Asset Management and Financing
Vol. 7, Issue. 3, No. 26, Autumn 2019
Received: 25.05.2017 Accepted:05.12.2017
PP: 1-26

فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال هفتم، شماره.سوم، شماره پیاپی (۲۶) ، پاییز ۱۳۹۸
تاریخ دریافت: ۹۶/۳/۴ تاریخ پذیرش: ۹۶/۹/۱۴
صص: ۱-۲۶

Dynamic Correlation Structure; Stock Risk and Return

Maryam Davallou [1*], Marzieh Khosravi [2]

1- Assistant Professor, Department of Financial Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
ma_davallou@yahoo.com
2- M.A. Department of Financial Management and Accounting, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
khosravi.mz@gmail.com

Abstract

Objective: Modelling dynamic nature of covariance of assets return almost always is a challenging area of finance. Econometrics models just pay attention to variance behavior longitudinally, however, core of numerous finance models need the analysis of the total covariance structure of returns.

Method: Among the first models that analyze covariance behavior are multivariate GARCH models which were criticized for the need to estimate a large number of parameters. This paper is aimed to investigate the effect of stock return dynamic correlation structure on systematic risk, idiosyncratic risk and average stock return. To this end, a sample of 148 listed companies in Tehran Stock Exchange is examined during 2003 to 2014. GARCH framework is used for testing this claim.

Results: According to the results, securities that were highly correlated with market wide risk factors in the past are likely to have low systematic risk, idiosyncratic risk and average return at present. It can be expected there is significant relationship between idiosyncrstic risk and correlation for lower turnover stock (information transparency proxy) although there is no relationship for smaller firms.

Keywords: Dynamic correlation, Securities risk, Correlation risk, Market risk factors

ساختار پویای همبستگی؛ ریسک و بازده سهام

مریم دولو [۱*]، مرضیه خسروی [۲]

۱- استادیار، گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
ma_davallou@yahoo.com
۲- کارشناس‌ارشد، گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
khosravi.mz@gmail.com

چکیده

هدف: پویایی کوواریانس بازده دارایی‌ها همواره یکی از حوزه‌های چالش‌برانگیز مالی بوده است. الگوهای مالی رفتار کوواریانس را در طی زمان تحلیل می‌کنند؛ اما الگوهای اقتصادسنجی تنها رفتار واریانس را در گذر زمان بررسی می‌کنند. نخستین الگویی که رفتار کوواریانس را در طی زمان تحلیل می‌کند، الگوی گارچ چندمتغیره است که به‌دلیل نیاز به تخمین پارامتر زیاد، بسیار از آن انتقاد شده است. هدف این پژوهش، بررسی تأثیر ساختار پویای همبستگی بازده سهام بر ریسک سیستماتیک، غیرسیستماتیک و بازده سهام است.

روش: به همین منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۴۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۲ بررسی و برای آزمون روابط ذکرشده از الگوی گارچ استفاده شده است.

نتایج: براساس نتایج به‌دست‌آمده، سهامی که در گذشته با عوامل فراگیر بازار (مومنتوم، بازار، اندازه، ارزش) همبستگی بالایی داشته است، ریسک سیستماتیک، غیرسیستماتیک و بازده پایین‌تری دارد. احتمال مشاهدهٔ رابطهٔ معنادار همبستگی و ریسک غیرسیستماتیک سهام با گردش پایین‌تر (شاخص شفافیت اطلاعاتی) دور از انتظار نیست؛ اما این ارتباط برای شرکت‌های کوچک‌تر تصور نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: پویایی همبستگی، ریسک اوراق بهادار، ریسک همبستگی، عوامل فراگیر بازار

---

* نویسنده مسؤول

Copyright©2019, University of Isfahan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/BY-NC-ND/4.0), which permits others to download this work and share it with others as long as they credit it, but they can't change it in any way or use it commercially.

Doi: AMF-1705-1120 (R3)

مقدمه

سال هاست که در ادبیات مالی بر پویایی (تغییر) ساختار همبستگی بازده اوراق بهادار تأکید شده است[۱] (آنگ و بکائرت[۲]، ۲۰۰۲؛ آنگ و چن[۳]، ۲۰۰۲؛ برترو و میر[۴]، ۱۹۹۰؛ کالبرگ و پاسکوآریلو[۵]، ۲۰۰۸؛ کینگ و وادهوآنی[۶]، ۱۹۹۰؛ کوچ و کوچ[۷] ۱۹۹۱؛ لی، لین و یانگ[۸]، ۲۰۱۱). نخستین الگوهایی که بر تغییرات طی زمان واریانس بازده سهام تأکید کردند، الگوی آرچ[۹] (انگل[۱۰]، ۱۹۸۲) و نسخهٔ تعمیم‌یافته آن یعنی الگوی گارچ[۱۱] (بولرسو[۱۲]، ۱۹۸۶) است. طبق این دو الگو، واریانس بازده سهام در طول زمان تغییر می کند و توسط مقادیر گذشتهٔ خود و مجذور جزء اخلال گذشته تعیین می‌شود. رفتار مذکور را می‌توان با ورود تصادفی اطلاعات توضیح داد که سبب وابستگی زمانی واریانس بازده می‌شود؛ اما بسیاری از الگوهای اصلی مالی ازجمله الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) و الگوی قیمت گذاری آربیتراژ (APT)، بر تحلیل کوواریانس بازده مبتنی است؛ در حالی که الگوهای آرچ/گارچ تنها رفتار واریانس را در نظر می گیرند.

برای رفع این مشکل، نسخه‌های متعددی از الگوهای گارچ چندمتغیره ارائه شده است؛ اما مشکل عمدهٔ بیشتر این الگوها، نیاز به برآورد تعداد زیادی پارامتر است. کاهش تعداد پارامترها ممکن است به روش‌های مختلفی صورت گیرد؛ روش‌هایی مانند اعمال محدودیت‌های معین در الگو شامل فرض انباشتگی[۱۳] کوواریانس‌ها، استفاده از شروط گشتاوری اضافی در تابع درست نمایی شرطی مرتبهٔ اول یا تحمیل ساختار عاملی بازده در چهارچوب آرچ عاملی[۱۴]. الگوهای آرچ عاملی با اقبال ویژه‌ای روبه‌رو شد؛ زیرا طبق الگوهای اصلی قیمت گذاری دارایی نظیر الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت گذاری آربیتراژ، بازده اوراق بهادار تابع خطی عوامل ریسک است. اگر ساختار کوواریانس بازده در واقعیت تابع الگوهای از پیش تصریح شدهٔ مذکور نباشد، مزیت کاهش تعداد پارامتر این الگو ها به هزینهٔ خطای تصریح احتمالی تمام می شود. مهم ترین نگرانی، آن است که همبستگی سهام در دوران رکود اقتصادی، بالاتر و در شرایط رونق، پایین تر است. این یافتهٔ تجربی نشان می دهد ریسک نسبی بازده در حال تغییر است و این امر به‌طور کامل در الگوهای فعلی گارچ منظور نمی‌شود؛ به همین دلیل، وازلوبنیا و مشچریاکف[۱۵] (۲۰۱۴) برای احتساب ساختار پویای همبستگی بازده[۱۶] از رویکردی متفاوت با آرچ/گارچ استفاده کرده اند؛ بدین صورت که ابتدا همبستگی بازده سهام را با عوامل ریسک فراگیر[۱۷] محاسبه و سپس از آن به‌منزلهٔ نهادهٔ ورودی الگوی گارچ استفاده کرده‌اند. مزیت رویکرد مذکور آن است که همبستگی بازده سهام و عوامل ریسک فراگیر قادر است به طور آزادانه و بدون هیچ محدودیتی تغییر کند. به این ترتیب، خطای تصریح ساختار کوواریانس کاهش می یابد. مزیت اخیر ممکن است به هزینهٔ خطای

۱. تغییر همبستگی بازده اوراق بهادار در گذر زمان سبب بروز «ریسک همبستگی» می‌شود.

2. Ang & Bekaert
3. Chen
4. Bertero & Mayer
5. Kallberg & Pasquariello
6. King & Wadhwani
7. Koch
8. Lee, Lin & Yang
9. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
10. Engle
11. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
12. Bollerslev

13. Integrated
14. Factor ARCH Framework
15. Vozlyublennaia & Meshcheryakov
16. Dynamic Correlation Structure of Returns

۱۷. به‌جای همبستگی زوجی سهام، بر همبستگی سهام با عوامل ریسک بازار تأکید می‌شود؛ زیرا این کوواریانس ازنظر سرمایه‌گذاران برای تعریف ریسک سیستماتیک مربوط‌تر است.

تخمین تمام شود؛ زیرا کوواریانس‌ها باید برآورد شود. برای بیرون رفتن از این مسئله، از برآورد غلتان استفاده می شود تا نسبت به بزرگی اندازهٔ نمونه اطمینان حاصل شود. شواهد ارائه شده توسط پژوهشگرانی نظیر آنگ و بکائرت (۲۰۰۲) و آنگ و چن (۲۰۰۲) نشان می دهد همبستگی بازده اوراق بهادار در طول زمان متغیر است؛ به طوری که در شرایط رونق، کاهش و در دوران رکود افزایش می یابد. تغییر همبستگی بازده در طول زمان سبب می‌شود سرمایه‌گذاران به‌ویژه در شرایط رکود قادر به حذف ریسک غیرسیستماتیک نباشند. در این صورت، ریسک غیرسیستماتیک قیمت‌گذاری می‌شود.

سهامی که همبستگی بالایی با بازار (عوامل فراگیر ریسک) دارد، به احتمال بیشتری از شوک‌های همبستگی سایر اوراق بهادار اثر گرفته است و ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک بالاتری دارد. بر این اساس، انتظار می رود تغییرات همبستگی قادر باشد بر بازده مقطعی سهام تأثیر بگذارد. احتمال وجود رابطهٔ معنادار ریسک همبستگی و ریسک سهام در شرکت هایی بالاتر است که شفافیت اطلاعاتی پایین تری دارند. شفافیت اطلاعاتی پایین تر سبب تأخیر انعکاس اطلاعات جدید در قیمت سهام می‌شود. ازطرف دیگر، موجب می‌شود اثر شوک‌های ناشی از تغییر همبستگی برای مدت طولانی تری تداوم یابد؛ زیرا هنوز اطلاعات جدید در قیمت سهام منعکس نشده است و به دنبال آن همبستگی تاریخی (بازده با عوامل ریسک) حاوی اطلاعات جدید نخواهد بود. درنتیجه تأثیر تغییر همبستگی تاریخی بازده (با عوامل فراگیر ریسک) بر سهام با شفافیت اطلاعاتی پایین‌تر، طولانی‌تر است (وازلوبنیا و مشچریاکف، ۲۰۱۴).

بر این اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی رابطهٔ تغییرات همبستگی بازده سهام با ریسک سیستماتیک، غیرسیستماتیک، میانگین بازده و پرداختن به این مسئله است که آیا اثر همبستگی سهام با عوامل فراگیر قادر به توضیح رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک و میانگین بازده سهام است یا خیر؛ بنابراین، سؤالات پژوهش بدین شرح است: آیا رابطهٔ همبستگی تاریخی بازده با ریسک سهام و میانگین بازده به‌لحاظ آماری معنادار است؟ آیا در صورت وجودنداشتن شفافیت اطلاعاتی، رابطهٔ مذکور برقرار است؟ آیا ساختار پویای همبستگی قادر است رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام را تبیین کند؟

به‌علاوه، به‌جای همبستگی زوجی اوراق بهادار از همبستگی اوراق بهادار انفرادی با عوامل ریسک فراگیر استفاده شده است؛ زیرا ریسک سیستماتیک که برای سرمایه‌گذاران مربوط‌تر است، براساس این کوواریانس‌ها تعریف می‌شود.

مبانی نظری

بالغ بر ۶۰ سال پیش، وقتی مارکوویتز[1] (۱۹۵۲) با طرح نظریهٔ جدید سبد برای نخستین بار راهکار تعیین سبد بهینه را ارائه کرد، تحقق دو فرض متضاد ریسک‌گریزی و سیری‌ناپذیری را با معرفی مفهوم تنوع‌بخشی امکان‌پذیر دانست. کارکرد اصلی تنوع بخشی زمانی حاصل می شود که به همبستگی بین بازده دارایی‌ها توجه شود. سرمایه‌گذاران عقلایی هنگام تشکیل سبد در پی دارایی هایی هستند که همبستگی پایین تری داشته باشند تا بدین طریق، حداکثر منافع تنوع‌بخشی حاصل شود. نکتهٔ مهم آن است که از دیدگاه سرمایه‌گذاران، تنوع‌بخشی تنها در بازارهای نزولی مطلوب است؛ زیرا همبستگی بالاتر در شرایط صعودی سبب افزایش قیمت دارایی ها و رشد ارزش

1. Markowitz

سبد می‌شود. این در حالی است که شواهد تجربی موجود، عکس این موضوع را تأیید می‌کند و نشان می دهد همبستگی سهام در بازارهای نزولی نسبت به بازارهای صعودی بالاتر است. این بدان مفهوم است که در بازار نزولی همهٔ دارایی‌های سبد با افت ارزش روبه‌رو می‌شود؛ در حالی که همبستگی پایین‌تر حاکم بر بازارهای صعودی به مفهوم آن است که بازده دارایی‌های سبد به‌صورت همزمان افزایش نمی‌یابد (اندرسن و هانسن[1]، ۲۰۱۰). شواهد ارائه‌شده توسط برخی پژوهش‌های تجربی نظیر گوئتزمن، لی و رونهورست[2] (۲۰۰۵) نشان می دهد همبستگی در گذر زمان دستخوش تغییر شده است و این امر سبب تغییر منافع حاصل از تنوع‌بخشی می‌شود. به گمان لانجین و سولنیک[3] (۲۰۰۱) و آنگ و بکائرت (۲۰۰۲) همبستگی بازده دارایی‌ها در شرایط بحران مالی افزایش می‌یابد. افزایش همبستگی بازده دارایی ها سبب کاهش منافع تنوع‌بخشی برای سرمایه‌گذاران و افزایش نوسان‌پذیری بازار می‌شود. اگر فرصت‌های تنوع‌بخشی در شرایطی کاهش یابند که بازار به‌شدت به آنها نیاز دارد، سرمایه‌گذاران درصدد مصون‌سازی در برابر این شرایط برمی‌آیند. اگر همبستگی بازده دارایی‌ها عامل ریسک سیستماتیک باشد، سرمایه گذاران تمایل دارند بابت اوراق بهاداری که در شرایط همبستگی بالا متضمن پرداخت‌های بالاتری است، صرف ریسک بپردازند (کریشنان، پتکوا و ریچکن[4]، ۲۰۰۹). به عقیدهٔ آنگ، چن و زینگ[5] (۲۰۰۶) نگرش سرمایه گذاران نسبت به سود و زیان با یکدیگر متفاوت است. در نتیجه، وجود همبستگی بالاتر دارایی‌ها در بازار نزولی به مفهوم آن است که سرمایه‌گذاران بابت اینگونه دارایی‌ها پاداش بالاتری مطالبه می‌کنند؛ بنابراین، بازده موردانتظار دارایی‌های مذکور بالاتر از بازده موردانتظار برآوردشده طبق الگوهایی نظیر الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. به همین دلیل، پژوهشگرانی مانند آنگ و همکاران (۲۰۰۶) یا هانگ ، تو و ژوآ[6] (۲۰۰۷) کاربرد الگوهای قیمت‌گذاری سنتی را در صورت وجود عدم تقارن همبستگی به چالش کشیدند (اندرسن و هانسن، ۲۰۱۰).

