Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
No.30, Summer 2020
PP: 9-34

P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645

Evaluating and Prioritizing Static and Dynamic Pricing Models Using Cash Flows in Mutual Funds

Masoome Khermandar *, Hamid Reza Vakili Fard **, Ghodrat Allah Taleb Nia *, Ramezan Ali Royaii ******

Abstract

The purpose of this study is to present a method for evaluating and prioritizing static and dynamic pricing models based on cash inflows and outflows in mutual funds. The present study uses quantitative variables (cash inflows and outflows in mutual funds) from the models examined in this study in two groups of static pricing models (Capital Asset Pricing Model, Fama and French Three-Factor Model, Carhart Four-Factor Model) and dynamic pricing models (consumption-based capital asset pricing model, habit formation model, long run risk model), have identified a model that is used by investors to make more capital allocation decisions. This study uses the data of mutual funds in the capital market of Iran during the period 2013 to 2019, and with the implementation of ordinary least squares regression (OLS) this method has been presented. Based on the results of the research, among the pricing models investigated, the capital asset pricing model (CAPM) is ranked first and the long run risk model (LRR) is ranked last.

Keywords: Cash Inflows (Outflows); Mutual Funds; Static Pricing Models; Dynamic Pricing Models.

Received: 2019.Novamber.01, Accepted: 2020.February.16.
*Ph.D. Student in Finantial Management, Kish International Branch, Islamic Azad University, Kish Island, Iran.
**Associate Prof, Department of Finance and Accounting, Islamic Azad Uinversity, Science and Research Branch, Tehran, Iran (Corresponding Author). E-mail: H-vakilifard@srbiau.ac.ir
***Associate Prof, Department of Finance and Accounting, Islamic Azad Uinversity, Science and Research Branch, Tehran, Iran.
****Associate Prof, Department of Finance and Accounting, Islamic Azad Uinversity, Science and Research Branch, Tehran, Iran.

دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره۳۰ ـ تابستان ۱۳۹۹
ص‌ص ۳۴ ـ ۹

شاپای چاپی: ۴۶۳۷- ۲۶۴۵
شاپای الکترونیکی: ۴۶۴۵- ۲۶۴۵

ارزیابی و اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا و پویا با استفاده از جریان‌های نقد در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک

معصومه خرمن‌دار*، حمیدرضا وکیلی‌فرد، قدرت‌اله طالب‌نیا***، رمضان‌علی رویایی******

چکیده

هدف این پژوهش، ارائه روشی برای ارزیابی و اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا و پویا بر مبنای جریان‌های نقد ورودی و خروجی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک است. پژوهش حاضر با استفاده از متغیر مقداری (جریان‌های نقد ورودی و خروجی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک) از میان مدل‌های موردبررسی در این پژوهش در دو گروه مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا (مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، مدل چهارعاملی کارهارت) و مدل‌های قیمت‌گذاری پویا (مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، مدل شکل‌گیری عادت، مدل ریسک بلندمدت)، مدلی را که توسط سرمایه‌گذاران به‌منظور تصمیم‌گیری در خصوص تخصیص سرمایه بیشتر مورداستفاده قرار می‌گیرد، مشخص کرده است. این پژوهش با استفاده از اطلاعات صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بازار سرمایه ایران از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا پایان سال ۱۳۹۷ و با اجرای رگرسیون حداقل مربعات معمولی به ارائه روش پرداخته است. بر اساس نتایج پژوهش در میان مدل‌های قیمت‌گذاری موردبررسی، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) رتبه نخست و مدل ریسک بلندمدت (LRR) رتبه آخر را به خود اختصاص داده‌اند.

کلیدواژه‌ها: جریان‌های نقد ورودی و خروجی؛ صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک؛ مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا؛ مدل‌های قیمت‌گذاری پویا.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۸/۰۸/۱۰، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۸/۱۱/۲۷.

* دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بین‌المللی کیش، جزیره کیش، ایران.

** دانشیار گروه مالی و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
E-mail: H-vakilifard@srbiau.ac.ir

*** دانشیار گروه مالی و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.

**** دانشیار گروه مالی و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات ، تهران، ایران.

۱. مقدمه

تمام مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه‌شده توسط نئوکلاسیک‌ها بر این فرض استوار هستند که همه سرمایه‌گذاران به‌منظور یافتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت[1](NPV) با یکدیگر رقابت دارند و در این رقابت یکدیگر را حذف می‌کنند. نتیجه این رقابت، تعیین قیمت‌های تعادلی دارایی‌ها است؛ بنابراین بازده موردانتظار هر دارایی تنها تابعی از ریسک آن دارایی است. زمانی که یک فرصت سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت در بازار سرمایه تشخیص داده می‌شود (قیمت یک دارایی بر اساس مدل قیمت‌گذاری مورداستفاده توسط سرمایه‌گذار کمتر از قیمت واقعی آن است) سرمایه‌گذاران از طریق انجام سفارش‌های خرید و فروش تا زمان حذف این فرصت سرمایه‌گذاری، واکنش نشان می‌دهند (حذف قیمت‌گذاری دارایی کمتر از قیمت واقعی آن). این سفارش‌های خرید و فروش ترجیحات سرمایه‌گذاران را آشکار می‌سازد و درنتیجه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها که مورداستفاده سرمایه‌گذاران قرار گرفته است، مشخص می‌شود. از طریق مشاهده این امر که آیا این سفارش-های خرید و فروش در واکنش به وجود فرصت‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت اتفاق می‌افتد یا خیر، می‌توان نتیجه گرفت که آیا سرمایه‌گذاران با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها به قیمت‌گذاری ریسک می‌پردازند یا خیر؟ برای اجرای این روش باید دو خصوصیت را در نظر گرفت: ۱. سازوکاری که از طریق آن، فرصت‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت را تعریف کرد و ۲. توانایی مشاهده واکنش سرمایه‌گذاران به این فرصت‌های سرمایه‌گذاری. بر اساس پژوهش‌های گذشته، با استفاده از اطلاعات صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک می‌توان به دو خصوصیت یادشده دست یافت. با درنظرگرفتن این فرض که همواره یک مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها مورداستفاده قرار می‌گیرد و با استفاده از نتایج پژوهش برک و گرین[2] (۲۰۰۴) که نشان دادند تحقق بازده‌های غیرنرمال مثبت (منفی) در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با فرصت‌های خرید (فروش) با خالص ارزش فعلی مثبت مرتبط هستند [۳]، می‌توان به سازوکار تشخیص فرصت‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت دست یافت؛ سپس به‌منظور مشاهده واکنش سرمایه‌گذاران به این فرصت‌ها از جریان‌های نقد ورودی (خروجی) در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک استفاده می‌شود. در پژوهش حاضر با اجرای این روش و با به‌کارگیری متغیر مقداری (جریان‌های نقد ورودی و خروجی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک) به‌جای متغیرهای قیمت و بازده، با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) به ارزیابی و اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در دو گروه ایستا و پویا به شرح زیر پرداخته شد:

1. Net Present Value.
2. Berk and Green.

مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا:

ـ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[۱] ارائه‌شده توسط شارپ[۲] (۱۹۶۴)، لینتنر[۳] (۱۹۶۵)، موسن[۴](۱۹۶۶) و ترینر[۵](۱۹۶۱)؛

ـ مدل سه‌عاملی ارائه‌شده توسط فاما و فرنچ[۶](۱۹۹۳)؛

ـ مدل چهارعاملی ارائه‌شده توسط کارهارت[۷](۱۹۹۷).

مدل‌های قیمت‌گذاری پویا:

ـ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف ارائه‌شده توسط بریدن[۸](۱۹۷۹)؛

ـ مدل شکل‌گیری عادت ارائه‌شده توسط کمپبل و کوکران[۹](۱۹۹۹)؛

ـ مدل ریسک بلندمدت ارائه‌شده توسط اپستین و زین[۱۰](۱۹۹۱) و بنسل و یارن[۱۱](۲۰۰۴).

ازآنجاکه برای انجام این پژوهش از اطلاعات صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک استفاده می‌شود، ممکن است این ذهنیت ایجاد شود که نتایج این پژوهش تنها برای سرمایه‌گذاران فعال در بازار صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک مناسب است و نه تمام سرمایه‌گذاران؛ اما طبق فرضیه اصلی مدل‌های قیمت‌گذاری نئوکلاسیک‌ها این ذهنیت صحیح نیست. هنگامی که یک مدل قیمت‌گذاری به‌درستی ریسک را قیمت‌گذاری می‌کند، به حذف فرصت‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت در تمام بازارها منجر می‌شود. حتی اگر هیچ سرمایه‌گذار دارای فرصت سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت در بازار صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک از مدل قیمت‌گذاری دارایی استفاده نکند، تا زمانی که سرمایه‌گذاران در بازارهای دیگر از مدل قیمت‌گذاری دارایی استفاده می‌کنند، قادر به شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت هستند و در راستای حذف این فرصت‌ها (از طریق انجام معاملات خرید و فروش) واکنش نشان می‌دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1.Capital Assets Pricing Model .
2. Sharpe .
3. Lintner.
4. Mossin.
5. Treynor .
6. Fama and French .
7. Carhart .
8. Breeden .
9. Campbell and Cochrane
10. Epstein and Zin .
11. Bansal and Yaron .

