فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال ششم، شماره سوم، شماره پیاپی (۲۲) پاییز ۱۳۹۷
تاریخ دریافت:۹۵/۱۰/۱۰ تاریخ پذیرش:۹۶/۰۹/۰۷
صص: ۳۷-۵۰

The Beta Reversal Behavior through Different Levels of Portfolio Risk in Tehran Stock Exchange

Gholamreza Mansourfar [1], Mehdi Heydari [2*], Mohsen Farhadi Sharif Abad [3]

1- Associate Professor, Accounting and Finance Dept., Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran
g.mansourfar@urmia.ac.ir
2- Assistant Professor, Accounting and Finance Dept., Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran
m.heydari@urmia.ac.ir
3- Master of Finance, Accounting and Finance Dept., Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran
mohsen_fsh70@yahoo.com

Abstract
In this paper, using a multi-factor model of Fama and French and Carhart, the Beta Reversal behavior through different levels of portfolio risk in Tehran Stock Exchange and Oversight Exchange is investigated. Beta Reversal is a phenomenon in which the beta behavior becomes different from its historical trend and turns to the opposite direction. Beta Reversal caused the instability of the capital asset pricing model in the market which leads to the inefficiency of the capital asset pricing model in performance evaluation. In order to measure the Beta Reversal in the market, Rolling beta, idiosyncratic volatility Risk and Fama and French model variables, as well as the momentum factor introduced by Carhart have been used. The study involved data from 60 companies operating in the Tehran Stock Exchange in the period from 2005 to 2014. In different circumstances of investigation, Beta Reversal has been studied by establishing 25 portfolios of stocks according to various measures. The results show that Beta Reversal occurs in high-risk stocks while it can be prevented by eliminating the high risk portfolios from market in Tehran Stock Exchange.
Keywords: Beta reversal, Carhart's Model, Rolling beta, Idiosyncratic volatility risk, B/M ratio

رفتار بازگشت‌پذیری بتا براساس سطوح مختلف ریسک سبد سهام در بورس اوراق بهادار تهران

غلامرضا منصورفر [1*]، مهدی حیدری [2]، محسن فرهادی‌شریف‌آباد [3]

۱- دانشیار گروه حسابداری و مدیریت مالی، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
g.mansourfar@urmia.ac.ir
۲- استادیار حسابداری، گروه حسابداری و مدیریت مالی، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
m.heydari@urmia.ac.ir
۳- کارشناس‌ارشد مالی، گروه حسابداری و مدیریت مالی، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
mohsen_fsh70@yahoo.com

چکیده
در این مقاله با استفاده از الگوی چهارعاملی فاما و فرنچ و عامل مومنتوم معرفی‌شدهٔ کارهارت، رفتار بازگشت‌پذیری بتا براساس درجات مختلف ریسک سبد سهام در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. این نوع رفتار موجب بی‌ثباتی عامل بتا در بازار می‌شود؛ همچنین سبب می‌شود الگوهای قیمت‌گذاری، کارآیی لازم را برای ارزیابی عملکرد نداشته باشد. با استفاده از اطلاعات مربوط به شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران و تشکیل ۲۵ سبد با معیارهای مختلف در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ و نیز متغیرهای بتای متحرک و ریسک نوسانات ویژه، بازگشت‌پذیری بتا در بورس و فرابورس تهران سنجیده و رفتار آن تحلیل شده است. برای آزمون پرسش‌ها از الگوی رگرسیون خطی چندمتغیره استفاده شده است؛ روش آماری به‌کاررفته نیز داده‌های مقطعی است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بازگشت بتا در بورس اوراق بهادار تهران برای سبدهای پرریسک بازار رخ داده است و با حذف سبدهای پرریسک از بازار، رفتار برگشت‌پذیری بتا کنترل می‌شود.
واژه‌های کلیدی: بازگشت بتا، الگوی کارهارت، بتای متحرک، ریسک نوسانات ویژه، نسبت B/M

* نویسنده مسؤول

مقدمه

بورس اوراق بهادار با فراهم‌کردن بازاری رسمی برای خریدوفروش سهام و اوراق تأمین مالی شرکت‌های خصوصی و دولتی، محیط امنی را برای خریداران و فروشندگان فراهم می‌کند که نتیجهٔ آن تزریق بخش بزرگی از سرمایه و پس‌انداز سرمایه‌گذاران به واحدهای اقتصادی و حرکت سریع‌تر چرخهٔ اقتصادی کشور است [۴]. فیشر[1] معتقد است یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اطلاعاتی و ارزیابی عملکرد مدیران و شرکت‌ها در این بازار، بازده سهام آنهاست؛ زیرا سرمایه‌گذاران همواره به دنبال بازده بیشتر و از ریسک گریزان‌اند و در قبال ریسک‌های بالاتر، انتظار دارند بازده بیشتری کسب کنند [۱۱]؛ ازاین‌رو عوامل مؤثر بر سوددهی شرکت‌ها ممکن است برای سهامداران بسیار مهم و حیاتی تلقی شود. فاما و فرنچ[2] معتقدند عوامل زیادی بر سوددهی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد که در کل سبب می‌شود فرایند قیمت‌گذاری سهام بسیار پیچیده و حساس شود [۸]. سرمایه‌گذاران برای انجام سرمایه‌گذاری موفق به دو عامل ریسک و بازده در کنار یکدیگر بسیار توجه دارند [۷]. پیچیدگی تعامل بین ریسک و بازده و حساسیت سرمایه‌گذاران به قیمت دارایی‌ها، سبب شده است نظریه‌های گوناگونی در زمینهٔ کمی‌کردن ارتباط بین قیمت سهام و متغیرهای مؤثر بر آن مطرح شود؛ یکی از معروف‌ترین این نظریه‌ها الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[3](CAPM) است. این الگو با ضریب بتا (β) که معیاری برای اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک و شاخصی برای رتبه‌بندی ریسک دارایی‌هاست، الگوی سادهٔ تعادلی بین ریسک و بازده ارائه و عملکرد و قیمت‌گذاری دارایی‌ها را ارزیابی می‌کند [۱]. برای بررسی عوامل مؤثر بر بازده، همانند الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بیشتر الگوهای به‌کارگرفته‌شده در پژوهش‌های کلاسیک مالی تنها از بتای تاریخی استفاده کرده‌اند که به‌طور معمول از داده‌های ۶۰ ماه گذشته (ماهانه) یا از داده‌های ۳ ماه گذشته (روزانه) به دست می‌آید؛ اما در پژوهش‌های بعدی این موضوع مطرح شده است که عوامل دیگری نیز ممکن است بر بازده تأثیرگذار باشد [۱۰، ۹]؛ برای نمونه، بهانداری[4] معتقد است علاوه بر بتا، عواملی مانند اندازهٔ شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت سود به قیمت هر سهم، ممکن است بر بازده تأثیر بگذارد [۴]. اکبری‌مقدم و رضائی (به نقل از فاما و فرنچ) ریسک سهام را با دو معیار بتا و ریسک نوسانات ویژه تعریف کردند و سهام با بتای بزرگ و ریسک نوسانات ویژهٔ بالا را سهام پرریسک معرفی کردند [۲]. ریسک نوسانات ویژه به ریسک‌هایی گفته می‌شود که غیرمعمول و نادرند و قابلیت پیش‌بینی آنها نسبت به سایر ریسک‌ها بسیار کمتر است. نتایج و یافته‌های به‌دست‌آمده در این پژوهش نشان‌دهندهٔ نبود کارآیی لازم در الگوهای قبلی قیمت‌گذاری است. در پژوهشی دیگر آنگ و هودریک[5] بیان داشتند که سهام با ویژگی‌های خاص، بازده موردانتظار پایینی دارد؛ به عبارت دیگر، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌دلیل تک‌عاملی‌بودن، ضعف‌هایی برای توضیح بازده سهام با ویژگی‌های ریسکی بالا دارد. ضعف CAPM در توضیح‌دهندگی بتا، سبب می‌شود در سهام پرریسک، رفتار بتا در آینده بی‌ثبات شود و بتا به بازار بازگردد

1. Fischer
2. Fama & French
3. Capital Asset Pricing Model
4. Bahandari
5. Aung & Hodric

[۵]. خو و ژائو[1] (۲۰۱۲) معمای بتای مرده را مطرح کردند که به ضعف و بی‌ثباتی الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در توضیح بازده سهام اشاره می‌کند و این مسئله را یکی از مهم‌ترین چالش‌های موجود در الگوهای قیمت‌گذاری دارایی معرفی می‌کند. در پژوهش‌های اشاره‌شده، توانایی الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در پیش‌بینی صحیح و بی‌ثبات بازده موردانتظار به‌طور اساسی به چالش کشیده شده است [۶].

با شروع انتقادات به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بیان ضعف بتا در توضیح بازده، پژوهش‌های زیادی در زمینهٔ بررسی بی‌ثباتی بتا و پدیدهٔ بازگشت بتا انجام شد. بازگشت بتا به پدیده‌ای گفته می‌شود که طی آن، رفتار بتا نسبت به روند تاریخی خود متفاوت می‌شود و به‌سمت مخالف با آن تغییر جهت می‌دهد. این رفتار، موجب بی‌ثباتی بتا در بازار می‌شود و سبب می‌شود الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، کارآیی لازم را برای تخمین بازده نداشته باشد [۲۲]. صادقی‌شریف و تالانه از کسانی مانند چان و چوی[2]، گودینگ و مالی[3]، جاگاناتان و وانگ[4] و دیپک چاولا[5] نام می‌برند که رفتار بتا را بررسی کرده‌اند و به تأثیرپذیری بتا از عوامل مختلف اشاره کرده‌اند؛ عواملی که سبب تغییر رفتار بتا می‌شود [۱۶]؛ ازاین‌رو تغییر رفتار در بتا با فرضیه‌های الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای متفاوت است و این تناقض سبب طرح این سؤال می‌شود که آیا CAPM در حوزه‌های کاربردی خود ازقبیل ارزیابی عملکرد، قیمت‌گذاری اوراق بهادار، تشکیل مرز کارا و سبد بهینه، رتبه‌بندی دارایی‌ها، کارآیی بازار، میزان تنزیل پروژه‌ها و ریسک بازار، معیاری صحیح و موفق است یا نه. پژوهش‌هایی که در مسیر مطالعات مربوط به قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای انجام شده است، به دو حوزهٔ کلی بررسی کارآیی الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بررسی رفتار بتا تقسیم می‌شود که پژوهش حاضر در حوزهٔ دوم قرار گرفته است؛ این پژوهش سعی دارد با بررسی عوامل مؤثر بر رفتار برگشت‌پذیری بتا در درجات مختلف ریسک و همچنین مقایسهٔ رفتار برگشت‌پذیری بتا در نواحی پرریسک و کم‌ریسک سبدهای تشکیل‌شده، به فهم میزان کارآیی الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران کمک کند. منظور از عوامل مؤثر بر بازگشت بتا، درجات مختلف ریسک است. در این پژوهش نواحی مختلف ریسک با تعامل معیارهای دوگانهٔ «بتای متحرک و نوسانات ویژه» و «بتای متحرک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار» درجه‌بندی شده است؛ بنابراین به‌جای تثبیت الگوی CAPM، رویکرد جدیدی در نظر گرفته شده است و به‌دنبال بررسی رفتار بتا و پدیدهٔ بازگشت بتا و عوامل مؤثر بر آن در بورس اوراق بهادار تهران است که این امر موجب افزایش قدرت توضیحی (افزایش ثبات و پایایی) بتای بازار می‌شود.

مبانی نظری

در ادبیات مالی ثابت شده است بین ریسک و بازده رابطهٔ مستقیمی وجود دارد. منظور از ریسک، ریسک سیستماتیک (β) است؛ زیرا ریسک‌های غیرسیستماتیک که خاص یک شرکت است، با تشکیل سبد سهام کاملاً متنوع، حذف‌شدنی یا کاهش‌یافتنی می‌شود [۱۹]؛ بنابراین سبد سهام خوب، سبدی است

1. Xu & Zhao
2. Chan & Chun
3. Gouding & Malei
4. Jaganatan & Wange
5. Dipek Chavala

که تنها حاوی ریسک سیستماتیک باشد و ریسک‌های غیرسیستماتیک در آن نزدیک به صفر باشد [۱۳]. ریسک سیستماتیک (β)، آن بخش از نوسان و تغییرپذیری بازده اوراق بهادار است که منشأ پیدایش آن عوامل کلان اقتصادی، سیاسی و اجتماعی است. به‌طوری که همزمان بر بازده بازار تأثیر می‌گذارد [۱۵]. شمس و پارسائیان (به نقل از فاما و فرنچ) با انتقاد از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به این نتیجه رسیدند که علاوه بر بتا، متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BV/MV) نیز بر قدرت توضیحی بتا تأثیرگذار است؛ یعنی هرچه این نسبت بزرگ‌تر باشد، ریسک شرکت بیشتر است [۱۸]. سیدی و رامش (به نقل از کوتاری[1] و همکاران) در بررسی‌های خود این نتیجه رسیدند که رابطهٔ ضعیف بین بازده و بتا تنها فرایندی اتفاقی و تصادفی است و اگر بتا، قابلیت توضیح بازده را نداشته باشد، سبد بازار ناکارا و نظریهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رد می‌شود [۱۷]. باقرزاده (به نقل از چان و چوی) بیان کردند که الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تنها توانایی توضیح بازده سهام را برای سهامی با ریسک کم و متوسط دارد و در قسمت پرریسک بازار به‌دلیل ثبات‌نداشتن بتا، کارآیی خود را از دست می‌دهد؛ همچنین، احتمال بازگشت بتا برای سهام پرریسک بازار بیشتر است و بتا در سبدهای پرریسک بی‌ثبات‌تر است [۳]. نتایج پژوهش رهنمای‌رودپشتی و امیرحسینی (به نقل از دیپک چاولا) نشان‌دهندهٔ بی‌ثباتی بتا در بازار است؛ به‌گونه‌ای که به‌دلیل کاهش شدید قدرت پیش‌بینی بازده در سبدهای پرریسک، احتمال می‌رود سهام پرریسک نسبت به سهام کم‌ریسک نقش بیشتری در بی‌ثباتی رفتار بتا در بازار داشته باشد [۱۴]. خو و ژائو شکست الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را در پیش‌بینی بازده موردانتظار سهام انفرادی با ویژگی بتا و ریسک نوسانات ویژهٔ بالا براساس الگوی چندعاملی فاما و فرنچ بررسی کردند [۲۰]؛ آنها به دنبال بررسی بی‌ثباتی بتا در سهام با ویژگی‌های ذکرشده بودند و به این نتیجه رسیدند که بتا در این سهام بی‌ثبات است و میل به بازگشت دارد که این مطلب بیان‌کنندهٔ ضعف الگوی CAPM در ارزیابی این نوع از سهام است [۱۲]. صادقی‌شریف و تالانه (به نقل از کاکسای[2]) الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ را در کشورهای مختلف آزمون کردند و به این نتیجه رسیدند که اگر برای هر منطقه، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مختص به آن تعریف شود، آن الگو کارآیی بیشتری نسبت به الگوی قیمت‌گذاری جهانی پیدا می‌کند [۱۶]. اشراق‌نیای‌جهرمی و نشوادیان بیان داشتند که الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ عملکرد بهتری نسبت به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) دارد. پژوهش آنها نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مستقیم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام با بازده سهام و رابطهٔ غیرمستقیم اندازهٔ شرکت با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران است [۶]. رهنمای‌رودپشتی و امیرحسینی (۲۰۱۱) ثبات ریسک سیستماتیک را در دوره‌های مختلف بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که فرضیهٔ بی‌ثباتی بتا برای سهام انفرادی رد شده است و بتا برای این سهام رفتار ثابتی را نشان می‌دهد. رهنمای‌رودپشتی و امیرحسینی (به نقل از صادقی و عسکری‌راد) اثرپذیری عامل مومنتوم از الگوی چهارعاملی کارهارت را بر افزایش توان توضیح‌دهندگی الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که سبد سهام رشدی در مقایسه با سبد سهام

1. kothari

2. Cakici

ارزشی و سبد سهام برنده در مقایسه با سبد سهام بازنده، بازده‌های بیشتری دارد [۱۴]. سیدی و رامش (به نقل از ایزدی‌نیا و همکاران) الگوی اصلی سه‌عاملی فاما و فرنچ را با الگوی اصلی چهارعاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار اوراق بهادار تهران مقایسه کردند. آنها به‌دنبال مقایسهٔ توان توضیح‌دهندگی این دو الگو با بازده سهام بودند و به این نتیجه رسیدند که الگوهای چندعاملی نسبت به الگوی تک‌عاملی کارآیی بیشتری دارد؛ ضمن اینکه الگوی چهارعاملی کارهارت مزیت نسبی نسبت به الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ ندارد [۱۷].

روش پژوهش

جامعهٔ آماری پژوهش حاضر داده‌های ماهانهٔ همهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳، با سال مالی منتهی به پایان اسفند و ارزش دفتری مثبت است؛ این شرکت‌ها جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و واسطه‌گری‌های مالی نیستند و معاملات آنها، توقف معاملاتی بیش از ۳ ماه ندارد. روش نمونه‌گیری پژوهش از نوع حذفی است. پس از رعایت شرط‌های ذکرشده، تعداد شرکت‌های موجود در نمونهٔ تحلیل‌شده به ۶۰ شرکت رسید. ازجمله متغیرهای پژوهش میزان بازده سهام (R_{it}) است که عبارت است از میزان بازده و منفعتی که سرمایه‌گذار از خرید سهم خود از تغییرات قیمت یا تقسیم سود در طول دورهٔ نگهداری به دست می‌آورد. این متغیر با لگاریتم بازده روزانهٔ سهام محاسبه می‌شود. همچنین بازده بدون ریسک (R_f) به مقداری از بازده گفته می‌شود که سرمایه‌گذار بدون تحمل هیچ ریسکی کسب می‌کند. در این پژوهش میزان بازده بدون ریسک برابر با میزان بازده اوراق مشارکت اعلام‌شده توسط بانک مرکزی در نظر گرفته شده است. بازده بازار (R_m) با لگاریتم تغییرات مقادیر شاخص بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده است. از دیگر متغیرهای پژوهش، بتای متحرک $(Beta_r)$ - بتای محاسبه‌شده براساس اطلاعات تاریخی ۳ سال گذشته - است که روند بهتری از ریسک سیستماتیک را برای دوره‌های مختلف نشان می‌دهد و با رگرسیون متحرک برای هر ماه محاسبه شده است. نوسانات ویژه (IV) به آن دسته از ریسک‌ها گفته می‌شود که غیرمعمول و نادر است و قابلیت پیش‌بینی آنها نسبت به سایر ریسک‌ها بسیار کمتر است. سهامی که ریسک نوسانات ویژهٔ بالایی دارد، سهامی پرخطر معرفی می‌شود.

$$\left[(R_i - R_f) - \left(E(R_i - R_f)\right)\right] = Residual(\varepsilon) \quad IV = \sqrt{var(\varepsilon)}$$

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M)، از تقسیم مقدار ارزش دفتری هر سهم بر قیمت بازار به دست می‌آید. مومنتوم (M) عبارت است از تمایل قیمت سهم برای ادامه‌دادن روند قبلی خود (تمایل به افزایش قیمت، اگر قیمت در حال بالارفتن است و تمایل به کاهش قیمت، اگر قیمت در حال پایین‌آمدن است). عامل مومنتوم را می‌توان با کسرکردن میانگین موزون معادل بهترین شرکت به‌لحاظ عملکرد، از میانگین موزون معادل ضعیف‌ترین شرکت به‌لحاظ عملکردی محاسبه کرد. پرسش‌های پژوهش حاضر عبارت است از:

- آیا رفتار بتا در درجات مختلف ریسک متفاوت است؟
- آیا رفتار بتا در سبدهای با سهام پرریسک در مقابل سبدهای با سهام کم‌ریسک متفاوت است؟

یافته‌ها

میانگین متغیرهای β_i، IV_d، $Beta_r$، ${}^{B}/_{M}$ و R_p طی سال‌های بررسی‌شده، به ترتیب برابر با ۰/۴۰۰۶، ۰/۰۱۵۰۵، ۰/۰۴۴۹- ، ۰/۳۳۹۶۸۹ و ۰/۰۵۶۰۴ است. متغیر R_i با انحراف معیار ۱/۳۷۱۷، بیشترین پراکندگی و متغیر IV_d با انحراف معیار ۰/۰۱۰۷ کمترین پراکندگی و نوسان را دارد. آزمون جارک برا، برای توصیف نرمال یا غیرنرمال‌بودن داده‌ها استفاده می‌شود و فرض صفر این آزمون مبتنی بر نرمال‌بودن داده‌هاست. با توجه به احتمال آمارهٔ این آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ ، فرض صفر برای همهٔ متغیرها تأیید نشده است و متغیرهای β_i، IV_d و $Beta_r$ نرمال نیست.

با توجه به اینکه بعضی متغیرهای این پژوهش از توزیع نرمال و برخی دیگر از توزیع غیرنرمال پیروی می‌کند، برای بررسی همبستگی متغیرهای پژوهش از روش اسپیرمن برای محاسبهٔ ضرایب همبستگی استفاده شده است. ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱) نتایج آزمون همبستگی

	بتا	نوسانات ویژه	بتای متحرک	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	بازده سبد
بتا	۱/۰۰۰				
نوسانات ویژه	۰/۶۱۳	۱/۰۰۰			
بتای متحرک	۰/۴۸۰	۰/۴۵۴	۱/۰۰۰		
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۵۶۳	۰/۳۶۴	۰/۶۷۵	۱/۰۰۰	
بازده سبد	۰/۶۰۱	۰/۳۲۵	۰/۷۲۵	۰/۶۷۰	۱/۰۰۰

برای پاسخ‌دادن به دو پرسش اصلی پژوهش ابتدا به پیروی از خو و ژائو (۲۰۱۴) از الگوی چهارعاملی کارهارت با فرض صفر استفاده شده است؛ این فرض صفر عبارت است از اینکه «با افزایش درجات ریسک، بازده به‌طور معنی‌دار افزایش می‌یابد»؛ سپس نتایج حاصل از آن تفسیر شده است:

$$R_p = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + S_i r_{SMB,t} + h_i r_{HML,t} + u_i r_{UMD,t} + \epsilon_{i,t}.$$

در این الگو SMB برابر با میانگین بازده سبدهای با بتای متحرک کوچک منهای بتای متحرک بزرگ، HML برابر با میانگین بازده سبدهای با نوسانات ویژهٔ پایین منهای نوسانات ویژهٔ بالا و UMD برابر با میانگین بازده سبدهای برنده منهای سبدهای بازنده است. برای سنجش اعتبار الگو و بررسی مفروضات رگرسیون کلاسیک، لازم است علاوه بر بررسی نبودن هم‌خطی بین متغیرهای مستقل واردشده در الگو، آزمون‌هایی دربارهٔ همسانی واریانس‌های جملات خطا، استقلال باقی‌مانده‌ها و نبود خطای تصریح الگو (خطی‌بودن الگو) انجام شود. همهٔ فرض‌های ذکرشده بررسی و در صورت ملاحظهٔ مشکلات ناشی از برقرارنبودن فرض‌ها، نسبت به رفع مشکلات اقدام شده است. پس از حدس‌زدن الگوی نهایی، تحلیل حاصل از نتایج بررسی پرسش‌های پژوهش به شرح زیر است:

پرسش اول پژوهش (آیا رفتار بتا در درجات مختلف ریسک متفاوت است؟)، با دو معیار بتای متحرک و نوسانات ویژه بررسی شده است. در این پژوهش برای حدس‌زدن الگو، از داده‌های مقطعی و روش OLS استفاده شده است و نتایج آزمون این بخش در جدول (۲) آورده شده است:

جدول (۲) آزمون ۱ پرسش اول

ستون [بتای متحرک]. سطر [نوسانات ویژه]					
$R_p = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + S_i r_{SMB,t} + h_i r_{HML,t} + u_i r_{UMD,t} + \epsilon_{i,t}$.					
سطح	۱ (کم[۱])	۲	۳	٤	۵ (زیاد[۲])	H-L[۳]
۱ (کم)	۰/۳۷ (۴۶/۲۹)	۰/۵۴ (۳۳/۱۵)	۰/۵۹ (۴۱/۶۴)	۰/۶۳ (۴۰/۷۶)	۰/۷۱ (۲۹/۱۲)	۰/۳۴ (۰/۵۴)
۲	۰/۳۴ (۷۳/۴۹)	۰/۵۲ (۵۴/۳۱)	۰/۶۱ (۴۲/۶۸)	۰/۶۷ (۳۰/۷۴)	۰/۴۶ (۵۱/۲۷)	۰/۱۲ (۰/۶۰)
۳	۰/۴۱ (۲۳/۸۳)	۰/۶۳ (۶۴/۳۷)	۰/۴۴ (۴۲/۸۹)	۰/۷۲ (۲۴/۹۶)	۰/۳۸ (۴۲/۹۰)	−۰/۰۳ (۸/۰۹۴)
٤	۰/۵۱ (۳۴/۰۶)	۰/۶ (۲۱/۳۳)	۰/۵۷ (۶۲/۴۷)	۰/۶۱ (۱۹/۲۲)	۰/۴۱ (۸۴/۶۳)	−۰/۱ (۱۱/۳۵)
۵ (زیاد)	۰/۵۶ (۴۳/۷۲)	۰/۶۱ (۷۹/۴۰)	۰/۴۳ (۵۳/۷۱)	۰/۵۹ (۹۲/۳۰)	۰/۳۸ (۸۰/۹۴)	−۰/۱۸ (۹/۸۳)
H-L	۰/۱۹ (۰/۲۷)	۰/۰۷ (۰/۵۱۸)	−۰/۱۶ (۷/۰۱۸)	−۰/۰۴ (۸/۶۱)	−۰/۳۳ (۶/۹۳)	

۱. Low ۲. High ۳. High Minus Low

برای هر سبد یک عدد آمارهٔ F در سطح اطمینان ۹۵٪ به دست آمده است. در سطر ۱ و ۲ جدول با افزایش درجات بتای متحرک، بازده سبدها افزایش یافته است؛ به‌گونه‌ای که اختلاف میان بالاترین و پایین‌ترین آنها به ترتیب ۰/۳۴ و ۰/۱۲ بوده و با توجه به عدد آمارهٔ آنها در سطح اطمینان ۹۵٪ (عدد آماره در این سطح ۱/۹۶ است)، اختلاف بازده معنادار بوده و با توجه به صعودی‌بودن روند بازده، تناقضی به وجود نیامده است و فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد نمی‌شود.

در سطح ۳ و ۴ و ۵ نوسانات ویژه، علاوه بر وجود نامنظمی بازده در ازای افزایش بتای متحرک، اختلاف بالاترین و پایین‌ترین بازده، منفی است و عدد آماره در سطح معنی‌داری ۹۵٪، کمتر از ۱/۹۶ است که فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، رد و فرض جایگزین مبتنی بر برابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، تأیید می‌شود. این بدین معناست که بازگشت بتا در این سطوح رخ داده و با افزایش بتا، بازده افزایش نیافته است و سبب تناقض با یافته‌های الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شده است.

پرسش اول پژوهش (آیا رفتار بتا در درجات مختلف ریسک متفاوت است؟)، با دو معیار نسب رزش دفتری به ارزش بازار و بتای متحرک به ارزش بازار بررسی شده است. در این پژوهش برای تخمین الگو از رگرسیون مقطعی و روش OLS استفاده شده است و نتایج این آزمون در جدول (۳) آورده شده است:

جدول (۳) آزمون ۲ پرسش اول

ستون [بتای متحرک]. سطر [نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار]						
$R_p = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + S_i r_{SMB,t} + h_i r_{HML,t} + u_i r_{UMD,t} + \epsilon_{i,t}$.						
	۱ (کم)	۲	۳	٤	۵ (زیاد)	H-L
۱ (کم)	۰/۵۴ (۱۲/۳۱)	۰/۶۳ (۱۴/۶۱)	۰/۶۷ (۱۴/۱۳)	۰/۶۸ (۴۸/۲۵)	۰/۷۴ (۲۷/۵۶)	۰/۲۰ (۰/۶۸)
۲	۰/۵۸ (۱۶/۲۴)	۰/۶۴ (۱۵/۴۰)	۰/۶۹ (۱۹/۵۳)	۰/۷۱ (۱۳/۴۳)	۰/۷۳ (۱۵/۳۲)	۰/۱۵ (۰/۶۳)
۳	۰/۶۲ (۳۱/۲۶)	۰/۶۷ (۴۸/۱۷)	۰/۷۶ (۲۷/۸۱)	۰/۶۳ (۱۲/۱۵)	۰/۶۱ (۶۱/۹۱)	−۰/۰۱ (۳/۶۲)
٤	۰/۶۸ (۴۵/۹۳)	۰/۶ (۲۶/۶۶)	۰/۸۱ (۳۵/۱۰)	۰/۶۱ (۶۷/۳۴)	۰/۶۰ (۳۶/۷۹)	−۰/۸ (۹/۸۴)
۵ (زیاد)	۰/۷۲ (۴۶/۹۸)	۰/۷۴ (۴۷/۲۷)	۰/۷۱ (۳۳/۸۵)	۰/۴۸ (۵۵/۱۰)	۰/۵۱ (۴۳/۶۴)	−۰/۲۱ (۵/۹۷)
H-L	۰/۱۸ (۱/۶۱)	۰/۱۱ (۰/۶۹)	۰/۰۴ (۷/۰۴)	−۰/۲۰ (۷,۴۶)	−۰/۲۳ (۶/۰۹)	

در سطح ۱ و ۲ متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، ملاحظه می‌شود که با افزایش مقادیر بتای متحرک، بازده سهام به‌طور منظم و صعودی افزایش می‌یابد و اختلاف بازده در بالاترین و پایین‌ترین سطح از بتای متحرک به ترتیب ۰/۲۰ و ۰/۱۵ است که عدد آماره در سطح اطمینان ۹۵٪ برای هر دو سطح کوچک‌تر از ۱/۹۶ و اختلاف بازده معنادار بوده است. با توجه به صعودی‌بودن روند بازده، تناقضی به وجود نیامده است و فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد نمی‌شود.

در سطوح ۳ و ۴ و ۵ به‌دلیل افزایش ریسک سبدها (منطقهٔ پرریسک بازار)، روند صعودی بازده منظم نیست و در بعضی از سطوح با افزایش بتای متحرک، کاهش بازده را به همراه دارد؛ به طوری که اختلاف بازده در بالاترین و پایین‌ترین سطح از بتا برای این سه سطح منفی و به ترتیب برابر ۰/۰۱− و ۰/۸− و ۰/۲۱− بوده است. با توجه به اینکه عدد آماره در سطح اطمینان ۹۵٪ برای هر سه سطح بزرگ‌تر از ۱/۹۶ بوده است، فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد و فرض جایگزین مبتنی بر برابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، تأیید می‌شود؛ نتیجه اینکه بازگشت بتا برای قسمت پرریسک دوباره رخ می‌دهد و رفتار بتا در این نواحی بی‌ثبات می‌شود.

سبدهای کم‌ریسک مرتبط با پرسش دوم پژوهش (آیا رفتار بتا در سبدهای با سهام پرریسک در مقابل سبدهای با سهام کم‌ریسک متفاوت است؟)، با دو معیار بتای متحرک و نوسانات ویژه، بررسی شده

است. در این بخش با کنارگذاشتن سبدهای پرریسک بازار (۹ سبد گوشهٔ پایین سمت چپ)، قسمت پرریسک بازار حذف و سهام باقی‌مانده دوباره به ۲۵ سبد تقسیم می‌شود.

جدول (٤) آزمون ۱ پرسش دوم

ستون [بتا متحرک]. سطر [نوسانات ویژه]						
$R_p = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + S_i r_{SMB,t} + h_i r_{HML,t} + u_i r_{UMD,t} + \epsilon_{i,t}$.						
	۱ (کم)	۲	۳	٤	۵ (زیاد)	H-L
۱ (کم)	۰/۲۸ (۶۷/۶۹)	۰/۳۰ (۳۶/۸۳)	۰/۳۴ (۳۸/۲۸)	۰/۳۸ (۳۶/۵۶)	۰/۳۹ (۴۶/۱۵)	۰/۱۱ (۰/۵۴)
۲	۰/۳۴ (۱۱۲/۶)	۰/۳۶ (۴۲/۱۷)	۰/۳۷ (۳۲/۱۶)	۰/۴۱ (۱۲۶/۷)	۰/۴۴ (۶۷/۱۸)	۰/۱۰ (۰/۶۰)
۳	۰/۳۹ (۳۹/۹۵)	۰/۴۲ (۴۰/۷۹)	۰/۴۳ (۱۱۴/۸)	۰/۴۷ (۷۹/۰۴)	۰/۵۱ (۴۶/۸۱)	۰/۱۲ (۱/۳۱)
٤	۰/۴۲ (۱۲۲/۷)	۰/۴۶ (۴۲/۴۸)	۰/۴۹ (۳۲/۳۹)	۰/۵۳ (۱۲۷/۰۰)	۰/۵۷ (۵۴/۲۹)	۰/۱۵ (۰/۹۶)
۵ (زیاد)	۰/۴۵ (۷۳/۴۶)	۰/۵۰ (۹۴/۶۸)	۰/۵۶ (۵۹/۰۱)	۰/۶۲ (۲۶/۴۹)	۰/۶۹ (۶۹/۸۸)	۰/۲۴ (۱/۰۸)
H-L	۰/۱۷ (۰/۲۷)	۰/۲۰ (۰/۵۱۸)	۰/۲۲ (۰/۴۱)	۰/۲۴ (۰/۸۷)	۰/۳۰ (۱/۲۹)	

بعد از حذف سبدهای پرریسک از بازار در تمام سطوح بتای متحرک و نوسانات ویژه با افزایش مقادیر این دو متغیر، بازده سهام طبق مفروضات الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌طور منظم و صعودی افزایش یافته است. اختلاف بازده در بالاترین و پایین‌ترین سطح از بتای متحرک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برای همهٔ سطوح مثبت بوده و عدد آمارهٔ همهٔ آنها پایین‌تر از ۱/۹۶ است؛ بدین معنی که فرض صفر رد نشده است و اختلاف بازده معنادار تلقی می‌شود. نتایج آزمون پرسش نشان می‌دهد با حذف سبدهای پرریسک از بازار، دیگر پدیدهٔ بازگشت بتا اتفاق نیفتاده و رفتار بتا باثبات شده است و توان توضیح‌دهندگی آن بالاتر می‌رود.

سبدهای کم‌ریسک مرتبط به پرسش دوم پژوهش (آیا رفتار بتا در سبدهای با سهام پرریسک در مقابل سبدهای با سهام کم‌ریسک متفاوت است؟)، با دو معیار بتای متحرک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بررسی شده است. در این بخش با کنارگذاشتن سبدهای پرریسک بازار (۹ سبد گوشهٔ پایین سمت چپ)، قسمت پرریسک بازار حذف و سهام باقی‌مانده دوباره به ۲۵ سبد تقسیم می‌شود.

جدول (۵) آزمون ۲ پرسش دوم

ستون [بتا متحرک]. سطر [نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار]						
$R_p = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + S_i r_{SMB,t} + h_i r_{HML,t} + u_i r_{UMD,t} + \epsilon_{i,t}$.						
	۱ (کم)	۲	۳	٤	۵ (زیاد)	H-L
۱ (کم)	۰/۲۶ (۴۶/۸۶)	۰/۲۹ (۲۹/۷۵)	۰/۳۵ (۳۷/۰۶)	۰/۳۷ (۶۵/۷۰)	۰/۴۱ (۴۶/۱۴)	۰/۱۵ (۰/۵۰)
۲	۰/۲۸ (۳۷/۴۰)	۰/۲۴ (۴۸/۸۴)	۰/۳۸ (۴۶/۱۸)	۰/۴۰ (۳۵/۹۴)	۰/۴۴ (۵۴/۹۹)	۰/۱۶ (۰/۱۱۷)
۳	۰/۳۱ (۴۸/۱۶)	۰/۳۵ (۴۶/۱۸)	۰/۴۱ (۳۷/۴۰)	۰/۴۵ (۴۶/۱۸)	۰/۴۹ (۵۴/۸۳)	۰/۱۸ (۰/۳۹۴)
٤	۰/۳۷ (۳۶/۰۹)	۰/۳۹ (۴۵/۱۸)	۰/۴۴ (۲۹/۸۳)	۰/۵۱ (۴۵/۲۲)	۰/۵۷ (۳۷/۴۰)	۰/۲۰ (۰/۱۰۸)
۵ (زیاد)	۰/۴۲ (۱۵/۳۴)	۰/۵۱ (۱۹/۷۲)	۰/۵۶ (۱۶/۹۲)	۰/۶۴ (۲۳/۶۱)	۰/۷۲ (۳۰/۹۴)	۰/۳۰ (۱/۰۳۲)
H-L	۰/۱۶ (۰/۶۳)	۰/۲۲ (۰/۲۴)	۰/۲۱ (۱/۳۲)	۰/۳۷ (۰/۰۶)	۰/۳۱ (۰/۰۶۹)	

همانند جدول قسمت قبل، بعد از حذف سبدهای پرریسک از بازار در تمام سطوح بتای متحرک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، با افزایش مقادیر این دو متغیر، بازده سهام طبق مفروضات الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌طور منظم و صعودی افزایش یافته است. اختلاف بازده در بالاترین و پایین‌ترین سطح از بتای متحرک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برای همهٔ سطوح مثبت و عدد آمارهٔ همهٔ آنها پایین‌تر از ۱/۹۶ است؛ بدین معنی که فرض صفر رد نمی‌شود و اختلاف بازده معنادار تلقی می‌شود. همانند آزمون قبل نتایج نشان می‌دهد با حذف سبدهای پرریسک از بازار، دیگر پدیدهٔ بازگشت بتا دیده نمی‌شود و رفتار بتا باثبات می‌شود و توان توضیح‌دهندگی آن بالاتر می‌رود.

سبدهای پرریسک مرتبط به پرسش دوم پژوهش (آیا رفتار بتا در سبدهای با سهام پرریسک در مقابل سبدهای با سهام کم‌ریسک متفاوت است؟)، با دو معیار بتای متحرک و نوسانات ویژه بررسی شده است. در این بخش با کنارگذاشتن سبدهای کم‌ریسک بازار (۱۶ سبد باقی‌مانده)، قسمت کم‌ریسک بازار حذف و سهام باقی‌مانده به ۱۶ سبد (به‌دلیل کاهش تعداد سهام، تعداد سبدها کاهش یافت)، تقسیم می‌شود.

جدول (٦) آزمون ۳ پرسش دوم

ستون [بتا متحرک]. سطر [نوسانات ویژه]					
$R_p = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + S_i r_{SMB,t} + h_i r_{HML,t} + u_i r_{UMD,t} + \epsilon_{i,t}$.					
	۱ (کم)	۲	۳	٤ (زیاد)	H-L
۱ (کم)	۰/۷۲ (۵۳/۱۲)	۰/۴۸ (۴۲/۰۸)	۱/۰۹ (۲۵/۹۴)	۱/۲۶ (۲۹/۳۷)	۰/۵۴ (۰/۶۳)
۲	۰/۶۰ (۳۶/۷۱)	۰/۶۶ (۶۲/۷۴)	۰/۶۱ (۴۴/۲۸)	۰/۵۲ (۶۶/۲۱)	−۰/۰۸ (۶/۴۲)
۳	۰/۶۴ (۳۷/۹۰)	۰/۵۹ (۲۸/۵۶)	۰/۵۷ (۷۱/۴۳)	۰/۸۲ (۱۵/۳۹)	−۰/۱۸ (۱۴/۷۶)
٤	۰/۶۱ (۵۶/۳۳)	۰/۸۴ (۸۴/۱۲)	۰/۶۳ (۴۹/۸۱)	۰/۵۹ (۷۲/۶۲)	−۰/۰۲ (۸/۶۵)
H-L	−۰/۱۱ (۳/۷۶)	۰/۲۶ (۱/۲۳)	−۰/۴۶ (۱۱/۰۴)	−۰/۶۷ (۲/۹۳)	

ملاحظه می‌شود که بعد از حذف سبدهای کم‌ریسک از بازار در سطر ۱، نوسانات ویژهٔ روند نامنظمی از افزایش بازده در ازای مقادیر ریسک به وجود آمده است؛ در حالی که اختلاف بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح ۰/۵۴ بوده است. با توجه به عدد آمارهٔ آن، فرض صفر رد نمی‌شود و اختلاف بازده معنادار تلقی می‌شود؛ اما در سطوح ۲ و ۳ و ۴ علاوه بر وجود روند نامنظمی از افزایش بازده، این نامنظمی اثر نامطلوب خود را بر اختلاف بازده این سطوح می‌گذارد؛ به‌طوری‌که اختلاف بازده به ترتیب در این سطوح ۰/۰۸− و ۰/۱۸− و ۰/۰۲− بوده است و با توجه به اینکه عدد آماره در سطح اطمینان ۹۵٪ برای هر سه سطح بزرگ‌تر از ۱/۹۶ بوده است، فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد می‌شود و فرض جایگزین مبتنی بر برابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، تأیید می‌شود.

سبدهای پرریسک مرتبط به پرسش دوم پژوهش (آیا رفتار بتا در سبدهای با سهام پر ریسک در مقابل سبدهای سهام کم‌ریسک متفاوت است؟)، با دو معیار بتای متحرک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بررسی شده است. در این بخش با کنارگذاشتن سبدهای کم‌ریسک بازار (۱۶ سبد باقی‌مانده)، قسمت کم‌ریسک بازار حذف و سهام باقی‌مانده دوباره به ۱۶ سبد تقسیم می‌شود.

جدول (۷) آزمون ٤ پرسش دوم

ستون [بتای متحرک]. سطر [نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار]					
$R_p = \alpha_i + \beta_i(r_{m,t} - r_{f,t}) + S_i r_{SMB,t} + h_i r_{HML,t} + u_i r_{UMD,t} + \epsilon_{i,t}$.					
	۱ (کم)	۲	۳	٤ (زیاد)	H-L
۱ (کم)	۰/۹۳ (۵۱/۷۶)	۰/۸۴ (۶۲/۹۴)	۱/۰۸ (۶۶/۰۸)	۰/۹۱ (۵۴/۴۳)	−۰/۰۲ (۵/۴۶)
۲	۰/۸۷ (۷۲/۸۸)	۰/۹۹ (۳۲/۱۲)	۰/۹۴ (۷۴/۶۹)	۰/۸۶ (۵۲/۴۸)	−۰/۰۱ (۳/۶۱)
۳	۱/۲۲ (۱۵/۴۹)	۱/۱۶ (۷۰/۲۰)	۰/۹۱ (۳۶/۶۴)	۱/۲۳ (۶۲/۴۴)	۰/۰۱ (۳/۱۴)
٤	۰/۹۶ (۲۰/۱۵)	۰/۸۳ (۴۲/۴۸)	۰/۹۵ (۳۲/۳۹)	۰/۸۸ (۱۲۷/۰۰)	−۰/۰۸ (۱۱/۳۵)
H-L	۰/۰۳ (۱/۹۰)	−۰/۰۱ (۶/۸۴)	−۰/۱۳ (۴/۱۵)	−۰/۰۳ (۳/۰۸)	

همانند جدول قسمت قبل بعد از حذف سبدهای کم‌ریسک، در همهٔ سطوح نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، روند نامنظمی از افزایش بازده در ازای افزایش مقادیر ریسک دیده می‌شود که این نامنظمی اثر نامطلوب خود را بر اختلاف بازده این سطوح گذاشته است؛ به‌طوری که اختلاف بازده این ۴ سطح به ترتیب ۰/۰۲−، ۰/۰۱−، ۰/۰۱ و ۰/۰۸− بوده است. با توجه به اینکه عدد آماره در سطح اطمینان ۹۵٪ برای هر ۴ سطح بزرگ‌تر از ۱/۹۶ بوده است، فرض صفر آزمون مبنی بر نابرابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح رد می‌شود و فرض جایگزین مبتنی بر برابری بازده بالاترین و پایین‌ترین سطح، تأیید می‌شود.

نتایج و پیشنهادها

با توجه به اهمیت الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و کاربرد فراوان آن در مباحث سرمایه‌گذاری، لزوم سنجش میزان کارآیی و دقت اندازه‌گیری متغیرهای این الگوها (به‌ویژه β) برای افزایش کیفیت قیمت‌گذاری و تخمین بازده اوراق بهادار بسیار بااهمیت تلقی می‌شود؛ ازاین‌رو این پژوهش به دنبال بررسی بازگشت بتا و عوامل مؤثر بر آن در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. براساس نتایج پژوهش مشخص شده است رفتار بتا در درجات مختلف ریسک متفاوت است و بازگشت بتا در نواحی پرریسک بازار رخ می‌دهد که موجب ناکارآمدی الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌شود.

همچنین مشخص شده است با حذف سبدهای پرریسک از نمونه، رفتار بتا طبق نظریهٔ الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای باثبات می‌شود و بازگشت بتا رخ نمی‌دهد؛ ولی با حذف سبدهای کم‌ریسک از نمونهٔ بتا، به‌شدت بی‌ثبات می‌شود و بازگشت بتا در بیشتر نقاط بازار اتفاق می‌افتد؛ بدین معنی که رفتار بتا در سبدهای با سهام پرریسک در مقابل سبدهای با سهام کم‌ریسک متفاوت است.

درنهایت در بورس اوراق بهادار تهران، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توان توضیح‌دهندگی برای تمامی سهام موجود در بازار را ندارد و تنها قادر است برای مناطقی با ریسک کم و متوسط کارآیی لازم را داشته باشد.

سرمایه‌گذاران برای افزایش کارآیی در استفاده از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، این امکان را دارند که روند ریسک سیستماتیک (β) را بررسی کنند تا معیاری صحیح از ریسک را در الگوی قیمت‌گذاری داشته باشند؛ همچنین شرکت‌های سرمایه‌گذاری، سبدگردانان و تمام افرادی که اقدام به تشکیل سبد بهینهٔ سهام می‌کنند، با شناخت دقیق رفتار ریسک سیستماتیک (β) در بخش‌های مختلف بازار، باید عملکرد خود را تا حد مطلوبی بهبود دهند. افراد آگاه در حوزهٔ سرمایه‌گذاری نیز این امکان را دارند که از الگوهای قیمت‌گذاری محلی (با پارامترهای اصلی تأثیرگذار بر الگو) ویژهٔ کشور خود برای ارزیابی پروژه‌ها استفاده کنند و افرادی که با استفاده از اطلاعات گذشته از راهبردهای معکوس و مومنتوم برای پیش‌بینی عملکرد آتی سهام و کسب بازده اضافی در بازار استفاده می‌کنند، قادرند با شناخت هرچه بهتر رفتار بتا، عملکرد خود را تا حد مطلوبی بهبود دهند.

References

[1] Ahmadpuor, A. (2007). The effect of firm size and the ratio of book value to market value on stock returns. *Journal of Economic Research*, 79: 19-37. (in Persian).

[2] Akbarimoghadam, B., Rezaie, F. (2010). Compare the predictive power of Fama and French model and the value of beta and expected return on the stock. *Journal of Economic Modeling*, 23: 55-76. (in Persian).

[3] Bagherzadeh, S. (2005). Factors affecting stock returns in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 19: 25-64. (in Persian).

[4] Bahandari, L. C. (1988). Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *Journal of Financial Markets*, 43: 507-528.

[5] Chawla, D. (2001). Testing stability of beta in the indian stock market. *Decision*, 28: 55-77.

[6] Eshraghnia Jahromi, A., Nashvadian, K. (2008). Tested three-factor model of Fama and French in Tehran Stock Exchange. *Journal of Sharif*, 18: 43-65. (in Persian).

[7] Eslamibidgoli, G. (2007). Improve portfolio performance based on risk-adjusted return on investment in productivity-based capital Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 25: 3-21. (in Persian).

[8] Fama, E. F., French, K. R. (1996). Multi-factor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51: 55-84.

[9] Fama, E. F., French, K. R. (2015a). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 45: 116-122.

[10] Fama, E. F., French, K. R. (2015b). International tests of a five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 48: 441-463.

[11] Fischer, B. (1991). The capital asset pricing model: Some empirical test, in the theory of capital market. *Journal of Economic and Finance*, 32: 79-121.

[12] Kim, H. (2016). Capital asset pricing model: A time-varying volatility approach. *Journal of Empirical Finance*, 46: 268-281.

[13] Loughran, T. (1997). Book-to-market across firm size, exchange and seasonality: Is there an effect? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29: 246-268.

[14] Rahnamay Roudposhti, F., Amirhoseini, Z. (2011). The capital asset pricing explanation: Comparative models. *Journal of Accounting and Auditing Review*. 24: 49-68. (in Persian).

[15] Rahnamay Roudposhti, F., Mirghafari, R. (2013) Portfolio performance evalution in Tehran Stock Exchange: Application of value at risk (Value at Risk). *Financial Engineering and Management of Securities (Portfolio Management)*, 18: 1-21. (in Persian).

[16] Sadeghisharif, J., Talaneh, A. (2011) The momentum factor Fama and French three-

factor model on the explanatory power in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting*, 24: 59-88. (in Persian).

[17] Saeidi, A., Rameshe, M. (2009). Designing a Model for Systemic Risk Assessment Firms Listed in the Tehran Stock Exchange. Master Thesis. Esfahan: University of Esfahan. (in Persian).

[18] Shams, N., Parsaiyan, S. (2011). Compare the performance of Fama and French model and artificial neural networks to predict stock returns in Tehran. *Journal of Financial and Management Engineering Exchange*, 35: 64-86. (in Persian).

[19] Tehrani, R., Chitsazan, H. (2002). The trend of systematic risk beta and stable companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 38: 33-48. (in Persian).

[20] Malkiel, B., Xu, Y. (2006). Idiosyncratic risk and security returns. *Princeton University*, 64: 22-58.

[21] Xu, Y., Zhao, Y. (2012). Beta is still alive. *The University of Texas at Dallas*, 36: 36-49.

[22] Xu, Y., Zhao, Y. (2014). Beta reversal and expected returns. *The University of Texas at Dallas*, 25: 83-114.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی