تحقیقات مالی
Journal of Financial Research

دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۱۸، شمارهٔ ۲
تابستان ۱۳۹۵
صص. ۳۴۶- ۳۳۱

بررسی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با رویکرد سنجش ثبات رفتار

علی صالح‌آبادی[۱]، یحیی حساس یگانه[۲]، حمید ضرغام بروجنی[۳]، جواد عبادی[۴]

چکیده: ثبات در رفتار عملکردی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، همواره از موضوعات چالش‌انگیز در ادبیات مالی بوده است، اما این موضوع به‌طورکامل و مفصل بررسی نشده است. در این پژوهش، وجود ثبات و پایداری در رفتار صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بررسی شده است تا درنهایت مشخص شود عملکرد مثبت/ منفی صندوق‌ها در یک دوره، در دورهٔ بعد تکرارشدنی است یا خیر. قضیهٔ گشت تصادفی در اطلاعات، موضوع ثبات و پایداری عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را بررسی می‌کند و کارایی بازار را می‌آزماید. در تحقیق حاضر ثبات عملکرد صندوق سرمایه‌گذاری مشترک با استفاده از مدل‌های سنجش استقلال در عملکرد و جدول‌های مربوط به پیشامدهای متقابل، از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا انتهای سال ۱۳۹۳ بررسی شده است که شامل ۶۲ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک است. در نتایج این تحقیق شواهدی به‌دست نیامد که بر ثبات در رفتار صندوق‌ها دلالت داشته باشد.

واژه‌های کلیدی: ***بررسی عملکرد، ثبات عملکرد، صندوق سرمایه‌گذاری مشترک، کارایی بازار.***

۱. دکتری مدیریت مالی دانشکدهٔ مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران
۲. دانشیار دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
۳. دانشیار دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
۴. دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشکدهٔ حسابداری و مدیریت، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹٤/۰۳/۱۱
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹٤/۱۱/۲۰
نویسندهٔ مسئول مقاله: جواد عبادی
E-mail: javadebadi@yahoo.com

Arhive of SID
www.SID.ir

مقدمه

عملکرد گذشتهٔ هر صندوق سرمایه‌گذاری، مهم‌ترین ابزار جذب سرمایه‌گذاران است و نخستین دستاویز هر صندوق برای استناد به عملکرد خوب خود، عملکرد گذشته است. نکتهٔ حائز اهمیت این است که یک صندوق تا چه حد می‌تواند عملکرد گذشتهٔ خود را تکرار کند؛ به بیانی تا چه حدی از اطمینان می‌توان گفت عملکرد خوب/ بد یک صندوق در آینده نیز تکرار می‌شود. درنتیجه، بررسی ثبات عملکرد صندوق‌ها، نه‌تنها در فضای علمی و محافل دانشگاهی اهمیت فراوانی دارد، بلکه درعمل برای سرمایه‌گذاران و مدیران صندوق‌ها نیز بسیار مهم است که بدانند عملکرد صندوق‌ها در طول زمان خاصیت تکرارپذیری دارد یا خیر. این تکرارپذیری ناشی از شانس و تصادف است یا مهارت مدیران؟

پیشینهٔ تحقیق

از موضوع ثبات عملکرد برای ایجاد شواهدی در زمینهٔ رد کارایی بازار استفاده شد. در بازار کارا، قیمت‌ها فقط همزمان با اطلاعات جدید تغییر می‌یابند؛ یعنی قیمت‌ها از فرضیهٔ گام تصادفی تبعیت می‌کنند. درنتیجه، اگر بازار کارا باشد، ثبات عملکرد وجود ندارد (گرینبلات و تیتمن، ۱۹۹۲). کاتبرسون، نیچه و سولیوان (۲۰۰۶) مطرح کردند مفهوم ثبات با مفهوم قابلیت پیش‌بینی‌پذیری تفاوت دارد؛ زیرا ثبات به‌طورضمنی بیان می‌کند که برنده/ بازنده در آینده نیز همچنان برنده/ بازنده است؛ یعنی ارتباط تنها مثبت است. از آنجاکه مفهوم قابلیت پیش‌بینی‌پذیری، هم ارتباط مثبت و هم ارتباط منفی را دربرمی‌گیرد، سرمایه‌گذاران مایل‌اند بدانند انتخاب صندوق بر مبنای عملکرد گذشته، به کسب بازده غیرمنتظره در آینده منجر می‌شود یا خیر.

تعداد زیادی از تحقیقات در حوزهٔ ارزیابی عملکرد با توجه به ثبات انجام گرفته است، اما اغلب آنها ثبات عملکرد را به‌عنوان بخشی از مطالعهٔ ارزیابی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بررسی کرده‌اند و مهم‌تر اینکه شواهد این حوزه، ترکیبی از یافته‌های تأیید و رد موضوع بوده است. می‌توان روش‌های مورد استفاده برای ثبات عملکرد را در چهار طبقهٔ اصلی قرار داد که در ادامه توضیح داده می‌شوند.

۱. همبستگی طبقه[1]: در این رویکرد، عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک به دو دورهٔ زمانی تجزیه شده و برای بررسی ارتباط میان عملکرد در دورهٔ زمانی از همبستگی طبقه استفاده

1. Rank Correlation

Arhive of SID

www.SID.ir

می‌شود. در نخستین مطالعات ثبات عملکرد از این رویکرد استفاده شد؛ برای مثال، شارپ (۱۹۶۶) نسبت پاداش به نوسانات را برای دوره‌های ۱۹۴۴ تا ۱۹۵۳ و ۱۹۵۴ تا ۱۹۶۳ برآورد کرد. ضریب همبستگی طبقهٔ دو دوره برابر با ۰/۳۶ شد. وی نتیجه گرفت با استفاده از عملکرد گذشته می‌توان عملکرد آتی را پیش‌بینی کرد، هرچند این بهترین راه و بهترین معیار پیش‌بینی نیست. بلاک، التون و گروبر (۱۹۹۳) از این رویکرد برای بررسی ثبات در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک اوراق قرضه استفاده کردند. آنها نمونهٔ ده‌سالهٔ خود را به دو دورهٔ پنج‌ساله و سه دورهٔ سه‌ساله طبقه‌بندی کردند. نتایج نشان‌دهندهٔ شواهدی مبنی‌بر قابلیت پیش‌بینی با استفاده از عملکرد گذشته نبود. این رویکرد از دو جنبه ضعف دارد: اول اینکه نمی‌توان ثبات عملکرد را در افق زمانی کوتاه‌مدت بررسی کرد، دوم اینکه نتایج از نظر اقتصادی معنادار نیست.

۲. روش برنده- برنده/ برنده- بازنده: در این روش، صندوق‌ها براساس دوره‌های بعد و قبل طبقه‌بندی شده، سپس ارتباط و همبستگی میان دو دوره اندازه‌گیری می‌شود. گوتزمن و ابوستون (۱۹۹۴) در پژوهشی ۷۲۴ صندوق را در دورهٔ ۱۹۷۶ تا ۱۹۸۸ با این روش بررسی کردند. آنها عملکرد را با استفاده از دوره‌های زمانی مختلف و افق‌های زمانی متفاوت اندازه گرفتند و بعد از محاسبهٔ میانه، هر صندوق را در یک طبقهٔ برنده یا بازنده قرار دادند. آنها نشان دادند اگر عملکرد مدیر در دورهٔ اول بهتر باشد، احتمال بهتربودن عملکرد وی در دورهٔ بعدی بیشتر است. این شواهد مفهوم ثبات عملکرد را تأیید می‌کرد.

براون و گوتزمن (۱۹۹۵) از این رویکرد برای تحلیل ثبات عملکرد سالانه (از سال‌های ۱۹۷۶ تا ۱۹۸۸) استفاده کردند. آنها نتیجه گرفتند هشت سال از دورهٔ دوازده‌ساله، شواهد ثبات عملکرد را تأیید می‌کند، اما درصورت تکرار آزمون برای بازنده‌ها، شواهد ـ نسبت به شواهد برنده‌ها ـ قوی‌تر و تأییدکننده‌ترند.

مالکئل (۱۹۹۵) ثبات عملکرد را در دوره‌های ۱۹۷۱ تا ۱۹۷۹ آزمون کرد. وی جدولی متشکل از تعدادی برنده/ بازنده تشکیل داد که رفتار آنها در دورهٔ بعد نیز مانند دورهٔ قبل بود. وی درنهایت نتیجه گرفت در اغلب سال‌های دههٔ ۱۹۷۰ ثبات عملکرد وجود داشته است. با وجود این، نویسنده یادآوری کرد نتایج تحت تأثیر سوگیری بقاست.

در تحقیق تئودور (۲۰۱۲)، ضمن تحلیل عملکرد چهل صندوق سرمایه‌گذاری، کارایی بازار برای دورهٔ ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ در بازار آمریکا بررسی شد. نتایج نشان داد برخی از صندوق‌ها بازدهی مازاد بر بازدهی شاخص داشتند، اما برای بیش از نیمی از صندوق‌ها نمی‌توان از یک شاخص به‌عنوان شاخص قابل‌اتکا برای عملکرد گذشته استفاده کرد. همچنین، «رویکرد پرتفوی» نسبت

Arhive of SID

www.SID.ir

به سایر رویکردها مناسب‌تر نیست. نتایج بیان‌کنندهٔ تأیید کارایی بازار سرمایه است. بخش عمده‌ای از بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری فعال با بازدهی مورد انتظار مطابقت داشت.

کام راز رامان (۲۰۱۴) با مطالعهٔ مقایسه‌ای در زمینهٔ عملکرد ۳۲ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک در بنگلادش، دریافت که به‌دلیل ثبات رفتار عملکردی صندوق‌ها، بازدهی صندوق‌ها بیش از بازدهی بازار بوده است و کارایی بازار مورد تأیید نیست. همچنین، شواهد نشان می‌دهد مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک رشد در موقعیت‌سنجی بازار و گزینش دارایی نیز دارای مهارت بودند.

این رویکرد برخی از کمبودهای رویکرد نخست را برطرف کرد؛ زیرا با تقسیم عملکرد به دوره‌های بیشتر، سوگیری ناشی از تعیین نقطهٔ شکست را از بین برد.

۳. استفاده از فرایند رگرسیون: ثبات عملکرد را می‌توان با استفاده از رگرسیون عملکرد فعلی با عملکرد دوره‌های قبل تخمین زد. هندریکس، پاتل و زکاسر (۱۹۹۳) عملکرد دورهٔ سه‌ماههٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را در دورهٔ ۱۹۷۶ تا ۱۹۸۸ محاسبه کردند و رگرسیون مقطعی متوسط زمانی را برای برآورد ثبات عملکرد به‌کار گرفتند. آنها ثبات عملکردی را برای چهار دورهٔ سه‌ماهه مثبت و برای مابقی منفی گزارش کردند. در مقابل، داهاکویست، انگستروم و سودرلیند (۲۰۰۰) اثر پنج‌ساله را (همزمان با کنترل تعداد زیادی از متغیرها) به‌کار گرفتند تا ثبات عملکرد را در سوئد برآورد کنند. آنان شواهدی مبنی بر ثبات عملکرد پیدا نکردند.

٤. پرتفوی استراتژی معاملاتی: در این رویکرد، برای تشکیل پرتفوی استراتژی معاملاتی، نخست باید قوانین طبقه‌بندی تنظیم شود. از جملهٔ این قوانین، تعیین معیار طبقه‌بندی و تعداد بخش‌هاست. هنگامی‌که صندوق‌ها براساس قوانین معاملاتی در گروه‌های مربوط به خود قرار گرفتند، پرتفوی‌هایی از صندوق‌ها بر مبنای وزن مساوی یا میانگین وزنی تشکیل شده و پس از آن، دورهٔ نگهداری تعیین می‌شود. دارایی پرتفوی‌ها در دورهٔ نگهداری ثابت‌اند و در فرایند تشکیل مجدد پرتفوی‌ها مجدداً متعادل می‌شوند. در این فرایند، مجموعه‌ای از پرتفوی‌ها با سری زمانی تشکیل می‌شود و با استفاده از آن می‌توان عملکرد «آینده‌نگر» را آزمون کرد. در این روش، به تصمیمات مرتبط با قوانین طبقه‌بندی انتقاد می‌شود؛ زیرا برخی از صندوق‌ها ناهمگن‌اند و در دوره‌های متوالی به‌طور مرتب تغییر می‌کنند. طبقه‌بندی صندوق‌ها در گروه‌های ویژه و کوچک‌تر، تفاوت در ویژگی صندوق‌ها را کاهش می‌دهد، اما قدرت آزمون نیز به‌طور همزمان کاهش می‌یابد. درنتیجه، محققان به‌منظور به‌کارگیری این رویکرد باید بین قدرت آزمون و همگن‌بودن صندوق‌ها توازن ایجاد کنند.

Arhive of SID

www.SID.ir

التون، گروبر و بلک (۱۹۹۶) از رویکرد پرتفوی استراتژی معاملاتی استفاده کردند تا عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را با کنترل سوگیری بقا در دورهٔ ۱۹۷۷ تا ۱۹۹۳ آزمون کنند. آنها مطابق با نتایج تحقیق قبلی نشان دادند در عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ثبات کوتاه‌مدتی وجود دارد. همچنین، آنها از عملکرد تعدیل‌شده براساس ریسک برای صندوق‌ها نیز استفاده کردند. شواهد آنان، ثبات عملکردی کوتاه‌مدت و بلندمدتی را نشان داد.

بلاک و تیمرمن (۱۹۹۸) با استفاده از پایگاه داده‌ای بزرگی از دورهٔ ۱۹۷۲ تا ۱۹۹۵ و با رویکرد پرتفوی استراتژی معاملاتی، دربارهٔ ثبات عملکردی در انگلستان تحقیق کردند. برخی از شواهد آنها وجود ثبات عملکردی را در میان صندوق‌هایی نشان می‌دهد که در دورهٔ ذکرشده بهترین و بدترین عملکرد را داشتند.

بولن و باسو (۲۰۰۵) به‌جای استفاده از رویکرد تحقیقات قبلی، از داده‌های بازدهی روزانهٔ ۲۳۰ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک در دورهٔ ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۵ (با کنترل سوگیری بقا) استفاده کردند تا ثبات عملکردی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را تخمین بزنند. محققان صندوق‌ها را براساس بازده دورهٔ سه‌ماههٔ گذشته طبقه‌بندی کردند و پرتفوی‌هایی تشکیل دادند تا عملکرد را با استفاده از روش‌های مختلف تخمین بزنند. آنها ثبات عملکردی کوتاه‌مدت را حتی با درنظرگرفتن عامل مومنتوم تأیید کردند، اما عمر این ثبات کوتاه بود و در بلندمدت از بین رفت. در تحقیقات بومی ایران در زمینهٔ بررسی وجود ثبات و پایداری در عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، با توجه به رویکردهای ذکرشده تاکنون تحقیقی انجام نشده است؛ هرچند تحقیقات فراوانی در زمینهٔ بررسی عملکرد صندوق‌ها صورت گرفته است. درادامه، برخی از مهم‌ترین تحقیقات داخلی در این زمینه مطرح می‌شود.

سعیدی و مقدسیان (۱۳۸۹) در پژوهش خود عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام را با توجه به بازده تعدیل‌شده براساس ریسک آنها ارزیابی کردند. معیارهای مورد استفاده در این تحقیق، معیار شارپ و همکارانش بوده است. براساس نتایج این تحقیق با استفاده از تجزیه و تحلیل ANOVA، بین بازده تعدیل‌شده براساس ریسک صندوق‌ها با بازده بازار تفاوت معناداری وجود ندارد.

در تحقیقی که سعیدی و سعیدی (۱۳۹۰) انجام دادند، ارتباط بین جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازده بازار بررسی شده است. نتایج ۱۹ صندوق سرمایه‌گذاری مورد بررسی (۱۳۸۷– ۱۳۸۹) با استفاده از روش رگرسیونی معمولی و خودرگرسیون برداری بیان می‌کند که براساس اطلاعات ماهانه، جریانات نقدی بر بازده اثرگذار است، اما براساس اطلاعات هفتگی تأثیری مشاهده نشد.

Archive of SID

www.SID.ir

در پژوهش عبده تبریزی، اسدی و مظاهری (۱۳۹۲)، توانمندی بازاربینی و اوراق‌گزینی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بررسی شده است. در این مطالعه، عملکرد هشت صندوق سرمایه‌گذاری در سهام با استفاده از مدل‌های ترینور- مازی و هنریکسون - مرتون بررسی شد. نتایج بیانگر آن بود که توانمندی بازاربینی به‌صورت معنادار در هیچ صندوقی وجود نداشته و اوراق گزینی مثبت نیز فقط در دو صندوق مشاهده شده است.

اعتمادی، داغانی، عزیزخانی و فرهبخش (۱۳۹۳) زمان‌سنجی را در ارزیابی پرتفوی صندوق‌های سرمایه‌گذاری بررسی کردند. نتایج این تحقیق نشان داد مدیران شرکت‌ها و صندوق‌ها در دورهٔ بررسی مهارت زمان‌سنجی نداشتند و همچنین این مدیران عملکرد مناسبی در تخصیص منابع از خود نشان ندادند.

روش‌شناسی پژوهش

جامعهٔ آماری این پژوهش شامل ۱۱۸ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک موجود در بازار است که از این تعداد صندوق، فقط صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری در سهام (۶۲ صندوق) برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۷- ۱۳۹۳ بررسی شده است. شایان ذکر است تمام ۶۲ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک که در سهام سرمایه‌گذاری می‌کنند، تجزیه و تحلیل شده‌اند.

در این تحقیق، با توجه به مزایا و معایب روش‌های تعیین ثبات رفتاری در عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، از رویکرد روش برنده- برنده/ برنده- بازنده استفاده شد. درنتیجه، روش جداول پیشامدهای متقابل[1] نیز به‌کار گرفته شد[2]. به‌طورکلی، در این روش صندوق‌هایی که عملکرد ماهانهٔ بهتری دارند (یعنی بازده تعدیل‌شدهٔ مبتنی‌بر ریسک بالاتر از میانهٔ بازده تمام صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک دارند)، برای یک دورهٔ زمانی معین (ماهانه) انتخاب می‌شوند. همچنین، برای تمام صندوق‌هایی که عملکرد ضعیف‌تری داشته‌اند، رویهٔ بالا تکرار می‌شود. این رویه برای دورهٔ بعدی نیز انجام می‌گیرد. فرضیهٔ اصلی این رویکرد مطرح می‌کند صندوق‌هایی که در یک دورهٔ زمانی ماهانه عملکرد بهتر/ بدتری داشته‌اند، در دوره‌های آتی نیز عملکرد بهتر/ بدتر دارند، که براین اساس تکرارپذیری با استفاده از آزمون‌های متعدد بررسی شده است. با استفاده از شواهد آماری می‌توان مشخص کرد ثبات و پایداری در رفتار صندوق‌ها مشاهده می‌شود یا خیر.

---

1. Two-way Contingency Tables

۲. پیرسون (۱۹۹۴) این مدل را که برگرفته شده از مارتیرا (۱۹۹۰) است، به‌عنوان معیاری برای آزمون استقلال جدول R×C متغیر به‌کار برد.

Archive of SID

www.SID.ir

ملیکل (۱۹۹۵) در تحقیقات خود نشان داد درصد تکرار برنده‌ها (صندوق‌های با عملکرد بهتر از میانهٔ جامعه) و به‌کارگیری Z-Test به‌منظور آزمون تکرارپذیری برنده‌ها، روشی است که فرضیهٔ ثبات عملکردی را بررسی می‌کند.

اگر P به‌عنوان درصد احتمال برنده‌شدن یک صندوق در یک دورهٔ زمانی ویژه درنظر گرفته شود، درصورتی‌که فرض شود هیچ‌گونه ثباتی در عملکرد وجود ندارد، انتظار می‌رود P برابر $\frac{1}{2}$ باشد. اگر متغیر تصادفی Y تعداد دوره‌های برنده‌شدن یک صندوق در طول زمان تعریف شود، این متغیر دارای توزیع دوجمله‌ای است. از این‌رو، می‌توانیم تعیین کنیم آیا P به‌عنوان احتمال برنده‌باقی‌ماندن یک صندوق در دورهٔ بعدی نیز، بزرگ‌تر از $\frac{1}{2}$ است یا خیر. طبیعی است با افزایش n، متغیر تصادفی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار یک است:

$$Z = (Y - np)/\sqrt{np(1-P)}$$ رابطهٔ ۱)

براوون و گاتزمن (۱۹۹۵) در تحقیقات خود جداول پیشامدهای متقابل را به‌کار گرفتند و نسبت زوج‌ها[1] و آمارهٔ Z را که در آن نسبت زوج‌ها تقسیم بر خطای استاندارد شده است، محاسبه کردند.

کان و راد (۱۹۹۵) از آمارهٔ کای‌دو[2] استفاده کردند، زیرا وجود ثبات در عملکرد را با استفاده از جداول پیشامدهای متقابل آزمون می‌کند. دراینجا، از آزمون‌های ناپارامتریک استفاده می‌شود.

فرض کنیم $P_{i.}$ احتمال تعلق یک مشاهده به iامین دسته از متغیرهای سطری و $P_{.j}$ به‌طور مشابه احتمال تعلق به jامین دسته از متغیر ستونی است. براین‌اساس، طبق قانون ضرب احتمالات استقلال بین متغیرها موجب می‌شود:

$$P_{ij} = P_{i.}P_{.j}$$ رابطهٔ ۲)

که فرض صفر به‌شمار می‌رود. این مسئله به زبان فراوانی‌ها در خانهٔ ij امین سلول جداول پیشامدهای متقابل به این‌صورت تعریف می‌شود که با استقلال بین متغیرها داریم:

$$F_{ij} = NP_{i.}P_{.j}$$ رابطهٔ ۳)

از آنجاکه مقادیر احتمالی جامعه نامعلوم است، از تخمین‌های روش حداکثر راستنمایی[3] برای احتمالات حاشیه‌ای استفاده می‌شود.

---

1. Odds Ratio
2. Chi- Square
3. Maximum Likelihood Estimates

Arhive of SID

www.SID.ir

رابطهٔ ۴) $\hat{P}_{i.} = \frac{n_{i.}}{N}$ and $\hat{P}_{.j} = \frac{n_{.j}}{N}$

حال می‌توان با استفاده از مقادیر $\hat{P}_{i.}$ و $\hat{P}_{.j}$ شرح داده‌شده در بالا و با شرط استقلال متغیرها در زمینهٔ توزیع جامعه به نتایجی دست یافت. براساس رابطهٔ بالا، تخمین مورد نظر که به‌وسیلهٔ E_{ij} نمایش داده می‌شود، برابر است با:

رابطهٔ ۵) $$E_{\mathrm{ij}} = N\hat{P}_{i.}\hat{P}_{.j} = \frac{n_{i.}n_{j}}{N}$$

درصورت استقلال متغیرها، مقادیر فراوانی تخمینی و مقادیر فراوانی مشاهده‌شده تفاوت معناداری ندارد و فقط به‌طور تصادفی با یکدیگر متفاوت‌اند. بر این‌اساس، آزمون استقلال دو متغیر در جداول پیشامدهای متقابل براساس اندازهٔ تفاوت بین مقادیر تخمینی و مقادیر مشاهده‌شده انجام می‌گیرد؛ به این‌صورت که H_0 دال بر نبود تفاوت معناداری بین این دو (n_{ij} و E_{ij}) است.

پیرسون (۱۹۰۴) این آزمون را برای اولین‌بار ارائه داد که به‌صورت زیر است:

رابطهٔ ۶) $$\chi^2 = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{c}\frac{\left(n_{ij} - E_{ij}\right)^2}{E_{ij}}$$

همان‌طورکه مشاهده می‌شود، اندازهٔ آماره χ^2 به مقدار تفاوت‌ها بستگی دارد. درصورت صحت H.، $(n_{\mathrm{ij}} - E_{\mathrm{ij}})^2$ به‌طور شایان‌توجهی کوچک است و آمارهٔ χ^2 محاسبه‌شده نسبت به مقادیر بحرانی کمتر خواهد شد.

با فرض توزیع دو جمله‌ای مشاهده‌ها می‌توان نشان داد آمارهٔ χ^2 به‌طور تقریبی از یک توزیع کای‌دو پیروی می‌کند. درنتیجه، آزمون فرض استقلال را می‌توان با مقایسهٔ آمار χ^2 مقادیر جدول توزیع کای‌دو انجام داد.

روش دیگر آزمون استقلال متغیرها براساس نسبت زوج‌هاست. روش یادشده بر این فرض استوار است که درصورت استقلال دو متغیر، شانس مشاهدهٔ متغیر A در گروه یک در دو حالت تعلق متغیر B به دو گروه یک و دو برابر است. براین اساس، درصورت صحت فرض صفر استقلال دو متغیر، رابطهٔ زیر برای نسبت زوج‌ها برابر یک است:

رابطهٔ ۷) $$\frac{P_{11}P_{22}}{P_{12}P_{21}}$$

که در این حالت H. برابر است با :

Arhive of SID

www.SID.ir

$$H_0: \frac{P_{11}P_{22}}{P_{12}P_{21}} = 1$$ رابطهٔ ۸)

برای نمونه‌های بزرگ‌تر، لگاریتم نسبت زوج‌های دارای توزیع تخمینی با خطای معیار برابر است با:

$$\sigma_{\log(oddsratio)} = \sqrt{\frac{1}{n_{11}} + \frac{1}{n_{12}} + \frac{1}{n_{21}} + \frac{1}{n_{22}}}$$ رابطهٔ ۹)

تعدیل‌هایی برای فراوانی‌های مورد انتظار کوچک: اصلاح یتس[1] و آزمون دقت فیشر[2]

توزیع کای‌دو یک توزیع احتمال پیوسته است و در حالات گسسته از تقریبی از آن استفاده می‌شود. زمانی‌که تمام فراوانی‌های مورد انتظار کوچک باشند، این تقریب از صحت لازم برخوردار نیست. از این‌رو، یتس (۱۹۳۴) روشی برای تصحیح این مشکل ارائه کرد. در این روش، فراوانی‌های اصلی با فراوانی‌های اصلاح‌شده در رابطهٔ بالا جایگزین می‌شود، که به‌صورت زیر است:

$$\chi^2 = \frac{N(|ad - bc| - .5N)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$$ رابطهٔ ۱۰)

آزمون در این حالت، ناپارامتریک محسوب می‌شود و نیازی به آزمون کای‌دو و حجم بالای نمونه نیست. همچنین، به‌جای آن از مقادیر دقیق توزیع احتمال مشاهدات استفاده می‌شود. برای حاصل‌جمع‌های حاشیه‌ای ثابت می‌توان نشان داد این توزیع با استفاده از نمونه‌گیری بدون جایگزینی از یک جامعهٔ محدود (با توزیع فوق هندسی)[3] قابل‌استخراج است. درصورت استقلال دو متغیر، به‌دست‌آوردن ترتیب ویژهٔ فراوانی‌های a , b , c و d برابر می‌شود با:

$$p = \frac{(a+b)!\,(c+d)!\,(a+c)!\,(b+d)!}{a!\,b!\,c!\,d!\,N!}$$ رابطهٔ ۱۱)

سپس این احتمالات با سطح معناداری مقایسه می‌شود و درصورت بزرگ‌تربودن از سطح معناداری، فرض استقلال رد نمی‌شود. به‌هرحال، برای نمونه‌های بزرگ‌تر نتایج آزمون کای‌دو، کای‌دوی تصحیح‌شدهٔ یتس و روش فیشر به نتایج یکسانی منجر می‌شود.

---

1. Yates Continuity Correction
2. Fisher's Exact Test
3. Hyper geometric distribution

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون‌های کلاسیک فرضیهٔ استقلال

۱. آزمون χ^2: منظور از استقلال این است که نسبت زوج‌ها یا ψ برابر یک باشد. فرض صفر استقلال با دو درجهٔ آزادی به‌شرح زیر است:

$$H_0 = \{(P_{11}, P_{12};\ P_{21}, P_{22});\ \psi = P_{11}\,P_{22}/P_{12}\,P_{21} = 1\} \qquad \text{رابطهٔ ۱۲)}$$

پیرسون (۱۹۰۴) برای مدل چندجمله‌ای آزمون کای‌دو مبتنی‌بر آزمون نیکویی برازش را پیشنهاد کرد. در این مدل، از آنجاکه فرض بر استقلال ستون‌هاست، استقلال سطرها بررسی نمی‌شود. به این دلیل، آزمون کای‌دو شرطی نیز نامیده می‌شود و مدل ساده‌شدهٔ آن برابر است با:

$$\chi^2 = \frac{N(x_{11}x_{22} - x_{12}x_{21})^2}{x_{.1}x_{.2}x_{1.}x_{2.}} \cong \frac{N(|x_{11}x_{22} - x_{12}x_{21}| - N/2)^2}{x_{.1}x_{.2}x_{1.}x_{2.}} = \chi_c^2 \qquad \text{رابطهٔ ۱۳)}$$

۲. آزمون Z_y: یالی (۱۹۱۱) به‌منظور آزمون فرض صفر مدل، رابطهٔ فوق را تعمیم داد. وی H. را به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$H_0^P: P_1 = P_2 \qquad \text{رابطهٔ ۱۴)}$$

سپس براساس توزیع دو جمله‌ای آزمون، فرض صفر را به‌شرح زیر پیشنهاد کرد:

$$Z_Y = \frac{x_{11}/x_{1.} - x_{21}/x_{2.}}{\sqrt{\frac{x_{.1}}{N}\left(1 - \frac{x_{.1}}{N}\right)\left(\frac{1}{x_{.1}} + \frac{1}{x_{2.}}\right)}} \qquad \text{رابطهٔ ۱۵)}$$

در این مدل، جمع ستون‌ها ($x_{.1}$) آمارهٔ بااهمیتی برای آزمون $p_1 = p_2$ مرتبط با فرض است. از آنجاکه جمع سطرها ثابت درنظر گرفته می‌شود، Z_y است.

۳. آزمون دقت فیشر[1]: رویکرد سوم به‌منظور آزمون استقلال مدل، آزمون دقت فیشر (۱۹۳۴) است که آمارهٔ این آزمون با T_E نشان داده می‌شود. همچنین، $X_{1.}$ و $X_{.1}$ ثابت درنظر گرفته می‌شود، این مدل نیز از نوع مدل شرطی دقت به‌شمار می‌رود. توزیع صفر T_E ، توزیع شرطی ψ =۱ است که آن را توزیع فوق هندسی می‌نامند.

1. Exact Test Fisher

Arrive of SID

www.SID.ir

$$P\{X_{11}=x_{11}|X_{11}+X_{12}=x_{1.},X_{11}+X_{21}=x_{.1}\}=\frac{\binom{x_{1.}}{x_{11}}\binom{x_{2.}}{x_{.1}-x_{11}}}{\binom{N}{x_{.1}}}$$ رابطهٔ ۱۶)

در اینجا، فضای نمونه‌هایی که حاوی توزیع بالا هستند، شامل تمام جداول دوتایی است که $X_{1.}$ و $X_{.1}$ های آنها برابر است و به‌شکل زیر نشان داده می‌شود:

$$X=\{(x_{11},x_{1.}-x_{11};\ x_{.1}-x_{1};\ x_{2.}-x_{.1}+x_{11}):\max(0,x_{.1}-x_{2.})x_{11}\le\min(x_{.1}-x_{1.})\}$$ رابطهٔ ۱۷)

یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون‌های ملیکل، براون و گاتزمن، کان و زاد و کای‌دو پیرسون در جدول ۱ مشاهده می‌شود.

جدول ۱. آزمون‌های بررسی وجود ثبات در عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک

دوره‌های سالانه	برنده- برنده	برنده- بازنده	بازنده- برنده	بازنده- بازنده	ملیکل		براون گاتزمن			کان و راد	کای‌دو پیرسون	
ابتدای ۱۳۸۷	۱/۰	۰/۰	۰/۰	۲/۰	۱/۰	۱/۰	/--	/--	/--	۳/۰	۰/۹	۳/۰
۱۳۸۷	۳/۰	۱/۰	۱/۰	۴/۰	۱/۰	۰/۸	۱۲/۰	۱/۶	۱/۵	۲/۸	۰/۹	۲/۷
۱۳۸۸	۴/۰	۴/۰	۴/۰	۵/۰	۰/۰	۰/۵	۱/۳	۱/۰	۰/۲	۰/۱	۰/۳	۰/۱
۱۳۸۹	۱۱/۰	۵/۰	۶/۰	۱۱/۰	۱/۵	۰/۷	۴/۰	۰/۷	۱/۹	۳/۷	۱/۰	۳/۷
۱۳۹۰	۱۶/۰	۶/۰	۶/۰	۱۷/۰	۲/۱۰*	۰/۷	۷/۶	۰/۷	۳/۰۰*	۹/۸۱*	۱/۰	۹/۷۹*
۱۳۹۱	۱۱/۰	۱۴/۰	۱۵/۰	۱۱/۰	-۰/۶	۰/۴	۰/۶	۰/۶	-۱/۰	۱/۰	۰/۷	۱/۰
۱۳۹۲	۱۸/۰	۱۱/۰	۱۱/۰	۱۹/۰	۱/۳	۰/۶	۲/۸	۰/۵	۱/۹	۳/۸	۱/۰	۳/۸
۱۳۹۳	۱۳/۰	۱۷/۰	۱۶/۰	۱۳/۰	-۰/۷	۰/۴	۰/۶	۰/۵	-۰/۹	۰/۸	۰/۶	۰/۸

*فرض صفر تأیید نمی‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

در جدول ۲ تعداد مشاهدات و وضعیت تأیید یا رد فرض صفر به نمایش گذاشته شده است.

جدول ۲. آزمون‌های مربوط به بررسی وجود ثبات در عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک

مشاهدات	ملیکل	براون گاتزمن	کان و راد	کای‌دو پیرسون	اصلاح یتس
	Z_test	Z_test	chi_2	chi_2	chi_2
مشاهدات تأیید فرض صفر	۷۱	۶۵	۶۵	۶۵	۶۹
مشاهدات عدم تأیید فرض صفر	۹	۱۵	۱۵	۱۵	۱۱
تعداد کل مشاهدات	۸۰	۸۰	۸۰	۸۰	۸۰

آزمون‌های مربوط به استقلال عملکردی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک

دستهٔ دوم آزمون‌ها مربوط به مدل‌های تعیین استقلال در بازدهی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک است که در این تحقیق از آزمون استقلال کای‌دو، آزمون استقلال Zy و آزمون دقت فیشر استفاده شده است.

جدول ۳. آزمون‌های مربوط به بررسی استقلال عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک

دوره‌های سالانه	استقلال کای‌دو		استقلال یالی	دقت فیشر			
	Chi-2	Chi-2-c	zy	1-t	2-t	r-1-t	l-1-t
ابتدای ۱۳۸۷	۳/۰	۰/۲	۱/۷	۰/۳	۰/۳	۰/۳	۱/۰
۱۳۸۷	۲/۷	۱/۰	۱/۷	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۱/۰
۱۳۸۸	۰/۱	۰/۱	۰/۲	۰/۶	۱/۰	۰/۶	۰/۸
۱۳۸۹	۳/۷	۲/۵	۲/۰	۰/۱	۰/۱	۰/۱	۱/۰
۱۳۹۰	۹/۷۹*	۸/۰۱*	۳/۱۳*	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۱/۰
۱۳۹۱	۱/۰	۰/۵	−۱/۰	۰/۲	۰/۴	۰/۹	۰/۲
۱۳۹۲	۳/۸	۲/۹	۲/۰	۰/۰۵*	۰/۱	۰/۰۵*	۱/۰
۱۳۹۳	--	--	--	۱/۰	۱/۰	۱/۰	۱/۰

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤. آزمون‌های مربوط به بررسی استقلال عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک

مشاهدات	استقلال کای‌دو		استقلال یالی	دقت فیشر			
	Chi -۲	Chi -۲-c	zy	۱-t	۲-t	r-۱-t	l -۱- t
مشاهدات تأیید فرض صفر	۶۵	۶۹	۶۲	۶۲	۶۵	۶۴	۷۸
مشاهدات عدم تأیید فرض صفر	۱۵	۱۱	۱۸	۱۸	۱۵	۱۶	۲
تعداد کل مشاهدات	۸۰	۸۰	۸۰	۸۰	۸۰	۸۰	۸۰

در مدل‌های مربوط به تعیین استقلال نیز مشاهده می‌شود که در سطح معناداری فرض صفر تأیید می‌شود و شواهدی وجود ندارد که بر وجود ثبات رفتار در عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک دلالت کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج تحقیق در تمام آزمون‌های مربوط به بررسی ثبات رفتار و آزمون‌های استقلال عملکرد بازدهی صندوق‌ها، فرض صفر را تأیید می‌کند که نشان‌دهندهٔ بی‌ثباتی و ناپایداری رفتار صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بورس اوراق بهادار تهران است. همچنین، آزمون مربوط به اصلاح یتس و دقت فیشر نیز مؤید این مطلب است. در موارد محدودی، ثبات عملکردی در برخی دوره‌های ماهانه مشاهده شده است، اما به استناد نتایج کلی آزمون‌ها می‌توان بیان کرد ثبات و پایداری در رفتار صندوق‌های مورد بررسی مشاهده نشده است. در مقایسه با نتایج تحقیقات بین‌المللی می‌توان دریافت برخی از مشاهدات نشان‌دهندهٔ ثبات و برخی دیگر مؤید بی‌ثباتی در رفتار عملکردی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک است. نتایج تحقیقات در بورس اوراق بهادار تهران را ـ که بیانگر برتری‌نداشتن عملکرد صندوق‌ها در مقایسه با عملکرد بازار بوده است ـ نمی‌توان با نتایج این تحقیق مقایسه کرد. شایان ذکر است تحقیق حاضر با استفاده از آزمون‌های استقلال عملکرد و اصلاحات یتس و دقت فیشر، علاوه‌بر داشتن داده‌های بیشتر، عملکرد کلی صندوق‌ها را آزمون کرده است، درحالی‌که در تحقیقات قبلی به‌طورعمده از معیارهای متعارف ارزیابی عملکرد استفاده شده است. همچنین، با توجه به عمر محدود صندوق‌ها در بازار سرمایهٔ ایران، تحقیقات قبلی از دوره‌های زمانی و داده‌های کمتری بهره برده‌اند. با توجه به نتایج تحقیق حاضر، بهتر است در تحقیقات آتی برای بررسی ثبات عملکرد از رویکرد رگرسیونی نیز استفاده شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود مهارت مدیران صندوق‌ها در موقعیت‌سنجی و گزینش دارایی سنجش و بررسی شود.

Arhive of SID

www.SID.ir

References

Abdo Tabrizi, H., Asadi, B. and Mazaheri, S. (2013). Study of security selection and market timing abilities in mutual funds in Iranian capital market. *Financial Research*, 15(2): 247- 268. (*in Persian*)

Blake, C. R., Elton, E, J. and Gruber, M. J. (1993). The performance of bond mutual funds. *Journal of Business*, 66 (3), 371-403.

Blake, D. & Timmerman, A. (1998). Mutual fund performance: Evidence from the UK. *European Finance Reviews*, 2(1), 55-77.

Bollen, N. P. B. & Busse, J. A. (2005). Short-term persistence in mutual fund performance. *The Review of Financial Studies*, 18(2), 569– 597.

Brown, S. J. & Goetzmann, W. N. (1995). Performance persistence. *The Journal of Finance*, 50(2), 679– 698.

Brown, S. J., Goetzmann, W., Ibbotson, R. G. & Ross, S. A. (1992). Survivorship bias in performance studies. *The Review of Financial Studie*s, 5(4), 553– 580.

Busse, J. A., Goyal, A. & Wahal, S. (2010). Performance and persistence in institutional investment management, *The Journal of Finance*, 65(2), 765– 790.

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57– 82.

Chevalier, J. & Ellison, G. (1999). Are some mutual fund managers better than others? Cross-sectional patterns in behavior and performance. *The Journal of Finance*, 54(3), 875– 899.

Cuthbertson, K., Nizsche, D. and Osullivan, N. (2006). Mutual fund performance. Working paper, *Social Science Research Network*.

Dahlquist, M., Engstrom, S. and Soderlind, P. (2000) Performance and characteristics of Swedish mutual funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35 (3), 409-423.

Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S. & Wermers, R. (1997). Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks. *The Journal of Finance*, 52(3), 1035– 1058.

Ebadi, J. & Yazdani, S. (2012). *101 ways to measure portfolio performance*, Navid Mehr press. (*in Persian*)

Elton, E. J., Gruber, M. J. & Blake, C. R. (1996a). Survivorship bias and mutual fund performance. *The Review of Financial Studies*, 9(4), 1097–1120.

Archive of SID

www.SID.ir

Elton, E. J., Gruber, M. J. & Blake, C. R. (1996b). The persistence of risk-adjusted mutual fund performance, *The Journal of Business*, 69(2), 133– 157.

Etemadi, H. Daghani, R., Azizkhani, M, and Farahbakhsh, S. (2014). Timing in portfolio evaluation: Evidence of capital market, *Financial Research*, 16(1), 25- 36. (*in Persian*)

Grinblatt, M. & Titman, S. (1992). The persistence of mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 47(5), 1977– 1984.

Hendricks, D., Patel, J. & Zeckhauser, R. (1993). Hot hands in mutual funds: Short-run persistence of relative performance, 1974–1988. *The Journal of Finance*, 48(1), 93– 130.

Huij, J. & Verbeek, M. (2007). Cross-sectional learning and short-run persistence in mutual fund performance. *Journal of Banking & Finance*, 31(3), 973– 997.

Jagannathan, R., Malakhov, A. & Novikov, D. (2010). Do hot hands exist among hedge fund managers? An empirical evaluation. *The Journal of Finance*, 65(1), 217– 255.

Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23(2), 389– 416.

Khan. R., Rudd, A. (1995). Does Historical Performance Predict Future Performance? *Financial Analysts Journal*, 51(6), 43-52.

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

Liang, B. (1999). On the performance of hedge funds, *Financial Analysts Journal*, 55(4), 72– 85.

Pearson, K. (1904). Letter from K. Pearson to W. F. R. Weldon, 10 April 1905, Watson Library, University College London, *Pearson Paper*.

Saeeidi, E. & Mogadasian, A. (2011). Iranian equity funds performance appraisal. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 9(9), 5- 24. (*in Persian*)

Saeeidi, E. & Saeeidi, H. (2012). Mutual funds cash flow and market return: Evidences from Tehran stock exchange, *Financial Research*, 13(32), 35- 56. (*in Persian*)

Sarmad, Z., Bazargan, A. & Hejazi, A. (1997). *Research methods in behavioral since,* Tehran: Agah press. (*in Persian*)

Sharpe, W. F. (1966). Mutual fund performance. *The Journal of Business*, 39(S1), 119– 138.

Archive of SID

www.SID.ir

Sharpe, W. F. (1992). Asset allocation: Management style and performance measurement. *The Journal of Portfolio Management*, 18(2), 7– 19.

Wermers, R. (2000). Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transactions costs, and expenses, *The Journal of Finance*, 55(4), 1655– 1695.

Yates, F. (1934). Contingency Tables Involving Small Numbers and the x2 Test. *Supplement to the journal of the Royal Statistical Society*, 1, 217-235.

Arhive of SID

www.SID.ir