

Dynamic Correlation Structure; Securities Risk and Return

Maryam Davallou^{1*}, Marzieh Khosravi²

1- Assistant Professor of Financial Management, School of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

ma_davallou@yahoo.com

2- MSc of Financial Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

khosravi.mz@gmail.com

Abstract

Modelling dynamic nature of covariance of assets return almost always is a challenging area of finance. Econometrics models just pay attention to variance behavior in pass of time, however, core of numerous finance models need the analysis of the total covariance structure of returns. 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 composed of 148 listed firms in Tehran Stock Exchange is examined during 2003 to 2014. GARCH framework is used for testing this claim. According to the results of this research, 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 idiosyncratic 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، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

ma_davallou@yahoo.com

۲- کارشناس ارشد، گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

khosravi.mz@gmail.com

چکیده

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 به دلیل 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. به همین منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۴۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۲ بررسی و برای آزمون روابط ذکر شده از الگوی گارچ استفاده شده است. براساس نتایج به دست آمده، سهامی که در گذشته با عوامل فراگیر بازار (مومنتوم، بازار، اندازه، ارزش) همبستگی بالایی داشته است، ریسک سیستماتیک، غیرسیستماتیک و بازده پایین تری دارد. احتمال مشاهده رابطه معنادار همبستگی و ریسک غیرسیستماتیک سهام با گردش پایین تر (شاخص شفافیت اطلاعاتی) دور از انتظار نیست؛ اما این ارتباط برای شرکت‌های کوچک تر تصور نمی‌شود.

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

* نویسنده مسؤول

مقدمه

سال هاست که در ادبیات مالی بر پویایی (تغییر) ساختار همبستگی بازده اوراق بهادار تأکید شده است^۱ (آننگ و بکائرت^۲، ۲۰۰۲؛ آننگ 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 الگوهای که بر تغییرات طی زمان واریانس بازده سهام تأکید کردند، الگوی آرچ^۹ (انگل^{۱۰}، ۱۹۸۲) و نسخه تعمیم یافته 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 گذشته خود و مجذور جزء اخلاص گذشته تعیین می شود. رفتار مذکور را می توان با ورود تصادفی اطلاعات توضیح داد که سبب وابستگی زمانی واریانس بازده می شود؛ اما بسیاری از الگوهای اصلی مالی از جمله الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) و الگوی قیمت گذاری آریتراز (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، نسخه های متعددی از الگوهای گارچ چندمتغیره ارائه شده است؛ اما مشکل عمده بیشتر این الگوها، نیاز به برآورد تعداد زیادی پارامتر است. کاهش تعداد پارامترها ممکن است به روش های

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

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

مختلفی صورت گیرد؛ روش هایی مانند اعمال محدودیت های معین در الگو شامل فرض انباشتگی^{۱۳} کوواریانس ها، استفاده از شروط گشتاوری اضافی در تابع درست نمایی شرطی مرتبه اول یا تحمیل ساختار عاملی بازده در چهارچوب آرچ عاملی^{۱۴}. الگوهای آرچ عاملی با اقبال ویژه ای روبه رو شد؛ زیرا طبق الگوهای اصلی قیمت گذاری دارایی نظیر الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و الگوی قیمت گذاری آریتراز، بازده اوراق بهادار تابع خطی عوامل ریسک است. اگر ساختار کوواریانس بازده در واقعیت تابع الگوهای از پیش تصریح شده مذکور نباشد، مزیت کاهش تعداد پارامتر این الگوها به هزینه 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 یافته تجربی نشان می دهد ریسک نسبی بازده در حال تغییر است و این امر به طور کامل در الگوهای فعلی گارچ منظور نمی شود؛ به همین دلیل، وازلونبیا 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 به منزله نهاده ورودی الگوی گارچ استفاده کرده اند. 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 هزینه خطای

13. Integrated

14. Factor ARCH Framework

15. Vozlyublennaia & Meshcheryakov

16. Dynamic Correlation Structure of Returns

۱۷. به جای همبستگی زوجی سهام، بر همبستگی سهام با عوامل ریسک بازار

تأکید می شود؛ زیرا این کوواریانس از نظر سرمایه گذاران برای تعریف ریسک

سیستماتیک مربوط تر است.

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

به علاوه، به جای همبستگی زوجی اوراق بهادار از همبستگی اوراق بهادار انفرادی با عوامل ریسک فراگیر استفاده شده است؛ زیرا ریسک سیستماتیک که برای سرمایه گذاران مربوط تر است، براساس این کوواریانس ها تعریف می شود.

مبانی نظری

بالغ بر ۶۰ سال پیش، وقتی مارکوویتز^۱ (۱۹۵۲) با طرح نظریه جدید سبد برای نخستین بار راهکار تعیین سبد بهینه را ارائه کرد، تحقق دو فرض متضاد ریسک گریزی و سیری ناپذیری را با معرفی مفهوم تنوع بخشی امکان پذیر دانست. کارکرد اصلی تنوع بخشی زمانی حاصل می شود که به همبستگی بین بازده دارایی ها توجه شود. سرمایه گذاران عقلایی هنگام تشکیل سبد در پی دارایی هایی هستند که همبستگی پایین تری داشته باشند تا بدین طریق، حداکثر منافع تنوع بخشی حاصل شود. نکته مهم آن است که از دیدگاه سرمایه گذاران، تنوع بخشی تنها در بازارهای نزولی مطلوب است؛ زیرا همبستگی بالاتر در شرایط صعودی سبب افزایش قیمت دارایی ها و رشد ارزش

تخمین تمام شود؛ زیرا کوواریانس ها باید برآورد شود. برای بیرون رفتن از این مسئله، از برآورد غلتان استفاده می شود تا نسبت به بزرگی اندازه 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 می شود سرمایه گذاران به ویژه در شرایط رکود قادر به حذف ریسک غیرسیستماتیک نباشند. در این صورت، ریسک غیرسیستماتیک قیمت گذاری می شود.

سهامی که همبستگی بالایی با بازار (عوامل فراگیر ریسک) دارد، به احتمال بیشتری از شوک های 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 رابطه 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 می شود. از طرف دیگر، موجب می شود اثر شوک های 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. در نتیجه تأثیر تغییر همبستگی تاریخی بازده (با عوامل فراگیر ریسک) بر سهام با شفافیت اطلاعاتی پایین تر، طولانی تر است (وازلوبینا و مشچریاکف، ۲۰۱۴).

بر این اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه تغییرات همبستگی بازده سهام با ریسک سیستماتیک،

است که سرمایه‌گذاران بابت اینگونه دارایی‌ها پاداش بالاتری مطالبه می‌کنند؛ بنابراین، بازده موردانتظار دارایی‌های مذکور بالاتر از بازده موردانتظار برآورد شده طبق الگوهای نظیر الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. به همین دلیل، پژوهشگرانی مانند آننگ و همکاران (۲۰۰۶) یا هانگ، تو و ژو^۶ (۲۰۰۷) کاربرد الگوهای قیمت‌گذاری سنتی را در صورت وجود عدم تقارن همبستگی به چالش کشیدند (اندرسن و هانسن، ۲۰۱۰).

بولرسلو، انگل و وولدریج^۷ (۱۹۸۸) با بررسی ثابت ماتریس کوواریانس شرطی در طول زمان شواهدی ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد کوواریانس شرطی در طول زمان ثابت نبوده است و یکی از عوامل تعیین‌کننده صرف ریسک سهام است. لانجین و سولنیک^۳ (۲۰۰۱) با استفاده از نظریه ارزش آستانه‌ای، ساختار همبستگی بازارهای سهام بین‌المللی را در دوره‌های رونق و رکود بررسی کردند. آنها با استفاده از داده‌های پنج بازار سهام شامل ایالات متحده، بریتانیا، فرانسه، آلمان و ژاپن به شواهدی دست یافتند که نشان‌دهنده افزایش همبستگی بازده سهام در شرایط رکود و کاهش آن در شرایط رونق است. هانگ و همکاران (۲۰۰۷) از طریق آزمون عدم تقارن همبستگی بازده سهام نشان می‌دهند تغییرات مشترک بازده در شرایط رکود بیش از دوران رونق است. کریشنان و همکاران (۲۰۰۹) ادعا می‌کنند سرمایه‌گذاران 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 سرمایه‌گذاران به صورت صرف ریسک منفی در نظر گرفته می‌شود. این یافته نشان‌دهنده ترجیح

سبد می‌شود. این در حالی است که شواهد تجربی موجود، عکس این موضوع را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد همبستگی سهام در بازارهای نزولی نسبت به بازارهای صعودی بالاتر است. این بدان مفهوم است که در بازار نزولی همه دارایی‌های سبد با افت ارزش روبه‌رو می‌شود؛ در حالی که همبستگی پایین‌تر حاکم بر بازارهای صعودی به مفهوم آن است که بازده دارایی‌های سبد به صورت همزمان افزایش نمی‌یابد (اندرسن و هانسن^۱، ۲۰۱۰). شواهد ارائه‌شده توسط برخی پژوهش‌های تجربی نظیر گوئتزمن، لی و رونهورست^۲ (۲۰۰۵) نشان می‌دهد همبستگی در گذر زمان دستخوش تغییر شده است و این امر سبب تغییر منافع حاصل از تنوع‌بخشی می‌شود. به گمان لانجین و سولنیک^۳ (۲۰۰۱) و آننگ و بکائرت (۲۰۰۲) همبستگی بازده دارایی‌ها در شرایط بحران مالی افزایش می‌یابد. افزایش همبستگی بازده دارایی‌ها سبب کاهش منافع تنوع‌بخشی برای سرمایه‌گذاران و افزایش نوسان‌پذیری بازار می‌شود. اگر فرصت‌های تنوع‌بخشی در شرایطی کاهش یابند که بازار به شدت به آنها نیاز دارد، سرمایه‌گذاران درصدد مصون‌سازی در برابر این شرایط برمی‌آیند. اگر همبستگی بازده دارایی‌ها عامل ریسک سیستماتیک باشد، سرمایه‌گذاران تمایل دارند بابت اوراق بهاداری که در شرایط همبستگی بالا متضمن پرداخت‌های بالاتری است، صرف ریسک پردازند (کریشنان، پتکوا و ریچکن^۴، ۲۰۰۹). به عقیده آننگ، چن و زینگ^۵ (۲۰۰۶) نگرش سرمایه‌گذاران نسبت به سود و زیان با یکدیگر متفاوت است. در نتیجه، وجود همبستگی بالاتر دارایی‌ها در بازار نزولی به مفهوم آن

1. Andersen & Hansen
2. Goetzmann, Li & Rauwenhorst
3. Longin & Solnik
4. Krishnan, Petkova & Ritchken
5. Xing

6. Hong, Tu & Zhou

7. Wooldridge

بررسی کردند. آنها با استفاده از رویکرد فاما و مک ب^۵ مک ب^۵ (۱۹۷۳)، الگوی هشت عاملی تعمیم یافته فونگ فونگ - هسیه^۶ را با افزودن ریسک همبستگی آزمودند و نشان دادند صرف ریسک همبستگی، منفی و از نظر آماری معنا دار است. وازلونیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) رابطه بین تغییرات همبستگی با ریسک و میانگین بازده سهام را بررسی کردند. آنها اثر معنا دار تغییر همبستگی را بر ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک حدود یک سوم سهام بازار تأیید کردند. رابطه اخیر به طور معمول مثبت است؛ یعنی سهامی که همبستگی بالایی با عوامل ریسک بازار داشته باشد، ریسک آتی بالاتری دارد. بازده سهام به طور مستقیم از همبستگی تاریخی تأثیر نمی گیرد و به طور غیر مستقیم از طریق ریسک سهام متأثر می شود. بارونیک، کوسندا و وچا^۷ (۲۰۱۶) با استفاده از رویکرد موجک و سری زمانی، همبستگی پویای بین طلا، نفت و سهام را بررسی کردند. آنها نشان دادند یکی از ویژگی های غالب دوره بررسی شده، تغییر همبستگی است؛ اما پس از بحران سال ۲۰۰۸ همبستگی بین هر سه دارایی افزایش یافته است. اوزتک و اوکال^۸ (۲۰۱۷) برای پی بردن به ماهیت پویای همبستگی، به الگو سازی 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 بحران های مالی، منبع اصلی همبستگی بالای این دو بازار است.

باقرزاده و سالم (۲۰۱۵) نشان دادند دارایی هایی که با تلاطم شرطی بازار همبستگی بالایی دارد، بازده مورد انتظار پایین تری دارد. راعی، فرهادی و شیروانی

سرمایه گذاران به سرمایه گذاری در سهامی است که با افزایش همبستگی و کاهش مزایای تنوع بخشی روبه روست.

دریسن، مانهوت و ویلکو^۱ (۲۰۰۹) اثر شوک های همبستگی بازار سهام را بر بازده اختیار معامله بررسی کردند و نشان دادند ریسک همبستگی دارایی هایی که در زمان افزایش همبستگی عملکرد مناسبی دارد، سبب ایجاد بازده منفی می شود؛ زیرا افزایش همبستگی بازار سبب کاهش تنوع بخشی می شود. بالی^۲ و انگل (۲۰۱۰) با استفاده از الگوی همبستگی پویای شرطی انگل (۲۰۰۲) الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه ای شرطی مرتون^۳ (۱۹۷۳) را آزمون کردند. آنها در پی آزمون توان توضیحی بازده مورد انتظار سهام توسط کوواریانس شرطی، شواهدی مبنی بر وجود رابطه مثبت و معنادار بین متغیرهای اخیر یافتند. تا زمانی که فرصت های سرمایه گذاری تصادفی باشد، سرمایه گذاران برای مصون سازی تغییرات نامطلوب مجموعه فرصت های ممکن، سرمایه گذاری های خود را تعدیل می کنند. نتایج به دست آمده ضمن تأیید قیمت گذاری کوواریانس بازده سهام با عامل ارزش، نشان می دهد کوواریانس بازده سهام با عوامل مومنتوم و اندازه قیمت گذاری نمی شود. شواهد تجربی بسیاری نشان دهنده تغییرات طی زمان ریسک در بازارهای مالی است. از آنجا که تغییر نوسانات بازار منعکس کننده تغییر همبستگی و متوسط نوسانات سهام انفرادی است، در صورت قیمت گذاری ریسک کل بازار می توان استدلال کرد نوسانات سهام و ریسک همبستگی قیمت گذاری می شود. بوراسچی، کوسووسکی و تروجانی^۴ (۲۰۱۱) قیمت گذاری ریسک ریسک همبستگی را در صندوق های پوشش ریسک

5. Fama & MacBeth
6. Fung-Hsieh
7. Barunik, Kočenda, & Vácha
8. Öztek & Öcal

1. Driessen, Maenhout & Vilkov
2. Bali
3. Merton
4. Buraschi, Kosowski & Trojani

بر این اساس، متوسط تعداد شرکت‌های نمونه به ۱۴۸ رسید^۳. دوره زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ است. داده‌های مورد نیاز 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 داده اول از سایت رسمی شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و سایر داده‌ها 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.

پژوهش‌هایی نظیر کالبرگ و پاسکوآریلو (۲۰۰۸) و لی و همکاران (۲۰۱۱) نشان‌دهنده تغییر همبستگی بازده در گذر زمان است. الگوی گارچ چندمتغیره به منزله اولین الگوی ارائه شده برای احتساب تغییر رابطه بین دارایی‌ها، 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 رابطه بین دارایی‌ها از تحلیل کوواریانس بازده استفاده می‌کنند، 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 می‌شود. بدین مفهوم که از همبستگی بازده سهام با عوامل فراگیر ریسک به منزله نهاده ورودی الگوی

(۲۰۱۲) نشان دادند بتاها و کوواریانس‌ها در طول زمان متغیر است. رابطه در گذر 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، همایونی فر، کریم‌زاده و فلاحی (۲۰۱۵) همبستگی متغیر با زمان بین نفت، سکه و نرخ ارز را بررسی کردند. آنها با استفاده از داده‌های ماهانه 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 به‌دست آمده 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 رابطه 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 نشان‌دهنده وجود رابطه معکوس بین بازده و تلاطم است.

روش پژوهش

نمونه آماری پژوهش شامل همه شرکت‌های جامعه است که زیان‌ده نباشند^۱، جزء شرکت‌های مالی و سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و شرکت‌های هلدینگ نباشند^۲ و داده‌های مورد نیاز آنها در دسترس باشد.

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

۲. در بخشی از این پژوهش از متغیرهای بنیادین شرکت‌ها مانند اهرم مالی استفاده استفاده می‌شود. با توجه به تفاوت چشمگیر ساختار سرمایه شرکت‌های واسطه‌گری مالی و تفاوت چشمگیر نسبت‌های اهرمی این قبیل شرکت‌ها با شرکت‌های تولیدی، در صورت لحاظ کردن این شرکت‌ها در نمونه، مشاهدات

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.

که در آن R_{it} بازده اضافی سهام i در زمان t ، MKT_t بازده عامل بازار، SMB_t عامل اندازه، HML_t عامل ارزش فاما و فرنچ، UMD_t عامل مومنتوم کارهارت^۲ (۱۹۹۷)، h_{it} واریانس پسماند e_{it} که ریسک غیر سیستماتیک سهام i در دوره 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) می توان اثر همبستگی تاریخی بازده سهام با عامل بازار را بر ریسک غیر سیستماتیک (که با ω_{i3} اندازه گیری می شود) آزمود^۳. انتظار می رود سهامی که همبستگی بیشتری با بازار داشته است، ریسک غیر سیستماتیک 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 غیر سیستماتیک در نظر گرفته می شود.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + e_{it}$$

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

که در آن ω_{i4} ، ω_{i5} ، ω_{i6} اثر همبستگی بازده سهام به ترتیب با عامل اندازه، ارزش و مومنتوم را بر ریسک غیر سیستماتیک می سنجند. همبستگی های اخیر برای سرمایه گذاران اهمیت زیادی دارد؛ زیرا اندازه، ارزش و مومنتوم به منزله عوامل اصلی تعیین ریسک سیستماتیک پذیرفته شده است.

پژوهش هایی نظیر آمیهود و مندلسون^۴ (۱۹۸۶)، آمیهود (۲۰۰۲)، پاستور و استمبا^۱ (۲۰۰۳) و آچاریا و

گارچ استفاده و رابطه پویایی همبستگی با ریسک و میانگین بازده سهام بررسی می شود. همانند ازلوینیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) و فاما و فرنچ^۱ (۲۰۰۴) برای مشاهده تغییرات همبستگی و تأثیر آن بر ریسک و بازده در طول زمان، دوره زمانی پژوهش (۱۳۹۳ تا ۱۳۸۵) به سه دوره فرعی ۳ ساله ۱۳۸۷-۱۳۸۵، ۱۳۹۰-۱۳۸۸، ۱۳۹۳-۱۳۹۱ تقسیم می شود و آزمون های مرتبط به تفکیک هر یک از دوره های فرعی و کل دوره زمانی انجام می شود.

تأثیر همبستگی بر ریسک سیستماتیک، غیر سیستماتیک، میانگین بازده و رابطه ریسک غیر سیستماتیک - بازده هدف این مقاله بررسی تأثیر همبستگی تاریخی سهام انفرادی با عوامل ریسک فراگیر بر ریسک غیر سیستماتیک، ریسک سیستماتیک و میانگین بازده سهام است. از طرف دیگر، به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا اثر همبستگی تاریخی بر ریسک غیر سیستماتیک قادر به توضیح رابطه معماگونه ریسک غیر سیستماتیک و بازده سهام است یا خیر. آزمون موارد فوق در چهارچوب الگوی گارچ انجام می شود؛ زیرا امکان برآورد ریسک سیستماتیک/غیر سیستماتیک و رابطه بین همبستگی تاریخی و هر یک از انواع ریسک را در الگوی واحد فراهم می کند.

اثر همبستگی تاریخی بر ریسک غیر سیستماتیک: اثر همبستگی تاریخی بر ریسک غیر سیستماتیک در چهارچوب الگوی قیمت گذاری (۱) با پسماند $GARCH(1,1)$ آزمون می شود.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{i,t-1} + \omega_{i3} \rho_{i,t-1}^{MKT} \quad (1)$$

2. Carhart

۳. همبستگی تاریخی بازده سهام با ریسک بازار مهم ترین عامل ریسک سیستماتیک است؛ بنابراین، تأثیر آن بر ریسک غیر سیستماتیک به صورت مجزا در نظر گرفته می شود.

4. Amihud & Mendelson

1. Ferenc

اثر همبستگی بر ریسک سیستماتیک: می توان استدلال کرد سهامی که در گذشته با عوامل ریسک فراگیر همبسته بوده است، به احتمال زیادتری از شوک های همبستگی تأثیر می گیرد؛ 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 برآزش می شود.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i0}^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \beta_{i1}^{MKT} (MKT_t * \rho_{i,t-1}^{MKT}) + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{i,t-1} \quad (4)$$

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

تازمانی که ریسک سیستماتیک در گذر زمان تغییر کند، در صورت نادیده انگاشتن تغییر مذکور مسئله ناهمسانی واریانس بروز می کند. 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 می شود.

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 می شود.

پدرسن^۲ (۲۰۰۵) تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام را تأیید می کند؛ بنابراین، برای آزمون قوت نتایج نسبت به اثرات احتمالی تغییر نقدشوندگی، ریسک غیرسیستماتیک براساس پسماند الگوی پنج عاملی تعدیل شده با نقدشوندگی محاسبه می شود و اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک دوباره با استفاده از الگوی (۳) آزمون می شود.^۳

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \beta_i^{LIQ} LQT_t + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{i,t-1} + \omega_{i3} \rho_{i,t-1}^{MKT} \quad (3)$$

پس از برآزش هر یک از الگوهای (۱)، (۲) و (۳)، براساس تحلیل فراوانی ضرایب معنادار همبستگی (با عوامل فراگیر)، درباره رابطه ریسک غیرسیستماتیک و همبستگی تاریخی قضاوت می شود. معناداری اقتصادی اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک در هر یک از الگوهای مذکور، مانند وازلونیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) به صورت زیر محاسبه می شود:^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 شرکت هایی است که بین ریسک غیرسیستماتیک و همبستگی آنها رابطه معناداری برقرار است. این معیار، متوسط تغییرات ریسک سهام ناشی از همبستگی تاریخی را می سنجد و با واریانس بازده مقایسه می کند.

1. Pastor & Stambaugh
2. Acharya & Pedersen

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

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

همبستگی تاریخی آنها از نظر 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.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \gamma_i^{MKT} \rho_{i,t-1}^{MKT} + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{it-1}$$

(۷)

که در آن γ_i^{MKT} اثر همبستگی تاریخی (بازده سهام با عامل بازار) بر میانگین بازده سهام است. انتظار می‌رود 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.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \gamma_i^{MKT} \rho_{i,t-1}^{MKT} + \gamma_i^{SMB} \rho_{i,t-1}^{SMB} + \gamma_i^{HML} \rho_{i,t-1}^{HML} + \gamma_i^{UMD} \rho_{i,t-1}^{UMD} + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{it-1}$$

(۸)

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

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \beta_i^{LIQ} LQT_t + \gamma_i^{MKT} \rho_{i,t-1}^{MKT} + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{it-1}$$

(۹)

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i0}^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \beta_{i1}^{MKT} (MKT_t * \rho_{i,t-1}^{MKT}) + \beta_{i2}^{MKT} (MKT_t * \rho_{i,t-1}^{SMB}) + \beta_{i3}^{MKT} (MKT_t * \rho_{i,t-1}^{HML}) + \beta_{i4}^{MKT} (MKT_t * \rho_{i,t-1}^{UMD}) + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{it-1}$$

سؤالی که در الگوی (۵) آزمون می‌شود 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 در نظر گرفتن نقدشوندگی به منزلهٔ عامل ریسک فراگیر، الگوی (۶) برازش می‌شود.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i0}^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \beta_i^{LIQ} LQT_t + \beta_{i1}^{MKT} (MKT_t * \rho_{i,t-1}^{MKT}) + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{it-1}$$

(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:

$$\text{معناداری اقتصادی} = \frac{\sum |\beta_{i1}^{MKT} * MKT_t * \rho_{i,t-1}^{mkt}|}{N}$$

که در آن β_{i1}^{MKT} ضریب عامل ریسک بازار در الگوهای (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

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \delta_i \sqrt{h_{i,t-1}} + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{i,t-1} \quad (10)$$

بررسی اثر همبستگی تاریخی بر رابطه 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 مشاهده رابطه معنادار ریسک غیرسیستماتیک و میانگین بازده (معناداری δ_i) را کاهش می دهد یا خیر.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \delta_i \sqrt{h_{i,t-1}} + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{i,t-1} + \omega_{i3} \rho_{i,t-1}^{MKT} \quad (11)$$

با مقایسه الگوهای (۱۰) و (۱۱) می توان اثر همبستگی را بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک - بازده مشخص کرد. برای آزمون ثبات نتایج نسبت به سایر عوامل ریسک فراگیر شامل ارزش، اندازه و مومنتوم، الگوی (۱۲) برازش می شود.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \delta_i \sqrt{h_{i,t-1}} + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{i,t-1} + \omega_{i3} \rho_{i,t-1}^{MKT} + \omega_{i4} \rho_{i,t-1}^{SMB} + \omega_{i5} \rho_{i,t-1}^{HML} + \omega_{i6} \rho_{i,t-1}^{UMD} \quad (12)$$

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

ضریب مورد توجه در الگوی بالا همانند الگوی (۷) γ_i^{MKT} است؛ با این تفاوت که در معادله میانگین الگوی (۹) عامل نقدشوندگی لحاظ شده است^۱. معناداری اقتصادی اثر بر مبنای رابطه زیر محاسبه می شود. 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 $= \frac{\sum |\gamma_i^f \rho^f|}{N}$ که γ_i^f ضریب اثر همبستگی بر بازده (از رگرسیون های (۷)، (۸) و (۹))، ρ^f همبستگی بازده با عوامل فراگیر (مومنتوم، اندازه، ارزش و بازار) و N تعداد شرکت های دارای رابطه معنادار بین بازده سهام و همبستگی است.

اثر همبستگی تاریخی بر رابطه بازده - ریسک غیرسیستماتیک: شواهد تجربی مربوط به رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده، متناقض است. می توان استدلال کرد که ابهام رابطه ریسک غیرسیستماتیک - بازده ناشی از نادیده انگاشتن تأثیر پویایی همبستگی بر رابطه اخیر است؛ به سخن دیگر، اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک قادر به توضیح رابطه مبهم بازده و ریسک مذکور است. برای این منظور، ابتدا رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده از طریق الگوی (۱۰) بررسی می شود. در الگوی میانگین تحلیل مذکور از رویکرد گارچ استفاده می شود تا اثر ریسک غیرسیستماتیک به صورت مستقیم بر بازده سهام سنجد شود. این اثر توسط ضریب حساسیت δ_i اندازه گیری می شود. اثر همبستگی در الگوی (۱۰) منظور نمی شود.

۱. برای قضاوت درباره اثر همبستگی تاریخی بر میانگین بازده سهام از تحلیل فراوانی ضرایب معنادار استفاده می شود.

شرکت های دارای شفافیت اطلاعاتی پایین تر، به لحاظ آماری معنادار است. طولانی شدن انعکاس اطلاعات جدید در قیمت سهام شرکت های با شفافیت اطلاعاتی پایین تر، موجب می شود اثر شوک های همبستگی بر ریسک سهام طولانی تر شود. از آنجا که از اندازه و گردش سهام در بیشتر موارد به منزله معیار شفافیت اطلاعاتی استفاده می شود، انتظار می رود اثر همبستگی تاریخی بر ریسک سهام شرکت های بالاتر باشد که گردش سهام آنها پایین تر و اندازه آنها کوچک تر است. به گمان کائو، سیمین و ژائو^۲ (۲۰۰۸) می توان ریسک بالای سهام را ناشی از فرصت های رشد (که با نسبت B/M اندازه گیری می شود) دانست؛ زیرا مدیران تمایل دارند از این فرصت ها برای افزایش ارزش شرکت استفاده کنند. به عقیده براون و کاپادیا^۳ (۲۰۰۷) و دنیس و استریکلند^۴ (۲۰۰۴) اهرم مالی از طریق افزایش احتمال ورشکستگی سبب افزایش ریسک می شود. وی و ژانگ^۵ (۲۰۰۶) چنین استدلال می کنند که سود هر سهم بر ریسک سهام اثر می گذارد؛ زیرا سود عامل تعیین کننده بازده سهام شرکت است. مالکیل و ژو^۶ (۲۰۰۳) نشان می دهند سرمایه گذاران نهادی می توانند سبب افزایش ریسک سهام شوند. با توجه به تأیید رابطه ویژگی های شرکتی یاد شده با ریسک سهام، می توان استدلال کرد که ویژگی های مذکور قادرند بر رابطه 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 سرمایه گذاران نهادی کنترل می شود. این متغیرها در اصل به ریسک فعلی و گذشته شرکت مرتبط است که

نقدشوندگی، الگوی (۱۳) بدون اثر همبستگی برآورد می شود.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \beta_i^{LIQ} LQT_t + \delta_i^2 \sqrt{h_{i,t-1}} + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{it-1} \quad (13)$$

احتساب همزمان اثر نقدشوندگی و همبستگی از طریق الگوی (۱۴) انجام می شود:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + \beta_i^{LIQ} LQT_t + \delta_i^2 \sqrt{h_{i,t-1}} + e_{it}$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{it-1} + \omega_{i3} \rho_{i,t-1}^{MKT} \quad (14)$$

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

از جمله مشکلات بازارهای توسعه نیافته نظیر بورس اوراق بهادار تهران، وجود مسئله «معاملات غیرهمزمان» است. حذف شرکت هایی که تعداد معاملات آنها از حد معینی پایین تر باشد، از جمله راهکارهایی است که تأثیر این مسئله را کاهش می دهد. این رویه به پیروی از هوآنگ، لیو، ری و ژانگ^۱ (۲۰۱۰) در نظر گرفته شده است. از آنجا که الگوی معینی برای تعیین حداقل تعداد مشاهدات دوره تخمین وجود ندارد، سه محدودیت الزام حداقل ۲۴، ۲۸ و ۳۲ مشاهده ماهانه غیرصفر طی دوره تخمین ۳ ساله برای برآزش همه رگرسیونها به استثنای الگوی پاستور و استمبا (۲۰۰۳) اعمال می شود.

اثر وجود داشتن شفافیت اطلاعاتی بر رابطه همبستگی تاریخی و ریسک سهام: برخی شواهد

تجربی نشان می دهد اثر همبستگی تاریخی بر ریسک

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

1. Huang, Liu, Rhee & Zhang

ویژگی های شرکت به ویژه شفافیت اطلاعاتی بر احتمال مشاهده رابطه مثبت و معنادار بین همبستگی (بازده سهام با عوامل فراگیر) است و ریسک را اندازه گیری می کند. بدین مفهوم که هر یک از ویژگی های شرکت به چه میزان در بروز رابطه مثبت و معنادار بین ریسک سهام و همبستگی، اثر گذار است. علاوه بر این، برای بررسی اثر شفافیت اطلاعاتی بر شدت رابطه همبستگی تاریخی با ریسک سهام از رگرسیون توییت استفاده می شود. این رگرسیون شباهت بسیاری به رگرسیون لجستیک دارد؛ با این تفاوت که به جای استفاده از یک عدد گسسته به هنگام مثبت و معناداری ضریب مدنظر در الگوی گارچ، از اعداد پیوسته مرتبط استفاده می کند؛ اما در غیر این صورت، از همان عدد گسسته (۰) به منزله متغیر وابسته استفاده می کند. در الگوی لجستیک، تنها مثبت و معناداری ضریب الگوی گارچ اهمیت دارد؛ اما در الگوی توییت 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 رابطه همبستگی و ریسک غیرسیستماتیک، از ضریب برآوردی متغیر همبستگی در الگوی مذکور به منزله متغیر وابسته استفاده شده است و با احتساب ویژگی های شرکت به منزله متغیر مستقل، رگرسیون لجستیک (۳-۱) برازش می شود تا اثر هر یک از ویژگی های شرکت در مشاهده رابطه مثبت و معنادار بین ریسک غیرسیستماتیک و همبستگی سنجیده شود. متغیر وابسته رگرسیون لجستیک در صورت مثبت و معناداری ضریب حاصل از الگوی گارچ (۱) برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر است.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_t + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{UMD} UMD_t + e_{it} \quad (1)$$

$$h_{it} = \omega_{i0} + \omega_{i1} e_{i,t-1}^2 + \omega_{i2} h_{i,t-1} + \omega_{i3} p_{i,t-1}^{MKT}$$

به نوبه خود بخشی از همبستگی بررسی شده است. بنابراین، ویژگی های شرکتی ممکن است سبب رابطه بین همبستگی و ریسک شود؛ پس باید اثرات آن کنترل شود. برای بررسی اثر تغییرات همبستگی بر ریسک سهام با شفافیت اطلاعاتی پایین تر، باید تأثیر شفافیت اطلاعاتی بر رابطه همبستگی با ریسک بررسی شود. برای انجام این مهم، از رگرسیون لجستیک استفاده می شود که متغیر وابسته آن براساس علامت و معناداری رابطه 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. درباره ریسک سیستماتیک نیز به همین شیوه عمل می شود. متغیر های مستقل رگرسیون لجستیک شامل گردش سهام و اندازه به منزله شاخص های شفافیت اطلاعاتی شرکت است. اهرم مالی، سود هر سهم، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و درصد مالکیت اشخاص حقوقی به منزله متغیر های کنترل لحاظ می شوند^۱. ضرایب حاصل از رگرسیون های لجستیک نشان دهنده اثر هر یک از

