱۲ صندوق، ضریب موقعیت‌سنجی معنادار دارند [۱۰]. فرسون و اسکات (۱۹۹۶) بازده ۶۷ صندوق امریکایی را در دوره ۱۹۶۸ تا ۱۹۹۰ با استفاده از الگوی شرطی آلفا و TM و HM بررسی کردند که میانگین عملکرد صندوق‌ها در رویکرد شرطی در مقایسه با الگوی غیرشرطی بهتر بود و تا اندازه زیادی شواهد ناتوانی موقعیت‌سنجی که در الگوهای غیرشرطی اظهار شده بود، در الگوهای شرطی حذف شده بود. آنها همچنین بیان کردند که استفاده از اطلاعات شرطی، معنی‌داری آماری و اقتصادی الگو را افزایش خواهد داد [۸]. وارتر و فرسون (۱۹۹۶) بازده ماهانه ۶۳ صندوق امریکایی را در دوره ۱۹۶۸ تا ۱۹۹۰ بررسی کردند که با استفاده از الگوی سنتی، آلفای جنسن غالباً منفی اما با استفاده از الگوی شرطی، آلفا نزدیک به صفر بود. آنها مانند فرسون و اسکات (۱۹۹۶) دریافتند که شواهد ناتوانی موقعیت‌سنجی غیرشرطی با استفاده از الگوی شرطی حذف می‌شود

1. Suppa-aim (2010)

2. Ulfsdotter(2010)

3. Dhar and Mandal (2014)



اکسل ۲۰۰۷ و ایویوز ۶ و برای دستیابی به نتایج پژوهش، الگوهای رگرسیونی چندمتغیره استفاده شده است. داده‌ها به صورت پنل و مشاهدات به شکل صندوق - ماه است. تعریف متغیرها مانند قسمت قبل است.

رابطه (۴)

$$(Rp_t - RF_t) = \alpha + \beta(Rm_t - RF_t) + \gamma(Rm_t - RF_t)^2 + \varepsilon_{pt}$$

رابطه (۵)

$$(Rp_t - RF_t) = \alpha + \beta(Rm_t - RF_t) + \gamma[D(Rm_t - RF_t)] + \varepsilon_{pt}$$

رابطه (۶)

$$R_{p_t} = \alpha + b_0.Rm_t + b_1.Rm_t.FX_{t-1} + b_2.Rm_t.OP_{t-1} + \gamma.Rm_t^2 + \varepsilon_{pt}$$

رابطه (۷)

$$R_{p_t} = \alpha + b_0.Rm_t + b_1.Rm_t.FX_{t-1} + b_2.Rm_t.OP_{t-1} + \gamma.D.Rm_t + \varepsilon_{pt}$$

رابطه ۴ و ۵ به ترتیب الگوی غیرشرطی موقعیت سنجی ترین مازوی و هنریکسون مرتون و رابطه ۶ و ۷ به ترتیب الگوی شرطی ترین مازوی و هنریکسون مرتون است. پژوهشگران از متغیرهای عمومی مختلفی مانند بازده سود تقسیمی بازار یا نرخ بهره که قابلیت پیش‌بینی بازده بازار سهام را دارند به عنوان متغیرهای اطلاعاتی شرطی استفاده کرده‌اند. چن، رول و راس (۱۹۸۶) معتقدند متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار بر عملگرهای قیمت گذاری در اقتصاد یا اثرگذار بر سود سهام می‌توانند بر بازده بازار سهام نیز اثرگذار باشند [۴]؛ بنابراین در این پژوهش با نگاهی به مطالعات

استفاده از الگوی موقعیت‌سنجی هنریکسون و مرتون بررسی کردند که نتایج آن‌ها نشان می‌داد مدیران شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری، مهارت موقعیت‌سنجی مناسبی ندارند [۲۱]. تبریزی، اسدی و مظاهری (۱۳۹۲) ۸ صندوق سرمایه‌گذاری را با استفاده از الگوهای ترینر و مازوی و هنریکسون مرتون بررسی کردند و شواهدی از موقعیت‌سنجی مثبت نیافتند [۱].

### فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: ضریب گاما در معادله رگرسیونی غیرشرطی ترینر و مازوی، تفاوت معنی‌داری از صفر ندارد.

فرضیه دوم: ضریب گاما در معادله رگرسیونی غیرشرطی هنریکسون و مرتون، تفاوت معنی‌داری از صفر ندارد.

فرضیه سوم: ضریب گاما در معادله رگرسیونی شرطی ترینر و مازوی، تفاوت معنی‌داری از صفر ندارد.

فرضیه چهارم: ضریب گاما در معادله رگرسیونی شرطی هنریکسون و مرتون، تفاوت معنی‌داری از صفر ندارد.

فرضیه پنجم: ضریب تعیین معادله رگرسیونی ترینر و مازوی شرطی از معادله رگرسیونی غیرشرطی ترینر و مازوی بالاتر است.

فرضیه ششم: ضریب تعیین معادله رگرسیونی هنریکسون و مرتون شرطی از معادله رگرسیونی غیرشرطی هنریکسون و مرتون بالاتر است.

### روش پژوهش

این پژوهش، پژوهشی کاربردی و پس‌رویدادی است و با تجزیه و تحلیل اطلاعات مشاهده شده انجام شده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای

۱. دو متغیری که به صورت متداول به عنوان متغیرهای اطلاعاتی شرطی در پژوهش‌های گذشته استفاده شده‌اند، متغیر بازده سود نقدی بازار (همان شاخص TEDIX در ایران) و نرخ بازده اوراق خزانه است که

گذشته در مورد عوامل کلان اقتصادی اثرگذار بر بازده بازار سهام ایران<sup>۱</sup>، دو متغیر قیمت نفت (OP) و تغییرات قیمت دلار (FX) در بازار آزاد<sup>۲</sup> به‌عنوان متغیرهای پیش‌بینی‌کننده انتخاب شد که براحتی اطلاعات آن در دسترس عموم قرار دارد. براین اساس بردار اطلاعات شرطی به‌صورت زیر تعریف و در رابطه<sup>۶</sup> و <sup>۷</sup> استفاده شد.

رابطه<sup>۸</sup>

$$\beta = b_0 + b_1 \times (FX_{t-1}) + b_2 \times (OP_{t-1})$$

جامعه آماری پژوهش حاضر، صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در حال فعالیت در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۳۹۲ است که این ویژگی‌ها را داشته باشند: الف) تا پایان سال ۱۳۸۸ تأسیس شده باشند. ب) تا پایان سال ۱۳۹۲ در حال فعالیت باشند. ج) صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام باشند. د) اطلاعات لازم برای این صندوق‌ها تا تاریخ ۱۳۹۲/۱۲/۲۹ در دسترس باشد. بدین ترتیب نمونه‌ای شامل ۲۳ صندوق سرمایه‌گذاری بررسی شده است.

**یافته‌ها**

ایستایی داده‌ها همگی با آزمون چاو تأیید شد. ساختار داده‌ها در این پژوهش برای هر ۴ الگو با توجه به آزمون چاو داده‌های ترکیبی است و آزمون هاسمن،

الگوی آثار تصادفی را برای هر چهار الگو تأیید می‌کند. آماره<sup>F</sup> در تمامی تخمین‌ها حاکی از معناداری کل رگرسیون است. همچنین آماره<sup>D</sup> دوربین واتسون نزدیک به دو است. جدول ۱ و ۲ زیرنتایج الگوی موقعیت‌سنجی غیرشرطی ترینر و مازوی و هنریکسون و مرتون را نشان می‌دهد. در هر دو الگو از بین متغیرهای مستقل، پارامترهای عرض از مبدأ و گاما (نشان‌دهنده توانایی موقعیت‌سنجی) به‌علت  $< 0.05$  احتمال، معنی‌دار نیستند. این نشان‌دهنده ناتوانی موقعیت‌سنجی با استفاده از رویکرد غیرشرطی در هر دو الگو است. سومین و چهارمین الگوی برآوردشده، الگوی شرطی ترینر و مازوی و هنریکسون مرتون است. در هر دو الگو، معناداری ضریب بازده قیمت نفت در سطح ۵ درصد تأیید نشد (جدول‌های ۳ و ۴). برای یافتن نهایی الگوی شرطی از آزمون متغیر اضافی (نسبت لایکلیهود) استفاده شده است تا از زائدبودن متغیر بازده قیمت نفت اطمینان حاصل شود (جدول‌های ۴ و ۷). نتایج الگوی نهایی شرطی ترینر و مازوی و هنریکسون-مرتون در جدول‌های ۵ و ۸ بیان شده است. آنچه که از این دو جدول می‌توان استنتاج کرد به این صورت است: در هر دو الگوی شرطی، معنی‌داری ضریب بازده نرخ دلار را به‌عنوان متغیر اطلاعاتی شرطی در سطح خطای ۵ درصد نمی‌توان رد کرد؛ اما ضریب  $\gamma$  معنی‌دار نیست که نشان‌دهنده ناتوانی موقعیت‌سنجی است.

در زمان انجام پژوهش اطلاعات این دو موجود نبود؛ بنابراین بناچار از پژوهش حذف شدند.

۱۷ لی و همکاران (۲۰۰۹)، فاللیاف اصل (۱۳۸۱)، سجادی و همکاران (۱۳۸۹)، جوکارتنگ کرمی (۱۳۸۵)، سجادی و فرازمنند و صوفی (۱۳۸۹)، سعیدی و امیری (۱۳۸۹)، فتحی، احمدی نیا و افراسیابی (۱۳۹۰) و پدارم (۱۳۹۱).

۱۸ بازده‌های ماهانه با استفاده از فرمول  $R = \frac{X_1 - X_2}{X_1} \times 100$  محاسبه شده‌اند.

**جدول (۱) نتایج آزمون فرضیه اول (الگوی موقعیت سنجی غیرشرطی ترینر و مازوی)**

$$(Rp_t - RF_t) = \alpha + \beta(Rm_t - RF_t) + \gamma(Rm_t - RF_t)^2 + \varepsilon_{pt}$$

متغیر وابسته: RP، روش تخمین: panel EGLS (آثار تصادفی مقطعی)  
دوره زمانی: ۴۸، تعداد مقاطع: ۲۳، تعداد کل مشاهدات تابلویی: ۱۱۰۴

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	مقدار آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۳۱۵۹	۰/۰۰۲۱۱۵	-۱/۴۹۲۵۱۴	۰/۱۳۵۶
بازده بازار	۰/۹۷۴۳۷۴	۰/۰۳۲۱۹۲	۳۰/۲۶۷۹۷	۰/۰۰۰
توان دوم بازده بازار	۰/۰۸۱۲۴۴	۰/۳۷۹۵۴۶	۰/۲۱۴۰۵۵	*۰/۸۳۰۵
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (سطح معناداری)	آماره دورین واتسون	
۰/۶۹۶۰	۰/۶۹۵۵	(۰,۰۰۰)۱۲۶۰/۸۴۶	۱/۸۹۷	
نتیجه	* با توجه به احتمال به دست آمده از متغیر توان دوم بازده بازار (ضریب گاما)، فرض اول را در سطح خطای پنج درصد نمی توان رد کرد.			