۲. مبانی نظری و پیشینیه پژوهش

الف) مبانی نظری پژوهش. ازآنجاکه تعیین بازده سهام در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران نقش کلیدی دارد، برآورد بازده بر مبنای متغیرهایی که محاسبه آن‌ها ساده و دقیق است، به موضوعی جذاب برای پژوهش بدل گشته است. در این راستا مدل‌های قیمت‌گذاری مختلفی ارائه شده است که برخی تکمیل‌کننده مدل‌های پیش از خود بوده و برخی دیگر از دیدگاهی جدید به ارائه مدلی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخته‌اند. از منظر زمانی نیز برخی از این مدل‌ها با درنظرگرفتن دورهای زمانی یک‌ساله (تک‌دوره‌ای) و برخی دیگر دوره‌های بلندمدت (چنددوره‌ای) به محاسبه بازده و قیمت‌گذاری دارایی پرداخته‌اند؛ از این‌رو با توجه به تنوع مدل‌های قیمت‌گذاری و از طرفی با درنظرگرفتن اهمیت تعیین قیمت و بازده دارایی به هنگام سرمایه‌گذاری، یافتن مدلی از میان مدل‌های موجود که بتواند به سرمایه‌گذاران در اتخاذ تصمیم‌های صحیح سرمایه‌گذاری کمک کرده و دارایی‌های سرمایه‌ای را به‌درستی قیمت‌گذاری کند، از اهمیت زیادی برخوردار است. بر این اساس به مدل‌های قیمت‌گذاری موردبررسی در این پژوهش به‌منظور ارزیابی و اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری در دو گروه مدل‌های ایستا (تک‌دوره‌ای) و مدل‌های پویا (چنددوره‌ای) به شرح زیر پرداخته شد:

مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا. منظور از مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا، مدل‌هایی است که در فرایند قیمت‌گذاری از بازه زمانی تک‌دوره‌ای (عموماً یک‌ساله) استفاده می‌کنند. مدل‌های ایستای موردبررسی در این پژوهش عبارت‌اند از:

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)[1] نظریه بازار سرمایه با بسط و تعمیم نظریه پورتفوی، مدلی را برای قیمت‌گذاری دارایی‌های ریسک‌دار به نام «مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)» فراهم می‌سازد. عامل اصلی که به بسط نظریه بازار سرمایه منجر می‌شود، مفهوم دارایی بدون ریسک است. CAPM نرخ بازده موردانتظار هر اوراق بهاداری مانند i (پورتفوی p) را با معیار مناسب ریسک اوراق بهادار، یعنی بتای (β) آن مرتبط می‌سازد. بتا معیار مناسب ریسک سیستماتیک است که از طریق تنوع نمی‌توان تغییری در آن ایجاد کرد. CAPM نشان می‌دهد که نرخ بازده موردانتظار یک دارایی تابعی از دو جزء، یعنی نرخ بدون ریسک و صرف ریسک است؛ بنابراین:

$$R_i = R_f + (R_m - R_f)\beta_{mi} \qquad (۱)$$

1. Capital Asset Pricing Model.

در رابطه ۱، R_i بازده دارایی، R_f بازده دارایی بدون ریسک، R_m بازده بازار و β_{mi} ریسک سیستماتیک دارایی i است. بتای هر دارایی از رابطه ۲، محاسبه می‌شود:

$$\beta_{mi} = \frac{\text{cov (Ri,Rm)}}{\text{var (Rm)}} \qquad (۲)$$

پس از ارائه این مدل، پژوهش‌هایی در راستای تأیید آن صورت گرفت. از جمله فیشر و همکاران (۱۹۷۲)، با آزمون تجربی مدل CAPM از طریق مطالعه بر روی روند قیمت سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار نیویورک در فاصله زمانی ۱۹۳۱–۱۳۶۵، وجود رابطه خطی بین بازدهی پورتفوی سهام و بتای آن‌ها را تأیید کردند. با وجود اثبات رابطه خطی بین بتا و بازده هر سهم، پژوهش‌هایی مبنی بر اینکه آیا صرف ریسک بازار تنها عامل تعیین‌کننده بازده است یا عوامل دیگری نیز در آن دخیل هستند، صورت گرفت. این امر به ارائه مدل‌های چندعاملی منجر شد [۱۰،۱۲،۱۳،۱۴].

مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (FF). از جمله مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ[1](۱۹۹۳) است. آن‌ها با توجه به پژوهش‌های انجام‌شده در مورد عوامل تأثیرگذار بر بازده موردانتظار سهام، یک مدل سه‌عاملی مشتمل بر بتا، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت را با درنظرگرفتن یافته‌های خود در سال ۱۹۹۲ و با استفاده از مدل CAPM ارائه کردند. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) یک رگرسیون چندمتغیره برای بررسی عوامل مؤثر بر بازده پورتفوی طراحی کرده و با استفاده از مدل CAPM رابطه ۳، را ارائه دادند:

$$R_i = R_f + b_i \times (KMT) + s_i \times (SMB) + h_i \times (HML) \qquad (۳)$$

در رابطه ۳، بازده دارایی به سه عامل به شرح زیر مربوط می‌شود:

عامل بازار (KMT). تفاوت بازده بازار و بازده دارایی بدون ریسک ($R_M - R_f$)؛

عامل اندازه (SMB). تفاوت بین میانگین بازده‌های پورتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پورتفوی سهام شرکت‌های بزرگ؛

عامل ارزش (HML) . تفاوت بین میانگین بازده‌های پورتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پورتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین.

1 Fama and French.

بر اساس این مدل، هنگام محاسبه بازده دارایی علاوه بر ریسک سیستماتیک دارایی، باید اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت نیز در نظر گرفته شود [۸].

مدل چهارعاملی کارهارت (FFC)[1] یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های مدل‌های چندعاملی، سهولت افزودن متغیر جدید به مدل‌های قبلی و یا حتی تغییر متغیرهای قبلی است و این ویژگی سبب تنوع پژوهش‌ها در حوزه تبیین بازده سهام بوده است. در همین راستا و به‌منظور تکمیل-کردن مدل‌های گذشته، کارهارت[2](۱۹۹۷)، یک مدل چهارمتغیره با اضافه‌کردن یک متغیر جدید به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، با عنوان «عامل شتاب» ابداع کرد. عامل شتاب، متغیری است که نشان می‌دهد بازار تمایل دارد نسبت به عملکرد شرکت‌های موفق در دوره‌های کوتاه‌مدت پس از موفقیت، واکنش مثبت و نسبت به عملکرد شرکت‌های ناموفق در دوره‌های شکست، واکنش منفی نشان دهد. درواقع این عامل نشان می‌دهد که نگرش بازار، گذشته‌گرا باقی می‌ماند تا درنهایت تغییر جهت دهد. بازده دارایی با استفاده از مدل چهارعاملی کارهارت بر اساس رابطه ۴، محاسبه می‌شود:

$$R_i = R_f + b_i(R_M - R_f) + s_i \times SMB + h_i \times HML + w_i \times WML \qquad (۴)$$

عامل شتاب (WML): تفاوت میانگین پورتفوی سهام برنده و بازنده [۶].

مدل‌های قیمت‌گذاری پویا. منظور از مدل‌های قیمت‌گذاری پویا، مدل‌هایی است که بازه زمانی مورداستفاده در فرایند قیمت‌گذاری بیش از یک دوره (یک سال) است و با استفاده از اطلاعات چندین دوره (بلندمدت) به محاسبه بازده و قیمت دارایی می‌پردازند. مدل‌های پویای موردبررسی در این پژوهش عبارت‌اند از:

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)[3] از جمله مدل‌های تعدیل‌یافته مبتنی بر مدل CAPM در راستای توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) است که توسط بریدن[4](۱۹۷۹)، ارائه شد. در این مدل دارایی‌های ریسک‌دار، عدم‌اطمینان در مصرف را به‌وجود می‌آورند. پرسش اصلی در مدل CCAPM این است که آیا یک سرمایه‌گذار هزینه‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری خود را

1 Fama – French – Carhart.
2 Carhart.
3 Consumption Capital Asset Pricing Model.
4 Breeden.

متناسب با شرایط عدم‌اطمینان موجود در بازار در نظر می‌گیرد؟ در مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای وجود صرف ریسک در پورتفوی، معیاری برای اندازه‌گیری ریسک است و با استفاده از بتا، بازده موردانتظار سهام محاسبه می‌شود؛ درحالی‌که در مدل CCAPM بازده موردانتظار سهام با کواریانس بازده سهام و مصرف (ضریب این وابستگی «بتای مصرف» نام دارد) تغییر می‌کند. طبق بیان کوکران (۲۰۰۱)، هر مدل قیمت‌گذاری دارایی به‌صورت P = E(MX) قابل‌بیان است. در این رابطه، P نشان‌دهنده قیمت دارایی، M عامل تنزیل تصادفی[1](SDF) و X بازدهی دارایی است. تمایز بین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز به تفاوت در عامل تنزیل تصادفی بازمی‌گردد. حال با توجه به نوع تابع ترجیحات می‌توان تغییراتی در عامل تنزیل تصادفی ایجاد کرد که این تغییرات به تعدیلاتی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها منجر خواهد شد. عامل تنزیل تصادفی در مدل CCAPM بر اساس رابطه ۵، محاسبه می‌شود:

$$M_{t+1} = \beta\left(\frac{Ct+1}{C_t}\right)^{-\eta} \quad (۵)$$

که در آن C مصرف سرانه، β عامل تنزیل ذهنی زمان (تفاوت مطلوبیت حاصل از مصرف در زمان‌های مختلف برای افراد را تبیین می‌کند) و η ضریب ریسک‌گریزی نسبی است [۴].

مدل شکل‌گیری عادت (Habit Formation). از دیگر مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف، مدل شکل‌گیری عادت است که گستره وسیعی از پدیده‌های قیمت‌گذاری پویای دارایی‌ها از جمله تغییرات دوره‌ای قیمت سهام، پیش‌بینی بلندمدت مازاد بازده سهام و تغییرات معکوس در نوسانات بازار سهام را شامل می‌شود. مدل شکل‌گیری عادت، صرف سهام کوتاه‌مدت و بلندمدت را به رغم نرخ کم و ثابت بدون ریسک توضیح می‌دهد. این مدل به‌وسیله یک فرایند مستقل و یکسان رشد مصرف توزیع شده و یک عادت خارجی که به‌آرامی در حال حرکت به سمت تابع مطلوبیت توانی استاندارد است، استخراج می‌شود. در این مدل عامل تنزیل تصادفی از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$M_t = \delta\left(\frac{C_t}{C_{t-1}}\frac{S_t}{S_{t-1}}\right)^{-\gamma} \quad (۶)$$

$$S_t = (1 - ø)\acute{S} + ø\, S_{t-1} + \lambda(S_{t-1})(C_t - C_{t-1} - g) \quad (۷)$$

1. Stochastic Discount Factor .

در رابطه ۶، δ نرخ تنزیل زمانی، C_t مصرف در دوره t، C_{t-1} مصرف در دوره t-1، S_t نرخ مصرف مازاد در دوره t، S_{t-1} نرخ مازاد مصرف در دوره t-1، γ ضریب رابطه ریسک‌گریزی، $\acute{S}$ عادت حالت پایدار، g رشد میانگین مصرف و $\emptyset$ پایداری سهام عادت است [۵].

مدل ریسک بلندمدت (LRR)[1] این مدل، تغییرات قیمت سهام را به‌عنوان واکنش به نوسانات مداوم در میانگین و نوسان رشد مصرف کل، توسط عامل نماینده با کشش جایگزینی بین‌دوره‌ای بالا توضیح می‌دهد. مدل ریسک بلندمدت دارای چهار ویژگی کلیدی است:

۱. یک مؤلفه پایدار و قابل پیش‌بینی از رشد مصرف وجود دارد؛

۲. تغییرپذیری مداوم در نوسانات رشد مصرف وجود دارد؛

۳. مصرف و سود سهام یکسان نیستند؛ بازار سهام یک ادعا است برای تقسیم سود که نسبت به مصرف بسیار حساس‌تر است؛ اگرچه با مصرف و سود سهام در تداوم یکسان، مصرف قابل‌پیش‌بینی و حرکت یکسان در نوسانات، همسبته است؛

۴. دارایی‌ها توسط یک سرمایه‌گذار نماینده که دارای ترجیحات اپستین- زین- ویل[2] است قیمت‌گذاری می‌شود [۱]. این ترجیحات، مطلوبیت توانی را به‌وسیله کشش جایگزینی بین‌دوره‌ای (EIS)[3] و ضریب ریسک‌گریزی نسبی (RRA)[4] به‌عنوان پارامترهای جداگانه تعمیم می‌دهد. در مدل ریسک بلندمدت به‌منظور محاسبه عامل تنزیل تصادفی از روابط زیر استفاده می‌شود:

$$M_t = \delta^0 \left(\frac{C_t}{C_{t-1}}\right)^{-\frac{\theta}{\Psi}} \left(1 + R_t^a\right)^{-(1-\theta)} \quad (۸)$$

$$\theta \equiv \frac{1-\gamma}{1-\frac{1}{\Psi}} \quad (۹)$$

در رابطه ۸، δ نرخ تنزیل زمانی، C_t مصرف در دوره t، C_{t-1} مصرف در دوره t-1، R^a_t بازده مجموع ثروت در دوره t، γ ضریب رابطه ریسک‌گریزی و Ψ کشش جانشینی بین‌دوره‌ای است [۱، ۷].

صندوق سرمایه‌گذاری مشترک. یکی از واسطه‌های مالی، صندوق سرمایه‌گذاری مشترک است که از طریق فروش پیوسته واحد سرمایه‌گذاری خود به عموم مردم، وجوهی را تحصیل و

1 Long Run Risk.
2 Epstein - Zin - Will.
3 Elasticity of Intertemporal Substitution.
4 Coefficient of Relative Risk Aversion.

آن‌ها را در ترکیب متنوعی از اوراق بهادار شامل سهام، اوراق قرضه، ابزارهای کوتاه‌مدت بازار پول و دارایی‌های دیگر، با توجه به هدف صندوق، به‌طور حرفه‌ای سرمایه‌گذاری می‌کند. با استفاده از ارزش دارایی‌های تحت مدیریت صندوق حاصل از این سرمایه‌گذاری‌ها جریان‌های نقد ورودی (خروجی) صندوق محاسبه می‌شود.

در بررسی اثرات متقابل جریان نقد صندوق و بازده بازار، پژوهشگران اغلب دو رویکرد را در پیش گرفته‌اند. رویکرد نخست مبتنی بر دیدگاه خُرد است که صندوق‌ها را به‌صورت منفرد بررسی می‌کند؛ مثل مقایسه عملکرد صندوق‌ها از لحاظ سودآوری یا تأثیر جریان سرمایه بر بازده صندوق. بر این اساس ورود پول جدید به صندوق‌ها در واکنش به عملکرد گذشته آن‌ها شکل می‌گیرد؛ اما در دیدگاه کلان، تمرکز اصلی بر رابطه جریان نقد به صندوق‌ها و بازده بازار است. به‌طورکلی طی پژوهش‌های انجام‌شده، مجموع جریان نقد دارای همبستگی قوی با بازده بازار بوده است [۹]؛ بنابراین در این پژوهش، با استفاده از جریان‌های نقد ورودی (خروجی) صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، روشی جدید برای ارزیابی و اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه شده است.

ب) پیشینه پژوهش. در بررسی پیشینه پژوهش حاضر، پژوهش‌های صورت‌گرفته تاکنون از دو بُعد مدنظر قرار گرفته‌اند: ۱. پژوهش‌هایی که به مقایسه و ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخته‌اند و ۲. پژوهش‌هایی که از جریان‌های نقدی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک برای بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده کرده‌اند. با درنظرگرفتن این دو دیدگاه، پیشینه پژوهش در دو بخش پژوهش‌های خارجی و داخلی به شرح زیر است:

پژوهش‌های خارجی. گیورسو و تک (۲۰۰۲)، نخستین پژوهشگرانی هستند که از جریان‌های نقدی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در راستای اثبات ترجیحات سرمایه‌گذاران استفاده کردند. اگرچه تمرکز اولیه آن‌ها بر تضاد رفتاری استنباط‌شده میان سرمایه‌گذاران خُرد و سرمایه‌گذاران نهادی است؛ اما پژوهش آن‌ها جریان‌های نقدی پاسخ‌داده‌شده به عملکرد خوب صندوق را در مدل CAPM تأیید می‌کند. آن‌ها سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها را بررسی نکرده‌اند.

مینگ سیانگ چن (۲۰۰۳)، مقایسه‌ای بین مدل CAPM و CCAPM در بازار سهام تایوان انجام داد. وی در مدل CCAPM موردآزمون خود، فرض کرد که مصرف کل برابر با کل سود سهام پرداختی است و رشد این سود از یک فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول تبعیت می‌کند. وی با مقایسه این دو مدل از نظر میزان انطباق بازده پیش‌بینی‌شده با بازده واقعی قدرت مدل در

پیش‌بینی درست نقاط عطف و میزان خطای پیش‌بینی به این نتیجه رسید که در تمامی موارد توان تبیین مدل CAPM سنتی در ارتباط بین ریسک و بازده بیشتر از مدل CCAPM است.

بارتلدی و پییر (۲۰۰۳)، در پژوهشی با عنوان «پیش‌بینی بازده موردانتظار الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در مقابل مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ» عملکرد این دو مدل را مقایسه کردند. هدف آن‌ها مقایسه عملکرد این دو مدل در پیش‌بینی بازده سهام بود که با وجود حمایت‌هایی که از مدل فاما و فرنچ شده است، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده موردانتظار چندان از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای قوی‌تر نیست. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ۳ درصد و مدل سه عاملی فاما و فرنچ ۵ درصد اختلاف در میانگین بازده را تشریح می‌کند.

آرتمن و همکاران[1](۲۰۱۱)، پیرامون عوامل تعیین‌کننده بازده سهام در آلمان، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و مدل چهارعاملی کارهارت را آزمون کردند. نتایج آن‌ها بر اساس داده‌های بورس آلمان از سال ۱۹۶۳ تا ۲۰۰۶، نشان داد که مدل فاما و فرنچ دارای قابلیت تبیین کمی در تعیین میانگین بازده سهام است و مدل کارهارت قدرت تبیین بالاتری دارد. آن‌ها همچنین به این نتیجه رسیدند که اگر در مدل کارهارت به‌جای عامل اندازه، از عامل درآمد سهم به قیمت آن استفاده شود، قدرت تبیین مدل دو چندان می‌شود.

باربر و همکاران[2](۲۰۱۴)، از جریان‌های نقدی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک برای اثبات ترجیحات ریسک سرمایه‌گذاران استفاده کردند و از طریق روشی متفاوت با روش پژوهش حاضر دریافتند که سرمایه‌گذاران از مدل CAPM به‌جای مدل‌های عاملی کاهش‌یافته که قبلاً ارائه شده است (مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، مدل چهارعاملی کارهارت) استفاده می‌کنند.

زارمبا و همکاران[3] (۲۰۱۸)، مدل‌های قیمت‌گذاری عاملی شامل مدل CAPM، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، مدل‌چهار عاملی کارهارت و مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ در بورس لهستان را مقایسه کردند. نتایج پژوهش نشان‌دهنده برتری مدل چهارعاملی کارهارت نسبت به سایر مدل‌ها ـ در خصوص قدرت توضیح دهندگی بازده مقطعی ـ در بورس لهستان است.

الیف و سلطانلی (۲۰۱۸)، در پژوهشی به آزمون تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه (CAPM) در سهام منتخب بانکی از بورس استانبول پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های بازگشت ماهانه ۱۲ سهام بانکی تصادفی برای دوره‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ دریافتند که CAPM برای نمونه کارها متشکل از ۱۲ بانک معامله‌شده در بورس استانبول معتبر است؛ بالاخره این مدل می تواند نتیجه کلی پرتفوی سهام بانکی منتخب را پیش‌بینی کند.

---

1 Artman and others.
2 Barber and others.
3 Zaremba and others.

پژوهش‌های داخلی. آقابیگی (۱۳۸۴)، عملکرد مدل‌های CAPM، فاما و فرنچ را در بازار بورس اوراق بهادار تهران در بازده پنج‌ساله ۱۳۷۹ تا پایان ۱۳۸۳ مقایسه کرد. یافته‌های این پژوهش نشان‌دهنده برتری مدل فاما و فرنچ در تبیین بازدهی در بازار بورس اوراق بهادار تهران است.

مجتهدزاده و همکاران (۱۳۸۶)، به مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) با مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده موردانتظار در «بورس اوراق بهادار تهران» پرداختند. در دوره بلندمدت، هرچند نتایج آزمون‌ها نشان داد که در هر دو مدل اختلاف میانگین بازده‌ها معنادار است، اما تغییرات میانگین بازده موردانتظار نسبت به بازده واقعی در مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ ۵۱ درصد و در مدل CAPM ۳۵ درصد به‌دست آمد؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تغییرات میانگین بازده‌های پیش‌بینی‌شده نسبت به میانگین بازده‌های واقعی در مدل CAPM کمتر است و در کوتاه‌مدت عملکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ اندکی بهتر از مدل CAPM است. در سطح صنایع مختلف این نتیجه‌گیری متفاوت بود؛ همچنین نتایج بررسی ارتباط و همبستگی هر یک از عوامل با میانگین بازده‌های موردانتظار پیش‌بینی‌شده در هر دو مدل نشان داد که ارتباط و همبستگی بین صرف ریسک بازار با بازده موردانتظار پیش‌بینی‌شده بر اساس مدل CAPM کامل‌ترین است.

مکار (۱۳۸۶)، عملکرد مدل‌های CAPM و فاما و فرنچ را در «بورس اوراق بهادار تهران» بررسی کرد. شرکت‌ها در بازه هشت‌ساله ۱۳۷۸ تا پایان ۱۳۸۵ از لحاظ اندازه به سه دسته کوچک، متوسط و بزرگ و از نظر ارزش دفتری به بازار نیز به سه دسته پایین، متوسط و بالا تقسیم شدند. یافته‌ها نمایانگر برتری مدل فاما و فرنچ در تبیین بازدهی در «بازار بورس اوراق بهادار تهران» است.

پوریان (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «بررسی رابطه ریسک و بازده با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)»، توانایی این دو مدل را در توضیح رابطه بین ریسک و بازده سهام در «بورس اوراق بهادار تهران» مقایسه کرد. نتایج نشان داد که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در توضیح رابطه بین ریسک و بازده سهام نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف از عملکرد بهتری برخوردار است.

ایزدی‌نیا و همکاران (۱۳۹۲)، به مقایسه مدل اصلی سه‌عاملی فاما و فرنچ با مدل اصلی چهارعاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در «بورس اوراق بهادار تهران» پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که به‌کارگیری مدل‌های چندعاملی از مدل تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مناسب‌تر است؛ همچنین مدل چهارعاملی کارهارت مزیت نسبی به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ ندارد؛ زیرا از بین چهار متغیر صرف ریسک

بازار، عامل اندازه، عامل ارزش و عامل تمایل به عملکرد گذشته (مومنتوم) تنها دو متغیر صرف ریسک و اندازه بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد.

نوری امیرکلایی (۱۳۹۳)، در پژوهشی با عنوان «مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای بر پایه مخارج مصرفی» به مقایسه توانایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مخارج مصرفی در توضیح رابطه بین ریسک و بازده سهام در «بورس اوراق بهادار تهران» پرداخت. نتایج بررسی‌ها نشان داد که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سنتی در توضیح رابطه بین ریسک و بازده سهام، نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر پایه مخارج مصرفی از عملکرد بهتری برخوردار است.

هوشمند نقابی (۱۳۹۶)، به بررسی و تبیین مقایسه‌ای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای کلاسیک و رفتاری در بازار سرمایه ایران پرداخت. یافته‌های پژوهش وی نشان داد که مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای کلاسیک در مقایسه با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای رفتاری در بازار سرمایه ایران دارای قدرت تبیین بیشتری هستند.

صابونچی (۱۳۹۷)، توان مدل CAPM شرطی مبتنی بر بتای متغیر نسبت به زمان را با مدل CAPM استاندار، به‌منظور یافتن مدل مناسب برای تبیین بازده موردانتظار سهام، بررسی کرد. نتایج پژوهش وی نشان داد که بر اساس هر دو معیار میانگین قدر مطلق خطا و میانگین مجذور خطا، مدل CAPM شرطی نسبت به مدل CAPM استاندارد، عملکرد بهتری دارد.

با توجه به پیشینه پژوهش، نتایج تعدادی از پژوهش‌ها تأییدکننده یکدیگر است و از سوی دیگر برخی ناقض نتایج کسب‌شده توسط پژوهش‌های قبل از خود هستند. تعدادی از این پژوهش‌ها مدل CAPM را نسبت به سایر مدل‌ها ارجح دانسته‌اند و در برخی از پژوهش‌ها این نتیجه رد شده است. ازآنجا که در هیچ‌یک از این پژوهش‌ها به‌طور هم‌زمان به مقایسه مدل‌های موردنظر در این پژوهش پرداخته نشده است، در این پژوهش با استفاده از جریان‌های نقدی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و از طریق ارائه یک روش جدید به ارزیابی و اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری مطرح شده پرداخته شده است.

۳ . روش‌شناسی پژوهش

الف. استخراج مدل آزمون. برای تدوین مدل موردنظر پژوهش از فرضیه اصلی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه‌شده توسط نئوکلاسیک‌ها استفاده شده است. این فرضیه بیان می‌کند که همه سرمایه‌گذاران به‌منظور یافتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت (NPV)[1] با یکدیگر رقابت دارند و در این رقابت یکدیگر را حذف می‌کنند. نتیجه این رقابت، تعیین قیمت‌های تعادلی دارایی‌ها است؛ بنابراین بازده موردانتظار هر دارایی تنها تابعی از

1Net Present Value .

ریسک آن دارایی است. به‌منظور استخراج مدل آزمون، فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران در زمان t با استفاده از اطلاعات حاصل از مجموعه اطلاعات I_t و مربوط به زمان t، اطلاعات و استنباط خود را در مورد مهارت مدیر صندوق (θ_i) ـ که برگرفته از تابع توزیعی $g_t(\theta_i)$ به‌معنای انتظارات از مهارت مدیر صندوق (θ_i) در زمان t است ـ را به‌روز کرده و اصلاح می‌کنند.

$$\theta_i \equiv E[\theta_i|I_t] = \int \theta_i g_t(\theta_i) d\theta_i \qquad (۱۰)$$

در رابطه ۱۰، q_{it} دارایی‌های تحت مدیریت (AUM)[1] صندوق سرمایه‌گذاری مشترک i در زمان t؛ θ_i پارامتر توضیح‌دهنده مهارت مدیر صندوق i؛ R^n_{it} بازده مازاد (بازده خالص مازاد بر بازده دارایی بدون ریسک) کسب‌شده توسط سرمایه‌گذاران بین زمان‌های t-1 و t و R^B_{it} بازده تعدیل‌شده با ریسک محاسبه‌شده با مدل قیمت‌گذاری دارایی در افق زمانی یکسان با R^n_{it} است؛ همچنین در تمام پژوهش این فرض (تحت عنوان فرضیه صفر) در نظر گرفته می‌شود که همواره یک مدل خاص قیمت‌گذاری دارایی مورداستفاده قرار می‌گیرد. شایان ذکر است که q_{it}، R^n_{it} و R^B_{it} همه از اجزای I_t هستند. حال $\alpha_{it}(q)$ به‌عنوان انتظارات ذهنی سرمایه‌گذاران از بازده تعدیل‌شده با ریسک که آن‌ها بر طبق فرضیه صفر در زمان سرمایه‌گذاری در صندوق i با اندازه q بین زمان t-1 و t کسب می‌کنند، تعریف می‌شود. به‌طور معمول از آلفا (α) به‌عنوان آلفای خالص یاد می‌شود:

$$\alpha_{it}(q) = \theta_i - h_i(q) \qquad (۱۱)$$

$h_i(q)$ یک تابع پیوسته صعودی از q است و نمایانگر این واقعیت است که طبق فرض اساسی هر مدل قیمت‌گذاری دارایی، تمام صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در تعادل با کاهش بازده نسبت به مقیاس روبه‌رو هستند. طبق فرضیه صفر که یک مدل صحیح قیمت‌گذاری دارایی تحت شرایط موردنظر به‌کار می‌رود، در شرایط تعادل اندازه دارایی‌های تحت مدیریت صندوق در راستای تحقق این اطمینان که هیچ فرصت سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت وجود ندارد، تعدیل می‌شود؛ در نتیجه $\alpha_{it}(q_{it}) = 0$ است

$$\theta_i = h_i(q) \qquad (۱۲)$$

سرمایه‌گذار در زمان t+1، عملکرد خوب مدیر صندوق (ε_{it}) را که باعث کسب بازده‌ای بیش از بازده محاسبه‌شده از طریق مدل قیمت‌گذاری موردنظر شده است، مشاهده می‌کند:

1 Assets under Management.

$$\varepsilon_{it+1} \equiv R^{n}_{it+1} - R^{B}_{it+1} \qquad (۱۳)$$

عملکرد خوب مدیر صندوق (ε_{it+1}) حاوی اطلاعاتی در خصوص مهارت مدیر صندوق (θ_i) است. تابع توزیع شرطی ε_{it+1} در زمان t، $f(\varepsilon_{it+1}|\alpha_{it}(q_{it}))$، در شرایط تعادل تساوی زیر را برقرار می‌کند:

$$E[\varepsilon_{it+1}|I_t] = \int \varepsilon_{it+1} f(\varepsilon_{it+1}|\alpha_{it}(q_{it})) d\varepsilon_{it+1} = \alpha_{it}(q_{it}) = 0 \qquad (۱۴)$$

روش آزمون بر این بینش متکی است که طبق فرضیه صفر، اخبار خوب ($\varepsilon_{it} > 0$) بر اخبار خوب در مورد θ_i دلالت دارد و اخبار بد ($\varepsilon_{it} < 0$) بر اخبار بد در مورد θ_i دلالت دارد. به‌طور میانگین درکی مثبت (منفی) از ε_{it} به اصلاح و به‌روزرسانی مثبت (منفی) برداشت سرمایه‌گذاران در مورد مهارت مدیر صندوق قبل از واکنش بازار منجر می‌شود؛ لذا $\alpha_{it}(q_{it})$ مثبت (منفی) خواهد شد. این موضوع را به شکل پیشنهاد ۱، می‌توان ارائه کرد.

پیشنهاد ۱. به طور میانگین درکی مثبت (منفی) از ε_{it} به اصلاح و به‌روزرسانی مثبت (منفی) برداشت سرمایه‌گذاران در مورد مهارت مدیر صندوق منجر می‌شود:

$$E[\alpha_{it+1}(q_{it})\, \varepsilon_{it+1}|I_t] > 0 \qquad (۱۵)$$

متأسفانه این پیشنهاد به‌طور مستقیم قابل‌آزمودن نیست؛ زیرا $\alpha_{it}(q_{it})$ قابل‌مشاهده نیست. در مقابل آنچه می توان مشاهده کرد جریان‌های نقدی ایجادشده در هنگام اصلاح و به‌روزرسانی برداشت‌های سرمایه‌گذران در مورد مهارت مدیر صندوق است؛ بنابراین هدف بعدی ارائه مجدد پیشنهاد ۱، بر حسب جریان‌های نقدی است. از طریق ترکیب پیشنهاد ۱ و فرمول ۱۲، می‌توان استنباط کرد که اخبار مثبت (منفی) باید به‌طور میانگین به جریان‌های نقد ورودی (خروجی) در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک منجر شوند. در این پژوهش به‌جای محاسبه اندازه جریان‌های نقد ورودی (خروجی) صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و استفاده از آن، بر جهت جریان نقد ناشی از واکنش به فرصت سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت توجه می‌شود. با این فرض ابتدا یک تابع که نشان‌دهنده علامت یک عدد واقعی است، تعریف می‌شود؛ به این ترتیب که به هر عدد مثبت ارزش ۱، به هر عدد منفی ارزش ۱− و به هر عدد صفر، ارزش صفر تعلق می‌گیرد.

$$\emptyset(X) \equiv \begin{cases} \frac{X}{|X|}, X \neq 0 \\ 0, X = 0 \end{cases} \quad (۱۶)$$

جریان نقد ورودی (خروجی) صندوق سرمایه‌گذاری مشترک i در زمان t توسط F_{it} به شرح زیر تعریف می‌شود:

$$F_{it} \equiv q_{it+1} - q_{it} \quad (۱۷)$$

حال طبق رابطه ۱۸، علامت جریان نقد ورودی و آلفای حاصل از اطلاعات موجود در ε_{it+1} باید یکسان باشد.

$$\emptyset(F_{it+1}) \equiv \emptyset(\alpha_{it+1}(q_{it})) \quad (۱۸)$$

$$\emptyset(\alpha_{it+1}(q_{it})) = \emptyset(\alpha_{it+1}(q_{it})) - \alpha_{it+1}(q_{it})) = \emptyset(h(q_{it+1})) - h(q_{it})) = \emptyset(q_{it+1} - q_{it}) = \emptyset(F_{it+1})$$

با استفاده از روابط بالا، پیشنهاد ۱، بر اساس جریان‌های نقد ورودی (خروجی) ـ به‌عنوان یک پیش‌بینی قابل‌آزمون ـ ارائه می‌شود.

پیشنهاد ۲. ضریب رگرسیون علامت جریان‌های نقد ورودی (F_{it}) بر علامت بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق (ε_{it})، مثبت است یعنی:

$$\beta_{F\varepsilon} \equiv \frac{\mathrm{cov}(\emptyset(F_{it+1}), \emptyset(\varepsilon_{it+1}))}{\mathrm{Var}(\emptyset(\varepsilon_{it+1}))} > 0 \quad (۱۹)$$

این پیشنهاد یک پیش‌بینی قابل‌آزمون را ارائه می‌دهد و بنابراین روشی جدید برای قبول یا رد یک مدل قیمت‌گذاری دارایی است. طبق این روش، زمانی یک مدل به‌عنوان مدل واقعی تعریف می‌شود که ترجیحات آشکارشده سرمایه‌گذاران نشان‌دهنده این موضوع باشد که آن‌ها برای اصلاح و به‌روزرسانی برداشت‌ها و آگاهی‌های خود از فرصت‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت استفاده کرده‌اند. ازآنجاکه جریان‌های نقدی ترجیحات سرمایه‌گذاران را نمایان می‌سازد، مقیاسی از اینکه «آیا سرمایه‌گذاران از یک مدل خاص قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده می‌کنند یا خیر؟» این است که بخشی از تصمیم‌ها در خصوص عملکرد خوب مدیر صندوق (تعریف شده طبق مدل) بر جریان‌های نقد ورودی و در مورد عملکرد ضعیف مدیر صندوق بر