بولرسلو، انگل و وولدریج[7] (۱۹۸۸) با بررسی ثبات ماتریس کوواریانس شرطی در طول زمان شواهدی ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد کوواریانس شرطی در طول زمان ثابت نبوده است و یکی از عوامل تعیین کنندهٔ صرف ریسک سهام است. لانجین و سولنیک (۲۰۰۱) با استفاده از نظریهٔ ارزش آستانه‌ای، ساختار همبستگی بازارهای سهام بین‌المللی را در دوره‌های رونق و رکود بررسی کردند. آنها با استفاده از داده های پنج بازار سهام شامل ایالات متحده، بریتانیا، فرانسه، آلمان و ژاپن به شواهدی دست یافتند که نشان‌دهندهٔ افزایش همبستگی بازده سهام در شرایط رکود و کاهش آن در شرایط رونق است. هانگ و همکاران (۲۰۰۷) ازطریق آزمون عدم‌تقارن همبستگی بازده سهام نشان می دهند تغییرات مشترک بازده در شرایط رکود بیش از دوران رونق است. کریشنان و همکاران (۲۰۰۹) ادعا می‌کنند سرمایه گذاران بابت سهامی که با افزایش همبستگی، عملکرد بالاتری دارد، صرف ریسک بالاتری پرداخت می‌کنند. آنها در بررسی قیمت‌گذاری همبستگی بازده دارایی‌ها دریافتند همبستگی مذکور توسط سرمایه گذاران به‌صورت صرف ریسک منفی در نظر گرفته می‌شود. این یافته نشان‌دهندهٔ ترجیح

1. Andersen & Hansen
2. Goetzmann, Li & Rauwenhorst
3. Longin & Solnik
4. Krishnan, Petkova & Ritchken
5. Xing
6. Hong, Tu & Zhou
7. Wooldridge

سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در سهامی است که با افزایش همبستگی و کاهش مزایای تنوع‌بخشی روبه‌روست.

دریسن، مانهوت و ویلکو[1] (۲۰۰۹) اثر شوک‌های همبستگی بازار سهام را بر بازده اختیار معامله بررسی کردند و نشان دادند ریسک همبستگی دارایی‌هایی که در زمان افزایش همبستگی عملکرد مناسبی دارد، سبب ایجاد بازده منفی می‌شود؛ زیرا افزایش همبستگی بازار سبب کاهش تنوع‌بخشی می‌شود. بالی[2] و انگل (۲۰۱۰) با استفاده از الگوی همبستگی پویای شرطی انگل (۲۰۰۲) الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی مرتون[3] (۱۹۷۳) را آزمون کردند. آنها در پی آزمون توان توضیحی بازده موردانتظار سهام توسط کوواریانس شرطی، شواهدی مبنی بر وجود رابطهٔ مثبت و معنادار بین متغیرهای اخیر یافتند. تا زمانی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری تصادفی باشد، سرمایه‌گذاران برای مصون‌سازی تغییرات نامطلوب مجموعه فرصت‌های ممکن، سرمایه‌گذاری‌های خود را تعدیل می‌کنند. نتایج به‌دست‌آمده ضمن تأیید قیمت‌گذاری کوواریانس بازده سهام با عامل ارزش، نشان می‌دهد کوواریانس بازده سهام با عوامل مومنتوم و اندازه قیمت‌گذاری نمی‌شود. شواهد تجربی بسیاری نشان‌دهندهٔ تغییرات طی زمان ریسک در بازارهای مالی است. از آنجا که تغییر نوسانات بازار منعکس کنندهٔ تغییر همبستگی و متوسط نوسانات سهام انفرادی است، در صورت قیمت‌گذاری ریسک کل بازار می‌توان استدلال کرد نوسانات سهام و ریسک همبستگی قیمت‌گذاری می‌شود. بوراسچی، کوسووسکی و تروجانی[4] (۲۰۱۱) قیمت‌گذاری ریسک همبستگی را در صندوق‌های پوشش ریسک بررسی کردند. آنها با استفاده از رویکرد فاما و مک‌بث[5] (۱۹۷۳)، الگوی هشت عاملی تعمیم یافتهٔ فونگ – هسیه[6] را با افزودن ریسک همبستگی آزمودند و نشان دادند صرف ریسک همبستگی، منفی و از نظر آماری معنادار است. وازلوبنیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) رابطهٔ بین تغییرات همبستگی با ریسک و میانگین بازده سهام را بررسی کردند. آنها اثر معنادار تغییر همبستگی را بر ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک حدود یک سوم سهام بازار تأیید کردند. رابطهٔ اخیر به‌طور معمول مثبت است؛ یعنی سهامی که همبستگی بالایی با عوامل ریسک بازار داشته باشد، ریسک آتی بالاتری دارد. بازده سهام به‌طور مستقیم از همبستگی تاریخی تأثیر نمی‌گیرد و به‌طور غیرمستقیم ازطریق ریسک سهام متأثر می‌شود. بارونیک، کوسندا و واچا[7] (۲۰۱۶) با استفاده از رویکرد موجک و سری زمانی، همبستگی پویای بین طلا، نفت و سهام را بررسی کردند. آنها نشان دادند یکی از ویژگی‌های غالب دورهٔ بررسی‌شده، تغییر همبستگی است؛ اما پس از بحران سال ۲۰۰۸ همبستگی بین هر سه دارایی افزایش یافته است. اوزتک و اوکال[8] (۲۰۱۷) برای پی‌بردن به ماهیت پویای همبستگی، به الگوسازی تغییرات طی زمان همبستگی در بازار سهام و کالا پرداختند. آنها در جستجوی روند افزایشی همبستگی و اثر نوسانات و اخبار بازار در ساختار همبستگی بودند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد نوسانات بالای بازار در طول بحران‌های مالی، منبع اصلی همبستگی بالای این دو بازار است.

باقرزاده و سالم (۲۰۱۵) نشان دادند دارایی‌هایی که با تلاطم شرطی بازار همبستگی بالایی دارد، بازده موردانتظار پایین‌تری دارد. راعی، فرهادی و شیروانی

1. Driessen, Maenhout & Vilkov
2. Bali
3. Merton
4. Buraschi, Kosowski & Trojani
5. Fama & MacBeth
6. Fung-Hsieh
7. Barunik, Ko˘cenda, & V´acha
8. Özteka & Öcal

(۲۰۱۲) نشان دادند بتاها و کوواریانس‌ها در طول زمان متغیر است. رابطهٔ درگذر زمان غیرمستقیمی نیز بین بازده و ریسک وجود دارد که معناداری آماری بالایی دارد؛ بنابراین، کوواریانس شرطی (بتای شرطی) قادر است بازده موردانتظار سهام را پیش‌بینی کند؛ اما الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در گذر زمان برقرار نیست. امیری، همایونی‌فر، کریم‌زاده و فلاحی (۲۰۱۵) همبستگی متغیر با زمان بین نفت، سکه و نرخ ارز را بررسی کردند. آنها با استفاده از داده‌های ماهانهٔ قیمت نفت، سکه و نرخ ارز، همبستگی متغیر با زمان دارایی‌های مذکور را با استفاده از روش همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) بررسی کردند. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد همبستگی شرطی بین دارایی‌ها در طی زمان، متغیر است و بحران مالی جهانی سبب تغییرات چشمگیری در پویایی همبستگی بین دارایی‌های مدنظر شده است. پاکیزه (۲۰۱۱) در بررسی رابطهٔ بازده سهام و تلاطم مبتنی بر الگوهای آرچ و گارچ در بورس اوراق بهادار تهران و برخی بازارهای بین‌المللی شواهدی ارائه کرد که برخلاف CAPM نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ معکوس بین بازده و تلاطم است.

روش پژوهش

نمونهٔ آماری پژوهش شامل همهٔ شرکت‌های جامعه است که زیان‌ده نباشند[1]، جزء شرکت‌های مالی و سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و شرکت‌های هلدینگ نباشند[2] و داده‌های مورد نیاز آنها در دسترس باشد. بر این اساس، متوسط تعداد شرکت‌های نمونه به ۱۴۸ رسید[3]. دورهٔ زمانی پژوهش سال های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ است. داده‌های موردنیاز پژوهش شامل نرخ بازده بدون ریسک، بازده بازار، بازده سهام، ارزش بازار سهام، تعداد سهام معامله شده، ارزش دفتری سهام، ارزش کل دارایی‌ها، ارزش کل بدهی‌ها، سود هر سهم، تعداد سهام جاری، درصد مالکیت نهادی و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است که ۵ دادهٔ اول از سایت رسمی شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و سایر داده ها از سایت کدال استخراج شده است. ذکر این نکته ضروری است که برای رفع تبعات ناشی از مشاهدات دورافتاده، داده‌ها در سطوح ۱ و ۹۹ درصد به کف و سقف نزدیک شده است.

پژوهش هایی نظیر کالبرگ و پاسکوآریلو (۲۰۰۸) و لی و همکاران (۲۰۱۱) نشان‌دهندهٔ تغییر همبستگی بازده در گذر زمان است. الگوی گارچ چندمتغیره به منزلهٔ اولین الگوی ارائه شده برای احتساب تغییر رابطه بین دارایی ها، مستلزم برآورد تعداد زیادی پارامتر است. رفع این مشکل از طریق اعمال محدودیت بر تعداد پارامترها، سبب بروز خطای تصریح می‌شود؛ در حالی که الگوهای مالی برای احتساب رابطهٔ بین دارایی‌ها از تحلیل کوواریانس بازده استفاده می کنند، الگوهای آرچ و گارچ تنها تغییرات طی زمان واریانس بازده را منظور می‌کنند. به همین دلیل، از روش متفاوتی برای ملحوظ کردن ساختار پویای همبستگی بازده استفاده می شود. بدین مفهوم که از همبستگی بازده سهام با عوامل فراگیر ریسک به‌منزلهٔ نهادهٔ ورودی الگوی

---

۱. حذف شرکت‌های زیان‌ده به تبعیت از فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای محاسبهٔ عوامل اندازه (SMB) و ارزش (HML) ضروری است.

۲. در بخشی از این پژوهش از متغیرهای بنیادین شرکت‌ها مانند اهرم مالی استفاده می‌شود. با توجه به تفاوت چشمگیر ساختار سرمایهٔ شرکت‌های واسطه‌گری مالی و تفاوت چشمگیر نسبت‌های اهرمی این قبیل شرکت‌ها با شرکت‌های تولیدی، در صورت لحاظ‌کردن این شرکت‌ها در نمونه، مشاهدات آنها نسبت به سایر داده‌ها دورافتاده می‌شد و نتایج حاصل از رگرسیون را مخدوش می‌کرد؛ به همین دلیل شرکت‌های واسطه‌گری مالی از نمونه حذف شد.

۳. تعداد شرکت‌های نمونه در صورت اعمال محدودیت ۲۴ به‌طور متوسط برابر ۱۷۲، با اعمال محدودیت ۲۸ برابر ۱۵۱ و با احتساب محدودیت ۳۲ معادل ۱۲۱ شرکت است.

گارچ استفاده و رابطهٔ پویایی همبستگی با ریسک و میانگین بازده سهام بررسی می‌شود. همانند وازلوبنیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) و فاما و فرنچ[1] (۲۰۰۴) برای مشاهدهٔ تغییرات همبستگی و تأثیر آن بر ریسک و بازده در طول زمان، دورهٔ زمانی پژوهش (۱۳۹۳ تا ۱۳۸۵) به سه دورهٔ فرعی ۳ ساله ۱۳۸۷-۱۳۸۵، ۱۳۹۰-۱۳۸۸، ۱۳۹۳-۱۳۹۱ تقسیم می‌شود و آزمون‌های مرتبط به‌تفکیک هر یک از دوره‌های فرعی و کل دورهٔ زمانی انجام می‌شود.

تأثیر همبستگی بر ریسک سیستماتیک، غیرسیستماتیک، میانگین بازده و رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک - بازده هدف این مقاله بررسی تأثیر همبستگی تاریخی سهام انفرادی با عوامل ریسک فراگیر بر ریسک غیرسیستماتیک، ریسک سیستماتیک و میانگین بازده سهام است. ازطرف دیگر، به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا اثر همبستگی تاریخی بر ریسک غیرسیستماتیک قادر به توضیح رابطهٔ معماگونهٔ ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام است یا خیر. آزمون موارد فوق در چهارچوب الگوی گارچ انجام می‌شود؛ زیرا امکان برآورد ریسک سیستماتیک/غیرسیستماتیک و رابطهٔ بین همبستگی تاریخی و هر یک از انواع ریسک را در الگویی واحد فراهم می‌کند.

اثر همبستگی تاریخی بر ریسک غیرسیستماتیک: اثر همبستگی تاریخی بر ریسک غیرسیستماتیک در چهارچوب الگوی قیمت گذاری (۱) با پسماند GARCH(1,1) آزمون می‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1}+\omega_{i3}\rho_{i,t-1}^{MKT} \quad (۱)$$

که در آن R_{it} بازده اضافی سهام i در زمان t، MKT_t بازده عامل بازار، MMB_t عامل اندازه، HLL_t عامل ارزش فاما و فرنچ، UDD_t عامل مومنتوم کارهارت[2] (۱۹۹۷)، h_{it} واریانس پسماند e_{it} که ریسک غیرسیستماتیک سهام i در دورهٔ t است و $\rho_{i,t-1}^{MKT}$ همبستگی بازده سهام i با عامل بازار MKT_t طی ۳ سال گذشته است. به کمک الگوی (۱) می‌توان اثر همبستگی تاریخی بازده سهام با عامل بازار را بر ریسک غیرسیستماتیک (که با ω_{i3} اندازه‌گیری می‌شود) آزمود[3]. انتظار می رود سهامی که همبستگی بیشتری با بازار داشته است، ریسک غیرسیستماتیک بالاتری داشته باشد؛ زیرا با شدت بیشتری از شوک سایر اوراق بهادار بازار تأثیر می گیرد. برای آزمون قوت نتایج، در الگوی (۲) علاوه بر اثر همبستگی بازده سهام با ریسک بازار، همبستگی بازده با سایر عوامل فراگیر ریسک نیز بر ریسک غیرسیستماتیک در نظر گرفته می‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1}+\omega_{i3}\rho_{i,t-1}^{MKT}+\omega_{i4}\rho_{i,t-1}^{SMB}+\omega_{i5}\rho_{i,t-1}^{HML}+\omega_{i6}\rho_{i,t-1}^{UMD} \quad (۲)$$

که در آن ω_{i4}، ω_{i5}، ω_{i6} اثر همبستگی بازده سهام به ترتیب با عامل اندازه، ارزش و مومنتوم را بر ریسک غیرسیستماتیک می‌سنجند. همبستگی‌های اخیر برای سرمایه‌گذاران اهمیت زیادی دارد؛ زیرا اندازه، ارزش و مومنتوم به منزلهٔ عوامل اصلی تعیین ریسک سیستماتیک پذیرفته شده است.

پژوهش‌هایی نظیر آمیهود و مندلسون[4] (۱۹۸۶)، آمیهود (۲۰۰۲)، پاستور و استمبا[1] (۲۰۰۳) و آچاریا و

1. Ferench

2. Carhart

۳. همبستگی تاریخی بازده سهام با ریسک بازار مهم‌ترین عامل ریسک سیستماتیک است؛ بنابراین، تأثیر آن بر ریسک غیرسیستماتیک به‌صورت مجزا در نظر گرفته می‌شود.

4. Amihud & Mendelson

پدرسن[۲] (۲۰۰۵) تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام را تأیید می کنند؛ بنابراین، برای آزمون قوت نتایج نسبت به اثرات احتمالی تغییر نقدشوندگی، ریسک غیرسیستماتیک براساس پسماند الگوی پنج‌عاملی تعدیل‌شده با نقدشوندگی محاسبه می‌شود و اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک دوباره با استفاده از الگوی (۳) آزمون می‌شود[۳].

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t$$
$$+\beta_i^{MML}MML_t+\beta_i^{MMD}MMD_t+\beta_i^{LIQ}LQT_t+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{it-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1}+\omega_{i3}\rho_{i,t-1}^{MKT} \qquad (۳)$$

پس از برازش هر یک از الگو های (۱)، (۲) و (۳)، براساس تحلیل فراوانی ضرایب معنادار همبستگی (با عوامل فراگیر)، دربارهٔ رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک و همبستگی تاریخی قضاوت می‌شود. معناداری اقتصادی اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک در هر یک از الگو های مذکور، مانند وازلوبنیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) به‌صورت زیر محاسبه می‌شود[۴]:

$$\text{معناداری اقتصادی} = \frac{\sum|w_i*\rho^f|}{N}$$

که در آن w_i ضریب همبستگی (در هر یک از الگوهای (۱) تا (۳))، ρ^f همبستگی بازده با عوامل فراگیر (ارزش، مومنتوم، اندازه، بازار) و N تعداد شرکت‌هایی است که بین ریسک غیرسیستماتیک و همبستگی آنها رابطهٔ معناداری برقرار است. این معیار، متوسط تغییرات ریسک سهام ناشی از همبستگی تاریخی را می‌سنجد و با واریانس بازده مقایسه می‌کند.

اثر همبستگی بر ریسک سیستماتیک: می توان استدلال کرد سهامی که در گذشته با عوامل ریسک فراگیر همبسته بوده است، به‌احتمال زیادتری از شوک‌های همبستگی تأثیر می‌گیرد؛ زیرا بیش از سایر سهام با بازار همبسته است؛ بنابراین، باید ریسک سیستماتیک بالاتری داشته باشد. برای بررسی اثر پویایی همبستگی با عامل ریسک بازار ($\rho_{i,t-1}^{MKT}$) بر ریسک سیستماتیک، الگوی (۴) در چهارچوب الگوی گارچ برازش می‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_{i0}^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t$$
$$+\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t$$
$$+\beta_{i1}^{MKT}(MKT_t*\rho_{i,t-1}^{MKT}++e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1} \qquad (۴)$$

در این الگو، ریسک عامل بازار $\left(\beta_{it}^{MKT}=\beta_{i0}^{MKT}+\beta_{i1}^{MKT}*\rho_{i,t-1}^{MKT}\right)$ همراه با همبستگی تاریخی $\left(\rho_{i,t-1}^{MKT}\right)$ دستخوش تغییر می‌شود؛ بنابراین، β_{i1}^{MKT} اثر همبستگی (بازده سهام با عامل ریسک بازار) بر ریسک سیستماتیک را نشان می‌دهد.

تا زمانی که ریسک سیستماتیک در گذر زمان تغییر کند، در صورت نادیده‌انگاشتن تغییر مذکور مسئلهٔ ناهم‌سانی واریانس بروز می‌کند. در الگوی گارچ، مشکل ناهمسانی واریانس شرطی لحاظ می شود. ذیل الگوی گارچ، واریانس خطا می تواند طی زمان تغییر کند؛ بنابراین، نگرانی اخیر برطرف می‌شود.

در آزمون قوت براساس الگوی (۵)، علاوه بر اثر همبستگی تاریخی بازده سهام بر ریسک بازار، اثرات همبستگی بازده سهام بر سایر عوامل ریسک شامل اندازه، ارزش و مومنتوم بر ریسک سیستماتیک نیز منظور می‌شود.

1. Pastor & Stambaugh
2. Acharya & Pedersen

۳. از آنجا که نقدشوندگی بازار به اندازهٔ عوامل ریسک بازار، اندازه، ارزش و مومنتوم تغییر نمی‌کند، اثر همبستگی با نقدشوندگی در الگوی گارچ، ناچیز است و به همین دلیل لحاظ نمی‌شود.

۴. دلیل استفاده از قدرمطلق آن است که متوسط مقدار اثر، صرف نظر از جهت ارزیابی شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_{i0}^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+$$
$$\beta_i^{MML}MML_t+\beta_i^{MMD}MMD_t$$
$$+\beta_{i1}^{MKT}\left(TKT_t*\rho_{i,t-1}^{MKT}\right)+\beta_{i2}^{MKT}$$
$$\left(MKT_t*\rho_{i,t-1}^{SMB}\right)+\beta_{i3}^{MKT}\left(MKT_t*\rho_{i,t-1}^{HML}\right) \quad (۵)$$
$$+\beta_{i4}^{MKT}\left(TKT_t*\rho_{i,t-1}^{UMD}\right)+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1}$$

سؤالی که در الگوی (۵) آزمون می شود این است که آیا همبستگی تاریخی با بازار، اندازه، ارزش و مومنتوم قادر است بتای بازار (ریسک سیستماتیک) سهام را تغییر دهد یا خیر. در صورت همبستگی بالای سهام با عوامل ریسک اصلی، انتظار می‌رود سهام مذکور ریسک سیستماتیک بالایی داشته باشد.

برای آزمون قوت نتایج نسبت به درنظرگرفتن نقدشوندگی به‌منزلهٔ عامل ریسک فراگیر، الگوی (۶) برازش می‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_{i0}^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+$$
$$\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t$$
$$+\beta_i^{LIQ}QQT_t+\beta_{i1}^{MKT}\left(MKT_t*\rho_{i,t-1}^{MKT}\right)+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1} \quad (۶)$$

در الگوی (۶) امکان کنترل تغییر ریسک نقدشوندگی فراهم می‌شود.

رابطهٔ ریسک سیستماتیک و همبستگی تاریخی براساس تحلیل فراوانی ضرایب حساسیت معنادار بررسی می‌شود. معناداری اقتصادی اثر براساس رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{معناداری اقتصادی}=\frac{\Sigma\left|\beta_{i1}^{TKT}*MKT_t*\rho_{i,t-1}^{mkt}\right|}{N}$$

که در آن β_{i1}^{MKT} ضریب عامل ریسک بازار در الگو های (۴)، (۵) و (۶)، MKT_t عامل ریسک بازار، $\rho_{i,t-1}^{mkt}$ همبستگی بازده با عامل ریسک بازار و N تعداد شرکت‌هایی است که رابطهٔ ریسک سیستماتیک و همبستگی تاریخی آنها ازنظر آماری معنادار است. معناداری اقتصادی محاسبه شده با دامنهٔ بتاهای سهام نمونه مقایسه می‌شود.

اثر همبستگی تاریخی بر بازده سهام: برای بررسی تأثیر مستقیم همبستگی تاریخی بر متوسط بازده سهام و آزمون قیمت گذاری اثر همبستگی، الگوی (۷) در چهارچوب الگوی گارچ برازش می‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+$$
$$\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t+\gamma_i^{MKT}\rho_{i,t-1}^{MKT}+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1} \quad (۷)$$

که در آن γ_i^{MKT} اثر همبستگی تاریخی (بازده سهام با عامل بازار) بر میانگین بازده سهام است. انتظار می رود وابستگی تاریخی بیشتر با بازار، بر بازده جاری سهام تأثیر بگذارد؛ بدین مفهوم که γ_i^{MKT} معنادار باشد؛ سپس از طریق الگوی (۸) ثبات نتایج این آزمون نسبت به همبستگی تاریخی بازده سهام با عوامل اندازه، ارزش و مومنتوم بررسی می‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+\beta_i^{HML}HLL_t+$$
$$\beta_i^{UMD}UDD_t$$
$$+\gamma_i^{MKT}\rho_{i,t-1}^{MKT}+\gamma_i^{SMB}\rho_{i,t-1}^{SMB}+\gamma_i^{HML}\rho_{i,t-1}^{HML}+$$
$$\gamma_i^{UMD}\rho_{i,t-1}^{UMD}+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{it-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1} \quad (۸)$$

آنچه در الگوی (۸) آزمون می شود این است که آیا ریسک همبستگی با بازار، اندازه، ارزش و مومنتوم قیمت‌گذاری می‌شود یا خیر. برای بررسی ثبات نتایج نسبت به تغییرات نقدشوندگی، الگوی (۹) برازش می‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+$$
$$\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t$$
$$+\beta_i^{LIQ}QQT_t+\gamma_i^{MKT}\rho_{i,t-1}^{MKT}+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1} \quad (۹)$$

ضریب موردتوجه در الگوی بالا همانند الگوی (۷) γ_i^{MKT} است؛ با این تفاوت که در معادلهٔ میانگین الگوی (۹) عامل نقدشوندگی لحاظ شده است[۱]. معناداری اقتصادی اثر بر مبنای رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود. این معیار متوسط تغییرات بازده سهام ناشی از اثر همبستگی تاریخی را می سنجد و با واریانس و میانگین بازده کل سهام نمونه مقایسه می کند.

معناداری اقتصادی $= \frac{\Sigma|\gamma_i^f * \rho^f|}{N}$

که γ_i^f ضریب اثر همبستگی بر بازده (از رگرسیون‌های (۷)، (۸) و (۹))، ρ^f همبستگی بازده با عوامل فراگیر (مومنتوم، اندازه، ارزش و بازار) و N تعداد شرکت های دارای رابطهٔ معنادار بین بازده سهام و همبستگی است.

اثر همبستگی تاریخی بر رابطهٔ بازده - ریسک غیرسیستماتیک: شواهد تجربی مربوط به رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک و بازده، متناقض است. می‌توان استدلال کرد که ابهام رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک - بازده ناشی از نادیده‌انگاشتن تأثیر پویایی همبستگی بر رابطهٔ اخیر است؛ به سخن دیگر، اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک قادر به توضیح رابطهٔ مبهم بازده و ریسک مذکور است. برای این منظور، ابتدا رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک و بازده ازطریق الگوی (۱۰) بررسی می‌شود. در الگوی میانگین تحلیل مذکور از رویکرد گارچ استفاده می‌شود تا اثر ریسک غیرسیستماتیک به صورت مستقیم بر بازده سهام سنجیده شود. این اثر توسط ضریب حساسیت δ_i اندازه‌گیری می‌شود. اثر همبستگی در الگوی (۱۰) منظور نمی‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+$$
$$\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t$$
$$+\delta_i{}^2\sqrt{h_{i,t-1}}+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1} \qquad (۱۰)$$

بررسی اثر همبستگی تاریخی بر رابطهٔ بازده - ریسک غیرسیستماتیک از طریق برازش الگوی (۱۱) محقق می شود؛ به عبارت دقیق تر، به این پرسش پاسخ داده می شود که آیا افزودن همبستگی تاریخی (بازده سهام با عامل بازار) به الگوی (۱۱)، احتمال مشاهدهٔ رابطهٔ معنادار ریسک غیرسیستماتیک و میانگین بازده (معناداری δ_i) را کاهش می‌دهد یا خیر.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+$$
$$\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t+\delta_i{}^2\sqrt{h_{i,t-1}}+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1}+\omega_{i3}\rho_{i,t-1}^{MKT} \qquad (۱۱)$$

با مقایسهٔ الگوهای (۱۰) و (۱۱) می‌توان اثر همبستگی را بر رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک - بازده مشخص کرد. برای آزمون ثبات نتایج نسبت به سایر عوامل ریسک فراگیر شامل ارزش، اندازه و مومنتوم، الگوی (۱۲) برازش می‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t$$
$$+\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t+\delta_i{}^2\sqrt{h_{i,t-1}}+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1}+\omega_{i3}\rho_{i,t-1}^{MKT}+$$
$$\omega_{i4}\rho_{i,t-1}^{SMB}+\omega_{i5}\rho_{i,t-1}^{HML}+\omega_{i6}\rho_{i,t-1}^{UMD} \qquad (۱۲)$$

نتایج الگوی (۱۲) باید با الگوی بدون اثر همبستگی (الگوی ۱۰) مقایسه شود تا مشخص شود آیا احتساب همبستگی با سایر عوامل ریسک فراگیر می‌تواند بر رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک - بازده تأثیر بگذارد یا خیر. برای آزمون قوت یافته‌ها نسبت به تغییر

۱. برای قضاوت دربارهٔ اثر همبستگی تاریخی بر میانگین بازده سهام از تحلیل فراوانی ضرایب معنادار استفاده می‌شود.

نقدشوندگی، الگوی (۱۳) بدون اثر همبستگی برآورد می‌شود.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t+\beta_i^{LIQ}QQT_t+\delta_i\sqrt{h_{i,t-1}}+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e^2_{i,t-1}+\omega_{i2}h_{it-1} \qquad (۱۳)$$

احتساب همزمان اثر نقدشوندگی و همبستگی ازطریق الگوی (۱۴) انجام می‌شود:

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t+\beta_i^{LIQ}QQT_t+\delta_i\sqrt{h_{i,t-1}}+e_{it}$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e^2_{i,t-1}+\omega_{i2}h_{it-1}+\omega_{i3}\rho^{MKT}_{i,t-1} \qquad (۱۴)$$

با مقایسهٔ الگوهای (۱۴) و (۱۳) با الگوهای (۱۱) و (۱۰) می توان قوت نتایج حاصل از اثر همبستگی را بر رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک - بازده آزمون کرد.

از جمله مشکلات بازارهای توسعه‌نیافته نظیر بورس اوراق بهادار تهران، وجود مسئلهٔ «معاملات غیرهمزمان» است. حذف شرکت‌هایی که تعداد معاملات آنها از حد معینی پایین تر باشد، از جمله راهکارهایی است که تأثیر این مسئله را کاهش می‌دهد. این رویه به پیروی از هوآنگ، لیو، ری و ژانگ[1] (۲۰۱۰) در نظر گرفته شده است. از آنجا که الگوی معینی برای تعیین حداقل تعداد مشاهدات دورهٔ تخمین وجود ندارد، سه محدودیت الزام حداقل ۲۴، ۲۸ و ۳۲ مشاهدهٔ ماهانهٔ غیرصفر طی دورهٔ تخمین۳ ساله برای برازش همهٔ رگرسیون‌ها به‌استثنای الگوی پاستور و استمبا (۲۰۰۳) اعمال می‌شود.

اثر وجودنداشتن شفافیت اطلاعاتی بر رابطهٔ همبستگی تاریخی و ریسک سهام: برخی شواهد تجربی نشان می‌دهد اثر همبستگی تاریخی بر ریسک شرکت‌های دارای شفافیت اطلاعاتی پایین تر، به‌لحاظ آماری معنادار است. طولانی شدن انعکاس اطلاعات جدید در قیمت سهام شرکت‌های با شفافیت اطلاعاتی پایین‌تر، موجب می‌شود اثر شوک‌های همبستگی بر ریسک سهام طولانی‌تر شود. از آنجا که از اندازه و گردش سهام در بیشتر موارد به‌منزلهٔ معیار شفافیت اطلاعاتی استفاده می‌شود، انتظار می‌رود اثر همبستگی تاریخی بر ریسک سهام شرکت‌هایی بالاتر باشد که گردش سهام آنها پایین تر و اندازهٔ آنها کوچک تر است. به گمان کائو، سیمین و ژائو[2] (۲۰۰۸) می توان ریسک بالای سهام را ناشی از فرصت‌های رشد (که با نسبت B/M اندازه گیری می شود) دانست؛ زیرا مدیران تمایل دارند از این فرصت‌ها برای افزایش ارزش شرکت استفاده کنند. به عقیدهٔ براون و کاپادیا[3] (۲۰۰۷) و دنیس و استریکلند[4] (۲۰۰۴) اهرم مالی ازطریق افزایش احتمال ورشکستگی سبب افزایش ریسک می‌شود. وی و ژانگ[5] (۲۰۰۶) چنین استدلال می کنند که سود هر سهم بر ریسک سهام اثر می‌گذارد؛ زیرا سود عامل تعیین‌کنندهٔ بازده سهام شرکت است. مالکیل و ژو[6] (۲۰۰۳) نشان می‌دهند سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند سبب افزایش ریسک سهام شوند. با توجه به تأیید رابطهٔ ویژگی‌های شرکتی یادشده با ریسک سهام، می‌توان استدلال کرد که ویژگی‌های مذکور قادرند بر رابطهٔ همبستگی و ریسک تأثیر بگذارند؛ بنابراین، اثر برخی ویژگی های شرکتی مؤثر بر ریسک نظیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (B/M)، اهرم مالی، سود هر سهم و سرمایه‌گذاران نهادی کنترل می‌شود. این متغیرها در اصل به ریسک فعلی و گذشتهٔ شرکت مرتبط است که

1. Huang, Liu, Rhee & Zhang

2. Cao, simin & Zhao
3. Brown & Kapadia
4. Dennis & Strickland
5. Wei & Zhang
6. Malkiel & Xu

به‌نوبهٔ خود بخشی از همبستگی بررسی‌شده است. بنابراین، ویژگی های شرکتی ممکن است سبب رابطهٔ بین همبستگی و ریسک شود؛ پس باید اثرات آن کنترل شود.

برای بررسی اثر تغییرات همبستگی بر ریسک سهام با شفافیت اطلاعاتی پایین‌تر، باید تأثیر شفافیت اطلاعاتی بر رابطهٔ همبستگی با ریسک بررسی شود. برای انجام این مهم، از رگرسیون لجستیکی استفاده می شود که متغیر وابستهٔ آن براساس علامت و معناداری رابطهٔ همبستگی با ریسک غیرسیستماتیک/ سیستماتیک تعیین می شود؛ بدین روش که در صورت مثبت بودن و معناداری اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک (ضریب حاصل از برازش الگوی گارچ)، متغیر وابسته برابر یک و در غیر این صورت، برابر صفر است. دربارهٔ ریسک سیستماتیک نیز به همین شیوه عمل می‌شود. متغیر های مستقل رگرسیون لجستیک شامل گردش سهام و اندازه به منزلهٔ شاخص‌های شفافیت اطلاعاتی شرکت است. اهرم مالی، سود هر سهم، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و درصد مالکیت اشخاص حقوقی به‌منزلهٔ متغیرهای کنترل لحاظ می‌شوند[1]. ضرایب حاصل از رگرسیون‌های لجستیک نشان‌دهندهٔ اثر هر یک از ویژگی های شرکت به‌ویژه شفافیت اطلاعاتی بر احتمال مشاهدهٔ رابطهٔ مثبت و معنادار بین همبستگی (بازده سهام با عوامل فراگیر) است و ریسک را اندازه گیری می کند. بدین مفهوم که هر یک از ویژگی‌های شرکت به چه میزان در بروز رابطهٔ مثبت و معنادار بین ریسک سهام و همبستگی، اثرگذار است. علاوه بر این، برای بررسی اثر شفافیت اطلاعاتی بر شدت رابطهٔ همبستگی تاریخی با ریسک سهام از رگرسیون توبیت استفاده می شود. این رگرسیون شباهت بسیاری به رگرسیون لجستیک دارد؛ با این تفاوت که به‌جای استفاده از یک عدد گسسته به هنگام مثبت و معناداری ضریب مدنظر در الگوی گارچ، از اعداد پیوستهٔ مرتبط استفاده می‌کند؛ اما در غیر این صورت، از همان عدد گسسته (۰) به منزلهٔ متغیر وابسته استفاده می‌کند. در الگوی لجستیک، تنها مثبت و معناداری ضریب الگوی گارچ اهمیت دارد؛ اما در الگوی توبیت علاوه بر مثبت و معناداری، مقدار ضریب نیز مهم است.

اثر همبستگی (بازده سهام با عامل بازار) بر ریسک غیرسیستماتیک در الگوی (۱) بررسی شد. برای بررسی اثر شفافیت اطلاعاتی بر رابطهٔ همبستگی و ریسک غیرسیستماتیک، از ضریب برآوردی متغیر همبستگی در الگوی مذکور به‌منزلهٔ متغیر وابسته استفاده شده است و با احتساب ویژگی‌های شرکت به منزلهٔ متغیر مستقل، رگرسیون لجستیک (۳-۱) برازش می شود تا اثر هر یک از ویژگی های شرکت در مشاهدهٔ رابطهٔ مثبت و معنادار بین ریسک غیرسیستماتیک و همبستگی سنجیده شود. متغیر وابستهٔ رگرسیون لجستیک در صورت مثبت و معنا داری ضریب حاصل از الگوی گارچ (۱) برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر است.

$$R_{it}=\alpha_i+\beta_i^{MKT}MKT_t+\beta_i^{SMB}MMB_t+\beta_i^{HML}HLL_t+\beta_i^{UMD}UDD_t+e_{it} \quad (1)$$
$$h_{it}=\omega_{i0}+\omega_{i1}e_{i,t-1}^2+\omega_{i2}h_{it-1}+\omega_{i3}\rho_{i,t-1}^{MKT}$$

۱. براندت، براو، گراهام و کومار (۲۰۱۰) نشان می‌دهند نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری بالاتر ممکن است نشان‌دهندهٔ قیمت پایین‌تر بازار باشد. در این صورت سهام برای سفته‌بازان جذاب‌تر می‌شود و این امر سبب ریسک بالاتر می‌شود. این امر به مفهوم رابطهٔ مثبت نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و ریسک غیرسیستماتیک است. مالکیت نهادی نشان‌دهندهٔ میزان افشای اطلاعات و در نتیجه ریسک انتخاب نامناسب است؛ به‌طوری که هرچه میزان مالکیت نهادی بالاتر باشد، اطلاعات بیشتری منتشر می‌شود و ریسک انتخاب نامناسب کاهش می‌یابد. مالکان نهادی دسترسی بیشتری به اطلاعات دارند؛ بنابراین، هرچه سهم مالکیت نهادی بالاتر باشد، اطلاعات بهتر و بیشتر در قیمت سهم منعکس می شود و این امر سبب کاهش نوسانات سهم می‌شود. مالکیل و ژو (۲۰۰۳) نشان می‌دهند رشد سود موردانتظار هر سهم، نوسانات غیرسیستماتیک را افزایش می‌دهد. به بیان کائو و ژو (۲۰۱۰) پروژه‌های ریسکی‌تر ظرفیت سودآوری بالاتری دارد؛ بنابراین، مشاهدهٔ رابطهٔ مثبت سودآوری و ریسک غیرسیستماتیک بعید نیست. به همین دلیل، متغیرهای مذکور ممکن است بر احتمال مشاهدهٔ ارتباط معنادار بین همبستگی تاریخی و ریسک مؤثر واقع شود؛ بنابراین، اثر آن کنترل می‌شود.

$$\omega_{i3}=c+IO+II\ Z++\frac{M}{B}+LEV+E+++TURN \quad (۱-۱)$$

$$\omega_{i3}=c+IO+II\ Z++\frac{M}{B}+LEV+E+++TURN \quad (۱-۲)$$

$$\omega_{i3}=c+IO+II\ Z++\frac{M}{B}+LEV+E+++TURN \quad (۱-۳)$$

$$\omega_{i3}=c+II\ Z++UURN \quad (۱-۴)$$

که ω_{i3} متغیر وابستهٔ باینری است که تأثیر همبستگی (بازده سهام با عامل بازار) بر ریسک غیرسیستماتیک را می سنجد،OO نسبت مالکیت اشخاص حقوقی[۱]، II EE اندازهٔ شرکت، $\frac{M}{B}$ نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، EEV اهرم مالی، SSS سود هرسهم و TURN گردش سهام است. الگوی (۱-۱) با استفاده از رگرسیون لجستیک و الگوی (۱-۲) با استفاده از رگرسیون توبیت برازش می‌شود. در الگوی (۱-۳) نیز معیار اندازهٔ شرکت، ارزش دفتری کل دارایی‌هاست. در الگوی (۱-۴) تنها تأثیر ناشی از شفافیت اطلاعاتی بدون احتساب متغیرهای کنترل بررسی می‌شود. بدین طریق، می توان اثر هر یک از ویژگی های شرکتی و شفافیت اطلاعاتی را بر رابطهٔ همبستگی با ریسک غیرسیستماتیک بررسی کرد. همین رویه برای الگوهای (۲) تا (۶) نیز تکرار می شود. بدین مفهوم که برای بررسی اثر شفافیت اطلاعاتی بر رابطهٔ همبستگی با ریسک سیستماتیک از رگرسیون لجستیک استفاده می‌شود که متغیر وابستهٔ آن براساس مثبت و معناداری ضریب همبستگی در الگوی گارچ تعریف می‌شود.

در آزمون های مربوط به کل دوره برای کنترل اثر مربوط به زیردوره‌ها بر معادلهٔ رگرسیونی (میانگین و واریانس) از متغیر مجازی استفاده شده است. بدین صورت که اگر سهام در زیردورهٔ اول باشد: $d_2=0$ و $d_1=1$ و اگر سهام در زیردورهٔ دوم باشد: $d_2=1$ و $d_1=0$ و در نهایت اگر سهام در زیر دورهٔ سوم باشد: $d_2=0$ و $d_1=0$ است. متغیرهای پژوهش حاضر به‌شرح جدول (۱) محاسبه و اندازه‌گیری می‌شود.

جدول (۱) نحوهٔ اندازه‌گیری متغیرها

نام متغیر	نحوهٔ محاسبه
بازده اضافی سهام (R_{it})	بازده سهام به صورت لگاریتم نسبت قیمت تعدیل شده بابت سود نقدی و افزایش سرمایه در زمان t و t-1 محاسبه می‌شود و برای به‌دست‌آوردن بازده اضافی، نرخ بدون ریسک از آن کسر می‌شود.
بازده بدون ریسک (r_f)	نرخ سود اوراق مشارکت بانک مرکزی به منزلهٔ نرخ بازده بدون ریسک در نظر گرفته شده است.
بازده بازار	براساس لگاریتم طبیعی نسبت شاخص قیمت در زمان t به شاخص t-1 محاسبه می‌شود.
عامل بازار (MKT_t)	بازده اضافی بازار که از مابه‌التفاوت نرخ بازده بدون ریسک و بازده بازار حاصل می‌شود. $MKT_t=r_m-r_f$
عامل اندازه (SMB)	در چهارچوب فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و براساس تفاوت بازده سبد سهام بزرگ و سهام کوچک محاسبه می‌شود. $==B=\frac{1}{3}(+V++++GG)-\frac{1}{3}(BV+B++B))$
عامل ارزش (HML)	براساس فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و از مابه التفاوت بازده سبد سهام ارزشی و سبد سهام رشدی به دست می‌آید. $MML=\frac{1}{2}(B++GG)-\frac{1}{2}(+V+BV)$
عامل مومنتوم (UMD)	بر مبنای تفاضل بازده سبد سهام برنده و سبد سهام بازنده محاسبه می‌شود. $Mom=\frac{1}{2}(+++BH)-\frac{1}{2}(+++BL)$
ریسک غیرسیستماتیک (h_{it})	براساس واریانس پسماند (e_{it}) حاصل از الگوی کارهات (۱۹۹۷) محاسبه می‌شود.

۱. افزایش مالکیت حقوقی سبب کاهش ریسک غیرسیستماتیک می‌شود؛ زیرا مالکان حقوقی به‌دلیل صرفهٔ مقیاس، تخصص و دسترسی بیشتر به اطلاعات، سبب شفافیت اطلاعاتی و نزدیک‌شدن قیمت‌ها به ارزش ذاتی می‌شوند و بدین نحو، سبب می‌شوند نوسانات سهام کاهش یابد.

ضریب همبستگی بازده اضافی سهام و عوامل فراگیر ریسک (ρ^{f}_{tt})	برای تخمین ضرایب همبستگی ماهانه از داده‌های ماهانهٔ ۳ سال گذشته استفاده می‌شود؛ به‌طوری که ضریب همبستگی فروردین ۸۵ با استفاده از داده‌های فروردین ۸۲ تا اسفند ۸۴ و ضریب همبستگی اردیبهشت ۸۵ با استفاده از داده‌های اردیبهشت ۸۲ تا فروردین ۸۵ و درنهایت همبستگی اسفند ۹۳ با استفاده از داده های اسفند ۹۰ تا بهمن ۹۳ محاسبه می‌شود.
اندازه	براساس لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام در پایان دوره محاسبه می‌شود.
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	از حاصل تقسیم ارزش بازار سهام بر ارزش دفتری شرکت محاسبه می‌شود.
اهرم مالی	حاصل تقسیم کل بدهی‌ها بر مجموع دارایی‌هاست.
سود هر سهم (EPS)	عبارت از سود خالص تقسیم بر تعداد سهام جاری شرکت است.
گردش سهام	از حاصل تقسیم تعداد سهام معامله شده بر تعداد سهام جاری شرکت به دست می‌آید.
نسبت مالکیت حقوقی‌ها	برابر درصد مالکیت حقوقی سهام شرکت در پایان سال است.
نقدشوندگی (LIQ_t)	برای محاسبهٔ نقدشوندگی از الگوی پاستور و استمبا (۲۰۰۳) استفاده می شود. این معیار حاصل تجمیع نقدشوندگی کل سهام موجود در بازار است. برای محاسبهٔ تغییرات نقدشوندگی بازار در هر ماه، نخست نقدشوندگی ماهانهٔ هر سهم $(\gamma_{i,t})$ با برازش الگوی (۱۵) در چهارچوب رگرسیون سری زمانی حاصل می‌شود. $r^{e}_{i,d+1,t}=\theta_{i,t}+\emptyset_{i,t}r_{i,d,t}+\gamma_{i,t}sign(r^{e}_{i,d,t})\cdot v_{i,d,t}+\epsilon_{i,d+1,v}$ (۱۵) که $r^{e}_{i,d+1,t}$ مابه‌التفاوت بازده سهام و بازده بازار، $r_{i,d,t}$ بازده سهام i در روز d ماه t، $r_{m,d,t}$ بازده بازار در روز d ماه t، $sign(r^{e}_{i,d,t})$ علامت بازده اضافی سهام i در روز d ماه t، $v_{i,d,t}$ حجم ریالی مبادله سهام i در روز d ماه t و $\gamma_{i,t}$ نقدشوندگی سهام i در ماه t است. ذکر این نکته ضروری است که الگوی (۱۵) برای سهامی برازش می شود که در هر ماه دست کم ۱۵ مشاهدهٔ غیرصفر داشته باشد. برای اندازه گیری نقدشوندگی بازار در ماه t، از میانگین موزون نقدشوندگی سهام i در ماه t $(\gamma_{i,t})$ استفاده می شود. عامل وزن‌دهی $\left(\frac{m_t}{m_1}\right)$ شامل m_t که برابر مجموع حجم معاملهٔ کل سهام مشمول ماه t در آخرین روز معاملاتی آنها در ماه t-1 و m_1 برابر مجموع حجم معاملهٔ کل سهام مشمول در فروردین اولین سال دوره‌های ۳ساله است؛ بنابراین، نقدشوندگی ماهانهٔ بازار براساس الگوی (۱۶) محاسبه می‌شود. $\hat{\gamma}_t=\left(\frac{m_t}{m_1}\right)\cdot\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\hat{\gamma}_{i,t}$ (۱۶) که $\hat{\gamma}_{i,t}$ نقدشوندگی سهام i در ماه t (حاصل از رابطهٔ (۱۷))، N تعداد شرکت های مشمول ماه t و $\hat{\gamma}_t$ نقدشوندگی بازار در ماه t است.

یافته‌ها

میانگین ارزش دارایی‌های سهام نمونه برابر با ۴۳۸۰ میلیون ریال است که با اعمال محدودیت سختگیرانهٔ دست‌کم ۳۲ مشاهده، به ۴۹۳۰ میلیون ریال رسیده است؛ به این ترتیب، شرکت‌های بزرگ‌تری را شامل می‌شود. ارزش حقوق صاحبان سهام نیز با روندی مشابه از ۳۶۴۰ میلیون ریال (محدودیت ۲۴ ماه) به ۴۲۲۰ میلیون ریال افزایش می یابد (محدودیت ۳۲ ماه). به‌طور متوسط حدود ۵۷ درصد دارایی‌های شرکت‌های نمونه از محل بدهی تأمین مالی شده است که در پایین ترین حالت، به حدود ۱۲ و در بالاترین حد ممکن،

به حدود ۹۴ درصد می رسد. متوسط نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری نمونه برابر ۲/۱۵ است. گردش سهام همزمان با افزایش محدودیت الزام حداقل مشاهده از ۰/۲۳۲ به ۰/۲۶ افزایش می یابد. میانگین مالکیت حقوقی شرکت‌های نمونه حدود ۷۲ درصد است.

در بررسی اثر پویایی همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک، با توجه به اینکه الگوها برای هر یک از سهام نمونه طی دوره‌های تخمین ۳ساله برازش شده است، نتایج به‌دست‌آمده به‌صورت درصد سهامی گزارش می‌شود که رابطهٔ بررسی‌شده دست‌کم در سطح خطای ۵ درصد ازنظر آماری معنادار است. نتایج حاصل از بررسی اثر پویایی همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک در جدول (۲) ملاحظه‌می‌شود.

جدول (۲) نتایج حاصل از بررسی اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک

متغیرها/ فواصل زمانی	ω_{i3}	$\omega_{\tilde{i}3}$	ω_{i3}	$\omega_{\tilde{i}3}$	ω_{i4}	$\omega_{\tilde{i}4}$	ω_{i5}	$\omega_{\tilde{i}5}$	ω_{i6}	$\omega_{\tilde{i}6}$	ω_{i3}	$\omega_{\tilde{i}3}$
	الگوی ۱		الگوی ۲								الگوی ۳	
الزام دست‌کم ۲۴ مشاهده												
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۳۹/۱	۱۹/۶	۳۶	۲۶	۴۱/۲	۲۳/۶	۲۸/۳	۱۹/۵	۴۴/۴	۲۵/۹	۴۰	۲۲/۵
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۲۵/۷	۱۷/۱	۴۴/۱	۲۸/۸	۳۲/۷	۱۸/۵	۴۶/۴	۲۵	۴۳/۱	۲۲/۴	۳۴/۴	۲۱/۸
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۳۴/۴	۲۲/۹	۳۳/۳	۲۳/۸	۵۲/۱	۲۷	۴۷/۹	۲۹/۱	۴۶/۴	۲۵	۳۷/۷	۲۷/۲
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۵۹/۲	۱۷/۱	۵۰/۸	۳۰/۵	۳۶/۲	۱۸/۹	۵۶/۹	۳۶/۲	۵۵/۹	۳۰/۵	۵۸	۴۰/۵
الزام دست‌کم ۲۸ مشاهده												
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۳۹	۱۹/۶	۳۳	۲۳	۲۹	۲۶/۸	۲۵	۲۲/۲	۳۵	۲۲/۵	۳۸	۲۱/۸
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۲۷	۱۷	۴۳	۳۰/۳	۳۰	۱۷	۴۴	۲۶/۹	۴۳	۲۲/۶	۳۷	۲۳/۳
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۳۳	۲۲/۶	۳۵	۲۴/۲	۵۰	۲۸/۵	۴۴	۲۸/۶	۴۷	۲۷/۴	۳۶	۲۶/۶
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۵۸	۳۷	۵۶	۳۷/۲	۳۶	۱۹	۶۰	۴۲/۸	۵۸	۳۰/۲	۵۲	۳۷
الزام دست‌کم ۳۲ مشاهده												
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۴۴	۲۶	۲۵/۹	۲۵/۹	۳۵	۳۱	۲۵	۲۱/۴	۲۵	۱۷/۸	۴۷	۲۶/۳
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۲۴	۱۰/۳	۳۸	۲۶/۶	۲۲	۱۳/۸	۲۹	۱۴/۶	۲۸	۱۷/۵	۳۴	۲۱/۲
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۳۳	۲۱/۵	۳۶	۲۷/۲	۴۹	۲۸/۲	۴۴	۲۸/۷	۴۳	۲۰/۴	۳۴	۲۳/۵
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۵۵	۱۹/۳	۵۲	۳۰/۳	۳۲	۱۶/۱	۵۸	۴۱/۹	۶۲	۳۲/۳	۵۰	۳۲/۵

جدول (۲) نشان دهندهٔ درصدی از سهام نمونه است که اثر همبستگی تاریخی بر ریسک غیرسیستماتیک آن دست‌کم در سطح خطای ۵ درصد به‌لحاظ آماری معنادار است. هر ردیف، نتایج حاصل از آزمون رابطهٔ اخیر در یکی از دوره‌های تخمین ۳ساله را نشان می‌دهد. ردیف آخر هر قسمت بیان‌کنندهٔ رگرسیون‌های برازش‌شده طی کل دورهٔ زمانی بررسی‌شده است. الگو های (۱) تا (۳) براساس شمارهٔ الگوی موردنظر در بخش روش‌شناسی مشخص شده است. ستون w_{it} درصد سهام حائز اثر معنادار همبستگی با عامل بازار بر ریسک غیرسیستماتیک است، بدون آنکه برای اثرگذاری منظور شود. طبق نتایج منعکس در الگوی (۱) جدول (۲) در صورت اعمال محدودیت الزام دست کم ۲۴ مشاهده، بین ۲۶ تا ۵۹ درصد سهام نمونه متضمن اثر معنادار همبستگی با عامل بازار بر ریسک غیرسیستماتیک است. در بیشتر موارد، علامت

رابطهٔ مذکور منفی است؛ به‌طوری که در همهٔ دوره‌ها و در همهٔ الگوهای (۱)، (۲) و (۳) اثر معکوس همبستگی با عوامل فراگیر بر ریسک غیرسیستماتیک غلبه می کند؛ بنابراین، سهامی که در گذشته همبستگی بالایی با عامل بازار داشته باشد، احتمالاً ریسک غیرسیستماتیک پایین تری دارد. برای ارزیابی معناداری اقتصادی اثر مذکور، از میانگین قدرمطلق حاصل‌ضرب ضریب برآوردی همبستگی تاریخی و همبستگی تاریخی ($w_{i3}*\rho^{MKT}$) استفاده می‌شود. استفاده از قدرمطلق ناشی از آن است که به میانگین اندازهٔ اثر، صرف نظر از علامت آن توجه می شود. این معیار نشان دهندهٔ میانگین تغییر ریسک سهام ناشی از اثر همبستگی تاریخی است. اثر مدنظر حدود ۰/۰۱ است که حدود ۴۷/۴ درصد واریانس بازده ماهانهٔ سهام (۲/۱۲ درصد) است؛ بنابراین، اثر یادشده به‌لحاظ اقتصادی معنادار است. در الگوی (۲) علاوه بر همبستگی تاریخی با عامل بازار، همبستگی با عوامل اندازه، ارزش و مومنتوم نیز لحاظ شده است. با احتساب محدودیت دست کم ۲۴ مشاهده و طبق نتایج منعکس زیر الگوی (۲) جدول (۲)، مشخص می شود همبستگی با سایر عوامل ریسک به اندازهٔ عامل بازار برای ریسک غیرسیستماتیک سهام اهمیت دارد. در این صورت، نسبت سهام دارای رابطهٔ معنادار بین ریسک غیرسیستماتیک و همبستگی با عامل بازار بین ۳۳ تا ۵۱ درصد است و اثر همبستگی با عامل اندازه بین ۳۳ تا ۵۲ درصد، همبستگی با عامل ارزش بین ۲۸ تا ۵۷ درصد و تأثیر همبستگی با مومنتوم در ۴۳ تا ۵۶ درصد سهام نمونه بر ریسک غیرسیستماتیک معنادار است. اثر همبستگی با عامل مومنتوم بر ریسک غیرسیستماتیک مهم تر از سایر عوامل است؛ زیرا فراوانی معناداری اثر مذکور بیش از سایر عوامل ریسک است. ریسک ناشی از تغییر همبستگی با عامل بازار برابر با ۰/۰۱۵، با عامل اندازه ۰/۰۰۷۸، با عامل ارزش ۰/۰۱۰۵ و با عامل مومنتوم برابر با ۰/۰۱۵۴ است. این تغییرات برای عامل بازار ۷۰/۷ درصد، برای عامل اندازه ۳۶ درصد، برای عامل ارزش ۴۹ درصد و برای عامل مومنتوم ۷۲ درصد واریانس بازده سهام است؛ بنابراین، اثر همبستگی تاریخی با سایر عوامل فراگیر بر ریسک غیرسیستماتیک به‌لحاظ اقتصادی نیز معنادار است[1]. احتساب همبستگی با سایر عوامل ریسک سبب افزایش معناداری اقتصادی می شود. به‌طور کلی، به نظر می رسد همبستگی با مومنتوم مهم‌ترین عامل تعیین کنندهٔ ریسک غیرسیستماتیک باشد و عوامل بازار، ارزش و اندازه در اولویت های بعدی قرار گیرد. ستون آخر محدودیت دست کم ۲۴ مشاهدهٔ جدول (۲) حاوی آزمون قوت نتایج نسبت به اثر عامل نقدشوندگی است؛ به سخن دیگر، نتایج الگویی است که در آن علاوه بر بازار، اندازه، ارزش و مومنتوم اثر نقدشوندگی نیز در نظر گرفته شده است. در الگوی مذکور، معناداری اثر همبستگی تاریخی با عامل بازار برای حدود ۶۸ درصد سهام نمونه برقرار است. متوسط تغییر ریسک سهام ناشی از این همبستگی حدود ۰/۰۱۸۱ است که حدود ۸۵ درصد واریانس بازده سهام است و معناداری اقتصادی اثر همبستگی را با عامل بازار بر ریسک غیرسیستماتیک تأیید می کند. مقایسهٔ نتایج الگوهای (۱)، (۲) و (۳) نشان می‌دهد شمار شرکت‌های دارای اثر معنادار همبستگی با عامل بازار بر ریسک غیرسیستماتیک در صورت احتساب نقدشوندگی افزایش می‌یابد و معناداری اقتصادی آن به‌طرز چشمگیری افزون می شود. با تشدید محدودیت الزام حداقل مشاهده از ۲۴ به ۳۲، معناداری

۱. بدین مفهوم که اگر ریسک اوراق بهادار به‌دلیل اثر همبستگی تاریخی بازده با عامل بازار، اندازه، ارزش و مومنتوم ۱ درصد تغییر کند، واریانس بازده سهام برای عامل بازار ۷۰/۷ درصد، برای عامل اندازه ۳۶ درصد، برای عامل ارزش ۴۹ درصد و برای عامل مومنتوم ۷۲ درصد تغییر می کند.

اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک کاهش می یابد. یافتهٔ اخیر تأییدکنندهٔ اثر قوی‌تر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌هایی است که وقفه‌های معاملاتی بیشتری دارند.

نتایج حاصل از آزمون اثر همبستگی تاریخی بر ریسک سیستماتیک در جدول (۳) ملاحظه می‌شود.

جدول (۳) نتایج حاصل از بررسی اثر همبستگی تاریخی بر ریسک سیستماتیک

متغیرها/ فواصل زمانی	β_{i1}^{MTI}	β_{i1}^{MTT-}	β_{i1}^{MTT}	β_{i1}^{MTT-}	β_{i2}^{MTT}	β_{i2}^{MTT-}	β_{i3}^{MTT}	β_{i3}^{MTT-}	β_{i4}^{MTT}	β_{i4}^{MTT-}	β_{i1}^{MTT}	β_{i1}^{MTT-}
	الگوی ۴		الگوی ۵								الگوی ۶	
الزام دست‌کم ۲۴ مشاهده												
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۱۶/۷	۱۰/۷	۲۵/۷	۱۳/۸	۲۵/۴	۱۳/۹	۲۲/۵	۱۳/۷	۲۳/۲	۱۶/۱	۵/۷	۴/۷
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۱۲/۵	۱۱	۱۵	۹/۷	۱۳/۸	۶/۱	۱۸/۸	۹/۷	۲۱/۴	۱۲/۲	۱۸/۱	۱۳/۸
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۲۱/۴	۱۱	۲۲/۷	۱۵/۱	۱۷/۶	۹/۹	۲۲/۳	۱۱/۵	۲۰/۹	۱۲/۲	۱۶/۱	۱۰/۲
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۱۹/۲	۱۶/۵	۲۷	۱۵/۷	۲۲/۶	۱۱/۸	۲۴/۴	۱۳/۳	۱۸/۵	۹/۷	۱۸/۶	۱۰/۳
الزام دست‌کم ۲۸ مشاهده												
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۱۶	۸/۶	۲۵	۱۵	۲۲/۷	۱۶	۲۱/۷	۱۴/۴	۲۰/۳	۱۵/۱	۴/۳	۳/۲
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۱۲/۸	۱۱/۲	۱۴	۹/۹	۱۳/۴	۶/۷	۱۷/۵	۹/۱	۲۰/۹	۱۱/۹	۱۸/۳	۱۲/۷
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۲۱/۶	۱۶/۵	۲۳/۸	۱۵/۸	۱۸/۵	۱۰/۴	۲۳/۵	۱۲/۱	۲۲	۱۲/۸	۱۶/۵	۱۰/۵
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۱۸/۲	۹	۲۷/۸	۱۶/۶	۲۲/۵	۱۰/۹	۲۵	۱۳/۸	۱۷/۸	۱۰/۹	۱۷/۶	۹/۴
الزام دست‌کم ۳۲ مشاهده												
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۱۴	۷	۲۰/۴	۱۴/۲	۲۶/۱	۱۹/۵	۲۵	۱۷/۳	۲۴	۱۸	۳/۳	۱/۶
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۱۲	۱۱	۱۱/۱	۷	۱۳/۳	۸/۱	۱۲/۲	۷/۱	۲۱/۱	۱۱/۹	۱۸/۹	۱۴/۴
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۲۱/۹	۱۷/۱	۲۴/۱	۱۶/۳	۱۹/۳	۱۰/۵	۲۳/۱	۱۱/۵	۲۲/۱	۱۳/۱	۱۶/۴	۱۰/۶
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۱۷/۶	۹/۸	۲۷/۱	۱۸/۷	۲۰/۸	۱۴/۵	۱۸/۸	۱۲/۵	۲۰/۴	۱۲/۲	۱۸/۸	۱۲/۵

ساختار جدول (۳) همانند جدول (۲) است. الگوهای آزمون‌شده در جدول اخیر نیز براساس شمارهٔ معادلات مرتبط در بخش روش‌شناسی مشخص شده است. درصد سهام متضمن اثر معنادار همبستگی تاریخی بر ریسک سیستماتیک پایین تر از اثر آن بر ریسک غیرسیستماتیک است. بدین مفهوم که احتمال تغییر ریسک سیستماتیک در واکنش به شوک های تاریخی ساختار همبستگی بازده، در مقایسه با ریسک غیرسیستماتیک پایین تر است. چنانکه تنها همبستگی عامل بازار در الگوی گارچ منظور شود (الگوی ۴)، حدود ۱۲ تا ۲۲ درصد سهام، رابطهٔ معناداری بین همبستگی تاریخی و ریسک سیستماتیک تجربه می کند. معناداری اقتصادی رابطهٔ مذکور معادل ۰/۷۱۳ است. با توجه به اینکه بتای سهام نمونه به‌طور عمده در دامنهٔ ۱/۰۲ تا ۰/۷۳۳- قرار می گیرد، می توان ادعا کرد اثر همبستگی تاریخی بر ریسک سیستماتیک ازلحاظ اقتصادی چشمگیر است. با احتساب سایر عوامل اصلی ریسک نظیر ارزش، اندازه و مومنتوم در الگوی (۵)، درصد سهام دارای رابطهٔ معنادار بین همبستگی و ریسک سیستماتیک با افزایش ناچیزی به ۱۵ تا ۲۷ می رسد. معناداری اقتصادی این اثر برابر با ۰/۹۸ و بالاتر از الگوی (۴) است. تأثیر همبستگی تاریخی با عامل اندازه بر بتای ۱۴ تا ۲۵ درصد سهام نمونه دارای اثر اقتصادی معادل ۰/۴۰۱ است. اثر همبستگی بازده با

عوامل ارزش و مومنتوم بر بتا به ترتیب در ۱۸ تا ۲۵ درصد و ۱۸ تا ۲۳ درصد سهام نمونه به لحاظ آماری معنادار است. اثر اقتصادی آنها به ترتیب برابر ۰/۶۴۵ و ۰/۸۲۴ است که با توجه به دامنهٔ بتای سهام، هر دو ضریب ازنظر اقتصادی معنادار است. در ستون آخر محدودیت الزام دست کم ۲۴ مشاهدهٔ جدول (۳) نتایج حاصل از احتساب عامل نقدشوندگی ملاحظه می شود. درصد سهام دارای رابطهٔ معنادار بین همبستگی تاریخی (با عامل بازار) و ریسک سیستماتیک بین ۶ تا ۱۸ درصد نمونه (پایین تر از الگوی ۴) و متوسط معناداری اقتصادی آن ۰/۸۷- است؛ بنابراین، اگرچه نتایج اصلی در صورت احتساب نقدشوندگی مانند قبل برقرار است، ضریب مدنظر ازلحاظ اقتصادی معنادار نیست. نسبت‌های مذکور در دوره‌های فرعی دستخوش تغییر شده و بین عوامل ریسک، همبسته است. کاهش معاملات غیرهمزمان شرکت‌های نمونه (با افزایش محدودیت دست کم ۲۴ مشاهده به ۳۲)، سبب کاهش معناداری اثر همبستگی بر ریسک سیستماتیک می شود. اثر معاملات غیرهمزمان بر ریسک غیرسیستماتیک، قوی‌تر از ریسک سیستماتیک است. طبق نتایج منعکس‌شده در جدول (۳) در صورت اعمال محدودیت‌ها در همهٔ محدودیت‌ها و در بیشتر زیردوره‌ها، علامت رابطهٔ مذکور منفی است؛ به‌طوری که برای نمونه اثر همبستگی با عامل بازار بر ریسک سیستماتیک ۱۶/۵ درصد سهام نمونه طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۳، منفی است و تنها ۲/۷ درصد سهام، اثر مثبت دارد؛ بنابراین، سهامی که در گذشته همبستگی بالایی با عامل بازار داشته است، احتمالاً ریسک سیستماتیک پایین‌تری دارد.

نتایج حاصل از بررسی تأثیر مستقیم همبستگی تاریخی با عوامل فراگیر بر بازده سهام در جدول (۴) ملاحظه می‌شود.

جدول (۴) نتایج حاصل از بررسی همبستگی بر میانگین بازده

متغیرها/ فواصل زمانی	γ_i^{MTT}	γ_i^{MTT-}	γ_i^{MTT}	γ_i^{MTT-}	γ_i^{SMB}	γ_i^{SMB-}	γ_i^{MML}	γ_i^{MML-}	γ_i^{MMD}	γ_i^{MMD-}	γ_i^{MTT}	γ_i^{MTT-}
	الگوی ۷		الگوی ۸								الگوی ۹	
الزام دست‌کم ۲۴ مشاهده												
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۱۷/۳	۸/۶	۲۳/۵	۱۶	۲۰/۵	۱۲/۸	۲۲	۱۳/۴	۲۱/۲	۱۲/۹	۱۶/۳	۱۰/۸
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۱۱/۷	۵/۱	۱۹/۱	۱۳/۲	۲۰	۱۲	۲۵/۲	۱۳/۷	۱۹/۴	۱۱/۶	۱۴/۲	۸/۹
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۸/۲	۴	۲۱/۲	۱۲/۷	۱۹/۷	۱۰/۶	۲۱/۳	۱۳/۱	۱۴/۳	۷/۱	۱۰/۱	۶/۲
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۲۲/۳	۱۱/۷	۲۱/۲	۱۴/۷	۱۵/۸	۹/۴	۲۰/۴	۱۴/۲	۲۰/۴	۱۱/۲	۱۹/۸	۱۲/۸
الزام دست‌کم ۲۸ مشاهده												
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۱۹/۸	۹/۸	۲۱	۱۷/۷	۲۲/۷	۱۳/۳	۲۴/۶	۱۱/۶	۲۲	۱۴/۷	۱۷/۱	۱۰
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۱۳/۱	۷/۳	۱۸/۴	۱۲/۸	۱۸/۱	۱۱/۲	۲۴	۱۳/۲	۱۸	۸/۴	۱۵/۷	۹/۹
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۸/۳	۴/۳	۲۱/۹	۱۳/۱	۱۹/۳	۱۰/۹	۲۲	۱۳/۵	۱۳	۶/۶	۱۰/۶	۶/۸
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۲۱/۹	۱۲/۳	۱۸/۸	۱۳/۳	۱۴/۷	۸	۱۷	۱۵/۳	۱۶/۹	۱۰/۲	۱۷/۷	۱۱/۳
الزام دست‌کم ۳۲ مشاهده												
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۱۶/۷	۸/۳	۲۲/۲	۲۰	۱۴/۶	۹/۷	۱۷	۱۲/۷	۱۸/۸	۱۲/۵	۱۷/۶	۹/۸
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۱۴/۱	۸	۱۶/۲	۱۱/۱	۱۴/۹	۱۰/۶	۲۳/۵	۱۴/۲	۱۶/۷	۷/۲	۱۵/۳	۹/۱
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۸/۶	۴/۶	۲۰/۸	۱۲/۲	۱۹/۱	۹	۱۹/۴	۱۲	۱۲/۷	۷/۲	۱۰/۱	۶/۷
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۲۰/۴	۱۰/۲	۱۶/۳	۱۴/۲	۱۴/۶	۸/۳	۱۴	۱۰	۱۴	۹/۸	۱۷	۱۱/۳

نتایج حاصل از برازش الگوهای (۷) تا (۹) که با توجه به شمارهٔ معادلات مرتبط در بخش روش شناسی شماره‌گذاری شده است، مبنی بر آزمون تأثیر همبستگی بر بازده سهام در جدول (۴) ملاحظه می‌شود. در صورت اعمال محدودیت الزام دست‌کم ۲۴ مشاهده و منظورکردن همبستگی با عامل بازار، فراوانی سهام دارای رابطهٔ معنادار همبستگی تاریخی با میانگین بازده، بین ۸ تا ۲۲ درصد است. اثر اقتصادی رابطهٔ مذکور حدود ۰/۴۳۵ است که در مقایسه با انحراف معیار بازده (۰/۱۴۵) و میانگین بازده (۰/۹) ازنظر اقتصادی چشمگیر است. چنانکه همبستگی با عوامل بازار، اندازه، ارزش و مومنتوم در نظر گرفته شود، درصد سهام دارای رابطهٔ معنادار بین همبستگی تاریخی با عامل بازار و میانگین بازده به ۱۹ تا ۲۳ درصد، برای همبستگی با عامل اندازه به ۱۵ تا ۲۰ درصد، برای همبستگی با عامل ارزش به ۲۰ تا ۲۵ درصد و برای همبستگی با عامل مومنتوم به ۱۴ تا ۲۱ درصد می‌رسد. اثر اقتصادی همبستگی‌ها به ترتیب برای عامل بازار ۰/۷۲۵، برای عامل اندازه ۰/۳۶، برای عامل ارزش ۰/۴۷۸ و برای عامل مومنتوم معادل ۰/۳۶۲ است که نشان‌دهندهٔ معناداری این ضرایب ازلحاظ اقتصادی است. برای رسیدن به اطمینان از قوت نتایج، اثر نقدشوندگی در الگوی (۸) منظور می‌شود. در این صورت، اثر همبستگی تاریخی با عامل بازار بر میانگین بازده ۱۰ تا ۲۰ درصد سهام نمونه ازنظر آماری معنادار است. اثر اقتصادی رابطهٔ اخیر برابر با ۰/۳۵۳ است که معنادار است. همبستگی بازده با عوامل فراگیر بر حدود ۲۰ درصد از بازده سهام موجود در بازار تأثیر می‌گذارد. بدین ترتیب، می‌توان از تغییرات همبستگی تاریخی با عوامل فراگیر ارزش، اندازه، مومنتوم و بازار برای پیش‌بینی میانگین بازده سهام استفاده کرد. همان طور که از نتایج منعکس‌شده در جدول (۴) مشخص است، در بیشتر موارد رابطهٔ مذکور منفی است؛ بنابراین، سهامی که در گذشته همبستگی بالایی با عوامل فراگیر داشته است، احتمالاً بازده پایین تری دارد.

نتایج حاصل از آزمون تأثیر همبستگی بر رابطهٔ بازده - ریسک غیرسیستماتیک[1] در جدول (۵) ملاحظه می‌شود.

۱. فرضیه‌های الگوهای مالی کلاسیک مبنی بر تنوع‌بخشی کامل سبد و حذف کامل ریسک غیرسیستماتیک است؛ درنتیجه بازده سهام از ریسک غیرسیستماتیک تأثیر نمی‌گیرد؛ اما اگر نتوان سبد را به علت موانع بازار متنوع کرد، ریسک غیرسیستماتیک بر قیمت تعادلی دارایی تأثیر می‌گذارد. نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش‌ها در این زمینه متضاد است. برخی پژوهشگران معتقدند بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده رابطه وجود ندارد، برخی عقیده دارند رابطهٔ بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده، مستقیم است و برخی رابطهٔ این دو متغیر را معکوس می‌دانند.

جدول (۵) نتایج حاصل از بررسی تأثیر همبستگی بر رابطهٔ بازده - ریسک غیرسیستماتیک

متغیرها/ فواصل زمانی	الگوی ۱۰		الگوی ۱۱		الگوی ۱۲		الگوی ۱۳		الگوی ۱۴	
	δ_i	$\bar{\delta_i}$	δ_i	$\bar{\delta_i}$	δ_i	$\bar{\delta_i}$	δ_i	$\bar{\delta_i}$	δ_i	$\bar{\delta_i}$
الزام دست‌کم ۲۴ مشاهده										
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۹	۷	۸	۴/۳	۱۲	۶/۷	۲۰	۱۰/۶	۱۱	۵/۲
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۲۶	۱۵	۱۵	۸/۱	۱۰	۴/۶	۲۶	۱۳/۹	۱۱	۴/۱
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۲۶	۱۶/۴	۱۱	۸/۴	۱۵	۸/۹	۲۰	۱۲/۵	۱۶	۱۰/۷
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۱۹	۹/۸	۱۹	۱۰/۲	۱۱	۸/۲	۱۰	۷/۷	۱۱	۸/۴
الزام دست‌کم ۲۸ مشاهده										
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۱۱	۸	۷	۴/۱	۱۲	۶/۸	۱۸	۱۲/۲	۱۱	۸/۳
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۲۶	۱۴/۹	۱۶	۹	۱۰/۴	۵/۹	۲۶	۱۳/۶	۱۲	۵/۷
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۲۵	۱۴/۷	۱۲	۸/۹	۱۳/۸	۸/۶	۲۰	۱۱/۷	۱۵	۱۱/۳
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۲۰	۱۲/۵	۱۸	۹	۱۱	۷/۵	۹	۶/۱	۱۵	۱۱/۱
الزام دست‌کم ۳۲ مشاهده										
۱۳۸۵-۱۳۸۷	۹	۴/۳	۸	۳/۷	۸	۳/۹	۱۷	۸/۳	۸	۵/۶
۱۳۸۸-۱۳۹۰	۲۶	۱۴/۳	۱۶	۱۰/۱	۹/۴	۷/۲	۲۷	۱۳/۳	۱۴	۸/۲
۱۳۹۳-۱۳۹۱	۲۳	۱۴/۶	۱۲	۸/۷	۱۴/۸	۹/۲	۱۹	۱۱/۷	۱۵	۱۱/۴
۱۳۸۵-۱۳۹۳	۲۴	۱۵/۵	۲۲	۱۰/۸	۱۶	۱۰/۵۲	۷	۴/۵	۱۷	۱۱/۱

جدول (۵) شامل نتایج حاصل از برازش الگوهای (۱۰) تا (۱۳) است که با توجه به شمارهٔ معادلات مرتبط در بخش روش‌شناسی شماره‌گذاری شده است و بر آزمون تأثیر همبستگی بر رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در چهارچوب الگوی گارچ مبتنی است. ستون اول جدول (۵) (الگوی (۱۰)) نشان دهندهٔ درصد سهامی است که متضمن رابطهٔ معنادار بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام است. در دو ستون بعدی، همبستگی تاریخی با عامل بازار (الگوی ۱۱)، عوامل مومنتوم، ارزش، اندازه و بازار (الگوی ۱۲) منظور شده است. الگوی (۱۳) همان الگوی (۱۰) به علاوهٔ عامل نقدشوندگی است. لحاظ کردن عامل نقدشوندگی در الگوی (۱۱) نیز در قالب الگوی (۱۴) نمایان می‌شود. اگر همبستگی تاریخی قادر به تبیین رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام باشد، باید در صورت لحاظ کردن همبستگی با عوامل فراگیر در الگوها، نسبت سهام دارای رابطهٔ معنادار بین ریسک و بازده کاهش یابد؛ برای مثال، درصد سهام دارای رابطهٔ معنادار ریسک غیرسیستماتیک و بازده زیر الگوی (۸) باید پایین تر از الگوهای (۱۱) و (۱۲) باشد. الگوهای (۱۳) و (۱۴) نشان‌دهندهٔ تحلیل قوت نتایج نسبت به نقدشوندگی است. تصریح معادلهٔ الگوی (۱۳) همانند الگوی (۱۰) است؛ با این تفاوت که ریسک نقدشوندگی در معادلهٔ میانگین الگوی (۱۳) لحاظ شده است. الگوی (۱۴) ماحصل افزودن نقدشوندگی به الگوی (۱۱) است. در صورت قوت نتایج نسبت به ریسک نقدشوندگی، تفاوت بین الگوهای (۱۳) و (۱۴) باید مشابه تفاوت الگوهای (۱۰) و (۱۱) باشد. درصد سهام متضمن رابطهٔ معنادار بین ریسک

غیرسیستماتیک و میانگین بازده در صورت احتساب همبستگی تاریخی با عامل بازار کاهش می‌یابد؛ اما تفاوت آن اندک است (به نتایج الگوهای ۱۰ و ۱۱ توجه فرمایید). با ملحوظ کردن همبستگی تاریخی با عوامل بازار، اندازه، ارزش و مومنتوم (الگوی ۱۲)، احتمال معناداری رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک - بازده در کل دورهٔ زمانی کاهش می‌یابد. در الگوی (۱۴) افزودن همبستگی تاریخی با عامل بازار موجب شده است درصد سهام متضمن رابطهٔ معنادار ریسک غیرسیستماتیک و بازده طی دوره های فرعی، (نسبت به الگوی ۱۳) کاهش و طی کل دورهٔ زمانی افزایش یابد؛ بنابراین، نمی‌توان ادعا کرد همبستگی تاریخی با عوامل ریسک فراگیر مسبب رابطهٔ میانگین بازده و ریسک غیرسیستماتیک است؛ اما در برخی الگوها می‌توان اثر همبستگی را تأیید کرد.

نتایج حاصل از بررسی ویژگی های شرکتی بر رابطهٔ بین تغییرات همبستگی تاریخی با ریسک سهام برای محدودیت الزام دست کم ۲۴ مشاهده در جدول (۶) خلاصه شده است.

جدول (۶) بررسی اثر ویژگی‌های شرکت بر رابطهٔ همبستگی با ریسک‌های غیرسیستماتیک و سیستماتیک

ضریب تعیین	گردش سهام	سود هر سهم	اهرم	ارزش بازار/ ارزش دفتری	اندازه	مالکیت نهادی	عرض از مبدأ	ضریب گارچ	
(الف) اثر ویژگی‌های شرکتی بر رابطهٔ همبستگی - ریسک غیرسیستماتیک									
۰/۰۴	۰/۰۸	-۱۴×۱۰^{-۵}	-۰/۱۰	۰/۱۰	۹×۱۰^{-۱۵}	۰/۲۲	-۱/۴۶	ω_{i3}	(۱-۱)
۰/۰۱	۲۴۶۹۴۰**	-۲۱	-۱۶۷۱۰	۲۹۰۹	۲×۱۰^{-۹}	۱۴۲۱۱۴	-۷۶۷۰۳۲**	ω_{i3}	(۲-۱)
۰/۰۳	۰/۰۵	-۱۴×۱۰^{-۵}	-۰/۲۰	۰/۱۱	۱×۱۰^{-۱۴}	۰/۲۶	-۱/۴۴	ω_{i3}	(۳-۱)
۰/۰۳	۰/۱۰				۱×۱۰^{-۱۴}*		-۱/۳۳ ***	ω_{i3}	(۴-۱)
۰/۰۷	-۰/۳۶	۲۷۲×۱۰^{-۶}	-۲/۵۱*	۰/۰۸	-۲×۱۰^{-۱۴}	-۰/۰۵	۰/۳۲	ω_{i3}	(۲)
۰/۰۹	-۱/۳۰***	-۸۳×۱۰^{۶}	-۰/۲۰	-۰/۰۴	-۱×۱۰^{-۱۴}	-۰/۰۵	-۰/۷۰	ω_{i4}	
۰/۱۷	-۱/۷۳***	۲۲۱×۱۰^{-۶}	۰/۹۰	-۰/۰۸	-۱×۱۰^{-۱۳}	-۲/۰۴**	-۱/۰۸	ω_{i5}	
۰/۰۸	-۱/۱۶***	۶۷×۱۰^{-۶}	-۰/۶۷	-۰/۲۱	-۱×۱۰^{-۱۴}	-۰/۱۱	-۰/۲۶	ω_{i6}	
۰/۰۶	۰/۳۸	۲۶۲×۱۰^{-۶}	-۰/۸۲	-۰/۲۵	-۳×۱۰^{-۱۴}	۰/۳۸	-۱/۳۳	ω_{i3}	(۳)
(ب) اثر ویژگی‌های شرکتی بر رابطهٔ همبستگی - ریسک سیستماتیک									
۰/۰۹	-۰/۴۸	-۳۰۶×۱۰^{-۶}	-۰/۰۸	۰/۱۳	-۳×۱۰^{-۱۴}	۱/۰۱	-۲/۴۱**	$\beta_{i.1}^{MKT}$	(۱-۴)
۰/۰۴	-۱۶/۳۶	-۰/۰۱	۰/۴۲	۵/۶۷	-۱×۱۰^{-۱۲}	۳۰/۳۶	-۹۳/۴۶**	$\beta_{i.1}^{MKT}$	(۲-۴)
۰/۰۹	-۰/۴۹	-۳۲۵×۱۰^{-۶}	۰/۰۹	۰/۱۲	-۳×۱۰^{-۱۴}	۱/۰۳	-۲/۴۶**	$\beta_{i.1}^{MKT}$	(۴-۳)
۰/۰۵	۰/۲۹				۱×۱۰^{-۱۴}**		-۲/۶۲***	$\beta_{i.1}^{MKT}$	(۴-۴)
۰/۰۳	۰/۲۵	-۲×۱۰^{-۵}	۰/۲۱	-۰/۰۸	۲×۱۰^{-۱۵}	۰/۸۱	-۲/۳۸***	$\beta_{i.1}^{MKT}$	(۵)
۰/۰۳	-۰/۳۲	-۱۱×۱۰^{-۵}	۰/۴۲	۰/۰۲	۳×۱۰^{-۱۵}	۰/۱۹	-۱/۷۶**	$\beta_{i.2}^{MKT}$	
۰/۰۱	۰	-۸۲×۱۰^{-۶}	۰/۴۷	-۰/۰۳	۵×۱۰^{-۱۵}	-۰/۶۴	-۱/۷۲	$\beta_{i.3}^{MKT}$	
۰/۰۳	-۰/۴۷	-۹۱×۱۰^{-۶}	-۰/۲۹	۰	۸×۱۰^{-۱۶}	۱/۰۷	-۱/۷۲**	$\beta_{i.4}^{MKT}$	
۰/۰۷	-۰/۹۴**	-۴۳×۱۰^{-۵}	-۱/۴۵	۰/۰۱	-۱×۱۰^{-۱۴}	-۰/۱۵	-۰/۸۶	$\beta_{i.1}^{MKT}$	(۶)

* معناداری در سطح ۱۰٪ ** معناداری در سطح ۵٪ ***معناداری در سطح ۱٪

الگوهای منعکس در جدول (۶) برحسب شمارهٔ ذکرشده در بخش روش شناسی ارائه شده است. با این توضیح که الگوهای ۱-۱ و ۴-۱ با استفاده از رگرسیون لجستیک و الگوهای ۲-۱ و ۲-۴ با استفاده از رگرسیون توبیت برازش می‌شود. الگوی ۳-۱ و ۳-۴ نیز معیار اندازهٔ شرکت و ارزش دفتری کل دارایی‌هاست. در الگوی ۴-۱ و ۴-۴ تنها تأثیر ناشی از شفافیت اطلاعاتی بدون احتساب متغیرهای کنترل بررسی می‌شود. الگوهای اخیر آزمون قوتی است که بابت هم‌خطی احتمالی متغیرهای اصلی (اندازه و گردش سهام) با سایر متغیرهای کنترل انجام می شود. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد رابطهٔ به‌شدت معنادار مشخصی بین اندازهٔ شرکت و گردش سهام به‌منزلهٔ شاخص‌های شفافیت اطلاعاتی و احتمال مشاهدهٔ رابطهٔ ریسک غیرسیستماتیک-همبستگی شمردنی نیست؛ البته احتمال مشاهدهٔ رابطهٔ معنادار همبستگی و ریسک غیرسیستماتیک سهام با گردش پایین تر دور از انتظار نیست. رابطهٔ اخیر از سایر ویژگی‌های شرکتی تأثیر نمی گیرد. طبق نتایج منعکس در بخش «ب» جدول (۶) متغیر گردش سهام و اندازه به‌منزلهٔ شاخص‌های شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها در بیشتر الگوها هیچ گونه معناداری آماری ندارد؛ بنابراین، عدم شفافیت اطلاعاتی شرکت قادر نیست احتمال اثر معنادار همبستگی تاریخی بر ریسک سیستماتیک را تعیین کند.

نتایج و پیشنهادها

نتایج پژوهش نشان می دهد همبستگی تاریخی بازده با عوامل ریسک فراگیر نظیر مومنتوم، اندازه، ارزش و بازار قادر است بر ریسک غیرسیستماتیک، سیستماتیک و بازده سهام تأثیر بگذارد. شواهد به‌دست‌آمده نشان دهندهٔ رابطهٔ معکوس همبستگی تاریخی با ریسک غیرسیستماتیک، سیستماتیک و بازده سهام است و یافتهٔ وازلوبنیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) را به چالش می کشد. آنها نشان دادند ریسک غیرسیستماتیک و سیستماتیک یک‌سوم سهام موجود در بازار از همبستگی تاریخی با عوامل فراگیر تأثیر می گیرد و این رابطه به‌طور معمول، مثبت است؛ یعنی سهامی که در گذشته با عوامل ریسک بازار همبستگی بالایی داشت، ریسک بالاتری دارد و میانگین بازده سهام به طور مستقیم از همبستگی تاریخی تأثیر نمی‌گیرد. باید توجه داشت ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک به‌طور معمول، از منظر الگوهای قیمت گذاری دارایی سنجیده می شود. بدیهی است در این صورت، اعتبار الگوی قیمت گذاری به طور تلویحی پذیرفته می‌شود و سنجه‌های ریسک در چهارچوب آن تعیین می‌شود. بحث اعتبار الگوهای قیمت‌گذاری یکی از چالش‌های دانش مالی است و نمی‌توان ادعا کرد بازده دارایی و عوامل تبیین کنندهٔ آن به‌طور صحیح در این الگوها لحاظ شده است. این مسئله به‌ویژه در بازارهای در حال توسعه‌ای نظیر ایران صدق می‌کند. نکتهٔ دیگری که دربارهٔ ریسک غیرسیستماتیک مطرح است، جایگاه تنوع بخشی در سبد سرمایه گذاران بورس اوراق بهادار تهران است. طبق آمار شرکت سپرده‌گذاری مرکزی، سبد حدود ۶۷ درصد سرمایه‌گذاران طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ تنها شامل یک سهم بوده است. حال آنکه تنها حدود ۵ درصد سرمایه گذاران سبدی متشکل از ۴ سهم یا بیشتر دارند. این امر می‌تواند جایگاه متفاوتی برای قیمت گذاری ریسک مذکور ایجاد کند و مستلزم پژوهش‌های بیشتری است. براساس نتایج ارائه‌شده و در تأیید وازلوبنیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) نمی‌توان ادعا کرد همبستگی‌های

تاریخی با عوامل فراگیر به روشن‌شدن رابطهٔ میانگین بازده و ریسک غیرسیستماتیک کمک می‌کند. شواهدی مبنی بر وجود ارتباط بین همبستگی تاریخی شرکت‌های با شفافیت اطلاعاتی پایین‌تر و ریسک غیرسیستماتیک یافت نشد. رابطهٔ بین همبستگی تاریخی بازده با عوامل فراگیر و ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌های با گردش سهام پایین‌تر ازنظر آماری معنادار است؛ به عبارت دیگر، همبستگی تاریخی بر ریسک غیرسیستماتیک اینگونه شرکت‌ها اثر قوی‌تری دارد. یافته‌های به‌دست‌آمده نشان داد احتمال مشاهدهٔ رابطهٔ معنادار همبستگی و ریسک غیرسیستماتیک سهام با گردش پایین‌تر دور از انتظار نیست؛ اما این ارتباط برای شرکت‌های کوچک‌تر متصور نیست؛ در حالی که وازلوبنیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) نشان دادند بین همبستگی تاریخی و ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌های کوچک‌تر رابطهٔ معناداری برقرار است. نتایج به‌دست‌آمده دربارهٔ رابطهٔ همبستگی تاریخی و ریسک سیستماتیک، یافته‌های وازلوبنیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) را به چالش می‌کشد؛ زیرا آنها نشان دادند رابطهٔ همبستگی تاریخی و ریسک سیستماتیک شرکت‌های بزرگ‌تر با گردش سهام پایین‌تر به‌لحاظ آماری معنادار است. این امر ممکن است ناشی از این واقعیت باشد که اندازهٔ شرکت شاخص مناسبی برای شفافیت اطلاعاتی نباشد. این مسئله می‌تواند در پژوهش‌های بعدی به‌طور دقیق‌تری بررسی شود. نتایج این پژوهش دربارهٔ تأثیر همبستگی تاریخی بر میانگین بازده تأییدکنندهٔ نتایج بالی و انگل (۲۰۱۰) و کریشنان و همکاران (۲۰۰۹) است و نشان می‌دهد همبستگی تاریخی به‌صورت منفی قیمت‌گذاری شده است. لزوم بهینه‌سازی سبد برای همهٔ فعالان بازار به‌ویژه سرمایه‌گذاران نهادی اهمیت زیادی دارد. تحلیل ایستای سبد بدون درنظرگرفتن تغییرات همبستگی در طی زمان می‌تواند سرمایه‌گذاران را در معرض خطر قرار دهد. تغییرات همبستگی بازده دارایی‌ها بدون بررسی لزوم تجدید ساختار سبد سبب می‌شود ریسک سبد دستخوش تغییر شود و موازنهٔ بازده - ریسک از حالت تعادل خارج شود. این امر ممکن است در شرایط افت بازار، زیان‌های زیادی به سرمایه‌گذاران تحمیل کند؛ بنابراین، توصیه می‌شود جایگاه پویایی ساختار همبستگی در بهینه‌سازی سبد مدنظر قرار گیرد.

منابع فارسی

۱- باقرزاده، ح. سالم، ع. (۱۳۹۴). رابطهٔ بین‌دوره‌ای ریسک و بازده با استفاده از همبستگی‌های شرطی پویا و تغییرات زمانی بتا، *فصل نامه مالی دانشگاه تهران*، (۱)۱۷: ۲۰-۱.

۲- راعی، ر.؛ فرهادی، ر. و شیروانی، ا. (۱۳۹۰). رابطه در گذر زمان بین بازده و ریسک. شواهدی از الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه ای در گذر زمان، .*(ICAPM) چشم انداز مدیریت و حسابداری*، ۲، ۱۴۰-۱۲۵

۳-پاکیزه، ک. (۱۳۸۹). تاطم و بازده بازار: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و بورس های بین الملل، *فصل نامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، (۲)۱، ۲۰-۱.

۴-امیری، ش.؛ همایون‌فر، م.؛ کریم‌زاده، م. و فلاحی؛ م. (۱۳۹۴). بررسی همبستگی پویا بین دارایی‌های عمده در ایران با استفاده از روشDCC-GARCH ، *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*. (۲)۱۵، ۲۰۱-۱۸۳.

correlations. *International Review of Economics & Finance*, 42, 186-201.

[12] Bertero, E., & Mayer, C. (1990). Structure and performance: Global interdependence of stock markets around the crash of October. *European Economic Review*, 34 (6), 1155-1180. https://Doi.org/10.1016/0014-2921(90)90073-8.

[13] Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31 (3), 307–327. https://Doi.org/10.1016/0304-4076(86) 90063-1.

[14] Bollerslev, T., Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of Political Economy*, 96 (1), 116–131. Doi:10.1086/261527.

[15] Brandt, M. W., Brav, A., Graham, J. R., & Kumar, A. (2010). The idiosyncratic volatility puzzle: Time trend or speculative episode? *Review of Financial Studies*, 23, 863-899.

[16] Brown, G., & Kapadia, N. (2007). Firm-Specific risk and equity market development. *Journal of Financial Economics*, 84, 358-388. https://Doi.org/10.1016/j.jfineco.2006. 03.003.

[17] Buraschi, A., Kosowski, R., & Trojani, F. (2011). When there is no place to hide: Correlation risk and the cross-section of hedge fund returns, (Working paper). Available at: http://efa2011.efa-online.org/fisher.osu.edu/blogs/efa2011/files/APE_9_3.pdf. https://Doi.org/10,1111/ j.1540-6261,.2009,.01533.x.

[18] Cao, C., Simin, T., & Zhao, J. (2008). Can growth options explain the trend in idiosyncratic risk? *Review of Financial Studies*, 21 (6), 2599–2633. https://Doi.org/10.1093/rfs/hhl039.

[19] Cao, X., & Xu, Y. (2010). Long-run idiosyncratic volatilities and cross-sectional stock returns. University of Texas at Dallas. (Working Paper). Available at: https://ssrn.com/abstract=1569945 or http://dx.Doi.org/10.2139/ssrn.1569945.

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

References

[1] Acharya, V., & Pedersen, L. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77 (2), 375–410. Doi: 10.1016.

[2] Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 31–56. Doi=10.1.1.145.9505&rep=rep1& type=pdf.

[3] Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid–ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17, 223–249. Doi.org/10.1016/0304-405X (86)90065-6.

[4] Amiri, S., Homayounifar, M., Karimzadeh, M., & Falahi, M. A. (2015). Examination of dynamic correlation between major assets in Iran by DCC-GARCH approach. *Quarterly Journal of Economic Research*, 15 (2), 183-201. (in persian).

[5] Andresen, T., & Hansen, P. R. (2010). Asymmetric Sorrelation of Stock Portfolios Evidence from the Danish Market. (Master Thesis), Copenhagen Business School.

[6] Ang, A., & Bekaert, G. (2002). International asset allocation with regime shifts. *Review of Financial Studies*, 15, 1137-1187. https://Doi.org/10.1093/rfs/15.4.1137.

[7] Ang, A., & Chen, J. (2002). Asymmetric correlations of equity portfolios. *Journal of Financial Economics*, 63, 443–494. https://Doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00068-5.

[8] Ang, A., Chen, J., & Xing, Y. (2006). Downside risk. *Review of Financial Studies*, 19, 1191-1239. DOI: 10.4236/jmf.2018. 81011.

[9] Bagherzadeh, H., & Salem, A. (2015). The intertemporal relationship between risk and return with dynamic conditional correlation and time-varying beta. *The Journal of Financial Research*, 17 (1), 1-20. (in persian).

[10] Bali, T. G., & Engle, R. (2010). The intertemporal capital asset pricing model with dynamic conditional correlations. *Journal of Monetary Economics*, 57 (4), 377-390. Doi: 10.1016/j.jmoneco.2010.03. 002.

[11] Barunik, J., Koˇcenda, E., & V´acha, L. (2016). Gold, oil and stocks: Dynamic

Empirical Finance, 15, 481–502. https://Doi.org/10.1016/j.jempfin.2007.06.002.

[32] King, M., & Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, 3, 5-33. http://dx.Doi.org/10.,1093/rfs/3,1,5.

[33] Koch, P. D. & Koch, T. W. (1991). Evolution in dynamic linkages across national stock indexes. *Journal of International Money and Finance*, 10, 231-251. https://Doi.org/10.1016/0261-5606(91)90037.

[34] Krishnan, C., Petkova, R., & Ritchken, P. (2009). Correlation risk. *Journal of Empirical Finance*, 16, 353–367.

[35] Lee, S. C., Lin, C. T., & Yang, C. K. (2011). The asymmetric behavior and procyclical impact of asset correlations. *Journal of Banking & Finance*, 35, 2559–2568. http://dx.Doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.02.014.

[36] Longin, F., & Solnik, B. (2001). Correlation structure of international equity markets during extremely volatile periods. *Journal of Finance*, 56, 649-676. DOI: 10.1111/0022-1082.00340.

[37] Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2003). Investigating the behavior of idiosyncratic volatility. *Journal of Business*, 76, 613-644. DOI: 10.1086/377033.

[38] Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7 (1), 77-91. DOI: 10.4236/am.2012.330210.

[39] Merton, R. C. (1973). An intertemporal asset pricing model. *Econometrica*, 41, 867-887. https://Doi.org/10.1016/0304-405X(79)90016-3.

[40] Oztek, M., & Ocal, N. (2017). Financial crises and the nature of correlation between commodity and stock markets. *International Review of Economics & Finance*, 48, 56-68.

[41] Pakizeh, K. (2011). Volatility and Return (Empirical Evidence from Tehran and International Stock Exchanges). *Journal of Economic Modeling Research*, 1 (2), 1-20. (in persian).

[42] Pastor, L., & Stambaugh, R. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111 (3), 642–685. http://dx.Doi.org/10.1086/374184.

[21] Dennis, P., & Strickland, D. (2004). The determinants of idiosyncratic volatility. (Working paper). Available at: http://media.terry.uga.edu/documents/finance/strickland.pdf. Doi/abs/10.1111/j.1540-6261. 2009.01467.x.

[22] Driessen, J., Maenhout, P. J., & Vilkov, G. (2009). The price of correlation risk: Evidence from equity options. *The Journal of Finance*, 64 (3), 1377–1406.

[23] Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50 (4), 987–1007. DOI: 10.2307/1912773.

[24] Engle, R. F. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339–350.Doi/abs/10.1198/0735001022886 18487.

[25] Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56. Doi=10.1.1.139.5892&rep=rep1&type=pdf.

[26] Fama, E. F., & French, K. R. (2004). New lists: Fundamentals and survival rates. *Journal of Financial Economics*, 73 (2), 229-269. https://Doi.org/10.1016/j.jfineco.2003.04.001.

[27] Fama, E., & MacBeth, J. (1973). Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81, 607-636. Doi/abs/10.1086/260061.

[28] Goetzmann, W., Li, L., & Rouwenhorst, G. (2005). Long term global market correlations. *Journal of Business*, 78, 1-38. DOI: 10.1086/426518.

[29] Hong, Y., Tu, J., & Zhou, G. (2007). Asymmetries in stock returns: Statistical tests and economic evaluation. *Review of Financial Studies*, 20 (5), 1547–1581. DOI: 10.1093/rfs/hhl037.

[30] Huang, W., Liu, Q., Rhee, S., & Zhang, L. (2010). Return reversal, idiosyncratic risk and expected returns. *The Review of Financial Studies*, 23 (1), 147-168.

[31] Kallberg, J., & Pasquariello, P. (2008). Time-series and cross-sectional excess comovement in stock indexes. *Journal of*

[43] Raei, R., Farhadi, R., & Shirvani, A. (2012). Relation of return and risk in pass of time: Evidence from Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Journal of Financial Management Perspective*, 2, 125-140. (in persian).

[44] Vozlyublennaia, N., & Meshcheryakov, A. (2014). Dynamic correlation structure and security risk. *Journal of Economics and Business*, 73, 48-64. http://dx.Doi.org/10.1016/j.jeconbus.2014.01. 003.

[45] Wei, S., & Zhang, C. (2006). Why did individual stocks become more volatile? *Journal of Business*, 79 (1), 259–292. DOI: 10.1086/497411.

[46] www.codal.ir

[47] www.tsetmc.com

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی