فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) پاییز ۱۴۰۴ ۲۲(۳) ۲۰۷-۱۷۴



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

اثر عملکرد شاخص بورس اوراق بهادار و شاخص صکوک بر بازده تعدیل شده با ریسک صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری: مدل سه عاملی فاما و فرنچ

میلاد بدیعی*، محمدحسن ابراهیمی سروعلیا** ، مصطفی سرگلزایی***

** کارشناسی ارشد مالی- مهندسی مالی و مدیریت ریسک، گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده‌ی مسئول)*

*** دانشیار گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.*

**** استادیار گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۲۵ اسفند ۱۴۰۱
تاریخ بازنگری: ۱۸ خرداد ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۲۰ تیر ۱۴۰۲

طبقه‌بندی JEL: C12, C33, C58, G12, G23

واژگان کلیدی:
روش حداقل مربعات تعمیم یافته، صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، عملکرد تعدیل شده با ریسک، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، نرخ معیار

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: m_badiei@atu.ac.ir
0000-0003-1066-6941

آدرس پستی:
تهران، دهکده المپیک، میدان دهکده، پردیس مرکزی دانشگاه علامه طباطبائی، دانشکده مدیریت و حسابداری، گروه مالی و بانکداری

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

چکیده

بررسی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با وجود طیف وسیعی از مخاطبان بازار سرمایه شامل سرمایه‌گذاران خرد، صندوق‌های بازنشستگی و سرمایه‌گذاران نهادی که با اهداف گوناگونی نظیر دریافت بازده نقدی، متنوع‌سازی سبد و مدیریت ریسک اقدام به سرمایه‌گذاری در آن‌ها می‌نمایند، یکی از موضوعات چالش برانگیز حوزه مالی محسوب می‌گردد. هدف پژوهش حاضر، بررسی عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ و تعیین قدرت توضیح‌دهندگی عملکرد بازار سرمایه و بازار بدهی از طریق بازتعریف نرخ معیار با توجه به سبد سرمایه‌گذاری هر صندوق می‌باشد. به این منظور داده‌های مربوط به ۵۹ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک طی دوره زمانی ۱۱۶ ماهه از فروردین ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ با استفاده از رگرسیون خطی چند متغیره و بهره‌گیری از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج پژوهش بیانگر قدرت توضیح‌دهندگی قابل توجه عملکرد بازار، تاثیر معنادار و مثبت مازاد بازده بازار و بازده سبد اندازه و همچنین تاثیر مثبت غیرمعنادار بازده سبد ارزش بر عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌باشند. بر این اساس یک واحد تغییر در عامل مازاد بازدهی بازار سبب تغییر ۰/۹۹ واحدی در مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد که تنوع‌بخشی بالای سبد سرمایه‌گذاری صندوق‌ها را نشان می‌دهد. همچنین یک واحد تغییر در بازده سبد اندازه نیز سبب تغییر ۰/۰۷ واحدی در مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد که نشان از کسب مازاد بازدهی صندوق‌ها با سرمایه‌گذاری در سهام بزرگ دارد. سایر یافته‌های پژوهش، همبستگی بالای مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری با مازاد بازدهی بازار و کسب پاداش نسبت به ریسک بالاتر صندوق‌های مورد پژوهش نسبت به بازار را شامل می‌شوند.

ارجاع به مقاله:
بدیعی، میلاد.، ابراهیمی سروعلیا، محمدحسن و سرگلزایی، مصطفی. (۱۴۰۴). اثر عملکرد شاخص بورس اوراق بهادار و شاخص صکوک بر بازده تعدیل شده با ریسک صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری: مدل سه عاملی فاما و فرنچ. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۲ (۳)، ۲۰۷-۱۷۴.

doi 10.22055/jqe.2023.43296.2549

© 2025 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

صنعت مدیریت ثروت و دارایی یکی از چشمگیرترین نرخ‌های رشد مورد انتظار در میان صنایع جهان را دارد. به طوری که پیش‌بینی می‌گردد تا سال ۲۰۲۵، ارزش این صنعت به بیش از ۱۴۵ تریلیون دلار برسد و تنها در ایالات متحده ۹۳۰۰ صندوق مشترک سرمایه‌گذاری، را شامل گردد. صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک به عنوان یک صنعت، در اقتصادهای نوظهور آسیایی نظیر ایران نیز هم از نظر اندازه یا خالص دارایی‌های تحت کنترل و هم از نظر گستردگی گزینه‌های سرمایه‌گذاری، رشد و پیشرفت قابل توجهی را تجربه نموده‌اند. رحمانی اصل و همکاران (۱۴۰۰) نیز نقش صندوق‌های سرمایه‌گذاری در اقبال بیشتر سرمایه‌گذاران نسبت به بازار سرمایه و در پی آن رونق اقتصاد ملی را تعیین‌کننده می‌دانند (Rahmani Asl, Sinaei & Neis, 2021). با این وجود، علیرغم آن که بر اساس گزارش منتشر شده سازمان بورس و اوراق بهادار در آبان ماه ۱۴۰۱، خالص ارزش دارایی‌های تحت کنترل صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در ایران به نزدیک ٦,۰۰۰ هزار میلیارد ریال رسیده است، اما این رقم تنها نزدیک به ۹ درصد ارزش بازار سرمایه ایران را شامل می‌گردد؛ در حالی که این نسبت در مالزی نزدیک به ۲۰ درصد می‌باشد و همچنان فاصله چشمگیری تا جایگاه این صندوق‌ها در بازارهای سرمایه اروپا و آمریکای شمالی دارد (Ming Lai & Lau, 2010). این موضوع بیانگر این واقعیت است که رشد سهم صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در مسیر توسعه بازار سرمایه ایران اجتناب ناپذیر است. این صندوق‌ها برای طیف گسترده‌ای از اهداف سرمایه‌گذاری که شامل دریافت بازده نقدی، متنوع‌سازی سبد سرمایه‌گذاری شخصی و مدیریت ریسک می‌باشند، کاربرد دارند. علاوه بر این صندوق‌های مشترک یکی از گزینه‌های ایده‌آل جهت سرمایه‌گذاری خرد محسوب می‌شوند و می‌توانند علاوه بر فراهم آوردن یک بازدهی منطقی و متناسب با ریسک پذیرفته شده سرمایه‌گذاران، به روند هدایت نقدینگی به بازار سرمایه نیز کمک نمایند. با این حال گسترش سرمایه‌گذاری روی صندوق‌ها، بدون تحلیل مناسب روند عملکرد آن‌ها، به خصوص از منظر بازدهی تعدیل شده با ریسک یا پاداشی که در ازای پذیرش ریسک نصیب سرمایه‌گذاران خود می‌نمایند، ممکن نیست. پژوهش حاضر، کارایی یکی از مشهورترین مدل‌های عاملی در توضیح‌دهندگی

عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را می‌سنجد؛ با قبول این چالش که با توجه به تنوع اهداف، ریسک‌ها و سبد سرمایه‌گذاری صندوق‌ها، معیار بازار نیز باید متناسب با این تنوع تنظیم و اعمال گردد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی، یک چارچوب اساسی را جهت درک بازدهی طبقات گوناگون دارایی‌ها فراهم می‌آوردند. پژوهش‌های گسترده در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ و همچنین یافته‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۲) بیانگر عملکرد برتر سهام کوچک (از نظر ارزش بازار) و ارزشی (دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) بوده است (Fama & French, 1992). این پژوهش‌ها سبب گسترش مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] گردید که در آن تنها عامل ریسک بازار در نظر گرفته می‌شود. با توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۲ مدل سه عاملی خود را که در آن علاوه بر عامل بازار، ریسک‌های اندازه و ارزش را نیز در نظر می‌گرفت، ارائه دادند. مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای مدت‌ها به یکی از رایج‌ترین مدل‌ها در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها و سنجش عملکرد تبدیل شد. با وجود این شهرت و استفاده مکرر از آن در پژوهش‌های تجربی، تعدادی از مطالعات به ناتوانی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در توضیح‌دهندگی بازدهی سهام و تاکید بر نیاز به عوامل ریسک اضافی اشاره کردند. کارهارت (۱۹۹۷) اولین کسی بود که با اضافه کردن عامل تمایل به گذشته[2] به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، تلاش کرد تا «بازدهی غیرعادی[3]» آن دسته از سبدهای سرمایه‌گذاری که عملکرد آن‌ها به گذشته خود تمایل دارند، را توجیه نماید (Carhart, 1997). این دو مدل به طور گسترده توسط دانشگاهیان پذیرفته (Mateus, Cesario & Todorovic, 2019) و از زمان ارائه به طور گسترده در پژوهش‌ها به کار گرفته شده‌اند. پژوهش‌های متعددی نظیر پژوهش‌های فاما و فرنچ (۲۰۱۲ و ۲۰۱۷) و هو و همکاران (۲۰۱۵) اعتبار برخی از مدل‌های عاملی جهان شمول را نشان می‌دهند (Fama & French,

[1] Capital asset pricing model (CAPM)

[2] Momentum

[3] Abnormal return

2012, 2017; Hou, Xue & Zhang, 2015). با این حال پژوهش‌های پیشین در زمینه کارایی مدل‌های عاملی در کشورهای آسیایی نتایج متناقضی را به همراه داشته اند. در چین، نتایج پژوهش ژائو و همکاران (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که عوامل سودآوری[4] و سرمایه‌گذاری[5] قادر به توضیح‌دهندگی بازدهی سبدهای متشکل از سهام نمی‌باشند و مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای بازار سهام چین مناسب‌تر است (Zhao, Yan & Zhang, 2016). در حالی که لی و همکاران (۲۰۱۷) نشان دادند که مدل پنج عاملی فاما و فرنچ قادر است تا عملکرد مطلوب‌تری را نسبت به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی کارهارت از خود نشان دهد (Li, Yang & Jing, 2017). همچنین در حالی که لیو و همکاران (۲۰۱۹) یک اثر ارزش[6] قدرتمند را در بازار چین گزارش کردند (Liu, Stambaugh & Yuan, 2019)، نتایج پژوهش هو و همکاران (۲۰۱۹) تاثیر معناداری از اثر ارزش در این بازار را نشان نمی‌دهند (Hu, Shao & Wang, 2019). در ایران نیز پژوهش حاجیان نژاد و همکاران (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که استفاده از مدل‌های چندعاملی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مناسب‌تر است؛ اگرچه معتقدند با توجه به عدم معناداری عوامل ارزش و تمایل به گذشته، تفاوتی میان قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ و چهارعاملی کارهارت وجود ندارد (Hajiannejad, Ebrahimi & Izadinia, 2014). یافته‌های اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) بیانگر کارایی مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌باشد (Islami Bidgoli & Honardoost, 2012). راعی و همکاران (۱۳۸۹) نشان دادند که عوامل صرف ریسک بازار و اندازه، در کنار عامل چولگی بازده می‌توانند به خوبی اختلاف بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را تبیین کنند (Raei, Baharvand & Movafaghi, 2010). یافته‌های ادهم و همکاران (۱۴۰۰) بیانگر آن است که عوامل بازار، اندازه و ارزش دارای بیشترین اثر بر بازدهی سهام می‌باشند (Adham, marfoua & Ebrahimi Sarv Olia, 2022). داودی (۱۴۰۰) نیز نشان داد که از میان

[4] Robust Minus Weak (RMW)

[5] Conservative Minus Aggressive (CMA)

[6] Value effect

عوامل مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، در افق‌های زمانی کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت، عامل بازار دارای بیشترین تاثیر بر بازدهی شرکت‌های مورد مطالعه و در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۰ می‌باشد (Davoodi, 2021).

شا و گائو (۲۰۱۹) معتقدند که مطالعه عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری به جای سهام دارای مزایای متعددی می‌باشد. از نظر آن‌ها عملکرد صندوق‌ها در مقایسه با عملکرد بازار سهام، حساسیت کمتری را نسبت به احساسات سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد و در نتیجه احتمال می‌رود که بازدهی به شکل منطقی‌تری متناسب با ریسک پذیرفته شده آن‌ها باشد. این موضوع سبب افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در مقایسه با سهام می‌گردد (Sha & Gao, 2019). همچنین کان و همکاران (۲۰۱۳)، شن و همکاران (۲۰۱۵) و احمد و همکاران (۲۰۱۸) استدلال می‌کنند که عمده پژوهش‌های پیشین که از روش تحلیل سبدهای طبقه‌بندی شده بر اساس عوامل[7] جهت تشکیل سبدی متنوع از طبقات گوناگون دارایی‌ها بهره برده‌اند، سبب سوگیری عامل قیمت‌گذاری به سمت بالا گردیده‌اند. پژوهش‌های آن‌ها نشان می‌دهند که صندوق‌های مشترک بر اساس اهداف سرمایه‌گذاری منعکس در امیدنامه خود عمل کرده و در نتیجه عملکردشان کمتر تحت سوگیری‌های رو به بالا قرار می‌گیرد (Kan, Robotti & Shanken, 2013; Shen, Zhao & He, 2015; Ahmed, Bu & Tsvetanov, 2018). بریلی و همکاران (۲۰۱۶) نیز با تاکید بر این ویژگی صندوق‌های سرمایه‌گذاری، بیان می‌کنند که صندوق‌ها به نحو بهتری منعکس کننده خالص ارزش فعلی مورد انتظار طبقات دارایی‌های نگهداری شده می‌باشند (Brealey, Myers, Allen, 2016). با توجه به مزیت‌های یاد شده صندوق‌های سرمایه‌گذاری نسبت به سبدهای متشکل از سهام، پژوهش حاضر نیز بر بررسی قابلیت توضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی با استفاده از عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک متمرکز می‌باشد. مطالعات انجام شده در مورد عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با استفاده از مدل‌های عاملی استاندارد به‌طور کلی بیان می‌کنند که

[7] Factor-sorted portfolio analysis

مدیریت فعال برای سرمایه‌گذاران این صندوق‌ها «ارزش افزوده[8]» به ارمغان نخواهد آورد. برای نمونه، یافته‌های التون و گروبر (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که انواع مدل‌های چند عاملی، آلفاهای خالص منفی، از منفی ۰/۶۵ درصد تا منفی ۱/۹۸ درصد در سال را گزارش می‌کنند (Elton & Gruber, 2011). پژوهش باراس و همکاران (۲۰۱۰) در ایالات متحده و کاتبرتسون و همکاران (۲۰۱۲) در بریتانیا نیز بر اهمیت کشف نرخ‌های آلفا مثبت کاذب صندوق‌های سرمایه‌گذاری و تمایز قائل شدن میان شانس و مهارت در ایجاد آلفا مثبت در افق‌های زمانی کوتاه مدت و بلندمدت تاکید کردند؛ به خصوص یافته‌های کاتبرتسون و همکاران (۲۰۱۲) که نشان می‌دهند حدود ۷۵ درصد از صندوق‌های فعال در ایالات متحده و بریتانیا عملا هیچ آلفای مثبتی ایجاد نمی‌کنند، ۲۰ درصد از صندوق‌ها دارای آلفای منفی قابل توجهی هستند و تنها ۵ درصد از صندوق‌ها را می‌توان در زمره عملکرد برتر[9] طبقه‌بندی نمود (Barras, Scaillet & Wermers, 2010; Cuthbertson, Nitzsche & O'Sullivan, 2012). پژوهش‌های پیشین نشان از عدم اتفاق نظر پژوهشگران نسبت به بهترین مدل عاملی، جهت توضیح عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری دارد. یی و هو (۲۰۱۶) سنجه‌های ارزیابی عملکرد صندوق‌های گوناگون در چین را بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مورد بررسی قرار دادند و توانایی این مدل را جهت ارزیابی عملکرد صندوق‌ها تأیید کردند. آن‌ها همچنین دریافتند که پس از تعدیل ریسک، درآمد صندوق‌های سرمایه‌گذاری چینی در کوتاه‌مدت قابل پیش‌بینی است، اما قابلیت پیش‌بینی برای افق‌های بلندمدت چشمگیر نمی‌باشد (Yi & Hu, 2016). یافته‌های پژوهش مینگ لای و لائو (۲۰۱۰) بر روی عملکرد ۳۱۱ صندوق مشترک سرمایه‌گذاری در مالزی نشان می‌دهند که مدل چهار عاملی کارهارت دارای بیش‌ترین قدرت توضیح‌دهندگی و ضریب مربوط به بازدهی بازار دارای بیشترین اثر بر روی عملکرد صندوق‌های مورد پژوهش می‌باشند (Ming Lai & Lau, 2010). پژوهش رحمان و بلوچ (۲۰۱۶) پیرامون عملکرد صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری در پاکستان نیز، بیانگر کارایی مدل قیمت‌گذاری

[8] Add value

[9] True outperformers

دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌باشد. آن‌ها نشان دادند که علیرغم اثرات ضعیف عوامل ارزش و اندازه، عامل بازار در هر دو مدل از بیشترین اثر توضیح‌دهندگی برخوردار بوده است (Rehman & Baloch, 2016).

نظریه ارزیابی عملکرد[10] بر اهمیت استفاده از معیارهای متناسب تاکید می‌کند (Holmstrom, 1979). برای نمونه، هنگام تعیین پاداش مدیر عامل شرکت هواپیمایی، مقایسه عملکرد شرکت با سایر خطوط هوایی می‌تواند با کمک به پایش نمودن شوک‌های رایجی که خارج از کنترل مدیر عامل هستند، کارایی نظام پاداش‌دهی را بهبود بخشد. استفاده از عملکرد صنعت ریلی به عنوان معیار قطعا کارآمدی کمتری خواهد داشت، زیرا شوک‌های وارده به این دو صنعت به طور کامل همبسته نیستند. حد نصاب‌های قانونی که سرمایه‌گذاری صندوق‌های با درآمد ثابت و مختلط در ابزارهای با درآمد متغیر را محدود می‌نمایند[11]، استفاده از نرخ معیار مناسب جهت اندازه‌گیری ریسک بازار را ضروری می‌سازند. ضرورت طراحی یک معیار مناسب در بررسی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل‌های عاملی، نخستین بار در پژوهش سنسوی (۲۰۰۹) مطرح گردید. او با تمایز قائل شدن میان صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام بزرگ و کوچک، از شاخص‌های اس‌اندپی ۵۰۰[12] به عنوان نماینده‌ای از سهام شرکت‌های بزرگ و راسل ۲۰۰۰[13]، از شایع‌ترین معیارهای سرمایه‌گذاری مشترک به عنوان نماینده‌ای از سهام شرکت‌های کوچک، به شکل توامان بهره برد (Sensoy, 2009). سیسی و گیبسون (۲۰۱۲) نیز با اشاره به ویژگی‌های منحصربه‌فرد سرمایه‌گذاری‌های با درآمد ثابت نظیر سررسید و رتبه اعتباری، ضرورت

---

[10] Performance evaluation theory

[11] بر اساس مصوبه مورخ ۱۴۰۱/۰۸/۱۰ شورای عالی بورس، صندوق‌های سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار با درآمد ثابت مجازند تا حداکثر ۲۵ درصد از سبد سرمایه‌گذاری خود را به سهام، حق تقدم سهام و قراردادهای اختیار معامله سهام پذیرفته شده در بورس اختصاص دهند. همچنین صندوق‌های مختلط موظف‌اند تا حداقل ۴۰ و حداکثر ۶۰ درصد از سبد سرمایه‌گذاری خود را به ابزارهای سرمایه‌گذاری یاد شده اختصاص دهند(پایگاه قوانین و مقررات بازار سرمایه ایران).

[12] S&P500

[13] Russell2000

استفاده از شاخص مناسب در ارزیابی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت را مطرح نمودند (Cici & Gibson, 2012). التون و گروبر (۲۰۲۰) با مرور مدل‌های عاملی سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت، ضرورت استفاده از یک شاخص عمومی اوراق بهادار با درآمد ثابت[۱۴] را جهت سنجش عملکرد این صندوق‌ها مورد تاکید قرار دادند (Elton & Gruber, 2020). کاتبرتسون و همکاران (۲۰۲۲) نیز معتقدند که نرخ معیار[۱۵] باید ریسک‌های متداول مربوط به هر نوع صندوق سرمایه‌گذاری را، با توجه به امیدنامه صندوق[۱۶] و سبد سرمایه گذاری آن نمایندگی کند. آن‌ها نشان دادند که استفاده از نرخ‌های معیار گوناگون می‌تواند سبب تعدیل آلفای صندوق‌های سرمایه‌گذاری گردد و لازمه کارایی عوامل مدل عاملی مورد استفاده در ارزیابی عملکرد صندوق، بهره‌گیری از نرخ معیار مناسب است (Cuthbertson, Nitzsche & O'Sullivan, 2022). هِب (۲۰۲۰) هنگام سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری کانادایی با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ، از نرخ‌های معیار گوناگون استفاده نمود. استفاده از شاخص ویژه بازار سهام کانادا[۱۷] برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، شاخص اوراق بهادار با درآمد ثابت کانادا[۱۸] برای صندوق‌های درآمد ثابت و شاخص وزنی ترکیبی، با وزن ۷۰ درصد شاخص ویژه بازار سهام کانادا و ۳۰ درصد شاخص اوراق بهادار با درآمد ثابت کانادا، به جای بازدهی بازار سهام، ضمن تقویت قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ، تطابق بیشتری با نظریه ارزیابی عملکرد را نشان می‌دهد (Hebb, 2020). علیرغم پژوهش‌های انجام شده، این که آیا فاما و فرنچ در طراحی مدل سه عاملی، عوامل مناسبی را انتخاب کرده باشند و اساسا کدام مدل قادر است تا عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در ایران را توضیح دهد، بی پاسخ مانده‌اند. هدف پژوهش حاضر ارائه پاسخی جهت سوالات یادشده، با الهام

[14] General bond index
[15] Benchmark
[16] Mutual fund prospectus
[17] S&P TSX
[18] FTSE TMX

گرفتن از پژوهش هب (۲۰۲۰) از طریق طراحی نرخ معیار مناسب عملکرد بازار و بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در توضیح‌دهندگی عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ایرانی می‌باشد. بر این اساس جهت سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت و بخشی از عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مختلط، به جای بهره‌گیری از شاخص بورس اوراق بهادار[19] که در سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام مورد استفاده قرار گرفته است، از نرخ بازدهی شاخص صکوک[20]، به عنوان یک شاخص عمومی از اوراق بهادار با درآمد ثابت استفاده شده است. التون و گروبر (۲۰۲۰) نشان دادند که کارایی مدل عاملی مبتنی بر شاخص عمومی (تک عاملی) در سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری با درآمد ثابت، تفاوت چشمگیری را با مدل‌های چند عاملی، که از اوراق بهادار درآمد ثابت با سررسید، رتبه اعتباری و نرخ‌های بازدهی گوناگون جهت سنجش ریسک بازار بهره می‌برند، از خود نشان نمی‌دهد (Elton & Gruber, 2020). بنابراین استفاده از بازدهی شاخص صکوک، به عنوان شاخص عمومی عملکرد اوراق بهادار با درآمد ثابت، می‌تواند مشکلات ناشی از عدم تنوع کافی یا فقدان رتبه بندی اعتباری اوراق بهادار با درآمد ثابت در ایران را نیز پوشش دهد. با توجه به ادبیات نظری مرور شده و اهداف پژوهش، فرضیه‌های پژوهش به شرح ذیل تعریف می‌گردند:

فرضیه ۱ : بین مازاد بازده بازار مربوطه و مازاد بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۲ : بین اندازه شرکت (صرف اندازه) و مازاد بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۳ : بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (صرف ارزش) و مازاد بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد.

---

[19] TEDPIX

[20] Sindex

۳- روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش، پژوهشی با استفاده از تحلیل رگرسیونی چند متغیره است که از الگوی حداقل مربعات تعمیم‌یافته[۲۱] بهره می‌برد. جامعه آماری پژوهش شامل آن دسته از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک است که تحت نظارت سازمان بورس و اوراق بهادار، اقدام به جمع‌آوری، تشکیل و مدیریت سبد متشکل از ابزارهای بازار پول و سرمایه می‌نمایند. همچنین قلمرو زمانی پژوهش، دوره‌های ماهانه از ابتدای فروردین ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ را شامل می‌گردد. نمونه‌گیری مبتنی بر حذف روش‌مند صندوق‌های تشکیل دهنده جامعه بوده و پس از حذف صندوق‌هایی با عمر کوتاه‌تر از قلمرو زمانی پژوهش و همچنین حذف یک صندوق[۲۲] به علت فقدان اطلاعات منتشرشده کافی، ۵۹ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک نمونه پژوهش را تشکیل می‌دهند. اسامی صندوق‌های سرمایه‌گذاری نمونه در پیوست ۱ پژوهش قابل مشاهده می‌باشند.

داده‌های مربوط به عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری از طریق گزارشات منتشر شده سازمان بورس و اوراق بهادار، اطلاعات مربوط به نرخ بازده بدون ریسک از طریق اطلاعات منتشر شده در نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی و مرکز داده فرابورس ایران، داده‌های ارزش دفتری و تعداد سهام منتشر شده شرکت‌های نمونه جهت تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری مربوط به عوامل اندازه و ارزش در مدل سه عاملی فاما و فرنچ از طریق گزارش‌های مالی سالانه منتشر شده شرکت‌ها بر روی پایگاه اطلاع رسانی ناشران (کدال) و کلیه داده‌های قیمتی مورد نیاز پژوهش از طریق نرم‌افزار تی‌اس‌ای‌کلاینت[۲۳] استخراج گردیده است. با توجه به فرآیند حسابرسی مستقل صورت‌های مالی شرکت‌های نمونه و استفاده از گزارش‌های مورد تأیید بانک مرکزی و سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، وسیله اندازه‌گیری پایایی داشته و نظر به پشتیبانی مبانی نظری و پیشینه پژوهش یاد شده، وسیله اندازه‌گیری از روایی مکفی بهره‌مند می‌باشد. جهت طبقه‌بندی داده‌ها و محاسبه متغیرهای پژوهش از

---

[21] Generalized least squares

[۲۲] صندوق نواندیشان بازار سرمایه

[23] TSEclient

نرم‌افزار اکسل[۲۴] و جهت تحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزارهای ایویوز[۲۵] (نسخه ۱۳) و استتا[۲۶] (نسخه ۱۷) استفاده گردیده است.

پژوهش حاضر جهت سنجش عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مطابق با پژوهش‌های مینگ لای و لائو (۲۰۱۰)، رحمان و بلوچ (۲۰۱۶) و شا و گائو (۲۰۱۹) از مدل سه عاملی فاما و فرنچ استفاده می‌کند (Ming Lai & Lau, 2010; Rehman & Baloch, 2016; Sha & Gao, 2019). مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که توسط شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و بلک (۱۹۷۲) ارائه گردید (Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Black, 1972)، نخستین مدل تعادلی است که سعی در برقراری ارتباطی عقلایی میان ریسک پذیرفته شده و بازدهی حاصل از آن دارد. جنسن (۱۹۶۸) از این مدل در توسعه معیار آلفای جنسن بهره برد (Jensen, 1968) و بسیاری از پژوهشگران از جمله کامبی و گلن (۱۹۹۰)، مالکیل (۱۹۹۵)، کوتاری و وارنر (۲۰۰۱) از آن استفاده نمودند (Cumby & Glen, 1990; Malkiel, 1995; Kothari & Warner, 2001). در مقابل پژوهشگران متعددی نظیر باسو (۱۹۷۷) و بنز (۱۹۸۱) با تشریح بی قاعدگی‌ها[۲۷]، بازده مازاد بازار را جهت توضیح‌دهندگی مازاد بازدهی دارایی‌های سرمایه‌ای ناکافی دانستند (Basu, 1977; Banz, 1981). مطالعات فاما و فرنچ (۱۹۹۶) نشان داد که مدل سه عاملی آن‌ها قادر است تا اثر عمده این بی قاعدگی‌ها را ناپدید کند (Fama & French, 1996). رابطه 0 مدل پژوهش، مدل سه عاملی فاما فرنچ را به نمایش می‌گذارد:

$$R_{it} - RFR_t = \alpha_i + \beta_1 MktExcess_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

[24] Excel
[25] Eviews13
[26] Stata17
[27] Anomalies

که در آن R_{it}، بازدهی صندوق i در دوره t، REF_t ریسک بازده بدون ریسک، $MktExcess_t$ مازاد بازدهی بازار، SMB_t عملکرد سبد اندازه و HML_t نیز عملکرد سبد ارزش در دوره t را نشان می‌دهند.

سرمایه‌گذاران صندوق‌ها با توجه به امیدنامه صندوق می‌توانند دو نوع بازده سرمایه‌ای و نقدی را کسب نمایند. برای آن دسته از صندوق‌های سرمایه‌گذاری که به صورت نقدی سود توزیع می‌کنند، خالص ارزش دارایی‌ها[۲۸] پیش از توزیع سود نقدی در محاسبه بازدهی دوره لحاظ گردیده است. رابطه (۲) نحوه محاسبه بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. این روش سنجش عملکرد صندوق‌ها با روش به کارگرفته شده توسط مینگ لای و لائو (۲۰۱۰)، بدیعی (۱۴۰۱) و بدیعی و همکاران (۱۴۰۲) مطابقت دارد (Ming Lai & Lau, 2010; Badiei, 2022; Badiei et al., 2023). ضمن آن که اطلاعات مربوط به بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری به صورت ماهانه توسط سازمان بورس و اوراق بهادار منتشر می‌گردد.

$$R_{it} = \frac{NAV_{it} - NAV_{it-1}}{NAV_{it-1}} \qquad (۲)$$

که در آن R_{it}، NAV_{it} و NAV_{it-1} به ترتیب بیانگر بازدهی، خالص ارزش دارایی‌های صندوق سرمایه‌گذاری i در دوره‌های t و t-1 می‌باشند.

نرخ بازدهی بدون ریسک یا REF_t برای دوره‌های فروردین ۱۳۹۲ تا مهرماه ۱۳۹۴ برابر با نرخ ماهانه شده سپرده‌پذیری کوتاه مدت بانک‌های دولتی و پس از آن برابر با نرخ ماهانه اسناد خزانه سه ماهه می‌باشد که با روش بکارگرفته شده توسط بدیعی و همکاران (۱۴۰۲) مطابقت دارد (Badiei et al., 2024).

[28] Net Asset Value(NAV)

مازاد بازدهی بازار بر اساس پژوهش هِب (۲۰۲۰) و تناسب میان نرخ معیار ($R_{Bench,t}$) و نوع صندوق محاسبه گردیده است. بر این اساس نرخ معیار برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، برای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار با درآمد ثابت، بازدهی شاخص صکوک و برای صندوق‌های مختلط برابر با میانگین وزنی این دو شاخص با وزن ۷۰ درصدی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و ۳۰ درصدی شاخص صکوک می‌باشد. مازاد بازدهی یا MktExcess در هر دوره ماهانه، از تفاوت نرخ معیار دوره و نرخ بازده بدون ریسک ماهانه، مطابق رابطه 0 حاصل می‌گردد.

$$MktExcess_t = R_{Bench,t} - RFR_t \qquad (۳)$$

با توجه به عدم وجود پایگاه داده معتبر جهت اندازه‌گیری و گزارش عملکرد سبدهای اندازه (SMB) و ارزش (HML) در بازار سرمایه ایران، اثر این دو عامل با استفاده از روش نمونه‌گیری از شرکت‌های فعال در این بازار طی دوره ۱۱۶ ماهه پژوهش و تشکیل سبدهای مربوطه مطابق با روش بکار گرفته شده توسط اسلامی بیدگلی و هنردوست (۱۳۹۱) و عبده تبریزی و اسدی قره جلو (۱۳۹۸) مورد سنجش قرار گرفته است (Islami Bidgoli & Honardoost, 2012; Abdoh Tabrizi & Asadi Gharehjeloo, 2019). شرکت‌های نمونه از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران که دارای ویژگی‌های زیر بودند، انتخاب گردیده‌اند:

۱) سال مالی شرکت‌های نمونه منتهی به پایان اسفندماه می‌باشد.
۲) طی دوره زمانی مورد پژوهش به طور پیوسته در بورس اوراق بهادار یا فرابورس ایران مورد پذیرش بوده و گزارش‌های مالی سالانه خود را به طور منظم از طریق سامانه اطلاع رسانی ناشران (کدال) منتشر کرده‌اند.
۳) در طول قلمرو زمانی پژوهش دارای ارزش دفتری نامنفی بوده‌اند.

۴) آن دسته از شرکت‌هایی که دارای کسری اطلاعات در دوره زمانی مورد پژوهش بودند، از نمونه مستثنی گردیده‌اند.

پس از اعمال شاخصه‌های فوق، ۱۴۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به عنوان حجم نمونه نهایی جهت محاسبه عوامل مدل سه عاملی فاما و فرنچ برگزیده شدند. جهت تشکیل سبدهای مربوط به عوامل اندازه و ارزش، نیازمند محاسبه متغیرهای زیر می‌باشیم:

۱) بازده سهام: بازده سهام می‌تواند از دو جز بازده سرمایه‌ای و منافع حاصل از مالکیت ایجاد شود. این منافع شامل بازده نقدی و افزایش سرمایه از محل اندوخته یا مطالبات و آورده نقدی می‌باشند. بنابراین بازده سهام شرکت‌های نمونه طی دوره پژوهش با استفاده از رابطه (۴) محاسبه گردیده است:

$$r_{it} = \frac{D_t + P_t(1+\alpha+\beta) - (P_{t-1} + \alpha(1000))}{P_{t-1} + \alpha(1000)} \times 100 \qquad (۴)$$

که آن P_t بیانگر قیمت سهم در پایان دوره t ، P_{t-1} قیمت سهم در ابتدای دوره t ، D_t سود تقسیمی طی دوره، α درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی و β درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته می‌باشند که با روش بکارگرفته شده توسط راعی و پویان فر (۱۳۸۵) مطابقت دارد (Raei & Pouyanfar, 2007).

۲) سبد اندازه: عامل اندازه یا SMB بیانگر تفاوت بازدهی سبد سهام شرکت‌های کوچک و شرکت‌های بزرگ می‌باشد. به منظور محاسبه بازدهی سبد اندازه، ابتدا شرکت‌های نمونه در هر دوره بر حسب ارزش شرکت، به دو دسته سهام با اندازه بزرگ (B) و سهام با اندازه کوچک (S) تقسیم می‌گردند. ارزش شرکت از حاصل ضرب تعداد سهام منتشر شده شرکت در آخرین روز از دوره قبل در قیمت سهام همان دوره حاصل می‌گردد (اسلامی بیدگلی و هنردوست،۱۳۹۱). پس از آن شرکت‌های نمونه را بر حسب نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، به سه دسته ۳۰ درصد فوقانی (H)، ۴۰ درصد میانی (M) و ۳۰ درصد تحتانی (L)

تقسیم می‌کنیم. مطابق روش به کار گرفته شده در پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۲)، مقادیر ارزش دفتری به ارزش بازار بیش از ۰/۹۹۵ برابر با ۰/۹۹۵ و مقادیر کمتر از ۰/۰۰۵ برابر با ۰/۰۰۵ در نظر گرفته می‌شود (Fama & French, 1992). از تقاطع ۵ گروه حاصل شده، ۶ سبد سرمایه‌گذاری تشکیل و بازدهی سبد اندازه مطابق رابطه ۵ محاسبه می‌گردد:

$$r_{SMB} = \frac{(r_{SH} + r_{SM} + r_{SL})}{3} - \frac{(r_{BH} + r_{BM} + r_{BL})}{3} \quad (۵)$$

که r_{SH}، r_{SM} و r_{SL} بازدهی سبدهای حاصل از تقاطع شرکت‌های کوچک با به ترتیب ۳۰ درصد فوقانی، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد تحتانی شرکت‌ها از نظر ارزش دفتری می‌باشند. به همین ترتیب r_{BH}، r_{BM} و r_{BL} نیز بازدهی سبدهای حاصل از تقاطع شرکت‌های بزرگ با به ترتیب ۳۰ درصد فوقانی، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد تحتانی شرکت‌ها از نظر ارزش دفتری را نشان می‌دهند.

۳) سبد ارزش: عامل ارزش یا HML بیانگر تفاوت بازدهی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین می‌باشد. با استفاده از ۶ سبد تشکیل شده بر حسب ارزش و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت‌های نمونه، بازدهی سبد ارزش نیز مطابق رابطه (۶) محاسبه می‌گردد:

$$r_{HML} = \frac{(r_{SH} + r_{BH})}{2} - \frac{(r_{SL} + r_{BL})}{2} \quad (۶)$$

سبد اندازه جهت در نظر گرفتن عامل ریسک مرتبط با اندازه شرکت طراحی شده است، در حالی که سبد ارزش عامل ریسک سهام رشدی (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین) در برابر ارزشی (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا) می‌باشد. براون و ریلی (۲۰۰۹) معتقدند که ادبیات پژوهش حاکی از اهمیت این دو عامل در ارزیابی عملکرد سرمایه‌گذاری می‌باشد (Brown & Reily, 2009).

۴- یافته‌های پژوهش

جدول ۱ شاخص‌های مرکزی و پراکندگی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. بر اساس یافته‌های حاصل شده، بازدهی مازاد صندوق‌های سرمایه‌گذاری طی دوره ۱۱۶ ماهه فروردین ۱۳۹۲ تا آبان ۱۴۰۱ به طور متوسط بیش از بازدهی مازاد بازار بوده است. همچنین در حالی که حداکثر مازاد بازدهی کسب شده توسط بازار ۳۹/۸۷ درصد بوده است، صندوق‌های سرمایه‌گذاری بیشینه‌ای معادل ۵۲/۳ درصد را به ثبت رسانده‌اند. حداقل بازدهی مازاد کسب شده توسط صندوق‌های سرمایه‌گذاری نیز کمتر از حداقل مازاد بازدهی بازار است. این دامنه تغییرات متفاوت نشان می‌دهد که صندوق‌های سرمایه‌گذاری نسبت به بازار از ریسک بالاتری برخوردار بوده‌اند و انحراف معیار صندوق‌ها حدود ۰/۶۶ درصد بیش از انحراف معیار بازار بوده است[۲۹]. متوسط بازدهی سبد اندازه نیز منفی است و نشان می‌دهد که سبد متشکل از سهام شرکت‌های بزرگ توانسته‌اند که در دوره زمانی مورد پژوهش به طور متوسط ۰/۰۶ درصد بیش از شرکت‌های کوچک بازدهی کسب کنند. منفی بودن متوسط بازدهی سبد ارزش نیز بیانگر عملکرد بهتر سهام شرکت‌های رشدی نسبت به شرکت‌های ارزشی بوده است. بر اساس **جدول ۱** سبد متشکل از شرکت‌های رشدی در دوره ۱۱۶ ماهه مورد پژوهش، به طور متوسط ماهانه ۳/۲ درصد بیش از سبد شرکت‌های ارزشی بازدهی کسب کرده‌اند. داده‌های مربوط به انحراف معیار نیز نشان می‌دهند که ریسک سبدهای اندازه و ارزش نسبت به کل بازار کمتر بوده است. متوسط نرخ بهره بدون ریسک ماهانه در دوره مورد پژوهش نیز برابر با ۱/۵۹ درصد بوده است، در حالی که کمینه و بیشینه این نرخ در دوره مورد بررسی به ترتیب اعداد ۱/۱ و ۲/۰۷ درصد را نشان می‌دهد.

[۲۹] صندوق‌های سرمایه‌گذاری با وجود انحراف معیار بالاتر از بازدهی بازار، عملکرد مطلوب‌تری را به ثبت رسانده‌اند. نسبت شارپ برای صندوق‌ها رابر با ۰/۱۵۲ است، در حالی که بازار طی دوره مشابه نسبت شارپی برابر با ۰/۱۲۴ دارد. بنابراین صندوق‌ها طی دوره مورد پژوهش، نسبت پاداش به ریسک بالاتری داشته‌اند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 1. Descriptive statistics of variables
Source: Research calculations

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
بازدهی مازاد صندوق	Ri_RFR	۰/۰۱۱۶	۰/۰۰۰۷	۰/۵۲۳۰	-۰/۲۶۹۲	۰/۰۷۶۸	٦٨٤٤
بازدهی مازاد بازار	MktExcess	۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۰٤	۰/۳۹۸۷	-۰/۲٤۰۹	۰/۰۷۰۲	٦٨٤٤
بازدهی سبد اندازه	SMB	-۰/۰۰۰٤	-۰/۰۰۰٦	۰/۱٤٥۳	-۰/۲۸٦۹	۰/۰٥٤۹	٦٨٤٤
بازدهی سبد ارزش	HML	-۰/۰۳۲۰	-۰/۰۲۹۷	۰/۱۲٤۷	-۰/۲۰۹۰	۰/۰٥٤٤	٦٨٤٤

جدول ۲ نتایج همبستگی میان متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد . یافته‌ها بیان می‌کنند که از میان متغیرهای توضیح‌دهنده پژوهش، مازاد بازدهی بازار بیشترین همبستگی را با مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری داشته است. در حالی که جهت همبستگی میان مازاد بازدهی صندوق با مازاد بازدهی بازار و بازدهی سبد ارزش مثبت است، بازدهی سبد اندازه همبستگی منفی با مازاد بازده کسب شده توسط صندوق‌ها را نشان می‌دهد. همچنین جهت بررسی احتمال هم‌خطی میان متغیرهای توضیح‌دهنده از آزمون عامل تورم واریانس[۳۰] استفاده گردیده است که هم‌خطی چندگانه میان این متغیرها را اندازه‌گیری می‌کند. نتایج آزمون هم‌خطی در نرم افزار استتا نشان می‌دهد که عامل تورم ورایانس برای تمامی متغیرهای توضیح دهنده پژوهش بسیار نزدیک به ۱ می‌باشد و در نتیجه میان متغیرهای توضیح دهنده هم‌خطی وجود ندارد.

[30] Variance inflation factor (VIF) test

جدول ۲. همبستگی متغیرهای پژوهش
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 2. Correlations matrix
Source: Research calculations

متغیر	Ri_RFR	MktExcess	SMB	HML
Ri_RFR	۱			
MktExcess	۰/۹۰٦	۱		
SMB	-۰/۰٦۸	-۰/۱۱٤	۱	
HML	۰/۱۱۳	۰/۱۳۱	-۰/۱۲۱	۱
VIF	-	۱/۰٤	۱/۰۳	۱/۰۳

جهت اطمینان از ایستایی متغیرهای مدل، ثابت بودن میانگین، واریانس و کوواریانس آن‌ها در طول زمان و پیشگیری از وقوع رگرسیون کاذب، از آزمون‌های ایم، پسران و شین[۳۱] و فیشر[۳۲] استفاده شده است. **جدول ۳** نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای تک تک متغیرهای مورد استفاده در مدل را نشان می‌دهد. یافته‌های آزمون نشان می‌دهند که کلیه متغیرهای پژوهش در سطح ۵ درصد مانا و فاقد ریشه واحد می‌باشند. همچنین با توجه به مانایی تمامی متغیرها در سطح، نیازی به لحاظ روند زمانی و تفاضل‌گیری نبوده است.

[31] Im, Pesaran, and Shin W-stat

[32] ADF – Fisher Chi-square

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 3. The Unit Root Test Results
Source: Research calculations

متغیر	نماد	آزمون ها				
			IPS		ADF	
			I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
مازاد بازدهی صندوق ها	Ri_RFR	آماره	-۱۹/۹۱۹۵	-	٦٦١/١٦٣	-
		احتمال	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	-
مازاد بازدهی بازار	MktExcess	آماره	-۲۴/۹۲۳۳	-	۸۹۰/۰۵۵	-
		احتمال	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	-
بازدهی سبد اندازه	SMB	آماره	-۲۲/۳۱۸۳	-	۷٤۹/٦٦۳	-
		احتمال	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	-
بازدهی سبد ارزش	HML	آماره	-۳۳/۴۱۷۰	-	۱۳۱۰/۲۷	-
		احتمال	۰/۰۰۰۰	-	۰/۰۰۰۰	-

آزمون دوم که جهت اطمینان از پیشگیری از رگرسیون کاذب و برآورد صحیح رگرسیون ضرورت دارد، آزمون هم‌انباشتگی[۳۳] میان متغیرهای پژوهش می‌باشد. آزمون هم‌انباشتگی فردی یوهانسون[۳٤]، که به آزمون هم‌انباشتگی پسماند کائو[۳۵] نیز مشهور است برای مجموعه متغیرهای مدل‌ها، با توجه به آماره آزمون و احتمال مربوط به آن، بیانگر رد فرضیه صفر و وجود هم‌انباشتگی میان متغیرهای هر دو مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد. نتایج

[33] Cointegration
[34] Individual Johonsen Cointegration test
[35] Kao Residual Cointegration test

مربوط به آزمون هم انباشتگی در نرم افزار استتا در **جدول ٤** پژوهش قابل مشاهده می‌باشد. بر اساس نتیجه آزمون، با حصول اطمینان از وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای وابسته و مستقل و در نتیجه صحت رگرسیون به تخمین مدل و تحلیل نتایج حاصل از آن پرداخته شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 4. The Cointegration Test Results
Source: Research calculations

معیار	آماره	احتمال	نتیجه
Modified Dickey–Fuller t	-۲۳۰	۰/۰۰۰۰	هم انباشتگی متغیرهای پژوهش
Dickey–Fuller t	-۷۹/۰۳۹۰	۰/۰۰۰۰	
Augmented Dickey–Fuller t	-۵۱/۵۱۲۷	۰/۰۰۰۰	
Dickey–Fuller t Unadjusted modified	-۲٦۰	۰/۰۰۰۰	
Unadjusted Dickey–Fuller t	-۷۸/۷۸٦۸	۰/۰۰۰۰	

نخستین آزمون جهت تشخیص تلفیقی[۳٦]یا تجمیعی[۳۷] بودن مدل پژوهش، آزمون چاو (F-لیمر) می‌باشد. **جدول ۵** نتایج حاصل از رگرسیون با اثرات ثابت به همراه یافته‌های آزمون چاو را نشان می‌دهد. با توجه به این که مقدار احتمال آزمون بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد، مدل پژوهش از نوع تجمیعی می‌باشد.

[36] Panel Model
[37] Pooled Model

جدول ۵. نتایج آزمون چاو
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 5. Results of F-Limer test (Chow test)
Source: Research calculations

متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری ضرایب	آماره F مدل	معناداری مدل
MktExcess	۰/۹۹۹۴	۰/۰۰۵۷	۱۷۶/۲۸	۰/۰۰۰۰	۱۰۵۶۳/۳۷	۰/۰۰۰۰
SMB	۰/۰۸۹۲۰	۰/۰۰۷۲	۱۲/۳۸	۰/۰۰۰۰		
HML	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۷۳	۰/۱۶	۰/۸۷٤		
alpha	-۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۰۵	٦/۵۲	۰/۰۰۰۰		
یافته های آزمون چاو						
ضریب تعیین مدل	۰/۸۹۸۸					
آماره F آزمون چاو	۰/۸۹					
Prob>F	۰/۷۰۵۲					

یکی از مفروضات کلاسیک معادلات رگرسیونی، صفر بودن کواریانس میان اجزای خطا و عدم وابستگی آن‌ها به یکدیگر در طول زمان یا به صورت مقطعی می‌باشد. برای آزمون خودهمبستگی[۳۸] از آزمون والدریج[۳۹] استفاده می‌شود. با توجه به عدم در دسترس بودن این آزمون در نرم افزار ایویوز برای داده‌های پانل، از نرم افزار استتا برای انجام آزمون استفاده

[38] Autocorrelation
[39] Wooldridge test

گردیده است. فرضیه صفر آزمون بیانگر عدم خودهمبستگی خطاها در مرتبه اول می‌باشد. نتایج آزمون نشان می‌دهد که آماره آزمون برابر با ۰/۰۱۰ و احتمال آن برابر با ۰/۹۱۹۹ می‌باشد. با توجه به آماره آزمون و همچنین احتمال آن، فرضیه صفر پژوهش مبنی بر عدم خودهمبستگی خطاها رد نشده و مدل پژوهش فاقد خودهمبستگی می‌باشد.

فرض دیگر مدل رگرسیون خطی، ثابت بودن واریانس خطاها می‌باشد. در صورت عدم تحقق این فرض، با شرایط ناهمسانی واریانس[۴۰] مواجه می‌باشیم. در این شرایط اگرچه ضرایب برآورد شده نااریب می‌باشند اما احتمال اریب بودن انحراف معیارها وجود دارد. بنابراین پیش استنباط آماری لازم است تا از ثابت بودن جز خطا مدل اطمینان حاصل کنیم. جهت آزمون وجود ناهمسانی واریانس از آزمون بروش-پاگان[۴۱] در نرم افزار استتا استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون بیانگر ثابت بودن واریانس جز خطا در مدل می‌باشد. نتایج آزمون نشان می‌دهد که آماره آزمون برابر با ۲۹۷/۴۶ و احتمال آن برابر با ۰/۰۰۰۰ می‌باشد. با توجه به آماره آزمون و همچنین احتمال آن، فرضیه صفر پژوهش مبنی بر ثابت بودن واریانس خطا رد و با شرایط ناهمسانی واریانس مواجه می‌باشیم.

ناهمسانی واریانس مشکلی رایج در پژوهش‌های مالی و با استفاده از داده‌های پانل می‌باشد. یافته‌های پیترسون (۲۰۰۹) نشان می‌دهد که ۴۲ درصد از مقاله‌های مجلات معتبر «مجله مالی[۴۲]»، «مجله اقتصاد مالی[۴۳]» و «مروری بر مطالعات مالی[۴۴]» که بین سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۴ و با استفاده از داده‌های پانل منتشر شده‌اند، با مشکل ناهمسانی واریانس و اریب بودن انحراف معیار ضرایب برآورد شده درگیر می‌باشند (Petersen, 2009). تامپسون (۲۰۱۱) پیشنهاد می‌کند که پژوهشگران برای رفع ناهمسانی واریانس از تصحیح وایت-خوشه‌بندی دوگانه[۴۵] استفاده کنند (Thompson, 2011). در پژوهش حاضر با توجه به

---

[40] Heteroskedasticity

[41] Breusch-Pagan test

[42] Journal of Finance

[43] Journal of Financial Economics

[44] Review of Financial Studies

[45] White two-way cluster

وابستگی مقطعی[٤٦]، که سبب از میان رفتن کارایی روش حداقل مربعات معمولی[٤٧] می‌گردد، بر اساس روش به کار گرفته شده توسط نوربخش و ایرانی جانیارلو (۱۳۹۹) از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته و جهت از میان بردن مشکل ناهمسانی واریانس نیز، از تصحیح وایت-دوره زمانی[٤٨] استفاده گردیده است. **جدول ٦** نتایج حاصل از برآورد مدل پژوهش با استفاده از نرم افزار ایویوز را نشان می‌دهد. بر این اساس آماره F مدل(۷۵۶۷/۳۳۳) و احتمال مربوط به آن(۰/۰۰۰۰) بیانگر معناداری مدل می‌باشند. از میان متغیرهای توضیح‌دهنده پژوهش، متغیرهای مازاد بازدهی بازار و بازده سبد اندازه معنادار و بازده سبد ارزش فاقد تاثیر معنادار بر عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌باشند. ضریب تعیین مدل نیز برابر ۷۶/۸۴ درصد می‌باشد و نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل پژوهش توضیح داده شده است.

جدول ٦. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته
ماخذ: محاسبات پژوهش

Table 6. Results of Estimating the model using the Generalized least squares(GLS) method
Source: Research calculations

متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری ضرایب	آماره F مدل	معناداری مدل
MktExcess	۰/۹۸۶۳	۰/۰۰٦۵	۱۵۰/۸٤٦٤	۰/۰۰۰۰	۷۵٦۷/۳۳۳	۰/۰۰۰۰
SMB	۰/۰۷۲۰	۰/۰۰٦۷	۱۰/٦٤۷۲	۰/۰۰۰۰		
HML	۰/۰۰٤۸	۰/۰۰۷۰	۰/٦۸	۰/٤۹۷۸		
alpha	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۰٤	۷/۷۳۳۱	۰/۰۰۰۰		

[46] Cross-Sectional Dependence
[47] Ordinary least squares (OLS)
[48] White cross section (Period Cluster)

ضریب تعیین	۰/۷٦۸۵
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷٦۸٤
خطای استاندارد رگرسیون	۰/۹۹۹۵
واریانس وابسته میانگین	۰/۱۲۹۳
واریانس وابسته انحراف معیار	۲/۰۹۳
باقیمانده مجموع مربعات	٦۸۳۳/۱۹۲
آماره دوربین واتسون	۱/۹٤

۵- بحث و نتیجه گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی قدرت توضیح‌دهندگی عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ و بازتعریف نرخ معیار در محاسبه مازاد بازدهی بازار می‌باشد. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهند که قدرت توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ با استفاده از متناسب‌سازی نرخ معیار با نوع صندوق سرمایه‌گذاری به شکل چشمگیری افزایش یافته است. همچنین یافته‌های پژوهش بیانگر معناداری و اثر مثبت مازاد بازدهی بازار و بازدهی سبد اندازه هستند و فرضیه‌های اول و دوم پژوهش را مورد تأیید قرار می‌دهند. بدین معنا که یک واحد تغییر در عامل مازاد بازدهی بازار سبب تغییر ۰/۹۹ واحدی در مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد که نشان‌دهنده تنوع سبد سرمایه‌گذاری صندوق‌ها و حفظ ارزش پول سرمایه‌گذاران در بلندمدت می‌باشد (Davoodi, 2021). همچنین تغییر یک واحدی

در عامل اندازه، سبب تغییر ۰/۰۷ واحدی در مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌گردد. بنابراین سرمایه‌گذاری صندوق‌ها در سهام شرکت‌های بزرگ می‌تواند اثر مثبتی بر مازاد بازدهی آن‌ها داشته باشد. اثر مثبت عامل ارزش بر مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری به لحاظ آماری معنادار نبوده و بنابراین سرمایه‌گذاری صندوق‌ها در سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، مازاد بازدهی آن‌ها را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. این موضوع بیانگر آن است که اگرچه انتظارات سرمایه‌گذاران ناشی از تحولات آتی، نسبت به رشد بازده سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، سبب افزایش بازدهی این نوع سهام در میان مدت می‌گردد (Davoodi, 2021)، اما در بلندمدت عامل تأثیرگذاری بر بازده سهام و در نتیجه مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری به شمار نمی‌رود. بنابراین فرضیه سوم پژوهش که بیانگر ارتباط معنادار میان صرف ارزش و مازاد بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. معناداری و مثبت بودن ضریب آلفا، که نشان دهنده تاثیر مدیریت فعال صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر بازده تعدیل شده با ریسک آن‌ها می‌باشد، بیانگر آن است که صندوق‌های مورد مطالعه در قلمرو زمانی پژوهش، عملکردی برتر از عملکرد بازار را از خود نشان داده‌اند. با این حال ضریب تعیین مدل پژوهش که نشان از قدرت توضیح‌دهندگی بالای بازار دارد، نشان می‌دهد که سهم مدیریت فعال از عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری چندان چشمگیر نمی‌باشد که با یافته‌های نبی زاده و سپهوند (۱۳۹۹) مطابقت دارد (Nabizade & Sepahvand, 2020) و می‌تواند ناشی از تاثیر گرفتن بازار و عملکرد صندوق‌ها از شوک‌های کلان اقتصادی باشد (Ansari and Rezazadeh, 2025). کاتبرتسون و همکاران (۲۰۲۲) علت این امر را در نظر نگرفتن خالص هزینه‌های معاملاتی در مدل‌های عاملی می‌دانند. از نظر آن‌ها علیرغم گزارش آلفا مثبت صندوق‌ها در مدل‌های عاملی، این صندوق‌ها ممکن است به علت هزینه‌های مستقیم سرمایه‌گذاری نظیر کارمزد صندوق، عملکرد مطلوب‌تری نسبت به شاخص نداشته باشند (Cuthbertson, Nitzsche & O'Sullivan, 2022).

قلمرو زمانی پژوهش یک دوره ۱۱۶ ماهه را شامل می‌گردد. اجرایی شدن لایحه آزادسازی سهام عدالت، افزایش چشمگیر سرمایه‌گذاران حقیقی، وقوع چرخه‌های تجاری،

رویدادهای اقتصاد سیاسی که بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بازدهی بدون ریسک اثر گذار بودند[۴۹] و همچنین حجم نمونه پژوهش نسبت به پژوهش‌های مشابه در زمینه صندوق‌های سرمایه‌گذاری، تعمیم‌پذیری نتایج حاصل از آن را منطقی می‌نماید.

با توجه به نتایج جالب توجه استفاده از نرخ معیار متناسب، بررسی عملکرد تعدیل شده با ریسک صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده سایر مدل‌های عاملی و نرخ متناسب، به پژوهشگران پیشنهاد می‌گردد. همچنین بررسی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل‌های عاملی در رابطه با عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری در افق‌های کوتاه مدت و بلندمدت نیز می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی قرار گیرد.

باتوجه به موجود بودن داده‌های مربوط به شاخص صکوک از اسفند ۱۳۹۱، امکان گسترده‌تر نمودن قلمرو زمانی پژوهش از پژوهشگران سلب گردید که محدودیت پژوهش به شمار می‌رود.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.

Conflict of Interest: The authors declare no conflict of interest.

Funding: The authors received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Abdoh Tabrizi, H., & Asadi Gharehjeloo, B. (2019). An evaluation of mutual funds performance in Iranian capital market by combining market timing models with the Fama and French three factor model. *Journal of Investment Knowledge, 8*(31), 175–192. [in Persian].

[۴۹] توافق موقت ژنو در آذرماه ۱۳۹۲، امضای برجام در تیرماه ۱۳۹۴، خروج یک طرفه ایالات متحده از برجام در اردیبهشت ۱۳۹۷ و تحولات ناشی از هر یک از این پدیده‌ها از آن جمله‌اند.

Adham, A., Marfoua, M., & Ebrahimi Sarv Olia, M. (2022). Comparison of explanatory power of linear and nonlinear models predicts expected stock returns. *Journal of Securities Exchange*, *14*(56), 111–140. https://doi.org/10.22034/jse.2021.11602.1711 [in Persian].

Ahmed, S., Bu, Z., & Tsvetanov, D. (2021). Best of the best: A comparison of factor models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *56*(4), 1189–1228. https://doi.org/10.1017/s002210902000084x

Ansari, F. and Rezazadeh, A. (2025). The effects of external uncertainty shocks on Iran's macroeconomy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(2), 1-41. doi: 10.22055/jqe.2023.40809.2483 [in Persian].

Badiei, M. (2022). *The effect of systematic risk sources on the performance of mutual funds in Tehran Stock Exchange* [Paper presentation]. 2nd International Conference on Management Laboratory and Innovative Approaches in Management and Economics, Tehran, Iran. https://civilica.com/doc/1588995 [in Persian].

Badiei, M. , Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. and Sargolzaei, M. (2023). The Effect of Ownership Structure on the Corporate Financial Performance in Tehran Stock Exchange: a Dynamic Panel Data Analysis. *Financial Management Perspective*, 13(42), 63-90. doi: 10.48308/jfmp.2023.103950 [in Persian].

Badiei, M. , Ebrahimi Sarve Oliya, M. H. and Sargolzaei, M. (2024). Investigating the effect of investor sentiment on the efficiency of asset pricing factor models. *The Journal of Economic Policy*, 15(30), 67-94. doi: 10.22034/epj.2024.20221.2444 [in Persian].

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, *9*(1), 3–18. https://doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0

Barras, L., Scaillet, O., & Wermers, R. (2010). False discoveries in mutual fund performance: Measuring luck in estimated alphas. *The Journal of Finance*, *65*(1), 179–216. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01527.x

Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*, *32*(3), 663–682. https://doi.org/10.2307/2326312

Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of Business*, *45*(3), 444–455.

Brealey, R. A., Myers, S. C., & Allen, F. (2016). *Principles of corporate finance*. McGraw-Hill Education.

Brown, K. C., & Reilly, F. K. (2009). *Analysis of investments and management of portfolio*. South-Western Cengage Learning.

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, *52*(1), 57–82. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x

Cici, G., & Gibson, S. (2012). The performance of corporate bond mutual funds: Evidence based on security-level data. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *47*(1), 159–178.

Cumby, R. E., & Glen, J. D. (1990). Evaluating the performance of international mutual funds. *The Journal of Finance*, *45*(2), 497–521. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb03703.x

Cuthbertson, K., Nitzsche, D., & O'Sullivan, N. (2012). False discoveries in UK mutual fund performance. *European Financial Management*, *18*(3), 444–463. https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2010.00552.x

Cuthbertson, K., Nitzsche, D., & O'Sullivan, N. (2022). Mutual fund performance persistence: Factor models and portfolio size. *International Review of Financial Analysis*, *82*, 102133. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102133

Davoodi, S. (2021). Stock returns analysis based on Fama and French five-factor model in different time scales with wavelet analysis approach: Case study: Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities Exchange*, *14*(54), 5–40. https://doi.org/10.22034/jse.2021.10920.1202 [in Persian].

Elton, E. J., & Gruber, M. J. (2011). *Mutual funds* [Working paper]. Social Science Research Network. https://ssrn.com/abstract=2088418

Elton, E. J., & Gruber, M. J. (2020). A review of the performance measurement of long-term mutual funds. *Financial Analysts Journal, 76*(3), 11–26. https://doi.org/10.1080/0015198X.2020.1738126

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance, 47*(2), 427–465. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x

Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance, 51*(1), 55–84. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x

Fama, E. F., & French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics, 105*(3), 457–472. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.05.011

Fama, E. F., & French, K. R. (2017). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics, 123*(3), 441–463. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.11.006

Gruber, M. J. (1996). Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds. *The Journal of Finance, 51*(3), 783–810. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02709.x

Hajiannejad, A., Ebrahimi, M., & Izadinia, N. (2014). A comparison between basic Fama and French three factor model and basic Carhart four factors model in explaining the stock return on Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing, 2*(3), 17–28. [in Persian].

Hebb, G. (2020). On the performance of Bank-managed mutual funds: Canadian evidence. *Journal of Economics and Finance, 44*, 788–810. https://doi.org/10.1007/s12197-020-09518-4

Holmström, B. (1979). Moral hazard and observability. *The Bell Journal of Economics, 10*(1), 74–91.

Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *The Review of Financial Studies, 28*(3), 650–705. https://doi.org/10.1093/rfs/hhu068

Hu, G. X., Chen, C., Shao, Y., & Wang, J. (2019). Fama–French in China: Size and value factors in Chinese stock returns. *International Review of Finance, 19*(1), 3–44. https://doi.org/10.1111/irfi.12157

Islami Bidgoli, G., & Honardoost, A. (2012). Fama and French three-factor model and liquidity risk: Evidence from Tehran Stock Exchange market. *Journal of Investment Knowledge, 1*(2), 97–116. [in Persian].

Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945–1964. *The Journal of Finance, 23*(2), 389–416. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x

Kan, R., Robotti, C., & Shanken, J. (2013). Pricing model performance and the two-pass cross-sectional regression methodology. *The Journal of Finance, 68*(6), 2617–2649. https://doi.org/10.1111/jofi.12095

Kothari, S. P., & Warner, J. B. (2001). Evaluating mutual fund performance. *The Journal of Finance, 56*(5), 1985–2010.

Lai, M. M., & Lau, S. H. (2010). Evaluating mutual fund performance in an emerging Asian economy: The Malaysian experience. *Journal of Asian Economics, 21*(4), 378–390. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2010.02.002

Li, Z., Yang, G. F., & Jing, L. (2017). Fama-French five factor model in China stock market. *Journal of Financial Research, (6)*, 195–210.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, *47*(1), 13–37.

Liu, J., Stambaugh, R. F., & Yuan, Y. (2019). Size and value in China. *Journal of Financial Economics, 134*(1), 48–69. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.03.008

Malkiel, B. G. (1995). Returns from investing in equity mutual funds 1971 to 1991. *The Journal of Finance, 50*(2), 549–572. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04795.x

Mateus, I. B., Mateus, C., & Todorovic, N. (2019). Review of new trends in literature on factor models and mutual fund performance.

International Review of Financial Analysis, 63, 344–354. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.04.004

Nabizade, A., & Sepahvand, F. (2020). The effect of active management on mutual fund performance in Tehran Stock Exchange market. *Financial Research Journal, 22*(3), 366–387. https://doi.org/10.22059/frj.2020.291722.1006949 [in Persian].

Noorbakhsh, A., & Irani Janyarlou, S. (2020). Comparing the Fama & French three-factor model with the five-factor model of Fama & French in explaining stock returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge, 9*(36), 251–269. [in Persian].

Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies, 22*(1), 435–480. https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053

Raei, R., & Pouyanfar, A. (2007). *Applied investment management*. SAMT Publications. [in Persian].

Raei, R., Baharvand, S., & Movafaghi, M. (2010). Asset pricing using more determinants (Evidences of Tehran Stock Market using panel data). *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 7*(4), 101–115. https://doi.org/10.22055/jqe.2010.10638 [in Persian].

Rahmani Asl, F., Sinaei, H. A., & Neis, A. (2021). Forming a portfolio of Exchange Traded Funds with the clustering and UTADIS models. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 18*(1), 79–96. https://doi.org/10.22055/jqe.2020.32330.2204 [in Persian].

Rehman, A., & Baloch, Q. B. (2016). Evaluating Pakistan's mutual fund performance: Validating through CAPM and Fama French 3-factor model. *Journal of Managerial Sciences, 10*(1), 173–182.

Sensoy, B. A. (2009). Performance evaluation and self-designated benchmark indexes in the mutual fund industry. *Journal of Financial Economics, 92*(1), 25–39. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.05.002

Sha, Y., & Gao, R. (2019). Which is the best: A comparison of asset pricing factor models in the Chinese mutual fund industry. *Economic Modelling, 83*, 8–16. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.020

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance, 19*(3), 425–442.

Shen, Y., Zhao, J., & He, X. (2015). Alumni network, fund investment performance and "small circle" effect. *China Economic Quarterly, 15*(1), 403–428.

Thompson, S. B. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics, 99*(1), 1–10. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.07.004

Yi, L., & Hu, Z. (2016). The effect of style timing ability on fund performance. *Management Review, 28*(2), 3–14.

Zhao, S., Yan, H., & Zhang, K. (2016). Does Fama-French five factor model outperform three factor model? Evidence from China's A-share market. *Nankai Economic Studies, (1)*, 41–59.

پیوست: نمونه پژوهش

ردیف	نام صندوق	ردیف	نام صندوق
۱	مشترک کارگزاری کارآفرین	۳۱	آرمان کارآفرین
۲	مشترک پویا	۳۲	کارگزاری پارسیان
۳	مشترک کارگزاری حافظ	۳۳	مشترک پیشرو
٤	مشترک کارگزاری بانک ملی	۳٤	سپهر اول کارگزاری بانک صادرات
٥	مشترک پیشتاز	۳٥	توسعه صادرات
٦	مشترک آگاه	۳٦	بانک دی
۷	مشترک بانک اقتصاد نوین	۳۷	مشترک یکم سامان
۸	مشترک یکم ایرانیان	۳۸	بانک گردشگری
۹	مشترک ارزش کاوان آینده	۳۹	تجربه ایرانیان
۱۰	مشترک صنعت و معدن	٤۰	ارمغان یکم ملل
۱۱	مشترک بورسیران	٤۱	آتیه ملت
۱۲	مشترک یکم اکسیر فارابی	٤۲	مشترک مانا الگوریتم
۱۳	مشترک فرازاندیش نوین	٤۳	ارزش آفرینان دی
۱٤	مشترک ایساتیس پویا یزد	٤٤	گنجینه زرین شهر
۱٥	توسعه ممتاز	٤٥	نهال سرمایه ایرانیان

۱٦	مشترک بانک مسکن	٤٦	ارمغان ایرانیان
۱۷	باران کارگزاری بانک کشاورزی	٤۷	گسترش فردای ایرانیان
۱۸	مشترک صبا	٤۸	امین سامان
۱۹	مشترک پارس	٤۹	یکم نیکوکاری آگاه
۲۰	مشترک آتیه نوین	۵۰	بانک ایران زمین
۲۱	مشترک نوین پایدار	۵۱	اندوخته ملت
۲۲	امین ملت	۵۲	امین آشنا ایرانیان
۲۳	گنجینه رفاه	۵۳	بانک توسعه تعاون
۲٤	فیروزه موفقیت	۵٤	اوج ملت
۲۵	مشترک نقش جهان	۵۵	مشترک آسمان یکم
۲٦	مشترک تدبیرگران فردا	۵٦	نگین رفاه
۲۷	مشترک سینا	۵۷	مشترک کاریزما
۲۸	مشترک عقیق	۵۸	لوتوس پارسیان
۲۹	مشترک شاخصی کارآفرین	۵۹	ثروت آفرین تمدن
۳۰	یکم کارگزاری بانک کشاورزی		