۱. براندت، براو، گراهام و کومار (۲۰۱۰) نشان می دهند نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری بالاتر ممکن است نشان دهنده قیمت پایین تر بازار باشد. در این صورت سهام برای سفته بازان جذاب تر می شود و این امر سبب ریسک بالاتر می شود. این امر به مفهوم رابطه مثبت نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و ریسک غیرسیستماتیک است. مالکیت نهادی نشان دهنده میزان افشای اطلاعات و در نتیجه ریسک انتخاب نامناسب است؛ به طوری که هر چه میزان مالکیت نهادی بالاتر باشد، اطلاعات بیشتری منتشر می شود و ریسک انتخاب نامناسب کاهش می یابد. مالکان نهادی دسترسی بیشتری به اطلاعات دارند؛ بنابراین، هر چه سهم مالکیت نهادی بالاتر باشد، اطلاعات بهتر و بیشتر در قیمت سهم منعکس می شود و این امر سبب کاهش نوسانات سهم می شود. مالکیل و ژو (۲۰۰۳) نشان می دهند رشد سود مورد انتظار هر سهم، نوسانات غیرسیستماتیک را افزایش می دهد. به بیان کائو و ژو (۲۰۱۰) پروژه های ریسکی تر ظرفیت سودآوری بالاتری دارد؛ بنابراین، مشاهده رابطه مثبت سودآوری و ریسک غیرسیستماتیک بعید نیست. به همین دلیل، متغیر های مذکور ممکن است بر احتمال مشاهده ارتباط معنادار بین همبستگی تاریخی و ریسک مؤثر واقع شود؛ بنابراین، اثر آن کنترل می شود.

(۱-۱) $d_1=1$ و $d_2=0$ و اگر سهام در زیردوره دوم باشد:

(۱-۲) $d_1=0$ و $d_2=1$ و در نهایت اگر سهام در زیر دوره سوم

باشد: $d_1=0$ و $d_2=0$ است. متغیرهای پژوهش حاضر

به شرح جدول (۱) محاسبه و اندازه گیری می شود. (۱-۴)

جدول (۱) نحوه اندازه گیری متغیرها

نام متغیر	نحوه 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 می شود و برای به دست آوردن بازده اضافی، نرخ بدون ریسک از آن کسر می شود.
بازده بدون ریسک (r_f)	نرخ سود اوراق مشارکت بانک مرکزی به منزله نرخ بازده بدون ریسک در نظر گرفته شده است.
بازده بازار	بر اساس لگاریتم طبیعی نسبت شاخص قیمت در زمان t به شاخص $t-1$ محاسبه می شود.
عامل بازار (MKT_t)	بازده اضافی بازار که از مابه تفاوت نرخ بازده بدون ریسک و بازده بازار حاصل می شود. $MKT_t = r_m - r_f$
عامل اندازه (SMB)	در چهارچوب فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و بر اساس تفاوت بازده سبد سهام بزرگ و سهام کوچک محاسبه می شود. $SMB = \frac{1}{3}(SV+SN+SG) - \frac{1}{3}(BV+BN+BG)$
عامل ارزش (HML)	بر اساس فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و از مابه تفاوت بازده سبد سهام ارزشی و سبد سهام رشدی به دست می آید. $HML = \frac{1}{2}(BG+SG) - \frac{1}{2}(SV+BV)$
عامل مومنتوم (UMD)	بر مبنای تفاضل بازده سبد سهام برنده و سبد سهام بازنده محاسبه می شود. $Mom = \frac{1}{2}(SH+BH) - \frac{1}{2}(SL+BL)$
ریسک غیر سیستماتیک (h_{it})	بر اساس واریانس پسماند (e_{it}) حاصل از الگوی کارهات (۱۹۹۷) محاسبه می شود.

که ω_{i3} متغیر وابسته باینری است که تأثیر همبستگی (بازده سهام با عامل بازار) بر ریسک غیر سیستماتیک را می سنجد، IO نسبت مالکیت اشخاص حقوقی^۱، SIZE اندازه شرکت، $\frac{M}{B}$ نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، LEV اهرم مالی، EPS سود هر سهم و TURN گردش سهام است. الگوی (۱-۱) با استفاده از رگرسیون لجستیک و الگوی (۱-۲) با استفاده از رگرسیون تویت برآزش می شود. در الگوی (۱-۳) نیز معیار اندازه شرکت، ارزش دفتری کل دارایی هاست. در الگوی (۱-۴) تنها تأثیر ناشی از شفافیت اطلاعاتی بدون احتساب متغیرهای کنترل بررسی می شود. بدین طریق، می توان اثر هر یک از ویژگی های شرکتی و شفافیت اطلاعاتی را بر رابطه همبستگی با ریسک غیر سیستماتیک بررسی کرد. همین رویه برای الگوهای (۲) تا (۶) نیز تکرار می شود. بدین مفهوم که برای بررسی اثر شفافیت اطلاعاتی بر رابطه همبستگی با ریسک سیستماتیک از رگرسیون لجستیک استفاده می شود که متغیر وابسته آن بر اساس مثبت و معناداری ضریب همبستگی در الگوی گارچ تعریف می شود.

در آزمون های مربوط به کل دوره برای کنترل اثر مربوط به زیردوره ها بر معادله رگرسیونی (میانگین و واریانس) از متغیر مجازی استفاده شده است. بدین صورت که اگر سهام در زیردوره اول باشد:

۱. افزایش مالکیت حقوقی سبب کاهش ریسک غیر سیستماتیک می شود؛ زیرا مالکان حقوقی به دلیل صرفه مقیاس، تخصص و دسترسی بیشتر به اطلاعات، سبب شفافیت اطلاعاتی و نزدیک شدن قیمت ها به ارزش ذاتی می شوند و بدین نحو، سبب می شوند نوسانات سهام کاهش یابد.

<p>بازده بازار در روز d ماه t $\text{sign}(r_{i,d,t}^e)$ 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 برآزش می شود که در هر ماه دست کم ۱۵ مشاهده غیر صفر داشته باشد. برای اندازه گیری نقدشوندگی بازار در ماه t، از میانگین موزون نقدشوندگی سهام i در ماه t $(\frac{m_t}{m_1})$ استفاده می شود. عامل وزن دهی شامل m_t که برابر مجموع حجم معامله کل سهام مشمول ماه t در آخرین روز معاملاتی آنها در ماه $t-1$ و m_1 برابر مجموع حجم معامله کل سهام مشمول در فروردین اولین سال دوره های ۳ ساله است؛ بنابراین، نقدشوندگی ماهانه بازار براساس الگوی (۱۶) محاسبه می شود.</p> $\hat{\gamma}_t = \left(\frac{m_t}{m_1}\right) \cdot \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\gamma}_{i,t} \quad (16)$ <p>که $\hat{\gamma}_{i,t}$ نقدشوندگی سهام i در ماه t (حاصل از رابطه (۱۷))، N تعداد شرکت های مشمول ماه t و $\hat{\gamma}_t$ نقدشوندگی بازار در ماه t است.</p>
--

یافته ها

میانگین ارزش دارایی های سهام نمونه برابر با ۴۳۸۰ میلیون ریال است که با اعمال محدودیت سختگیرانه دست کم ۳۲ مشاهده، به ۴۹۳۰ میلیون ریال رسیده است؛ به این ترتیب، شرکت های بزرگ تری را شامل می شود. 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). به طور متوسط حدود ۵۷ درصد دارایی های شرکت های نمونه از محل بدهی تأمین مالی شده است که در پایین ترین حالت، به حدود ۱۲ و در بالاترین حد ممکن،

<p>برای تخمین ضرایب همبستگی ماهانه از داده های ماهانه ۳ سال گذشته استفاده می شود؛ به طوری که ضریب همبستگی فروردین ۸۵ با استفاده از داده های فروردین ۸۲ تا اسفند ۸۴ و ضریب همبستگی اردیبهشت ۸۵ با استفاده از داده های اردیبهشت ۸۲ تا فروردین ۸۵ و در نهایت همبستگی اسفند ۹۳ با استفاده از داده های اسفند ۹۰ تا بهمن ۹۳ محاسبه می شود.</p>	<p>ضریب همبستگی بازده اضافی سهام و عوامل فراگیر ریسک (ρ_{it}^f)</p>
<p>براساس لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام در پایان دوره محاسبه می شود.</p>	<p>اندازه</p>
<p>از حاصل تقسیم ارزش بازار سهام بر ارزش دفتری شرکت محاسبه می شود.</p>	<p>نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری</p>
<p>حاصل تقسیم کل بدهی ها بر مجموع دارایی ها است.</p>	<p>اهرم مالی</p>
<p>عبارت از سود خالص تقسیم بر تعداد سهام جاری شرکت است.</p>	<p>سود هر سهم (EPS)</p>
<p>از حاصل تقسیم تعداد سهام معامله شده بر تعداد سهام جاری شرکت به دست می آید.</p>	<p>گردش سهام</p>
<p>برابر درصد مالکیت حقوقی سهام شرکت در پایان سال است.</p>	<p>نسبت مالکیت حقوقی ها</p>
<p>برای محاسبه نقدشوندگی از الگوی پاستور و استمبا (۲۰۰۳) استفاده می شود. این معیار حاصل جمع نقدشوندگی کل سهام موجود در بازار است. برای محاسبه تغییرات نقدشوندگی بازار در هر ماه، نخست نقدشوندگی ماهانه هر سهم $(\gamma_{i,t})$ با برآزش الگوی (۱۵) در چهارچوب رگرسیون سری زمانی حاصل می شود.</p> $r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} \text{sign}(r_{i,d,t}^e) \cdot v_{i,d,t} + \epsilon_{i,d+1,t} \quad (15)$ <p>که $r_{i,d+1,t}^e$ مابه التفاوت بازده سهام و بازده بازار، $r_{i,d,t}$ بازده سهام i در روز d ماه t، $r_{m,d,t}$</p>	<p>نقدشوندگی (LIQ_t)</p>

سهام نمونه طی دوره‌های تخمین ۳ساله برآزش شده است، نتایج به‌دست آمده به‌صورت درصد سهامی گزارش می‌شود که رابطه بررسی شده دست کم در سطح خطای ۵ درصد از نظر آماری معنادار است. نتایج حاصل از بررسی اثر پویایی همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک در جدول (۲) ملاحظه می‌شود.

به حدود ۹۴ درصد می‌رسد. 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 می‌یابد. 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

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

متغیرها/ فواصل زمانی	الگوی ۳											
	الگوی ۱				الگوی ۲							
الزام دست کم 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 دست کم 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 دست کم 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

بخش روش‌شناسی مشخص شده است. ستون Wit درصد سهام حائز اثر معنادار همبستگی با عامل بازار بر ریسک غیرسیستماتیک است، بدون آنکه برای اثر گذاری 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

جدول (۲) نشان دهنده درصدی از سهام نمونه است که اثر همبستگی تاریخی بر ریسک غیرسیستماتیک آن دست کم در سطح خطای ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است. هر ردیف، نتایج حاصل از آزمون رابطه اخیر در یکی از دوره‌های تخمین ۳ساله را نشان می‌دهد. ردیف آخر هر قسمت بیان‌کننده رگرسیون‌های برآزش شده طی کل دوره زمانی بررسی شده است. الگوهای (۱) تا (۳) براساس شماره الگوی موردنظر در

رابطه مذکور منفی است؛ به طوری که در همه دوره‌ها و در همه الگوهای (۱)، (۲) و (۳) اثر معکوس همبستگی با عوامل فراگیر بر ریسک غیرسیستماتیک غلبه می‌کند؛ 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 حاصل ضرب ضریب برآوردی همبستگی تاریخی و همبستگی تاریخی $(w_{i3} * \rho^{MKT})$ استفاده می‌شود. استفاده از قدرمطلق ناشی از آن است که به میانگین اندازه اثر، صرف نظر از علامت آن توجه می‌شود. این معیار نشان دهنده میانگین تغییر ریسک سهام ناشی از اثر همبستگی تاریخی است. اثر مدنظر حدود ۰/۰۱ است که حدود ۴۷/۴ درصد واریانس بازده ماهانه سهام (۲/۱۲ درصد) است؛ بنابراین، اثر یادشده به لحاظ 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 می‌شود همبستگی با سایر عوامل ریسک به اندازه عامل بازار برای ریسک غیرسیستماتیک سهام اهمیت دارد. در این صورت، نسبت سهام دارای رابطه 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 ۰/۰۷۸، با عامل ارزش ۰/۰۱۰۵ و با عامل مومنتوم برابر با ۰/۰۱۵۴ است. این تغییرات برای عامل بازار ۷/۷ 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 به لحاظ اقتصادی نیز معنادار است^۱. احتساب همبستگی با سایر عوامل ریسک سبب افزایش معناداری اقتصادی می‌شود. به طور کلی، به نظر می‌رسد همبستگی با مومنتوم مهم ترین عامل تعیین کننده ریسک غیرسیستماتیک باشد و عوامل بازار، ارزش و اندازه در اولویت های بعدی قرار گیرد. ستون آخر محدودیت دست کم ۲۴ مشاهده 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 می‌کند. مقایسه نتایج الگوهای (۱)، (۲) و (۳) نشان می‌دهد شمار شرکت های دارای اثر معنادار همبستگی با عامل بازار بر ریسک غیرسیستماتیک در صورت احتساب نقدشوندگی افزایش می‌یابد و معناداری اقتصادی آن به طرز چشمگیری افزون می‌شود. با تشدید محدودیت الزام حداقل مشاهده از ۲۴ به ۳۲، معناداری

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

اثر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک کاهش می یابد. معاملات بیشتری دارند. یافته اخیر تأییدکننده اثر قوی تر همبستگی بر ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌هایی است که وقفه‌های ریسک سیستماتیک در جدول (۳) ملاحظه می‌شود. نتایج حاصل از آزمون اثر همبستگی تاریخی بر ریسک سیستماتیک

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

متغیرها / فواصل زمانی	الگوی ۶											
	الگوی ۵											الگوی ۴
الزام دست کم 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 دست کم 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 دست کم 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

معناداری اقتصادی رابطه مذکور معادل ۰/۷۱۳ است. با توجه به اینکه بتای سهام نمونه به‌طور عمده در دامنه ۱/۰۲ تا ۰/۷۳۳- قرار می‌گیرد، می‌توان ادعا کرد اثر همبستگی تاریخی بر ریسک سیستماتیک از لحاظ اقتصادی چشمگیر است. با احتساب سایر عوامل اصلی ریسک نظیر ارزش، اندازه و مومنتوم در الگوی (۵)، درصد سهام دارای رابطه معنادار بین همبستگی و ریسک سیستماتیک با افزایش ناچیزی به ۱۵ تا ۲۷ می‌رسد. 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

ساختار جدول (۳) همانند جدول (۲) است. الگوهای آزمون شده در جدول اخیر نیز بر اساس شماره معادلات مرتبط در بخش روش‌شناسی مشخص شده است. درصد سهام متضمن اثر معنادار همبستگی تاریخی بر ریسک سیستماتیک پایین‌تر از اثر آن بر ریسک غیرسیستماتیک است. بدین مفهوم که احتمال تغییر ریسک سیستماتیک در واکنش به شوک‌های تاریخی ساختار همبستگی بازده، در مقایسه با ریسک غیرسیستماتیک پایین‌تر است. چنانکه تنها همبستگی عامل بازار در الگوی گارچ منظور شود (الگوی ۴)، حدود ۱۲ تا ۲۲ درصد سهام، رابطه معناداری بین همبستگی تاریخی و ریسک سیستماتیک تجربه می‌کند.

محدودیت دست کم ۲۴ مشاهده به ۳۲)، سبب کاهش معناداری اثر همبستگی بر ریسک سیستماتیک می شود. اثر معاملات غیرهمزمان بر ریسک غیرسیستماتیک، قوی تر از ریسک سیستماتیک است. طبق نتایج منعکس شده در جدول (۳) در صورت اعمال محدودیت‌ها در همه محدودیت‌ها و در بیشتر زیردوره‌ها، علامت رابطه مذکور منفی است؛ به طوری که برای نمونه اثر همبستگی با عامل بازار بر ریسک سیستماتیک ۱۶/۵ درصد سهام نمونه طی دوره 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 پایین تری دارد.

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

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 دامنه بتای سهام، هر دو ضریب از نظر اقتصادی معنادار است. در ستون آخر محدودیت الزام دست کم ۲۴ مشاهده جدول (۳) نتایج حاصل از احتساب عامل نقدشوندگی ملاحظه می شود. درصد سهام دارای رابطه 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 از لحاظ اقتصادی معنادار نیست. نسبت‌های مذکور در دوره‌های فرعی دستخوش تغییر شده و بین عوامل ریسک، همبسته است. کاهش معاملات غیرهمزمان شرکت‌های نمونه (با افزایش

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

متغیرها / فواصل زمانی	γ_i^{MKT}		γ_i^{MKT-}		الگوی ۸		الگوی ۹					
	الگوی ۷											
الزام دست کم 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 دست کم 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 دست کم 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

طور که از نتایج منعکس شده در جدول (۴) مشخص است، در بیشتر موارد رابطه 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 رابطه بازده - ریسک غیرسیستماتیک^۱ در جدول (۵) ملاحظه می شود.

نتایج حاصل از برازش الگوهای (۷) تا (۹) که با توجه به شماره معادلات مرتبط در بخش روش شناسی شماره گذاری شده است، مبنی بر آزمون تأثیر همبستگی بر بازده سهام در جدول (۴) ملاحظه می شود. در صورت اعمال محدودیت الزام دست کم ۲۴ مشاهده و منظور کردن همبستگی با عامل بازار، فراوانی سهام دارای رابطه معنادار همبستگی تاریخی با میانگین بازده، بین ۸ تا ۲۲ درصد است. اثر اقتصادی رابطه مذکور حدود ۰/۴۳۵ است که در مقایسه با انحراف معیار بازده (۰/۱۴۵) و میانگین بازده (۰/۹) از نظر اقتصادی چشمگیر است. چنانکه همبستگی با عوامل بازار، اندازه، ارزش و مومنتوم در نظر گرفته شود، درصد سهام دارای رابطه 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 می رسد. اثر اقتصادی همبستگی ها 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 نشان دهنده معناداری این ضرایب از لحاظ اقتصادی است. برای رسیدن به اطمینان از قوت نتایج، اثر نقدشوندگی در الگوی (۸) منظور می شود. در این صورت، اثر همبستگی تاریخی با عامل بازار بر میانگین بازده ۱۰ تا ۲۰ درصد سهام نمونه از نظر آماری معنادار است. اثر اقتصادی رابطه 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 می گذارد. بدین ترتیب، می توان از تغییرات همبستگی تاریخی با عوامل فراگیر ارزش، اندازه، مومنتوم و بازار برای پیش بینی میانگین بازده سهام استفاده کرد. همان

۱. فرضیه های الگوهای مالی کلاسیک مبنی بر تنوع بخشی کامل سبد و حذف کامل ریسک غیرسیستماتیک است؛ در نتیجه بازده سهام از ریسک غیرسیستماتیک تأثیر نمی گیرد؛ اما اگر نتوان سبد را به علت موانع بازار متنوع کرد، ریسک غیرسیستماتیک بر قیمت تعادلی دارایی تأثیر می گذارد. نتایج به دست آمده از پژوهش ها در این زمینه متضاد است. برخی پژوهشگران معتقدند بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده رابطه وجود ندارد، برخی عقیده دارند رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده، مستقیم است و برخی رابطه این دو متغیر را معکوس می دانند.

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

متغیرها / فواصل زمانی	الگوی ۱۰		الگوی ۱۱		الگوی ۱۲		الگوی ۱۳		الگوی ۱۴	
الزام دست کم 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 دست کم 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 دست کم 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 برآزش الگوهای (۱۰) تا (۱۳) است که با توجه به شماره معادلات مرتبط در بخش روش‌شناسی شماره‌گذاری شده است و بر آزمون تأثیر همبستگی بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در چهارچوب الگوی گارچ مبتنی است. ستون اول جدول (۵) (الگوی (۱۰)) نشان‌دهنده درصد سهامی است که متضمن رابطه معنادار بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام است. در دو ستون بعدی، همبستگی تاریخی با عامل بازار (الگوی ۱۱)، عوامل مومتموم، ارزش، اندازه و بازار (الگوی ۱۲) منظور شده است. الگوی (۱۳) همان الگوی (۱۰) به علاوه عامل نقدشوندگی است. لحاظ کردن عامل نقدشوندگی در الگوی (۱۱) می‌شود. اگر همبستگی تاریخی قادر به تبیین رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام باشد، باید در صورت لحاظ کردن همبستگی با عوامل فراگیر در الگوها، نسبت سهام دارای رابطه معنادار بین ریسک و بازده کاهش یابد؛ برای مثال، درصد سهام دارای رابطه معنادار ریسک غیرسیستماتیک و بازده زیر الگوی (۸) باید پایین‌تر از الگوهای (۱۱) و (۱۲) باشد. الگوهای (۱۳) و (۱۴) نشان‌دهنده تحلیل قوت نتایج نسبت به نقدشوندگی است. تصریح معادله الگوی (۱۳) همانند الگوی (۱۰) است؛ با این تفاوت که ریسک نقدشوندگی در معادله 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 رابطه معنادار بین ریسک

غیرسیستماتیک و بازده سهام باشد، باید در صورت لحاظ کردن همبستگی با عوامل فراگیر در الگوها، نسبت سهام دارای رابطه معنادار بین ریسک و بازده کاهش یابد؛ برای مثال، درصد سهام دارای رابطه معنادار ریسک غیرسیستماتیک و بازده زیر الگوی (۸) باید پایین‌تر از الگوهای (۱۱) و (۱۲) باشد. الگوهای (۱۳) و (۱۴) نشان‌دهنده تحلیل قوت نتایج نسبت به نقدشوندگی است. تصریح معادله الگوی (۱۳) همانند الگوی (۱۰) است؛ با این تفاوت که ریسک نقدشوندگی در معادله 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 رابطه معنادار بین ریسک

بازده طی دوره های فرعی، (نسبت به الگوی ۱۳) کاهش و طی کل دوره زمانی افزایش یابد؛ بنابراین، نمی توان ادعا کرد همبستگی تاریخی با عوامل ریسک فراگیر مسبب رابطه میانگین بازده و ریسک غیر سیستماتیک است؛ اما در برخی الگوها می توان اثر همبستگی را تأیید کرد. نتایج حاصل از بررسی ویژگی های شرکتی بر رابطه بین تغییرات همبستگی تاریخی با ریسک سهام برای محدودیت الزام دست کم ۲۴ مشاهده در جدول (۶) خلاصه شده است.

غیر سیستماتیک و میانگین بازده در صورت احتساب همبستگی تاریخی با عامل بازار کاهش می یابد؛ 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 رابطه ریسک غیر سیستماتیک - بازده در کل دوره زمانی کاهش می یابد. در الگوی (۱۴) افزودن همبستگی تاریخی با عامل بازار موجب شده است درصد سهام متضمن رابطه معنادار ریسک غیر سیستماتیک و

جدول (۶) بررسی اثر ویژگی های شرکتی بر رابطه همبستگی با ریسک های غیر سیستماتیک و سیستماتیک

ضریب تعیین	گردش سهام	سود هر سهم	اهرم	ارزش بازار / ارزش دفتری	اندازه	مالکیت نهادی	عرض از مبدأ	ضریب گارچ
(الف) اثر ویژگی های شرکتی بر رابطه همبستگی - ریسک غیر سیستماتیک								
۰/۰۴	۰/۰۸	-14×10^{-5}	-۰/۱۰	۰/۱۰	9×10^{-15}	۰/۲۲	-۱/۴۶	ω_{i3} (۱-۱)
۰/۰۱	۲۴۶۹۴۰***	-۲۱	-۱۶۷۱۰	۲۹۰۹	2×10^{-9}	۱۴۲۱۱۴	-۷۶۷۰۳۲**	ω_{i3} (۲-۱)
۰/۰۳	۰/۰۵	-14×10^{-5}	-۰/۲۰	۰/۱۱	1×10^{-14}	۰/۲۶	-۱/۴۴	ω_{i3} (۳-۱)
۰/۰۳	۰/۱۰				1×10^{-14} *		-۱/۳۳***	ω_{i3} (۴-۱)
۰/۰۷	-۰/۳۶	272×10^{-6}	-۲/۵۱*	۰/۰۸	-2×10^{-14}	-۰/۰۵	۰/۳۲	ω_{i3} (۲)
۰/۰۹	-۱/۳۰***	-83×10^{-6}	-۰/۲۰	-۰/۰۴	-1×10^{-14}	-۰/۰۵	-۰/۷۰	ω_{i4}
۰/۱۷	-۱/۷۳***	221×10^{-6}	۰/۹۰	-۰/۰۸	-1×10^{-13}	-۲/۰۴**	-۱/۰۸	ω_{i5}
۰/۰۸	-۱/۱۶***	67×10^{-6}	-۰/۶۷	-۰/۲۱	-1×10^{-14}	-۰/۱۱	-۰/۲۶	ω_{i6}
۰/۰۶	۰/۳۸	262×10^{-6}	-۰/۸۲	-۰/۲۵	-3×10^{-14}	۰/۳۸	-۱/۳۳	ω_{i3} (۳)
(ب) اثر ویژگی های شرکتی بر رابطه همبستگی - ریسک سیستماتیک								
۰/۰۹	-۰/۴۸	-306×10^{-6}	-۰/۰۸	۰/۱۳	-3×10^{-14}	۱/۰۱	-۲/۴۱**	$\beta_{i,1}^{MKT}$ (۱-۴)
۰/۰۴	-۱۶/۳۶	-۰/۰۱	۰/۴۲	۵/۶۷	-1×10^{-12}	۳۰/۳۶	-۹۳/۴۶**	$\beta_{i,1}^{MKT}$ (۲-۴)
۰/۰۹	-۰/۴۹	-325×10^{-6}	۰/۰۹	۰/۱۲	-3×10^{-14}	۱/۰۳	-۲/۴۶**	$\beta_{i,1}^{MKT}$ (۴-۳)
۰/۰۵	۰/۲۹				1×10^{-14} **		-۲/۶۲***	$\beta_{i,1}^{MKT}$ (۴-۴)
۰/۰۳	۰/۲۵	-2×10^{-5}	۰/۲۱	-۰/۰۸	2×10^{-15}	۰/۸۱	-۲/۳۸***	$\beta_{i,1}^{MKT}$ (۵)
۰/۰۳	-۰/۳۲	-11×10^{-5}	۰/۴۲	۰/۰۲	3×10^{-15}	۰/۱۹	-۱/۷۶**	$\beta_{i,2}^{MKT}$
۰/۰۱	۰	-82×10^{-6}	۰/۴۷	-۰/۰۳	5×10^{-15}	-۰/۶۴	-۱/۷۲	$\beta_{i,3}^{MKT}$
۰/۰۳	-۰/۴۷	-91×10^{-6}	-۰/۲۹	۰	8×10^{-16}	۱/۰۷	-۱/۷۲**	$\beta_{i,4}^{MKT}$
۰/۰۷	-۰/۹۴**	-43×10^{-5}	-۱/۴۵	۰/۰۱	-1×10^{-14}	-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 شماره ذکر شده در بخش روش شناسی ارائه شده است. با این توضیح که الگوهای ۱-۱ و ۴-۱ با استفاده از رگرسیون لجستیک و الگوهای ۱-۲ و ۴-۲ با استفاده از رگرسیون توپیت برآزش می‌شود. الگوی ۱-۳ و ۴-۳ نیز معیار اندازه شرکت و ارزش دفتری کل دارایی‌هاست. در الگوی ۱-۴ 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 می‌شود. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد رابطه به شدت معنادار مشخصی بین اندازه شرکت و گردش سهام به منزله شاخص‌های شفافیت اطلاعاتی و احتمال مشاهده رابطه ریسک غیرسیستماتیک-همبستگی شمردنی نیست؛ البته احتمال مشاهده رابطه معنادار همبستگی و ریسک غیرسیستماتیک سهام با گردش پایین تر دور از انتظار نیست. رابطه اخیر از سایر ویژگی‌های شرکتی تأثیر نمی‌گیرد. طبق نتایج منعکس در بخش «ب» جدول (۶) متغیر گردش سهام و اندازه به منزله 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 می‌دهد 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 به دست آمده

نشان دهنده رابطه معکوس همبستگی تاریخی با ریسک غیرسیستماتیک، سیستماتیک و بازده سهام است و یافته وازلونیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) را به چالش می‌کشد. آنها نشان دادند ریسک غیرسیستماتیک و سیستماتیک یک سوم سهام موجود در بازار از همبستگی تاریخی با عوامل فراگیر تأثیر می‌گیرد و این رابطه به طور 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 به طور معمول، از منظر الگوهای قیمت گذاری دارایی سنجیده می‌شود. 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 قیمت گذاری یکی از چالش‌های دانش مالی است و نمی‌توان ادعا کرد بازده دارایی و عوامل تبیین کننده آن به طور صحیح در این الگوها لحاظ شده است. این مسئله به ویژه در بازارهای در حال توسعه‌ای نظیر ایران صدق می‌کند. نکته دیگری که درباره ریسک غیرسیستماتیک مطرح است، جایگاه تنوع بخشی در سبد سرمایه گذاران بورس اوراق بهادار تهران است. طبق آمار شرکت سپرده گذاری مرکزی، سبد حدود ۶۷ درصد سرمایه گذاران 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 ارائه شده و در تأیید وازلونیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) نمی‌توان ادعا کرد همبستگی‌های

دارد. تحلیل ایستای سبب بدون در نظر گرفتن تغییرات همبستگی در طی زمان می‌تواند سرمایه‌گذاران را در معرض خطر قرار دهد. تغییرات همبستگی بازده دارایی‌ها بدون بررسی لزوم تجدید ساختار سبب می‌شود ریسک سبب دستخوش تغییر شود و موازنه 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 سبب مدنظر قرار گیرد.

منابع فارسی

- ۱- باقرزاده، ح. سالم، ع. (۱۳۹۴). رابطه بین دوره‌ای ریسک و بازده با استفاده از همبستگی‌های شرطی پویا و تغییرات زمانی بتا، فصل‌نامه مالی دانشگاه تهران، ۱۷(۱): 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) چشم‌انداز مدیریت و حسابداری، ۲، ۱۴۰-۱۲۵.
- ۳- پاکیزه، ک. (۱۳۸۹). تاظم و بازده بازار: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران و بورس های بین الملل، فصل‌نامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۱(۲)، ۲۰-۱.
- ۴- امیری، ش.؛ همایون‌فر، م.؛ کریم‌زاده، م. و فلاحی؛ م. (۱۳۹۴). بررسی همبستگی پویا بین دارایی‌های عمده در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH ، پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی). (۲) ۱۵، ۲۰۱-۱۸۳.

تاریخی با عوامل فراگیر به روشن شدن رابطه 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. رابطه بین همبستگی تاریخی بازده با عوامل فراگیر و ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌های با گردش سهام پایین‌تر از نظر آماری معنادار است؛ به عبارت دیگر، همبستگی تاریخی بر ریسک غیرسیستماتیک اینگونه شرکت‌ها اثر قوی‌تری دارد. یافته‌های به دست آمده نشان داد احتمال مشاهده رابطه معنادار همبستگی و ریسک غیرسیستماتیک سهام با گردش پایین‌تر دور از انتظار نیست؛ اما این ارتباط برای شرکت‌های کوچک‌تر متصور نیست؛ در حالی که وازلونیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) نشان دادند بین همبستگی تاریخی و ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌های کوچک‌تر رابطه معناداری برقرار است. نتایج به دست آمده درباره رابطه همبستگی تاریخی و ریسک سیستماتیک، یافته‌های وازلونیا و مشچریاکف (۲۰۱۴) را به چالش می‌کشد؛ زیرا آنها نشان دادند رابطه همبستگی تاریخی و ریسک سیستماتیک شرکت‌های بزرگ‌تر با گردش سهام پایین‌تر به لحاظ آماری معنادار است. این امر ممکن است ناشی از این واقعیت باشد که اندازه شرکت شاخص مناسبی برای شفافیت اطلاعاتی نباشد. این مسئله می‌تواند در پژوهش‌های بعدی به طور دقیق‌تری بررسی شود. نتایج این پژوهش درباره تأثیر همبستگی تاریخی بر میانگین بازده تأییدکننده نتایج بالی و انگل (۲۰۱۰) و کریشان و همکاران (۲۰۰۹) است و نشان می‌دهد همبستگی تاریخی به صورت منفی قیمت گذاری شده است. لزوم بهینه‌سازی سبب برای همه فعالان بازار به ویژه سرمایه‌گذاران نهادی اهمیت زیادی

- 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](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](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](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., Kořcenda, E., & Vácha, 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., & Wadhvani, 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](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](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/10.1198/073500102288618487.
- [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*

- 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
- [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*