**جدول (۲) نتایج آزمون فرضیه دوم (الگوی موقعیت سنجی غیرشرطی هنریکسون مرتون)**

$$(Rp_t - RF_t) = \alpha + \beta(Rm_t - RF_t) + \gamma[D(Rm_t - RF_t)] + \varepsilon_{pt}$$

متغیر وابسته: RP، روش تخمین: panel EGLS (آثار تصادفی مقطعی)  
دوره زمانی: ۴۸، تعداد مقاطع: ۲۳، تعداد کل مشاهدات تابلویی: ۱۱۰۴

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	مقدار آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۳۵۴۰	۰/۰۰۲۸۵۶	-۱/۲۳۹۴۱۸	۰/۲۱۵۵
بازده بازار	۰/۹۵۹۸۴۰	۰/۰۷۶۱۱۳	۱۲/۶۱۰۶۹	۰/۰۰۰
متغیر مجازی	۰/۰۲۷۵۱۵	۰/۱۰۱۱۴۰	۰/۲۷۲۰۵۳	*۰/۷۸۵۶
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (سطح معناداری)	آماره دورین واتسون	
۰/۶۹۶۰	۰/۶۹۵۵	(۰/۰۰۰)۱۲۶/۸۹	۱/۸۹۷	
نتیجه	* با توجه به احتمال به دست آمده از متغیر مجازی (ضریب گاما)، در سطح خطای پنج درصد فرضیه دوم را نمی توان رد کرد.			

### جدول (۳) نتایج تخمین الگوی موقعیت‌سنجی شرطی ترینر و مازوی

$$R_{p_t} = \alpha + b_0.Rm_t + b_1.Rm_t.FX_{t-1} + b_2.Rm_t.OP_{t-1} + \gamma.Rm_t^2 + \varepsilon_{p_t}$$

متغیر وابسته: RP، روش تخمین: panel EGLS (آثار تصادفی مقطعی)  
دوره زمانی: ۴۷، تعداد مقاطع: ۲۳، تعداد کل مشاهدات تابلویی: ۱۰۸۱

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	مقدار آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۳۸۳۵	۰/۰۰۲۱۴۵	-۱/۷۸۷۵۳۷	۰/۰۷۴۱
بازده بازار	۰/۹۹۰۷۸۲	۰/۰۳۳۲۲۳	۲۹/۸۲۲۰۲	۰/۰۰۰
توان دوم بازده بازار	۰/۲۰۵۸۱۲	۰/۳۸۱۹۵۸	۰/۵۳۸۸۳۴	۰/۵۹۰۱
بازده دلار	۰/۹۳۳۷۹۶	۰/۴۰۸۷۹۲	-۲/۲۸۴۲۸۲	۰/۰۲۲۵
بازده قیمت نفت	۰/۴۱۹۱۲۴	۰/۲۹۸۸۵۳	۱/۴۰۲۴۴۳	۰/۱۶۱۱
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (prob F)	آماره دورین واتسون	
۰/۶۹۸	۰/۶۹۷	۶۲۲/۷۲۳ (۰/۰۰۰)	۱/۹۱۶	

### جدول (۴) آزمون Redundant variables الگوی شرطی ترینر و مازوی

متغیر زائد: بازده قیمت نفت

آماره F	Prob.F(1.1054)
۱/۹۶۶۸۴۷	*۰/۱۶۱۱
نتیجه	*تأثیر متغیر بازده قیمت نفت بر متغیر وابسته تأیید نشد.

### جدول (۵) نتایج آزمون فرضیه سوم (الگوی نهایی موقعیت‌سنجی شرطی ترینر و مازوی)

$$R_{p_t} = \alpha + b_0.Rm_t + b_1.Rm_t.FX_{t-1} + \gamma.Rm_t^2 + \varepsilon_{p_t}$$

متغیر وابسته: RP، روش تخمین: panel EGLS (آثار تصادفی مقطعی)  
دوره زمانی: ۴۷، تعداد مقاطع: ۲۳، تعداد کل مشاهدات تابلویی: ۱۰۸۱

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	مقدار آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۳۵۵۵	۰/۰۰۲۱۳۶	-۱/۶۶۴۱۹۸	۰/۹۹۴۶
بازده بازار	۰/۹۹۵۵۰۴	۰/۰۳۳۰۶۷	۳۰/۱۰۵۴۲	۰/۰۰۰
توان دوم بازده بازار	۰/۱۳۷۵۶۹	۰/۳۷۹۰۱۹	۰/۳۶۲۹۶۱	*۰/۶۱۶۷
بازده دلار	-۰/۸۹۹۲۲۵	۰/۴۰۸۲۳۵	-۰/۲۰۲۷۱۴	۰/۰۲۷۸
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (سطح معناداری)	آماره دورین واتسون	
۰/۶۹۷	۰/۶۹۶	۸۲۸/۸۸۲ (۰/۰۰۰)	۱/۹۱۲	
نتیجه	با توجه به احتمال به دست آمده، از متغیر توان دوم بازده بازار (ضریب گاما) فرض سوم را در سطح خطای پنج درصد نمی‌توان رد کرد.			

**جدول (۶) نتایج تخمین الگوی موقعیت سنجی شرطی هنریکسون مرتون**

$$R_{p_t} = \alpha + b_0.Rm_t + b_1.Rm_t.FX_{t-1} + b_2.Rm_t.OP_{t-1} + \gamma.D.Rm_t + \varepsilon_{p_t}$$

متغیر وابسته: RP  
روش تخمین: panel EGLS (آثار تصادفی مقطعی)  
دوره زمانی: ۴۷، تعداد مقاطع: ۲۳، تعداد کل مشاهدات تابلویی: ۱۰۸۱

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	مقدار آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۴۲۱۸	۰/۰۰۲۸۶۵	۱/۴۷۲۲۵۷	۰/۱۴۱۲
بازده بازار	۰/۹۷۳۷۹۸	۰/۰۷۶۲۷۷	۱۲/۷۶۶۵۸	۰/۰۰۰
متغیر مجازی	۰/۰۴۲۳۵۲	۰/۱۰۱۰۱۴	۰/۴۱۹۲۶۸	۰/۶۷۵۱
بازده قیمت دلار	-۰/۹۳۱۸۰۷	۰/۴۰۸۹۹۳	-۲/۲۷۸۲۹۴	۰/۰۲۲۹
بازده قیمت نفت	۰/۴۰۰۰۷۱	۰/۲۹۶۴۵۴	۱/۳۴۹۵۲۰	۰/۱۷۷۷۵
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (prob F)	آماره دورین واتسون	
۰/۶۹۸	۰/۶۹۷	۶۰۲۲/۶۲۸ (۰/۰۰۰)	۱/۹۱۵	

**جدول (۷) آزمون Redundant variables الگوی شرطی هنریکسون و مرتون**

متغیر زائد: RMOP

آماره F	Prob.F(1.1054)
۱/۸۲۱۲۰۵	۰/۱۷۷۵
نتیجه	* تأثیر متغیر بازده قیمت نفت بر متغیر وابسته تأیید نشد.

**جدول (۸) نتایج آزمون فرضیه سوم (الگوی نهایی موقعیت سنجی شرطی هنریکسون و مرتون)**

$$R_{p_t} = \alpha + b_0.Rm_t + b_1.Rm_t.FX_{t-1} + \gamma.D.Rm_t + \varepsilon_{p_t}$$

متغیر وابسته: RP، روش تخمین: panel EGLS (آثار تصادفی مقطعی)  
دوره زمانی: ۴۷، تعداد مقاطع: ۲۳، تعداد کل مشاهدات تابلویی: ۱۰۸۱

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	مقدار آماره t	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۴۰۷۶	۰/۰۰۲۸۶۴	-۱/۴۲۳۰۵۵	۰/۱۵۵۰
بازده بازار	۰/۹۷۵۱۲۸	۰/۰۷۶۳۰۰	۱۲/۷۸۰۱۱	۰/۰۰۰
متغیر مجازی	۰/۰۴۰۷۴۸	۰/۱۰۱۰۴۶	۰/۴۰۳۲۶۷	*۰/۶۸۶۸
بازده دلار	-۰/۸۹۷۲۲۶	۰/۴۰۸۳۴۹	-۲/۱۹۷۲۰۷	۰/۰۲۸۲
ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (سطح معناداری)	آماره دورین واتسون	
۰/۶۹۷	۰/۶۹۶	۸۲۱/۹۱ (۰/۰۰)	۱/۹۱	
نتیجه	* با توجه به احتمال به دست آمده از متغیر مجازی در سطح خطای پنج درصد فرضیه چهارم را نمی توان رد کرد.			

است؛ بنابراین می‌توان گفت که ضریب تعیین دو الگو، تفاوت معناداری با هم ندارند، بنابراین فرضیه پنجم و ششم رد می‌شوند.

برای بررسی فرضیه‌های ۵ و ۶، ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل‌شده را از جدول‌های ۲، ۱، ۵ و ۸ استخراج می‌کنیم. همان‌طور که در جدول ۹ مشاهده می‌شود، تفاوت ضریب تعیین دو الگو، یک‌هزارم

**جدول (۹) مقایسه ضریب تعیین دو الگوی شرطی و غیر شرطی**

ضریب تعیین تعدیل‌شده	ضریب تعیین	
۰/۶۹۵	۰/۶۹۶۰	الگوی غیرشرطی ترینر و مازوی
۰/۶۹۶	۰/۶۹۷	الگوی شرطی ترینر و مازوی
۰/۶۹۵	۰/۶۹۶	الگوی غیرشرطی هنریکسون و مرتون
۰/۶۹۶	۰/۶۹۷	الگوی شرطی هنریکسون و مرتون

با توجه به اینکه ارزش‌های فراوانی با استفاده از موقعیت‌سنجی موفق به دست می‌آید، در کشورهای توسعه یافته، در بازارهای نزدیک به کارا، می‌توان انتظار داشت که شواهد آشکار مرتبط با چنین مهارت‌هایی پوشیده شود؛ اما در مورد بازارهای نوظهور مثل ایران<sup>۱</sup> یک دلیل ساده برای عملکرد ضعیف در هر دو مالگویی موقعیت‌سنجی شرطی و غیرشرطی می‌تواند این باشد که تحلیلگران توانمند (برتری) وجود ندارند یا اینکه شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هم تحلیلگران توانمند و هم افراد غیرحرفه‌ای را استخدام می‌کنند که بازده‌های حاصل از عملکرد تحلیلگران حرفه‌ای با عملکرد تحلیلگران غیرحرفه‌ای خنثی می‌شود. این نتایج مطالعاتی را تأیید می‌کند که از استراتژی سرمایه‌گذاری غیرفعال حمایت می‌کنند و معتقدند که شواهد تجربی گذشته گواه بر این مدعا است که به دست آوردن عملکرد برتر با استراتژی‌های فعال مشکل است.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج آزمون فرضیه‌ها از دو جنبه توانایی موقعیت‌سنجی مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و مقایسه دو رویکرد شرطی و غیرشرطی بررسی شدنی هستند.

در مورد ارزیابی توانایی موقعیت‌سنجی، همان‌طور که مشاهده شد، توانایی موقعیت‌سنجی مثبت و معنادار با استفاده از الگوهای شرطی و غیرشرطی ترینر و مازوی و هنریکسون و مرتون مشاهده نشد. این بدان معنا است که صندوق‌های سرمایه‌گذاری مورد مطالعه با استفاده از کلیه اطلاعات عمومی (الگوی غیرشرطی) و خصوصی (الگوی شرطی) توانایی پیش‌بینی جهت‌های بازار و تعدیل بتای سبد سرمایه‌گذاری نسبت به آن را نداشتند. این نتایج مشابه پژوهش‌های انجام‌شده در ایران مانند پژوهش‌های وردی و همکاران (۱۳۹۲) و تبریزی، اسدی و مظاهری (۱۳۹۲) و پژوهش‌های هنریکسون و مرتون (۱۹۸۴)، ترینر و مازوی (۱۹۹۶)، فرسون و اسکات (۱۹۹۶)، سامئولسون و یولسفداتر (۲۰۱۰)، ساپا-ایم (۲۰۱۰)، چن، چانگ و هو (۲۰۱۳) و دیهار و ماندال (۲۰۱۴) و ... در خارج از ایران است.

۱. فرهاد و آقایی محمدعلی (۱۳۸۸) در پژوهشی با عنوان تحقیقی پیرامون شکل ضعیف‌کاری در بازارهای نوظهور: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، کارایی بازار ایران را در سطح ضعیف هم رد کردند.

را در نظر بگیرند و در راستای توانایی موقعیت‌سنجی برای تعدیل بتای صندوق خود اقدام کنند. در این پژوهش از دو متغیر بازده قیمت دلار و نفت به‌عنوان متغیرهای اطلاعاتی شرطی تأثیرگذار بر بازده بازار و سبد سرمایه‌گذاری استفاده شد. پیشنهاد می‌شود از سایر متغیرهای اطلاعاتی تأثیرگذار اقتصادی و همچنین متغیر اطلاعاتی سیاسی (تأثیر اخبار سیاسی: هسته‌ای، انتخابات و...) که به نظر بر روند بازار در ایران اثرگذار است، به‌عنوان متغیر اطلاعاتی شرطی برای ارزیابی توانایی موقعیت‌سنجی استفاده شود تا با ورود متغیرهای جدید به نتایج مطلوب‌تری دست یافته شود. ارزیابی عملکرد توانایی موقعیت‌سنجی در بازه زمانی کوتاه‌تر هفتگی به جای ماهانه، همچنین استفاده از معیارهای وزنی شرطی برای ارزیابی عملکرد از دیگر پیشنهادها برای پژوهش‌های بعدی است.

#### منابع

- [1] Abdoh Tabrizi, H., Asadi, B., & Mazaheri, S. (2013). Study of Security Selection and Market Timing Abilities in Mutual Funds in Iranian Capital Market. *Financial Research*, 15(2), 247-268
- [2] Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. (2008). *Investments* (R. Farhadi & S. M. Shariatpanahi, Trans.). Tehran: Bourse.
- [3] Chen, Dar-Hsin, Chuang, C. lin, j and lan, c. (2013). Market timing and stock selection ability of mutual fund managers in Taiwan: applying the traditional and conditional approaches. *Applied Finance*. 4(1).pp.75-90
- [4] Chen, Nai-Fu, Roll, Richard and Ross, Stephen A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of business*. 59(3).PP. 383-403.
- [5] Dhar, Joyjit, and Mandal, Kumarjit. (2014). Market timing abilities of Indian mutual fund managers: an empirical analysis. *DECISION*. 41(3).pp.299-311
- [6] Fama, Eugene F. (1972). Components of investment performance." *The Journal of finance*. 27(3). pp: 551-568.

بخش دیگر این پژوهش به مقایسه رویکرد شرطی و غیرشرطی مربوط است. در این پژوهش، از دو متغیر بازده دلار و بازده قیمت نفت به‌عنوان متغیرهای اطلاعاتی پیش‌بینی‌کننده روند بازار استفاده شد. از این دو متغیر فقط بازده دلار از لحاظ آماری معنادار بود و به‌عنوان متغیر اطلاعاتی اثرگذار بر بازده بازار و بازده صندوق استفاده شد. نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان داد هر دو الگوی شرطی و غیرشرطی هنریکسون و مرتون و ترینر و مازوی، قدرت توضیحی یکسانی دارند. این نتایج مخالف یافته‌های فرسون و اسکات (۱۹۹۶)، روی و دب (۲۰۰۳)، فرسون و وارتر (۱۹۹۶)، سامولسون و یولسفاتر (۲۰۱۱)، ماندال و ده‌ار (۲۰۱۴) و موافق یافته‌های ساپالیم (۲۰۱۰) و چن، چانگ، لین و لان (۲۰۱۳) است. متفاوت بودن نتایج پژوهش می‌تواند به علت متفاوت بودن متغیرهای اطلاعاتی استفاده‌شده در این پژوهش با سایر پژوهش‌های انجام‌شده در خارج از ایران باشد. همچنین وجود متغیرهای اطلاعات عمومی اثرگذار دیگری بر روند بازار ایران که از دید پژوهشگر پنهان مانده است. در هر صورت با در نظر گرفتن، متغیر قیمت دلار به‌عنوان تنها متغیر اطلاعاتی شرطی، برتری رویکرد شرطی نسبت به غیرشرطی در بررسی ارزیابی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری ایران مشاهده نشد و لازم است پژوهش‌های بیشتری در این زمینه انجام شود. در نهایت می‌توان گفت با توجه به نتایج بالا، سرمایه‌گذاران در ایران می‌توانند اعتماد بیشتری نسبت به صندوق‌های شاخصی داشته باشند که در زمان انجام این پژوهش، یک نمونه آن در ایران در حال فعالیت است (صندوق‌های شاخصی نمونه، صندوق‌های با مدیریت غیرفعال و هزینه کارمزد پایین‌تر هستند). مدیران صندوق‌های فعال نیز بهتر است روندهای بازار

- Mutual Fund from Theory to Practice. *Studies of Accounting and Auditing*, 2(7), 74-91
- [17] Roshangarzade, A., Ahmadi.M.R.(2011). Evaluating performance of mutual funds by measures based on post modern portfolio theory and the relationship between their rankings with measures based on modern portfolio theory. *Financial Accounting Researches*, 3 (7), 143-160
- [18] Škrinjarić, Tihana.(2013). Market timing ability of mutual funds with tests applied on several Croatian funds. *Croatian Operational Research Review* .4 (1). pp. 176-186.
- [19] Suppa-Aim. (2010). Mutual fund performance in emerging markets : the case of Thailand. (PhD), University of Birmingham, England.
- [20] Tehrani, R., & Noorbaakhsh, A.(2010). Investments: Analysis and Management. Tehran: Negahedanesh
- [21] Tariverdi, Y., Faraji Armaki, M., Daghani, R., & Heidarpour, F. (2013). Portfolio Performance Evaluation in mutual Funds and Investment Companies With Henriksson – Merton Model. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 2(3), 83-99
- [22] Treynor, Jack, and Mazuy, Kay.(1996). Can mutual funds outguess the market. *Harvard business review* .44(4),pp.131-136.
- [23] Ulfsdotter, A. (2011). China-focused Mutual Funds: A Study of Performance, Selectivity and Market Timing. (Bachelor Thesis in Finance), Stockholm, Sweden.
- [7] Ferson, Wayne E. (2010). Investment performance evaluation. *Annu. Rev. Financ. Econ.*2 (1). pp. 207-234.
- [8] Ferson, Wayne E., and Schadt, Rudi W. (1996). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *The Journal of Finance*. 51(2). pp. 425-461.
- [9] Ferson, Wayne E., and Warther, Vincent A.(1996). Evaluating fund performance in a dynamic market. *Financial Analysts Journal*. 52 (6) .pp. 20-28.
- [10] Henriksson, Roy D., and Merton ,Robert C.(1981). on market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills. *Journal of business*. 54 (4). pp. 513-533.
- [11] Ippolito, R.A. (1992). Consumer reaction to measures of poor quality: Evidence from the mutual fund industry. *Journal of Law and Economics*, 35(1).pp. 45-70
- [12] khodarahmi, b., Ahmadinia, h., & daghani, R.(2011). Management of Mutual Funds in Iran. Tehran: Termeh
- [13] Lee, Cheng-few, and Rahman, Shafiqur. (1990). Market timing, selectivity, and mutual fund performance: An empirical investigation. *Journal of Business*. pp.261-278.
- [14] Leite, Paulo Armada, and Maria Ceu Cortez. (2009). Conditioning information in mutual fund performance evaluation: Portuguese evidence. *The European Journal of Finance*, 15 (5-6). pp. 585-605.
- [15] Le Sourd, Véronique. (2007). Performance measurement for traditional investment. *Financial Analysts Journal*, 58 (4). pp. 36-52
- [16] Mashayekh, s., shahrokhi, s., & Bashirimanesh, n.(2013). performance