جریان‌های نقد خروجی دلالت دارند. مطابق پیشنهاد ۲، اگر بین بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق و جریان‌های نقد ورودی (خروجی) صندوق، رابطه وجود داشته باشد ضریب رگرسیون محاسبه شده از رابطه ۱۹، مثبت و در صورت نبود رابطه بین آن دو این ضریب منفی خواهد شد؛ همچنین در صورت اثبات وجود این رابطه هرچه میزان این ضریب بزرگ‌تر باشد، نشانه وجود رابطه‌ای قوی‌تر بین این دو متغیر است. پس از تعیین وجود یا نبود رابطه بین بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق و جریان‌های نقد ورودی (خروجی) صندوق، مدل‌های مورد بررسی در این پژوهش به‌صورت دوبه‌دو با یکدیگر مقایسه و بررسی می‌شوند. در مرحله ارزیابی این سؤال مطرح می‌شود که آیا می‌توان مدلی را رد کرد؟ و یا اینکه آیا یک مدل بهتر نسبت به سایر مدل‌های موردبررسی وجود دارد؟ به بیان دیگر کدام یک از مدل‌ها به مدل صحیح قیمت‌گذاری دارایی‌ها نزدیک‌تر است؟ برای فرموله‌کردن این مفهوم، ابتدا فرض می‌شود که یک مدل صحیح قیمت‌گذاری وجود دارد؛ به این معنا که بازده موردانتظار هر دارایی در اقتصاد تنها تابعی از ریسک اندازه‌گیری‌شده توسط آن مدل است؛ سپس مجموعه‌ای از مدل‌های موردنظر برای بررسی مشخص شده و هریک از مدل‌ها با علامت C c نشانه‌گذاری می‌شوند و به همین ترتیب بازده تعدیل‌شده با ریسک محاسبه‌شده توسط هر مدل به وسیله R^c_{it} نشان داده می‌شود؛ درنتیجه عملکرد تعدیل‌شده با ریسک به‌صورت رابطه ۲۰، ارائه می‌شود:

$$\varepsilon^c_{it} \equiv R^n_{it} - R^c_{it} \qquad (۲۰)$$

به دلیل اینکه حداکثر یک مدل از مجموعه مدل‌های منتخب موردبررسی می‌تواند به‌عنوان مدل صحیح انتخاب شود، سایر مدل‌ها در مجموعه C نمی‌توانند به‌طور کامل ریسک را محاسبه و قیمت‌گذاری کنند. در اینجا از این مدل‌ها با عنوان «مدل‌های اشتباه» نام برده می‌شود. در تمام این پژوهش این فرضیه حفظ خواهد شد که اگر یک مدل صحیح قیمت‌گذاری وجود داشته باشد، هیچ مدل اشتباه قیمت‌گذاری، قدرت توضیحی اضافی برای تصمیم‌های تخصیص سرمایه را نخواهد داشت:

$$\Pr\left[\emptyset(F_{it}) \mid \emptyset(\varepsilon_{it}), \emptyset(\varepsilon^c_{it})\right] = \Pr\left[\emptyset(F_{it}) \mid \emptyset(\varepsilon_{it})\right] \qquad (۲۱)$$

البته این فرضیه دارای اِشکال است؛ زیرا بر اساس آن، احتمال اینکه ε^c_{it} شامل اطلاعاتی درباره توانایی‌های مدیریتی است که در ε_{it} وجود ندارد، نادیده گرفته می‌شود.

برای یک مدل اشتباه قیمت‌گذاری، C c، β_{Fc} عبارت است از: ضریب رگرسیون جریان نقدی و عملکرد خوب مدیر صندوق در مدل c به شکل زیر:

$$\beta_{Fc} \equiv \frac{\mathrm{cov}\left(\emptyset(F_{it}),\emptyset(\varepsilon_{it}^{c})\right)}{\mathrm{Var}\left(\emptyset(\varepsilon_{it}^{c})\right)} \qquad (۲۲)$$

پیشنهاد ۳. ضریب رگرسیون علامت جریان‌های نقد ورودی بر علامت عملکرد خوب مدیر صندوق، حاصل از مدل صحیح قیمت‌گذاری بزرگ‌تر از هر مدل اشتباه قیمت‌گذاری c می‌باشد: $\beta_{F\varepsilon} > \beta_{Fc}$.

پیشنهاد بالا بیان می‌کند که ضریب رگرسیون یک مدل صحیح (اگر وجود داشته باشد) باید بزرگ‌تر از ضریب رگرسیون مدل اشتباه باشد. اکنون می‌توان تعریفی دقیق از مدلی که به مدل صحیح قیمت‌گذاری نزدیک‌تر است به شرح زیر ارائه کرد:

"نزدیک‌ترین مدل به مدل صحیح قیمت‌گذاری، مدلی است که احتمال اینکه عملکرد خوب تعیین‌شده با مدل موردنظر دلالت بر عملکرد خوب به‌وسیله مدل صحیح قیمت‌گذاری داشته باشد را به حداکثر می‌رساند و بالعکس".

با استفاده از این تعریف، می‌توان به ارزیابی و رتبه‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای موردبررسی بر اساس ضریب رگرسیون محاسبه‌شده برای هر یک از آن‌ها پرداخت.

پیشنهاد ٤. مدل c یک تقریب خوب از مدل صحیح قیمت‌گذاری دارایی در مقابل مدل d است؛ اگر و فقط اگر $\beta_{Fc} > \beta_{Fd}$.

پیشنهاد بعدی یک روش آسان برای یک تمایز تجربی میان مدل‌های منتخب ارائه می‌دهد:

پیشنهاد ۵. بررسی یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) از $\emptyset(F_{it})$ بر روی $\frac{\emptyset(\varepsilon_{it}^{c})}{\mathrm{Var}\left(\emptyset(\varepsilon_{it}^{c})\right)} - \frac{\emptyset\left(\varepsilon_{it}^{d}\right)}{\mathrm{Var}\left(\emptyset(\varepsilon_{it}^{d})\right)}$.

ضریب این رگرسیون مثبت است؛ یعنی $\gamma > 0$ اگر و فقط اگر مدل c در مقابل مدل d یک تقریب خوب از مدل صحیح قیمت‌گذاری دارایی باشد.

$$\emptyset(F_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \left[\frac{\emptyset(\varepsilon_{it}^{c})}{\mathrm{Var}\left(\emptyset(\varepsilon_{it}^{c})\right)} - \frac{\emptyset\left(\varepsilon_{it}^{d}\right)}{\mathrm{Var}\left(\emptyset(\varepsilon_{it}^{d})\right)}\right] + \epsilon_{it} \qquad (۲۳)$$

ب) سؤال پژوهش. اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای چگونه است؟

ج) محاسبه متغیرهای پژوهش. بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق سرمایه‌گذاری مشترک (ε_{it}) «بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق» به‌عنوان متغیر مستقل در این پژوهش استفاده شده است و این متغیر با توجه به مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا و پویا از طریق روابط زیر محاسبه می‌شود:

مدل‌های قیمت‌گذاری ایستا

$$\varepsilon_{it} = \prod_{s=t-T+1}^{t}(1 + R_{is}^{n} - R_{is}^{B}) - 1 \qquad (۲۴)$$

مدل‌های قیمت‌گذاری پویا

$$\varepsilon_{it} = \frac{1}{T}\sum_{s=t-T+1}^{t} M_s R_{is}^{n} \qquad (۲۵)$$

که در آن ε_{it} بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق، R^{n}_{it+1} بازده کسب‌شده توسط صندوق در زمان $t+1$، R^{B}_{it+1} بازده محاسبه‌شده بر اساس مدل قیمت‌گذاری مورداستفاده در زمان $t+1$، M_s عامل تنزیل تصادفی مدل و T افق زمانی موردنظر است. شایان ذکر است که T باید بزرگ‌تر از ۱ باشد؛ زیرا زمانی که $T = 1$ است $\emptyset(\varepsilon_{it})$ تابعی از M_s نیست.

جریان‌های نقد ورودی (خروجی) در صندوق سرمایه‌گذاری مشترک (F_{it}). جریان‌های نقد ورودی (خروجی) در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک (متغیر وابسته) در روش آزمون مورداستفاده در این پژوهش از اهمیت زیادی برخوردارند؛ بنابراین برای محاسبه آن و به‌منظور خنثی‌کردن اثر تورم و عوامل اقتصادی دیگر بر این جریان‌ها طی دوره‌های زمانی مختلف از رشد دارایی‌های تحت مدیریت پس از حذف اثر بازدهی صندوق طبق رابطه ۲۶، استفاده می‌شود:

$$F_{it} = q_{it} - q_{it-T}\,(1 + R^{n}_{it}) \qquad (۲۶)$$

که در آن F_{it} جریان‌های نقد ورودی (خروجی)، q_{it} ارزش دارایی‌های تحت مدیریت صندوق i در زمان t، q_{it-T} ارزش دارایی‌های تحت مدیریت صندوق i در زمان $t-T$ و R^{n}_{it} بازده مازاد

(بازده خالص مازاد بر بازده دارایی بدون ریسک) کسب‌شده توسط سرمایه‌گذاران بین زمان‌های t-1 و t است.

در این پژوهش، بازده اعلام‌شده توسط صندوق i در زمان t به‌عنوان R^{n}_{it} و کل خالص ارزش روز دارایی‌های صندوق i در زمان t به‌عنوان q_{it} در نظر گرفته شده است. این اطلاعات بر اساس گزارش‌های اعلام‌شده توسط هر صندوق به‌دست آمده است.

د) جامعه و نمونه آماری. در این پژوهش از اطلاعات صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بازار سرمایه ایران از ابتدای سال ۱۳۹۲ لغایت پایان سال ۱۳۹۷ استفاده شده است. منظور از صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، صندوق‌هایی هستند که با دریافت مجوز از سازمان بورس و اوراق بهادار (سبا) به‌عنوان صندوق سرمایه‌گذاری موضوع بند ۲۰ ماده ۱ قانون بازار اوراق بهادار مصوب آذرماه سال ۱۳۸۴ تأسیس شده‌اند و بر اساس مفاد اساسنامه و امیدنامه و در چارچوب قوانین و مقررات مربوطه به فعالیت می‌پردازند. برای انجام این پژوهش با توجه به قلمرو زمانی پژوهش و بر اساس شرایط موردنظر پژوهش، امکان استفاده از اطلاعات ۳۸ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک (سهام، درآمد ثابت و مختلط) فراهم شد. آزمون در سه بازه زمانی سه‌ماهه، شش‌ماهه و یک‌ساله اجرا شده است. محاسبات آماری با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS و EVIEWS صورت گرفت.

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

الف) محاسبه ضریب رگرسیون بین بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق و جریان‌های نقد ورودی (خروجی) در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک. با استفاده از فرمول ۱۹، رابطه بین بازده حاصل از عملکرد مدیر صندوق (متغیر مستقل) و جریان‌های نقد ورودی (خروجی) صندوق (متغیر وابسته) برای تمام مدل‌های قیمت‌گذاری مطرح‌شده در پژوهش در سه بازه زمانی سه‌ماهه، شش‌ماهه و یک‌ساله بررسی شد و مدل‌ها بر این اساس اولویت‌بندی شدند.

جدول ۱. ضریب رگرسیون متغیر مستقل و متغیر وابسته

مدل	سه‌ماهه	شش‌ماهه	یک‌ساله
CAPM	۰/۲۵۶	۰/۲۵۰	۰/۲۴۴
FF	۰/۲۳۴	۰/۲۲۴	۰/۲۱۸
FFC	۰/۲۳۶	۰/۲۳۲	۰/۲۲۶
CCAPM	۰/۱۶۴	۰/۱۸۸	۰/۱۴۶
Habit Formation	۰/۱۵۸	۰/۱۷۴	۰/۱۳۸
LRR	۰/۱۴۲	۰/۱۶۶	۰/۱۲۲

جدول ۲. اولویت‌بندی مدل‌های موردبررسی بر اساس ضریب رگرسیون

افق زمانی		
یک‌ساله	**شش‌ماهه**	**سه‌ماهه**
CAPM	CAPM	CAPM
FFC	FFC	FFC
FF	FF	FF
CCAPM	CCAPM	CCAPM
Habit Formation	Habit Formation	Habit Formation
LRR	LRR	LRR

بر اساس مطالب ذکرشده، مثبت‌بودن ضریب رگرسیون نشان‌دهنده وجود رابطه بین بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق و جریان‌های نقد ورودی (خروجی) صندوق و منفی‌بودن این ضریب به‌معنای نبود رابطه بین آن‌ها است. بر اساس نتایج جدول ۱، مثبت‌بودن این ضریب برای تمام مدل‌های موردبررسی و در تمام افق‌های زمانی، تأییدکننده وجود رابطه مستقیم بین بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق و جریان‌های نقد ورودی (خروجی) صندوق است؛ به‌عبارت‌دیگر می‌توان گفت که جریان‌های نقد ورودی (خروجی) در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک نمایانگر بازده حاصل از عملکرد خوب (ضعیف) مدیر صندوق است. مدل‌های قیمت‌گذاری موردبررسی طبق ضرایب رگرسیون محاسبه‌شده (جدول ۱) و بر اساس بزرگی این ضرایب به شرح جدول ۲، اولویت‌بندی شدند. نتایج این اولویت‌بندی نشان‌دهنده برتری مدل CAPM نسبت به سایر مدل‌ها در تمام افق‌های زمانی است.

ب) اجرای رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS). پس از اثبات وجود رابطه مستقیم بین بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق (متغیر مستقل) و جریان‌های نقدی ورودی (خروجی) صندوق سرمایه‌گذاری مشترک (متغیر وابسته)، با استفاده از رگرسیون (OLS) و طبق فرمول ۲۳)، مدل‌های قیمت‌گذاری موردبررسی به‌صورت دوبه‌دو با یکدیگر مورد مقایسه و ارزیابی قرار گرفت. نتایج این آزمون به شرح جدول‌های ۳ تا ۵، است.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۳. جدول مقایسه مدل‌ها – بازه زمانی سه ماهه

مدل	β_ε	t	CAPM	FFC	FF	CCAPM	Habit Formation	LRR
CAPM	۰/۲۵۶	۲۶/۲۴	۰/۰۰	۱/۱۲	۱/۵۱	۵/۶۳	۵/۵۹	۵/۵۰
FFC	۰/۲۳۶	۲۸/۴۴	– ۱/۱۲	۰/۰۰	۰/۶۲	۵/۰۱	۴/۹۲	۴/۸۵
FF	۰/۲۳۴	۲۸/۲۱	– ۱/۵۱	– ۰/۶۲	۰/۰۰	۵/۰۲	۴/۸۸	۴/۷۹
CCAPM	۰/۱۶۴	۱۰/۱۱	– ۵/۶۳	– ۵/۰۱	– ۵/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۴	۰/۳۳
Habit Formation	۰/۱۵۸	۹/۹۱	– ۵/۵۹	– ۴/۹۲	– ۴/۸۸	– ۰/۹۴	۰/۰۰	۰/۹۲
LRR	۰/۱۴۲	۷/۷۳	– ۵/۵۰	– ۴/۸۵	– ۴/۷۹	– ۰/۳۳	– ۰/۹۲	۰/۰۰

جدول ۴. جدول مقایسه مدل‌ها – بازه زمانی شش‌ماهه

مدل	β_ε	T	CAPM	FFC	FF	CCAPM	Habit Formation	LRR
CAPM	۰/۲۵۰	۲۱/۰۹	۰/۰۰	۱/۰۵	۱/۱۹	۳/۱۳	۳/۱۷	۲/۴۴
FFC	۰/۲۳۲	۲۱/۱۸	– ۱/۰۵	۰/۰۰	۰/۳۴	۲/۶۴	۲/۶۹	۲/۱۱
FF	۰/۲۲۴	۲۲/۳۱	– ۱/۱۹	– ۰/۳۴	۰/۰۰	۲/۴۸	۲/۵۲	۲/۰۳
CCAPM	۰/۱۸۸	۸/۰۱	– ۳/۱۳	– ۲/۶۴	– ۲/۴۸	۰/۰۰	۱/۰۴	۰/۰۱
Habit Formation	۰/۱۷۴	۷/۹۲	– ۳/۱۷	– ۲/۶۹	– ۲/۵۲	– ۱/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۴
LRR	۰/۱۶۶	۷/۴۹	– ۲/۴۴	– ۲/۱۱	– ۲/۰۳	– ۰/۰۱	– ۰/۰۴	۰/۰۰

جدول ۵. جدول مقایسه مدل‌ها – بازه زمانی یک‌ساله

مدل	β_ε	t	CAPM	FFC	FF	CCAPM	Habit Formation	LRR
CAPM	۰/۲۴۴	۱۳/۴۱	۰/۰۰	۰/۴۱	۰/۴۶	۲/۸۵	۲/۸۷	۰/۷۱
FFC	۰/۲۲۶	۱۴/۲۳	– ۰/۴۱	۰/۰۰	۰/۱۸	۲/۷۴	۲/۷۴	۰/۵۸
FF	۰/۲۱۸	۱۴/۴۸	– ۰/۴۶	– ۰/۱۸	۰/۰۰	۲/۶۳	۲/۶۲	۰/۵۶
CCAPM	۰/۱۴۶	۴/۰۲	– ۲/۸۵	– ۲/۷۴	– ۲/۶۳	۰/۰۰	۱/۲۵	۱/۲۰
Habit Formation	۰/۱۳۸	۳/۹۲	– ۲/۸۷	– ۲/۷۴	– ۲/۶۲	– ۱/۲۵	۰/۰۰	۱/۱۷
LRR	۰/۱۲۲	۶/۴۸	– ۰/۷۱	– ۰/۵۸	– ۰/۵۶	– ۱/۲۰	– ۱/۱۷	۰/۰۰

پس از اجرای رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) و مقایسه دوبه‌دوی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، طبق مطالب پیش‌گفته، مدلی نسبت به سایر مدل‌ها از کارایی بالاتری برخوردار است و اولویت دارد که مقدار ضریب رگرسیون بین بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق (متغیر مستقل) و جریان‌های نقد ورودی (خروجی) صندوق سرمایه‌گذاری مشترک (متغیر

وابسته) بالاتری داشته باشد؛ به‌عبارت‌دیگر مدلی که ضریب رگرسیون آن در مقایسه با سایر مدل‌ها بالاتر است، مدلی است که توسط سرمایه‌گذاران (هنگام تخصیص سرمایه و اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری) بیشتر مورداستفاده قرار می‌گیرد و می‌توان از آن به‌عنوان مدلی بهینه نام برد. بر اساس نتایج مندرج در جدول‌های ۳ تا ۵، مدل‌های قیمت‌گذاری موردبررسی به شرح زیر ارزیابی و اولویت‌بندی شدند:

ضریب رگرسیون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) در مقایسه با سایر مدل‌ها و در تمام افق‌های زمانی (سه‌ماهه، شش‌ماهه و یک‌ساله) بالاتر بوده و این نشان‌دهنده کارایی بیشتر و اولویت این مدل نسبت به سایر مدل‌ها است؛ بنابراین این مدل در رتبه (اولویت) نخست در میان مدل‌های موردبررسی قرار گرفت.

در تمام افق‌های زمانی موردبررسی ضریب رگرسیون مدل چهارعاملی کارهات (FFC) در مقایسه با مدل CAPM کمتر، ولی در مقایسه با سایر مدل‌ها (FF، CCAPM، LRR و Habit Formation) بیشتر است و این نتایج بدان معنا است که این مدل در مقایسه با مدل CAPM، کارایی کمتری دارد؛ اما از کارایی بالاتری در مقایسه با سایر مدل‌ها (FF، CCAPM، LRR و Habit Formation) برخوردار است؛ ازاین‌رو مدل چهارعاملی کارهارت رتبه (اولویت) دوم را در میان مدل‌های مطرح‌شده در پژوهش به خود اختصاص داد.

ضریب رگرسیون مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (FF) در تمام افق‌های زمانی در مقایسه با مدل CAPM و مدل FFC کمتر، ولی در مقایسه با مدل‌های CCAPM، LRR و Habit Formation بیشتر است و این نتایج بدان معنا است که این مدل در مقایسه با مدل‌های CAPM و FFC، کارایی کمتری دارد؛ اما در مقایسه با مدل‌های CCAPM، LRR و Habit Formation دارای کارایی بالاتری است؛ بنابراین این مدل رتبه (اولویت) سوم را در میان مدل‌های موردبررسی در پژوهش کسب کرد.

در تمام افق‌های زمانی، ضریب رگرسیون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) در مقایسه با مدل‌های CAPM، FF و FFC کمتر، ولی در مقایسه با مدل‌های LRR و Habit Formation بیشتر است و این بدان معنا است که این مدل در مقایسه با مدل‌های CAPM، FF و FFC، کارایی کمتری دارد؛ اما در مقایسه با مدل LRR و مدل Habit Formation از کارایی بالاتری برخوردار است؛ ازاین‌رو مدل CCAPM رتبه (اولویت) چهارم را در میان مدل‌های موردبررسی به خود اختصاص می‌دهد.

ضریب رگرسیون مدل شکل‌گیری عادت (Habit Formation) در تمام افق‌های زمانی موردبررسی در مقایسه با مدل‌های CAPM، FF، FFC و CCAPM کمتر ولی در مقایسه با مدل LRR بیشتر است و این بدان معنا است که این مدل در مقایسه با مدل‌های CAPM، FF،

FFC و CCAPM، کارایی کمتری دارد؛ اما دارای کارایی بالاتری نسبت به مدل LRR است؛ بنابراین این مدل در رتبه (اولویت) پنجم در میان مدل‌های موردنظر قرار گرفت.

در تمام افق‌های زمانی موردبررسی ضریب رگرسیون مدل LRR در مقایسه با سایر مدل‌ها، کوچک‌تر بوده و این بدان معنا است که در مقایسه با مدل‌های موردبررسی در پژوهش، مدل LRR، کارایی کمتری دارد؛ ازاین‌رو این مدل رتبه (اولویت) ششم را در میان مدل‌های موردبررسی به خود اختصاص داد.

با توجه به مطالب گفته‌شده، اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مورد بررسی در این پژوهش به شرح زیر است:

۱. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)؛

۲. مدل چهارعاملی کارهارت (FFC)؛

۳. مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (FF)؛

۴. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)؛

۵. مدل شکل‌گیری عادت (Habit Formation)؛

۶. مدل ریسک بلندمدت (LRR).

۵. بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تعیین بازده آن‌ها هنگام اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری، در این پژوهش با استفاده از جریان‌های نقد ورودی (خروجی) در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و از طریق ارائه یک روش جدید به ارزیابی و اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در دو گروه ایستا و پویا پرداخته شد. هدف از این پژوهش دستیابی به مدل یا مدل‌های قیمت‌گذاری بود که به هنگام اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و تخصیص سرمایه، بیشتر مورداستفاده سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد. به‌منظور ارزیابی مدل‌ها موردبررسی ابتدا با استفاده از رگرسیون تک‌متغیره و از طریق فرمول ۱۹، رابطه بین بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق (متغیر مستقل) و جریان‌های نقد ورودی (خروجی) در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک (متغیر وابسته) بررسی شد. طبق مطالب گفته‌شده در صورت مثبت‌بودن این ضریب، رابطه‌ای مستقیم بین بازده حاصل از عملکرد خوب مدیر صندوق و جریان‌های نقد ورودی (خروجی) در صندوق وجود دارد. این ضریب برای تمام مدل‌ها و در هر سه بازه زمانی (سه‌ماهه، شش‌ماهه و یک‌ساله) محاسبه شد و بر اساس نتایج به‌دست‌آمده (جدول ۱) تمام این ضرایب مثبت بود و وجود رابطه مستقیم میان دو متغیر اثبات شد. در ادامه با اجرای رگرسیون حداقل مربعات معمولی به مقایسه دوبه‌دوی مدل‌های

قیمت‌گذاری موردنظر در پژوهش پرداخته شد و مدل‌ها بر اساس این ضریب رتبه‌بندی شدند. طبق موارد پیش‌گفته، بالاتربودن این ضریب نشان می‌دهد که مدل موردنظر در مقایسه با سایر مدل‌ها بیشتر توسط سرمایه‌گذاران ـ در اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و تخصیص سرمایه ـ مورداستفاده قرار می‌گیرد و از نظر آن‌ها از اولویت بیشتری برخوردار است. بر اساس نتایج حاصل از اجرای آزمون، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) در تمام افق‌های زمانی موردبررسی به دلیل داشتن بیشترین ضریب رگرسیون، رتبه (اولویت) اول را به خود اختصاص داد و در مقابل، مدل ریسک بلندمدت (LRR) با داشتن کمترین ضریب رگرسیون در میان مدل‌های موردنظر در تمام افق‌های زمانی رتبه (اولویت) آخر را به خود اختصاص داد. با توجه به نتایج پژوهش، در تمام افق‌های زمانی موردبررسی پس از مدل CAPM (اولویت اول) و قبل از مدل LRR (اولویت آخر)، به‌ترتیب مدل FFC (اولویت دوم)، مدل FF (اولویت سوم)، مدل CCAPM (اولویت چهارم) و مدل Habit Formation (اولویت پنجم) قرار گرفتند. نتایج پژوهش نشان‌دهنده برتری مدل CAPM نسبت به سایر مدل‌های موردبررسی است؛ درحالی‌که نتایج برخی از پژوهش‌های گذشته با این نتیجه متفاوت است. عامل مهم در برتری مدل CAPM نسبت به سایر مدل‌ها، قدرت این مدل در توضیح جریان‌های نقدی در مقایسه با سایر مدل‌ها است؛ همچنین با وجود اینکه در این پژوهش برای ارزیابی و اولویت‌بندی مدل‌های قیمت‌گذاری از اطلاعات صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک استفاده شده است، اما با درنظرگرفتن فرضیه اصلی مدل‌های قیمت‌گذاری نئوکلاسیک‌ها (تمام سرمایه‌گذاران به‌منظور یافتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی مثبت با یکدیگر رقابت دارند و در این رقابت یکدیگر را حذف می‌کنند) و مطالب مطرح‌شده در این خصوص، یافته‌های این پژوهش قابل‌تعمیم به سایر بازارهای مالی است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1. Bansal, R., & Yaron, A. (2004). Risks for the long run: a potential resolution of asset pricing puzzles. *Journal of Finance, 59,* 1481–1509.
2.Barber, B.M., Huang, X., & Odean, T. (2014). What risk factors matter to investors? Evidence from mutual fund lfows. Available at SSRN :http ://ssrn.com. /abstract¼ 2408231.
3. Berk, J.B., & Green, R.C. (2004). Mutual fund lfows and performance in rational markets. *Journal of Political Economy, 112,* 1269–1295.
4. Breeden, D.T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics, 7,* 265–296.
5. Campbell, J.Y., & Cochrane, J.H. (1999). By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of Political Economy, 107,* 205–251.
6. Carhart, M.M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance, 52,* 57–82.
7. Epstein, L.G., & Zin, S.E. (1991). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: an empirical analysis. *Journal of Political Economy, 99,* 263–286.
8. Fama, E.F., & French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics, 33,* 3–56.
9. Guercio, D.D., & Tkac, P.A. (2002). The determinants of the lfow of funds of managed portfolios: mutual funds vs. pension funds. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 37,* 523–557.
10. 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,* 13–37.
11. Merton, R.C., 1973. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. *Journal of Economic Theory, 3,* 373–413.
12. Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica, 34,* 768–783.
13. Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance, 19,* 425–442.
14. Treynor, J. (1961). *Toward a theory of the market value of risky assets.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی