Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics Received: 2017/12/23 Accepted: 2018/03/14

# The Investigation of the Importance of Individual Securities Idiosyncratic Risk: Another Look at Idiosyncratic Risk and Expected Returns

## Moien Nikusokhan<sup>1</sup> Muhammad Esmaeil Fadaei Nejad<sup>2</sup>

#### Abstract

This study investigates the relationship between idiosyncratic risk and return based on the model (GARCH)-in-mean for individual by individual securities in Tehran Stock Exchange during the period from 2001 to 2015. The evidence suggests that, on average, 27% of stocks experienced a significant relationship between idiosyncratic risk and return. This is the way that companies with a negative relationship comprise a far greater proportion than those with a positive relationship in changes with the proportion of all securities (19%). The results of investigating the effect of characteristics on the probability of a significant relationship between returns and idiosyncratic risk indicate that some characteristics influence the probability of a positive and a negative relationship, while the rest of characteristics appear to affect only a positive or negative relationship. This evidence implies that the factors that explain a positive connection between idiosyncratic risk and returns are different from the factors that explain a negative connection.

**Keywords:** Idiosyncratic risk, Expected returns, GARCH-in-mean model, Firm characteristic.

JEL: G10.G11.G13

http://jfm.alzahra.ac.ir/

<sup>1 .</sup> MSc. In Financial Management, Faculty of Accounting and Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Corresponding Author Email: mnikusokhan@gmail.com, this article is taken from the master's thesis.

<sup>2 .</sup> AssociateProfessor, Faculty of Accounting and Management, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Email: m-fadaei@sbu.ac.ir.

داهبرد مديريت مالى

**دانشگاه الزهرا (س)** دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی تاریخ دریافت:۱۳۹۶/۱۰/۰۲ تاریخ تصویب: ۱۳۹۶/۱۲/۲۳

سال ششم، شماره بیستم بهار ۱۳۹۷ صص ۲۴–۱

## بررسی اهمیت ریسک غیرسیستماتیک هر ورقه بهادار: نگاهی دیگر به ریسک

### غیرسیستماتیک و بازده

معین نیکو سخن ً و محمد اسماعیل فدایی نژاد ؓ

#### چکیدہ

در این پژوهش، رابطه میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده بر اساس چارچوب مدل GARCH-in mean بهصورت ورقه بهادار به ورقه بهادار در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ موردبررسی قرارگرفته است. شواهد حاکی از آن است که بهطور متوسط ۲۷ درصد از سهام رابطه معنی داری را میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده تجربه کردند. این در شرایطی است که شرکتهایی با ارتباط منفی دارای سهم بسیار بیشتری از شرکتهایی با ارتباط مثبت در تغییرات نسبت کل اوراق بهادار با ارتباط معنی دار می باشند (۱۹ درصد). نتایج حاصل از ویژگیها هم احتمال رابطه مثبت و هم احتمال مشاهده این رابطه معنی دار نشان می دهد که برخی مابقی ویژگیها تنها احتمال رابطه مثبت یا منفی را تحت تأثیر قرار می دهند، در حالی که می دهد که عوامل توضیح دهنده رابطه مثبت ریسک غیر سیستماتیک و بازده متفاوت از عواملی همی دهد که رابطه مثبت ریسک غیر سیستماتیک و بازده متفاوت از عواملی می دهد که رابطه منبی را توضیح می دهند.

**واژههای کلیدی:** ریسک غیر سیستماتیک ، بازده مورد انتظار، مدل GARCH-in mean، ویژگیهای شرکت طبقهبندی موضوعی: G10، G11، G13

۱. کد DOI مقاله: DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.12991.1212

۲. کارشناسی ارشد، مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، Email: mnikusokhan@gmail.com، این مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد می باشد.

۳. دانشیار، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، Email: m-fadaei@sbu.ac.ir

مقدمه

مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایهای <sup>(</sup> (CAPM) ادعا می کند که در حالت تعادل ریسک غیر سیستماتیک (ریسک خاص شرکت) قادر به توضیح تغییرات مقطعی بازده مورد انتظار داراييها نمي باشد؛ زيرا مي توان آن را در قالب يک پر تفوي كاملاً متنوع حذف نمود. بااين وجود، نتایج برخی پژوهشهای تجربی و نظری نشان میدهند که این ادعا لزوماً صادق نیست. به همین جهت پژوهش های تجربی چشمگیری به بررسی ارتباط میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده اوراق بهادار ير داختند (بهعنو ان مثال انگ و همکار ان، ۲۰۰۶؛ بالي و کاکسي، ۲۰۰۸؛ فو، ۲۰۰۹؛ هو آنگ و همکاران، ۲۰۱۰). مهمترین پژوهش درزمینه نقش ریسک غیر سیستماتیک در بازده اوراق بهادار به مدل محدودیت اطلاعات ۳ مرتون (۱۹۸۷) مربوط می شود. مرتون ادعا می کند که به دلیل هزینه بالاي دسترسي يا پردازش اطلاعات، سرمايه گذاران در پرتفويهايشان همواره مقداري ريسک غير سيستماتيك نگهداري ميكنند و بهمنظور جبران ريسك غبر سيستماتيك متحمل شده، ياداش مناسبي در قالب بازده مورد انتظار بالاتر مطالبه مي كنند. بدين ترتيب مرتون (١٩٨٧) به رابطه مثبتي ريسک غير سيستماتيک و بازده اشاره مي کند. اين در حالي است که برخي مطالعات تجربي رابطه منفی و معنی داری میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده گزارش کردند (مانند: انگ و همکاران، ۲۰۰۶؛ ژیو و ساویکاس، ۲۰۰۶؛ انگ و همکاران، ۲۰۰۹). اما با توجه به نتایج متناقض پژوهشهای تجربي در اين زمينه، همچنان مسئله اساسي باقيمانده اين است كه آيا رابطه تجربي ميان بازده و ریسک غیر سیستماتیک وجود دارد؟ و اگر چنین است، آیا این رابطه مثبت است یا منفی ؟ و کدام عوامل قادر به توضيح اين رابطه ميباشند. پاسخ سؤالات فوق مي تواند نحوه برخورد با ريسک غير سیستماتیک در تجزیهوتحلیل سرمایهگذاریها بهویژه در مسئله انتخاب پرتفوی را تا حد زیادی دگرگون سازد. زیرا پاسخ این سؤالات می تواند تأثیر بسزایی بر نحوه بر آورد و اثرگذاری ریسک اوراق بهادار بر ریسک پرتفوی و به تبع آن بر تصمیمات سرمایه گذاری چون انتخاب اوراق بهاداری که باید در پرتفوی گنجانده شوند با نحوه تعدیل<sup>۴</sup> پرتفوی در طول زمان داشته باشد. بنابراین مسئله پژوهش فوق بررسي وجو د رابطه تجربي ميان بازده و ريسک غير سيستماتيک در بورس اوراق بهادار

<sup>1.</sup> Capital Asset Pricing Model (CAPM)

<sup>2.</sup> Idiosyncratic risk or Unsystematic risk (Firm-specific risk)

<sup>3.</sup> Limited information model

<sup>4.</sup> Rebalance

تهران و مثبت یا منفی بودن این رابطه میباشد. همچنین دغدغه دیگر این پژوهش جستجوی عواملی است که قادر به توضیح این رابطه باشند.

اما وجه تمایز پژوهش حاضر با پژوهشهای پیشین، ایجاد رویکرد جدید در بررسی رابطه ریسک غیر سیستماتیک و بازده میباشد. رایج ترین رویکرد در ارزیابی ارتباط میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده مورد انتظار، رویکردی دومرحلهای میباشد. بدین صورت که در ابتدا ریسک و بازده مورد انتظار به طور مجزا تخمین زده شده و سپس در مرحله بعد ارتباط این دو مورد ارزیابی قرار می گیرد. اما در این پژوهش مراحل فوق به منظور به بررسی نقش ریسک غیر سیستماتیک شرطی در بازده مورد انتظار هر ورقه بهادار، با استفاده از چارچوب GARCH-in-mean<sup>o</sup> در یک گام ترکیب شده است. بنابراین هدف اصلی این پژوهش بررسی ارتباط ریسک غیر سیستماتیک شرطی و بازده مورد انتظار برای هر یک از سهام به طور مجزا در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل پرویی این رابطه می باشد. اما هدف فرعی پژوهش تعیین عواملی است که قادر به توضیح چرایی این رابطه می باشند.

#### مبانی نظری و پیشینه پژوهش

تئوری مدرن پرتفوی<sup>۲</sup> مارکویتز (۱۹۵۹) ریسک کل را به دو جزء ریسک سیستماتیک و ریسک غیر سیستماتیک تقسیم نموده است. ریسک سیستماتیک (بتا)، ریسکی است که تمام داراییهای موجود در بازار را تحت تأثیر قرار میدهد و ریسک غیر سیستماتیک تنها یک شرکت خاص را متأثر میسازد. این تئوری بیان میکند که با تنوع بخشی و نگهداری تعداد زیادی دارایی در یک پرتفوی میتوان ریسک غیر سیستماتیک را کاهش داد؛ به طوری که ریسک کل به سطح ریسک سیستماتیک برسد. مدل قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای (CAPM) شارپ (۱۹۶۴)، لینتر (۱۹۶۵) و بلک (۱۹۷۲) که بر پایه مفهوم میانگین واریانس تئوری مدرن پرتفوی بناشده، استدلال میکند که حد منطقی و نهایی تنوع بخشی، نگهداری پرتفوی بازار می باشد. بنابراین فرض میکند تمام سرمایه گذاران در حالت تعادل، پرتفوی بازار را نگهداری میکند؛ درنتیجه در حالت

<sup>1.</sup> Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity-in-mean

<sup>2.</sup> Modern Portfolio Theory (MPT)

بااين وجود به دلايل مختلف سرمايه گذاران در واقعيت ممكن است پر تفوي كاملاً متنوعي نگه ندارند. گوتزمن و کومار (۲۰۰۸) با بررسی نمونهای مشتمل بر بیش از ۶۲ هزار سرمایه گذار حقیقی طی سال های ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۶ دریافتند که بیش از ۲۵ درصد از سرمایه گذاران پر تفوی تنها شامل یک سهم دارند و تعداد سهام موجود در پرتفوی بیش از نیمی از سرمایه گذاران از سه سهم تجاوز نمي کند. دولو و حميدي زاده (۱۳۹۲) نيز با واکاوي وضعيت پر تفوي سرمايه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۹ نشان دادند که بهطور متوسط پرتفوی بالغبر ۶۸ درصد سهامداران فقط شامل یک نماد و تنها پرتفوی حدود ۵ درصد سهامداران دارای بیش از چهار نماد میباشد. این درحالی که است که کمپل و همکاران (۲۰۰۱) پس از بررسی انحراف معیار بازده یر تفویها، اثبات می کنند که تعداد سهام موردنیاز برای رسیدن به یک پر تفوی با تنوع بخشی نسبتاً کامل، حدود ۵۰ سهم میباشد. در این راستا لوی (۱۹۷۸) به لحاظ نظری اثبات میکند که اگر سرمایه گذاران تعداد دارایی های زیادی در پرتفوی هایشان نگهداری نکنند، ریسک غیر سیستماتیک، قیمت تعادلی داراییها را تحت تأثیر قرار میدهد. همچنین مرتون (۱۹۸۷) نشان میدهد که سرمایه گذاران تمایل به سرمایه گذاری بیش از حد در سهامی دارند که دسترسی آسان تری به اطلاعات آنها وجود دارد. درواقع هزینه اطلاعات بالاتر منجر به تنوع بخشی کمتر و عدم نگهداری پر تفوی بازار می شود. بنابراین سرمایه گذاران همواره مقداری ریسک غیر سیستماتیک در ير تفوىهاي خود نگه مي دارند. لذا آنها جهت جبران ريسک غير سيستماتيک متحمل شده، صرف ريسک غير سيستماتيک بالاتري در قالب بازده مورد انتظار بالاتر تقاضا مي کنند. در ادبيات موضوعي شواهد متناقضي پيرامون اين فرضيه مطرحشده است كه در ادامه بخشي از آن موردبررسي قرار مي گيرد.

در حمایت از این فرضیه، تینیک و وست (۱۹۸۶) و مالکیل و ژو (۱۹۹۷) شواهد تجربی مبنی بر میانگین بازده بالاتر پرتفویهایی با نوسان پذیری غیر سیستماتیک بالاتر فراهم نمودند. مالکیل و ژو (۲۰۰۴) رابطه مثبت و معنی داری میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده مورد انتظار مقطعی در سطح شرکت نشان دادند. همچنین اشپیگل و وانگ (۲۰۰۶) نیز چنین رابطه مثبتی را بر اساس دادههای بازار مالی ایالات متحده گزارش نمودند. آنها دریافتند که اگرچه هم نوسان پذیری غیر سیستماتیک و هم نقد شوندگی نقش عمدهای در توضیح تغییرات مقطعی بازده سهام بازی می کنند اما اثر ریسک غیر سیستماتیک قوی تر و قالب براثر نقد شوندگی است. جیانگ و لی (۲۰۰۶) با اصلاح ساختار خودهمبستگی سریالی در نوسان پذیری غیر سیستماتیک، دریافتند که نوسان پذیری غیر سیستماتیک اثر مثبت و معنی داری بر بازده سهام دارد. چو آ و

همکاران (۲۰۰۷) نوسان پذیری غیر سیستماتیک را بر اساس فر آیند خود رگرسیونی مرتبه دوم مدل کرده و آن را به دو جزء مورد انتظار و غیرمنتظره تجزیه نمودهاند. آنها با کنترل اثر نوسان یذیری غیرمنتظره، دریافتند که ارتباط میان بازده مورد انتظار و نوسان یذیری غیر سیستماتیک مورد انتظار، بهطور معنے داری مثبت است. از آنجاکه ریسک غیر سیستماتیک در طول زمان تغییرات قابل ملاحظهای دارد، فو (۲۰۰۹) استدلال می کند که چون مطالعات قبلی ویژگی تغییر در طول زمان را در اندازه گیری نوسان یذیری غیر سیستماتیک در نظر نگرفتهاند، نمی توان به رابطه مثبت میان ریسک و بازده صحه گذاشت. ازاین رو، او ريسک غير سيستماتيک شرطي را بهعنوان واريانس غير سيستماتيک شرطي بازده سهام بر اساس مدل EGARCH نلسون (۱۹۹۱) محاسبه نمود. نتایج پژوهش وی حاکی از این است که میان ریسک غیر سيستماتيك شرطي وبازده مورد انتظار رابطه كاملاً مثبتي وجود دارد؛ بهطوري كه اين رابطه مثبت چه ازلحاظ آماری و چه ازلحاظ اقتصادی کاملاً معنادار می باشد. همچنین بروکمن و اسکات (۲۰۰۷) با به کارگیری روش EGARCH' جهت تخمین ریسک غیر سیستماتیک، به ارتباط مثبتی میان بازده سهام و نوسان یذیری غیر سیستماتیک شرطی در داده های بین المللی دست یافتند. مندسا و همکاران (۲۰۱۲) به دنبال بر رسی رابطه ریسک غیر سیستماتیک و بازده در بازار سهام بر زیل نشان دادند که نوسان یذیری غیر سیستماتیک اثر مثبت و معنیداری بر روی بازده سهام دارد. رچوالسکی و ون (۲۰۱۶) استدلال می کنند که ریسک غیر سيستماتيك بالاتر سهام درنهايت به بازده بالايي منجر شده و از اين رهگذر استدلال مي كنند كه ريسك غیر سیستماتیک بهطور مثبتی قیمت گذاری می شود. لی و لای (۲۰۱۶) به باز آزمایی رابطه تجربی ریسک غم سستماتیک و بازده با استفاده از رویکرد رگرسیون چندکی ۲ بر اساس تئوری چشمانداز ۳ کانمن و تورسکی (۱۹۷۹) در بازار ایالاتمتحده پرداختند. یافتههای آنها حاکی از این است که ریسک غیر سیستماتیک بهطور مثبتی با دهک های بالای باز ده در از تباط است. دولو و بدری (۱۳۹۳) منشأ قیمت گذاری ريسک غير سيستماتيک طي دوره ١٣٧٨ تا ١٣٨٩ را با استفاده از مدل فاما–مکبث (١٩٧٣) و عامل تنزيل تصادفی موردبررسی قراردادند. نتایج پژوهش آنها بر رابطه مثبت ریسک غیر سیستماتیک و بازده در هر دو روش در بورس اوراق بهادار تهران صحه مي گذارد. رجبي و دولو (۱۳۹۴) نيز ابتدا با تجزيه نوسان يذيري غیر سیستماتیک به دو مؤلفه مورد انتظار و غیرمنتظره، دریافتند که تنها نوسان های غیر سیستماتیک غیرمنتظره در سطح اطمینان ۹۹٪ دارای رابطه مثبت با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران می باشند.

<sup>1.</sup> Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic

<sup>2.</sup> Quantile regression

<sup>3.</sup> Prospect theory

در مخالفت با فرضیه رابطه مثبت بازده و ریسک غیر سیستماتیک، انگ و همکاران (۲۰۰۶) رابطه منفی قویی میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده مورد انتظار سهام گزارش نمودند. آنها دریافتند که سهام با ریسک غیر سیستماتیک پایین، میانگین بازده بالایی به دست می آورند و تفاوت میانگین بازده، میان پر تفوی با پایین ترین و بالاترین میزان ریسک غیر سیستماتیک در حدود ۲۰٫۶ – درصد در هرماه است. ژیو و ساویکاس (۲۰۰۶) نیز بر ارتباط منفی میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده آتی سهام تائید کردند. همچنین دوران و همکاران (۲۰۰۸) دریافتند که به استئنای ماه ژانویه، در سایر ماههای سال رابطه ای منفی میان نوسان پذیری غیر سیستماتیک و بازده سهام حاکم است. انگ و همکاران (۲۰۰۹) ارتباط منفی میان نوسان غیر سیستماتیک با وقفه تأخیری و میانگین بازده آتی در بازارهای بین المللی گزارش کردند. لیو و پینگ معنی داری میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده سهام حاکم است. انگ و همکاران (۲۰۰۹) ارتباط منفی میان نوسان پذیری میر سیستماتیک با وقفه تأخیری و میانگین بازده آتی در بازارهای بین المللی گزارش کردند. لیو و پینگ معنی داری میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده سهام در بازار های بین المللی گزارش کردند. لیو و پی ک معنی داری میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده سهام کر ارش نمدند. اخیراً نیز لی و لای (۲۰۱۶) نشان دادند

باوجود شواهد تجربی اشارهشده در باب ارتباط منفی ریسک غیر سیستماتیک و بازده؛ بویر، میتون و ورکینک (۲۰۰۷) نشان میدهند که رابطه منفی میان بازده سهام و ریسک غیر سیستماتیک بعد از کنترل چولگی بازده مورد انتظار بهطور چشمگیری کاهش مییابد. همچنین هوآنگ و همکاران (۲۰۱۰) اشاره میکنند با کنترل اثر ریورسال بازده' ، ارتباط منفی میان میانگین بازده و نوسان پذیری غیر سیستماتیک از بین میرود.

بنابراین، این شواهد تجربی متناقض گزارش شده در ادبیات موضوعی پیرامون رابطه ریسک غیر سیستماتیک و بازده، منجر به ایجاد رابطهای معماگونه میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده شده است. در این راستا پژوهش فوق به دنبال بررسی چگونگی رابطه تجربی میان بازده و ریسک غیر سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران میباشد.

## فرضیههای پژوهش

فرضیههای موردبررسی در این پژوهش عبارتاند از:

ریسک غیر سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران بر بازده مورد انتظار اثر گذار میباشد.
 ویژگیهای شرکت قادر به توضیح وجود رابطه میان بازده و ریسک غیر سیستماتیک میباشند.

1. return reversal effect

## روششناسی پژوهش

پژوهش حاضر در زمره پژوهش های تجربی از نوع پس رویدادی است که ازنظر هدف، بنیادی و بر اساس روش جمع آوری داده ها، از نوع پژوهش های توصیفی می باشد؛ که جهت بررسی ار تباط ریسک غیر سیستماتیک شرطی و بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران از مدل GARCH-in-mean استفاده می کند. ویژگی اصلی این مدل وارد کردن واریانس شرطی به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی به معادله میانگین شرطی مدل GARCH می باشد. در این صورت واریانس شرطی بیانگر ریسک بوده و بدین ترتیب می توان رابطه ریسک و بازده را به صورت هم زمان و یک مرحله ای موردبررسی داد. مدل GARCH-in-mean به صورت معادله ۱ تخمین زده می شود.

$$\begin{aligned} r_{it} &= \alpha_i + \sum_{l=1}^m \beta_{il} f_{lt} + \gamma_i \sqrt{h_t} + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t &= \sqrt{h_t e_t} \\ h_t &= \omega_0 + \sum_{j=1}^q \delta_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^p \varphi_k h_{t-k}, \end{aligned} \tag{(1)}$$

جایی که  $r_{it}$  بازده اضافی اوراق بهادار i،  $(0,1) \sim r_{it}$  وامل ریسک فراگیر بازار و  $h_t$  نوسا پذیری غیر سیستماتیک شرطی است که حاصل از فر آیند GARCH(p,q) پیروی می کند. از آنجایی که در ادبیات موضوعی ثابت شده است فر آیند GARCH(1,1) بهترین کار کرد را برای داده مالی دارد، از این فر آیند استفاده شده است. همچنین از دیگر اشکال رایج تابع واریانس شرطی $(h_t)$ ، شرطی (شکل لگاریتمی آن نیز استفاده می شود. ضریب موردنظر در مدل GARCH-in-mean، ضریب متغیر واریانس شرطی به عنوان نماینده ریسک غیر سیستماتیک شرطی یعنی  $\gamma_i$  می باشد که نشان می دهد آیا ریسک غیر سیستماتیک ورقه بهادار  $(h_t)$ ، در حالت تعادل بازده ش را تحت تأثیر قرار می دهد. این مدل در حالت پایه بر اساس مدل بازار <sup>1</sup> تنظیم می گردد، یعنی  $f_{it}$  تنها شامل ازده اضافی شاخص بازار است. اما جهت بررسی قوت نتایج، مدل GARCH-in-mean و را ساس عوامل ارزش و اندازه فاما و فرنچ<sup>7</sup>

<sup>1.</sup> Market Model

<sup>2.</sup> Fama & French

عامل مومنتوم <sup>۱</sup> کارهارت <sup>۲</sup> (۱۹۹۷) بر آورد می گیرد. این رویکرد چندین مزیت دارد. اول اینکه رویکرد فوق قادر به بر آورد بده بستان بازده و ریسک غیر سیستماتیک شرطی به صورت ورقه بهادار به ورقه بهادار میباشد. بنابراین، این روش مطابق یافته های رول و راس (۱۹۹۸)، کان و ژانگ (۱۹۹۴)، کیم (۱۹۹۵)، گرینستن و میشلی (۲۰۰۵) و کانلی و رندلمن (۲۰۰۷) از مشکلات مختلف مربوط به آزمون مقطعی رابطه ریسک و بازده جلوگیری می کند. به علاوه رویکرد فوق نگرانی های مربوط به تجمیع <sup>۳</sup> در فرآیند GARCH که توسط در است و نیجمن (۱۹۹۳) و مداهی و رینولت (۲۰۰۳) گزارش شده را کاهش می دهد. همچنین برای تحلیل تأثیر ویژگی های مختلف شرکت بر احتمال اثر معنی دار GARCH-in-mean ر گرسیون های لجیت و لجیت چندگانه<sup>۴</sup> به کار گرفته شده اند.

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ می باشد. برای انتخاب دوره تخمین با یک بده بستان روبه رو هستیم. زیرا اگر دوره تخمین کوچک باشد، کشف اثر GARCH-in-mean سخت می شود و اگر دوره تخمین خیلی بزرگ باشد، مشکل تغییر پارامتر های رگر سیون در طول زمان بروز می کند. لذا به منظور کاهش هر چه بیشتر مشکلات مذکور از دوره تخمین سه ساله استفاده شده است. بدین تر تیب کل دوره زمانی پژوهش به ۵ زیر دوره سه ساله تقسیم می گردد. بر این اساس، نمونه پژوهش حاضر، مشتمل بر کلیه شرکتهای جامعه به استثنای سهام بانکها، شرکتهای لیزینگ ، سرمایه گذاری و هلدینگ به دلیل شرکتهای جامعه به استثنای سهام بانکها، شرکتهای لیزینگ ، سرمایه گذاری و هلدینگ به دلیل برای ورود به نمونه باید در یک زیر دوره، حداقل دارای ۲۰۰ مشاهده روزانه باشد. بنابراین حجم نمونه مورد بر نمونه باید در یک زیر دوره، حداقل دارای ۲۰۰ مشاهده روزانه باشد. با راین حجم

| جدول ۱. حجم نمونه پژوهش در هر زیر دوره |       |     |     |     |              |  |  |
|--|-------|-----|-----|-----|--------------|--|--|
| پنجم                                   | چھارم | سوم | دوم | اول | زير دورەھا   |  |  |
| ۲۳۳                                    | 177   | V۸  | ٧٦  | ٥١  | تعداد شركتها |  |  |

1. Momentum Factor

2. Carhart

3. Aggregation

4. Multinomial Logit Regression

دادههای قیمت و حجم معاملات بهصورت روزانه و سایر دادههای مالی از اطلاعات مندرج در صورتهای مالی حسابرسی شده بهصورت سالانه از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار و سایت کدال گردآوریشده است. لازم به ذکر است که کلیه مباحث کمی مربوط به آزمون فرضیهها با استفاده از دو نرمافزار Eviews و SPSS صورت پذیرفته است.

متغیرهای پژوهش . متغیرهای مورداستفاده در پژوهش حاضر به شرح زیر میباشند: بازده  $(r_{it})$  : شرکتها و بازده بازار با استفاده از فرمول ۲ موردمحاسبه قرار می گیرد.  $r_{i,t=} \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}$  (۲)

قابل ذکر است که P<sub>i,t</sub> و P<sub>i,t</sub> ، به ترتیب قیمت سهم i در زمان t و t – t میباشد که در موارد لازم برحسب افزایش سرمایه و سود نقدی تعدیل میشوند.

ریسک غیر سیستماتیک (h<sub>t</sub>) سنجه ریسک غیر سیستماتیک، واریانس شرطی مدل GARCH میباشد، ه در چارچوب مدل GARCH-in-mean بدون وقفه وارد معادله میانگین شرطی GARCH میشود.

- ویژگیهای شرکت: ویژگیهای مورداستفاده در مدلهای لجیت و لجیت چندگانه عبارتاند از:
  - اندازه (SIZE): لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت در پایان هرسال می باشد.
- نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM): حاصل تقسیم ارزش دفتری حقوق صاحبان
  سهام بر ارزش بازاری حقوق صاحبان سهام است.
- سود هر سهم (EPS): از تقسیم سود خالص پیش بنی شده بر تعداد سهام منتشر شده حاصل می شود.
- اهرم (LEV): نسبت ارزش دفتری بدهی به مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری بدهی است.
- نسبت قیمت به سود هر سهم (PE): حاصل تقسیم میانگین قیمت هرسال به سود هر سهم می باشد.
- نسبت نقدی (CASHR): حاصل تقسیم مجموع موجودی نقد و سرمایه گذاریهای
  کوتاهمدت، بر کل داراییهای هرسال میباشد.
- گردش سهام (TURN): از نسبت میانگین حجم معاملات روزانه در هرسال به تعداد سهام جاری' به عنوان شاخصی از گردش سهام استفاده شده است.

۱. تعداد سهم جاری بهصورت میانگین تعداد سهام منتشرشده در ابتدا و انتهای هر دوره برای هر شرکت تعریف میشود.

## تجزيهوتحليل دادهها و آزمون فرضيهها



نمودار ۱. نسبت اوراق بهادار با اثر معنی دار GARCH-in-Mean در طول زمان

نسبت اوراق بهاداری که بهطور منفی با ریسک غیر سیستماتیک مرتبط هستند در اغلب سالها اثرگذاری بیشتری دارند؛ به گونهای که این تأثیر بهطور فراگیری بزرگتر از نسبت اوراق بهاداری که بهطور مثبت با ریسک در ارتباطاند، میباشد. تنها استثنا دوره سهساله ۸۰–۸۲ است که اثر گذاری نسبت اوراق بهادار با رابطه مثبت با ريسک غير سيستماتيک بيشتر از نسبت اوراق بهادار با رابطه منفي مي باشد. بنابراين مي توان به طور کلي ادعا نمو د که هر زمان که بازده یک ورقه بهادار با ریسک غیر سیستماتیک مرتبط است، انتظار می رود این رابطه منفی باشد. این شواهد تا حدود زیادی در تقابل با یافتههای مالکیل و ژو (۲۰۰۴)، اشیبگل و وانگ (۲۰۰۶)، فو (۲۰۰۹)، رچوالسکی و ون (۲۰۱۶)، لی و لای (۲۰۱۶) و دولو و بدری (۱۳۹۳) میباشد که انتظار دارند سهام با حساسیت زياد به ريسك غير سيستماتيك، بازده بالايي به دست آورند. شايد منشى اصلى تناقض يژوهش حاضر با مطالعات قبلی در استفاده از رویکردهای متفاوت در بررسی رابطه ریسک و بازده باشد. برخلاف پژوهش های قبلی که بهصورت مقطعي و پانل نتيجه گيري کلي براي تمامي سهام ارائه کرده يا در قالب تجزيهوتحليل پرتفوي بهصورت محدودي به طبقهبندي آنها يرداختند، يژوهش حاضر با بررسي اين رابطه بهصورت سهم به سهم اين امكان را فراهم مي كند كه هر سهم صرفنظر از اثر ديگر سهام ميزان نقش خود را در مثبت، منفى يا عدم وجود اين رابطه ایفا کند. همچنین این نتایج، یافتههای قبلی انگ و همکاران (۲۰۰۶)، انگ و همکاران (۲۰۰۹)، بومه و همکاران (۲۰۰۹)، لې (۲۰۰۸)، ژیانگ، ژو و یائو (۲۰۰۹)، وان و ژیائو (۲۰۱۴) و دیگران مبنی بر وجود رابطه منفی معما گونه میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده را مورد تائید قرار می دهد. بدین صورت که سهام با ریسک غیر سیستماتیک بالا در معرض ريسك نوسان يذيري زيادي مي باشد كه باعث كاهش بازده آنها مي شود. همچنين جالب توجه است که به نظر نمی رسد یویایی Signifp ، Signif و Signifn به نوسانات چرخه تجاری مرتبط باشد. زیرا باوجود وقایع غیرمعمول مؤثری در بازارهای مالی یا اقتصادی در طول این دوره ۱۵ ساله مانند افزایش یکباره نرخ ارز در سال ۱۳۹۲ یا سقوط شاخص بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۳ و Signif ، ۱۳۹۴ توزیع نسبتاً همواری را تجربه کرده است.

به پیروی از رویکرد رایج به کار گیری چندین عامل به جای تنها عامل ریسک بازار مدل CAPM استاندارد، در قسمت بعد جهت بررسی رابطه ریسک و بازده از عوامل اندازه و ارزش فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و عامل مومنتوم کارهارت (۱۹۹۷) استفاده می گردد. نتایج مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در پنل الف و نتایج مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) در پنل ب نمودار ۲ به تصویر کشیده شده است. متوسط نسبت اوراق بهادار با اثر معنی دار ریسک غیر سیستماتیک در مدل های سه عاملی و چهار عاملی تغییر محسوسی نسبت به CAPM استاندارد نداشته است؛ به گونه ای که از متوسط ۲۷٪ در مدل تک عاملی به متوسط ۸۲٪ در مدل های سه و چهار عاملی افزایش یافته و بازده اوراق بهادار ایفا نمی کنند. قابل توجه است که هم در مدل سه عاملی و هم در رابطه ماین ریسک غیر سیستماتیک و بازده اوراق بهادار ایفا نمی کنند. قابل توجه است که هم در مدل سه عاملی و هم در مدل چهار عاملی، نوسانات کل اوراق بهادار با ارتباط معنی دار بازده با ریسک غیر سیستماتیک، از آن Signifn می است.



پنل الف) با عوامل فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

۱۲

پنل ب) با عامل مومنتوم کارهارت (۱۹۹۷)



نمودار ۲. نسبت اوراق بهادار با اثر معنی دار GARCH-in-Mean. مدلی با مشخصات متفاوت

بهعلاوه، جهت بررسی اثر تغییر شکل تبعی عبارت واریانس (h<sub>t</sub>) در معادله میانگین مدل -GARCH-in بهعلاوه، جهت بررسی اثر تغییر شکل تبعی عبارت واریانس (h<sub>t</sub>) در معادله میانگین شرطی شده است. فرم لگاریتمی عبارت واریانس، بهطور متوسط نسبت اوراق بهادار با رابطه معنی دار راکمی افزایش می دهد (حدود (۶۰) با ما بهطور کلی الگوی تغییرات این سری به آنچه در مدل پایه (نمو دار ۱) مشاهده شده بود، بسیار نزدیک است و همچنان نسبت اوراق بهادار با رابطه معنی دار راکمی افزایش می دهد (حدود (۶۰) با ما به طور کلی الگوی تغییرات این سری به آنچه در مدل پایه (نمو دار ۱) مشاهده شده بود، بسیار نزدیک است و همچنان نسبت اوراق بهادار با رابطه منفی و معنی دار بیشترین سهم را در تغییرات *Signif* دارند. بنابراین می توان در یافت که فرم تبعی عبارت واریانس، نقش معنی داری در تحلیل رابطه ریسک غیر سیستماتیک و بازده در مدل GARCH



نمودار ۳. نسبت اوراق بهادار با اثر معنیدار GARCH-in-Mean: مدلی با تابع لگاریتمی واریانس

به منظور بررسی دقیق تر سری ضریب γ<sub>i</sub> در معادله میانگین GARCH-in-Mean، در جدول ۲، اعداد ماوراء نمودار ۱ ارائه شده است. بدین صورت که به تر تیب در هر ستون Gignif می Signif می درصد اوراق بهادار با ضرایب ARCH و GARCH معنی دار در هر دوره سه سال از کل دوره ۱۵ ساله ارائه شده است. مطابق انتظار، شواهد مندرج در دو ستون ARCH و GARCH نشان می دهد که اثر ARCH و GARCH در اکثر سهام معنی دار می باشد، به گونه ای که به طور متوسط در طول دوره به تر تیب ۹۴٪ و ۲۸٪ از سهام این اثر معنی دار را تجربه کردند. اعداد جدول ۲ به نتایجی مشابه با مستندات موجود در نمودار ۱ منتج می گردد، به این معنی که نسبت اوراق بهادار با اثر معنی دار ریسک غیر سیستماتیک روی بازده (Signif) از ۲۲٪ تا ۳۱٪ در نوسان است. همچنین نسبت اوراق بهادار با اثر مثبت (Signif) بین ۳٪ و ۱۸٪ متغیر بوده و درصد اوراق بهادار با اثر منفی (Signif) بین ۱۴٪ و ۲۸٪ می باشد.

سال GARCH1 ARCH1 Signifn Signifp Signif 92,71% ٩٨,•٤% ۱۳,۷۳٪. 17,70% ۳۱,۳V%  $\wedge \cdot - \wedge \uparrow$ ۹۳,٤٢% 9V, TV'/. ۲۷,٦٣% ۲,٦٣٪. ٣٠,٢٦٪. ۸۳-۸٥ ٨٠,٧٧٪. ۲٤,٣٦٪. ٩٤,٨٧٪. 10, 31/ ٨,٩٧%  $\land \urcorner = \land \land$ V1,14% ٨٧,٠١% ۲۰, ۳٤ /. 0,70% 10,99% 19-91 ٨٠,٦٩٪. ٩٠,٥٦٪. ۱۸,•۳% ٦,٠١% ۲٤,٠٣% 97-92

جدول ۲. نسبت اوراق بهادار اثر معنى دار GARCH-in-Mean

نتایج مدل با مشخصات دیگر یعنی با عوامل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در معادله میانگین، با عوامل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مومنتوم در معادله میانگین و تغییر شکل تابع  $h_t$  از ریشه دوم به لگاریتم نیز در جدول ۳ ارائه شده است. به طور خلاصه در این جدول تنها درصد اوراق بهادار با  $i\gamma$  معنیدار گزارش شده است. همان طور که انتظار می رود، اعداد مندرج در این جدول نشان می دهند که عوامل ریسک اضافه شده نتایج را به طور قابل توجهی دست خوش تغییر نمی کنند. به طوری که باوجود عوامل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و همچنین عامل مومنتوم کارهارت (۱۹۹۷) به طور متوسط ۲۸٪ از اوراق بهادار رابطه معنی داری میان ریسک و بازده را تجربه کردند (این در حالی است که در مدل پایه به طور میانگین ۲۷٪ از اوراق بهادار دارای رابطه معنی دار می باشند). اما اثر تغییر تابع واریانس از ریشه دوم به لگاریتم، درصد اوراق بهادار را اند کی افزایش می دهد؛ به طوری که به طور میانگین ۳۳٪ از اوراق بهادار رابطه مذکور را تجربه کردند. به طوری کلی نسبت اوراق بهادار با رابطه معنادار میان ریسک و بازده در هیچ از این مشخصات از دامنه به طوری کلی نسبت اوراق بهادار با رابطه معنادار میان ریسک و بازده در هیچ از این مشخصات از دامنه به طوری کلی نسبت اوراق بهادار با رابطه معنادار میان ریسک و بازده در هیچ از این مشخصات گوناگون به طور متوسط حدود ۲۷٪ تا ۳۳٪ از اوراق بهادار دارای رابطه معنی داری میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده می باشند، احتمال منفی بودن این رابطه به مراتب بیشتر است. اما به منظور بررسی صحت این گزاره، در ادامه آزمونهای قوتی صورت خواهد گرفت.

| تابع لگاریتمی واریانس | مدل چهار عاملی کارهارت | مدل سه عامل فاما-فرنچ | سال            |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------|
| ·/.٣0                 | \/ <b>*</b> 0          | ۳۱<br>۲.۳۱            | ۸۲ <b>-</b> ۸۰ |
| יאיז                  | \/ <b>~·</b>           |                       | ۸٥-۸۳          |
| 1. Y £                | 1/. Y £                | ·.۲۹                  | ۸ <b>۸</b> –۸٦ |
| 7. <b>m</b> v         | //Y0                   | .Υ£                   | ۹۱_۸۹          |
| ۲.۳٥                  | <b>۲۲</b> \            | ۰۲.۷                  | ٩٤-٩١          |
|                       |                        |                       |                |

جدول ۳. مدل های GARCH-in-Mean با مشخصات متفاوت

گاهی در ادبیات موضوعی، ریسک غیر سیستماتیک بهجای میانگین ساده بهصورت میانگین وزنی-ارزشی<sup>۱</sup> محاسبه میشود. بدینصورت که درصد اوراق بهادار با ضریب معنیدار ریسک غیر سیستماتیک بهجای احتساب وزن برابر برای تمام شرکتها و تقسیم ساده تعداد شرکتهای با ضریب معنادار بر تعداد کل شرکتها، بهصورت

1. value-weighted average

حاصل تقسیم ارزش بازاری تعداد شرکتهای با ضریب معنادار به عنوان وزن هر شرکت بر ارزش بازار کل شرکتهای مورد بررسی محاسبه می گردد. به همین جهت، در نمودار ۴ میانگین وزنی ارزشی نسبت اوراق بهادار با ضریب معنی دار به همراه ضرایب مثبت معنی دار و منفی معنی دار در رابطه میان ریسک و بازده رسم شده است. استفاده از روش وزنی ارزشی، نمودار ۴ را در مقایسه باحالت پایه (نمودار ۱) به طور قابل توجهی تغییر می دهد. بر خلاف حالت پایه که تغییرات در نسبت کل اوراق بهادار با ارتباط معنی دار از درصد اوراق بهادار با رابطه منفی نشأت می گرد، در این روش نسبت اوراق بهادار با رابطه مثبت و منفی، تأثیر تقریباً برابری در تعیین میزان تغییر نسبت اوراق بهادار با رابطه معنی دار با هر گونه علامت رادارند. همچنین نوسانات این سریها نیز تغییر کرده است. اما در کل این سری ها افزایش چشمگیری تجربه نکردند، به طوری که نسبت اوراق بهادار با رابطه معنی دار از متوسط ۲۶٪ در حالت پایه به ۲۹٪ در روش میانگین وزنی ارزشی رسیده است. این شواهد نشان می دهد که ارزش



نمودار ٤. نسبت اوراق بهادار با اثر معنىدار GARCH-in-Mean بهصورت وزنى–ارزشى

از آنجایی که ریسک غیر سیستماتیک در اغلب اوراق بهادار بیانگر بخش بزرگی از ریسک کل می،باشد، این دو نوع ریسک باید ارتباط نزدیکی با یکدیگر داشته باشند. به این ترتیب، رابطه میان ریسک کل و بازده در چارچوب مدل GARCH-in-Mean (زمانی که تمام عوامل از معادله حذف می شود) در نمودار ۵ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. همان طور که مشخص است، مشابه رابطه ریسک غیر سیستماتیک و بازده، تغییر در رابطه معنی دار مشاهده شده میان ریسک کل و بازده در درجه اول از رابطه منفی ناشی می شود. که این موضوع حاکی از رابطه نزدیک ریسک غیر سیستماتیک و ریسک کل بوده و مؤید گزاره فوق مبنی بر ماهیت منفی رابطه میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده می باشد.





بهطور کلی نتایج حاصل از بررسی رابطه میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده نشان میدهد که این ارتباط در یکسوم از اوراق بهادار بازار وجود دارد و ماهیت این ارتباط تا حدود زیادی منفی میباشد. این شواهد مؤید فرضیه اول پژوهش حاضر مبنی بر اثر گذاری ریسک غیر سیستماتیک بر بازده مورد انتظار است. بهیاندیگر نمی توان این ادعا که ریسک غیر سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران بهطور منفی قیمت گذاری می شود را رد نمود.

#### کدام ویژگیها نسبت اوراق بهادار با اثر GARCH-in-Mean را توضیح میدهد؟

در این بخش به منظور آزمون فرضیه دوم، ویژگیهای اوراق بهاداری که دارای رابطه معنی دار میان بازده و ریسک غیر سیستماتیک می باشند، موردبررسی قرار می گیرد. بدین منظور ویژگیهای اندازه (SIZE)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM)، اهرم (LEV)، سود هر سهم (EPS)، نسبت قیمت به سود هر سهم (PE)، نسبت نقدی (CASHR) و گردش سهام (TURN) که معمولاً در پژوهش های مرتبط مورداستفاده قرار گرفتند، بر گزیده شدند.

| کشیدگی | چولگى | حداقل  | حداكثر | انحراف معيار | ميانه  | ميانگين |       |
|--------|-------|--------|--------|--------------|--------|---------|-------|
| ٣,٤٩   | ٠٨٠   | ١٠,٥٥  | 12,0.  | ۰,۷۰         | 11,90  | 17,••   | SIZE  |
| ٤,٤٣   | ١,٧٧  | ۰,۰۰   | ٢,٤٤   | ٠,٤١         | ۰ ,٤ ٥ | ۰,٥٦    | BM    |
| ٤,٧٧   | ١,٩١  | -///   | ٦٣٥٩   | 18.7,02      | 799    | 1.75,00 | EPS   |
| ٨,٢٩   | ٠,٦٤  | ۰,۰۲   | ۲,•۱   | ۰,۲۰         | ۲۲, ۰  | ۰,٦٠    | LEV   |
| ٤١,٣٥  | ٦,٢٠  | -7•,72 | 200,77 | ۳۲,۷۹        | 0,77   | 11,29   | PE    |
| 11,29  | ۲,٥٦  | *,**   | ۰,٤٩   | ۰,۰۷         | ۰,۰٤   | ۰,٠٦    | CASHR |
| ٦٣,١٠  | ٦,•٢  | ۰,۰۷   | 215,52 | 10,79        | ٥,٠٦   | ٩,٧٣    | TURN  |

|       |       |          |        |         | _      |      |
|-------|-------|----------|--------|---------|--------|------|
|       | * 1   | . 2.     | •      |         | 1 1 4  | τ.   |
| ـ د_ت | ے، شہ | <u> </u> | بیاہ ا | י נה כב | .7 اما | حدها |
| -,    | - 0   |          |        |         |        |      |
| -     | -     |          |        | ~ ~     |        |      |

- 1F

این ویژگیها جهت انطباق با ضرایب حاصله از GARCH-in-mean، در فراوانیهای سهساله اندازه گیری شدهاند. مقادیر این ویژگیها بهمنظور حذف دادههای پرت تعدیل شدهاند. بدین صورت که صدک اول و نود و نهم هر ویژگی به عنوان مقدار حداقل و حداکثر به کف و سقف نزدیک شده است. جدول ۴ آمار توصیفی هر ویژگی را فراهم نموده است. بنابراین در این بخش بهمنظور تعیین اثر هر ویژگی روی احتمال اثر معنی دار March-in-Mean در یک ورقه بهادار مشخص می باشد. بدین منظور رگرسیون لجیت به کار گرفته شده است. همچنین از رگرسیون لجیت چندگانه جهت بررسی جداگانه اثر هر ویژگی روی احتمال مشاهده رابطه مثبت میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده و احتمال مشاهده ارتباط منفی استفاده شده است.

| TURN     | CASHR  | PE           | LEV                   | EPS           | BM           | SIZE              | Constant       | ويژگىھا        |
|----------|--------|--------------|-----------------------|---------------|--------------|-------------------|----------------|----------------|
| ٠,•٣٤    | ١,٦٨٩  | ۰,۰۰۳        | •,٣٢٨                 | ۰,۰۰۱         | -•,٤٧٢       | ۰۰٫۸۰۹            | ۱۰,۱۲۰         | کل دورہ        |
| (•,•7)   | (0,•1) | (•,•1)       | (1,7A)                | (•,••)**      | (•,07)       | (• <b>,</b> ٣٨)** | (٤,٨٥)**       |                |
| _•,•00   | -٧,٢١٣ | ٠,١٩٧        | ۲,0۳۰                 | ۰,۰۰۱         | -•,\V•       | ۰,۰۷۳             | _٥,•٩٧         | ۸۲ <u>-</u> ۸۰ |
| (•,•£)   | (0,1+) | (•,11)*      | (٣,٢٤)                | (•,••)**      | (•,10)       | (•,07)            | (٧,٢٨)         |                |
| • ,• ٢٦  | ۲,۹۱۸  | ۰,۰۰۳        | -0,•^7                | • ,• • • ٤    | ٣,•٣٤        | • ,٤٦٧            | -٦,•٨١         | ۸0-A۳          |
| (•,•7)   | (0,97) | (•,•1)       | (۲,••)**              | (•,••)        | (١,١٦)***    | (•,0A)            | (٧,٥٣)         |                |
| • ,• • ٢ | ٣,١٠٤  | ۰,۰۱۰        | -1,971                | -•,••١        | -•,\٦٤       | -•,٢٨٣            | -0,•9٣         | ^^_^٦          |
| (•,•0)   | (٧,٢٣) | (•,•٢)       | (1,74)                | (•,••)*       | (٥٦, ١٥)     | (•,٣٩)            | (0,22)         |                |
| -•,•19   | -7,21V | ۰,۰۰۳        | ٠ ،٥٤ ٠               | ۰,۰۰۰٤        | ٥ ٤٢, • ــ   | -•,021            | ٦,٤٩٦          | ۹۱_۸۹          |
| (•,•7)   | (۲,٦١) | (•,•1)       | (•,4٤)                | (•,••)**      | (•,٣٨)*      | (•,YV)**          | (٣,٤٤)*        |                |
| _•,••٦   | _٣,•٦٤ | ۰,۰۰۳        | <b>-۰</b> ,۸۹۲        | • ,• • • ٣    | _• ,Vo٣      | _•,٥٩٧            | ۸ <b>,</b> ۳۸۷ | ٩٤_٩٢          |
| (•,•1)   | (٢,•٩) | (•,••)*      | (•,VE)                | (•,••)**      | (•,٣٩)*      | (•,7٤)**          | (٣,•٥)***      |                |
|          |        |              | مدل می باشد.          | عرض از مبدأ . | Constd معادل | ant .             |                |                |
|          | طح ۱٪  | ىنىدارى در س | o <sup>000</sup> '/.0 | داری در سطح   | ./: ۵۰ معنی  | ی در سطح ۱۰       | * معنىدار      |                |

جدول ٥. رگرسيون لجيت براي حالت پايه

در رگرسیون لجیت، اثر هر ویژگی روی احتمال وجود رابطه معنی دار (درسطح ۵٪) میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده در فرآیند GARCH-in-Mean، اندازه گیری می شود. بدین صورت که وقتی ورقه بهادار دارای ضریب <sub>۲</sub> معنی دار در یک زیر دوره باشد، متغیر وابسته برابر یک و در غیر این صورت صفر است. نتایج رگرسیون لجیت برای حالت پایه در جدول ۵ ارائه شده است. ردیف اول شامل نتایج رگرسیون لجیت برای کل دوره از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ میباشد، درحالی که که ۵ ردیف بعداز آن نتایج تخمین زده شده در فواصل سه ساله را نشان می دهد. قابل ذکر است که خطای معیار هر ضریب در داخل پرانتز، در ذیل آن مندرج گشته است. قابل ذکر است که خطای معیار هر ضریب در داخل پرانتز، در ذیل آن مندرج گشته است.

زمانی که کل دوره مدنظر قرار می گیرد، ویژگیهای اندازه و سود هر سهم، اثر ریسک غیر سیستماتیک روی بازده را تحت تأثیر قرار می دهند. شرکتهای کوچکتر با سود هر سهم بیشتر، به احتمال بالاتری تحت تأثیر ریسک غیر سیستماتیک قرار می گیرند. بنابراین احتمال مشاهده رابطه معنادار میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده در شرکتهای کوچک با سود هر سهم بیشتر، بالاتر است. معنی داری این ویژگیها به طور قابل توجهی در طول زمان تغییر می کند. به عنوان مثال نسبت قیمت به سود هر سهم تنها برای دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ معنی دار بوده، سود هر سهم برای دوره های به نظر می رسد که در اغلب مواقع ویژگیهای اندازه و سود هر سهم معنی دار می باشند. بااین وجود، به نظر می رسد که در اغلب مواقع ویژگیهای اندازه و سود هر سهم معنی دار می باشند. باین وجود، است که نسبت نقدی و گردش سهام در این رگرسیونها هرگز معنی داری را تجربه نکردند. به طور کلی، شواهد نشان می دهند که اوراق بهاداری که به احتمال زیاد دارای رابطه معنی دار میان بازده و ریسک غیر سیستماتیک می باشند، دارای اندازه کوچک و سود هر سهم بالا هستند.

در رگرسیون لجیت، در قسمت قبل، تنها احتمال داشتن اثر معنی دار ریسک غیر سیستماتیک روی بازده بدون توجه به علامت این اثر در نظر گرفته شده است. حال با استفاده از رگر سیون لجیت چندگانه، به طور جداگانه بررسی می گردد که کدام ویژگی ها احتمال داشتن رابطه مثبت میان بازده و ریسک غیر سیستماتیک و کدامیک احتمال داشتن رابطه منفی برای یک ورقه بهادار مشخص را تحت تأثیر قرار می دهد. بنابراین اگر *i*γ مثبت و معنی دار باشد، متغیر وابسته عدد مثبت یک، اگر منفی و معنی دار باشد، عدد منفی یک و در غیر این صورت عدد صفر اختیار می کند. توجیه بررسی جداگانه رابطه مثبت و منفی، در ادبیات موضوعی، ابهام در مورد رابطه منفی معنی دار نسبت به رابطه مثبت معنی دار می داند منفی یک و در غیر این صورت عدد صفر اختیار می کند. توجیه بررسی جداگانه رابطه مثبت و منفی، در ادبیات موضوعی، ابهام در مورد رابطه منفی معنی دار نسبت به رابطه مثبت معنی دار می باشد. زیرا اولاً، رابطه مثبت را می توان به وسیله نتایج نظری مانند مرتون (۱۹۸۷) توضیح داد اما رابطه منفی واقعاً گیج کننده است. ثانیاً، در صورت قیمت گذاری ریسک به هر دلیلی، انتظار می رود این قیمت، مثبت باشد.

- 1^

| ينل الف ) (Pr(-1)/Pr  |            |          |                |               |                |                 |                |                |  |
|---|------------|----------|----------------|---------------|----------------|-----------------|----------------|----------------|--|
| TURN  | CASHR      | PE       | LEV            | EPS           | BM             | SIZE            | Constant       | ويژگىھا        |  |
| -•,•٤0  | ٣,٣٦٣      | -•,••٦   | • ,937         | ۰,۰۰۱         | ۰,۱۷۰          | <u>۲۹, ۰۰ –</u> | ۹,۱۸۰          | کل دورہ        |  |
| (•,•٣)  | (0,17)     | (•,•1)   | (1,£A)         | **(•,••)      | (•,07)         | **(•,٤١)        | *(0,377)       |                |  |
| -•,107  | -1,177     | • ,175   | 1,700          | ۰,۰۰۱         | <u> </u>       | ۰,۲۳۹           | -7,017         | ۸ <b>۲</b> -۸۰ |  |
| (•,11)  | (1.,٧٤)    | (•,17)   | (٣,٨٨)         | (•,••)        | (•,£V)         | (11,1)          | (٩,٥٦)         |                |  |
| •,•71   | ٣,٣٦٦      | • ,• • ٢ | -٤,٦٦١         | •,•••         | ۲,۷۲٥          | • ,٤٢٥          | -0,0^0         | ۸٥-۸۳          |  |
| (•,•۲)  | (0,07)     | (•,•1)   | *(1,27)        | (•,••)        | **(1,7A)       | (•,07)          | (٦,٦١)         |                |  |
| -•,791  | -17,728    | ۰,•۳۸    | <b>_۰</b> ,٥٩∧ | • ,• • •      | ٠,١٦١          | ۳۳۹, ۰۰         | ٣,٤٧٩          | ///_//         |  |
| (•,17)  | (10,77)    | (•,•٤)   | (1,20)         | (•,••)        | (•,V0)         | (•,٧٦)          | (٩,٦٦)         |                |  |
| -•,•1V  | -7,011     | ۰,۰۰۱    | -•,٢٢٤         | • ,• • •      | -•,٣٨٦         | .٤٧٤, •−        | ٤,00٦          | ٩١_٨٩          |  |
| (•,•۲)  | (٣,٩٤)     | (•,•1)   | (1,10)         | *(•,••)       | (•,٤١)         | (•,٣0)          | (٤,0٠)         |                |  |
| ۰,۰۱٥   | -•,^r•     | ۰,۰۰۲    | -1,721         | • ,• • •      | -•,181         | ۳۳۳, ۰۰         | ۲,19٤          | 98-97          |  |
| (•,•1)  | (1,07)     | (•,••)   | *(•,٩٨)        | (•,••)        | (•,70)         | (•,٣٢)          | (٤,•٤)         |                |  |
|   |            |          | Pr(            | ب ) (1)/Pr(0) | پنل و          |                 |                |                |  |
| -•,•٢٥  | -•,٣٢٧     | ۰,۰۱۱    | -•,WV          | ۰,۰۰۱         | -1,117         | <b>_</b> ∙,∨∧٣  | ٩,٨٩١          | کل دورہ        |  |
| (•,•٣)  | (٦,١٧)     | (•,•1)   | (1,01)         | *(•,••)       | (•,٨١)         | *(•,٤٤)         | *(0,VE)        |                |  |
| -•,•٣٣  | -٧,٥٠٥     | • ,٣٣٤   | ٣,•٣٨          | ۰,۰۰۱         | ۲۰۳, ۰۰–       | -•,1•0          | -2,701         | ۸ <b>۲</b> –۸۰ |  |
| (•,•0)  | (٧,١٠)     | *(•,1٤)  | (٣,٨٢)         | **(•,••)      | (1,)           | (•,AV)          | (11,117)       |                |  |
| •,711   | -070,02V   | • ,٤٣١   | -179,702       | ٠,٠١٩         | ٦١,٢٧٧         | 17,017          | -114,741       | ۸٥-۸۳          |  |
| (۳۰,۳۳)   | (•,••)     | (٣٦٨,٩٦) | (127.7)        | (1,97)        | (7777)         | (2542)          | (77177)        |                |  |
| -•,147  | ۳۷,۱۱٦     | ۰,۰٦٣    | _۲,٦٠٦         | • ,• • •      | -1,710         | • ,٣٢ •         | _0,•^0         | //_/1          |  |
| (•,1V)  | ***(15,57) | **(•,•٣) | (٣,٥٠)         | (•,••)        | (1,17)         | (•,٧٢)          | (1•,•٦)        |                |  |
| -•,٢•٢  | • ,٧٢١     | ٠,٠١٩    | -•,121         | • ,• • •      | ۳۳۵, ۰۰_       | -•,111          | <b>-۰</b> ,٥٩٩ | ۹۱_۸۹          |  |
| (•,1٤)  | (0,01)     | *(•,•1)  | (1,9.)         | (•,••)        | (•,70)         | (•,0٤)          | (۷,۰٦)         |                |  |
| <b>-۰</b> ,•٤٩  | -10,901    | ۰,۰۰۱    | -•,^V•         | • ,• • •      | <b>-∙</b> ,∨٤٦ | ۰,۱۳۸           | -1,411         | 98-97          |  |
| (•,•£)  | (٧,٣٩)     | (•,••)   | (1,07)         | (•,••)        | (1,•٣)         | (•,٤٣)          | (0,79)         |                |  |
| <sup>۵</sup> معنیداری در سطح ۱۰٪ <sup>۵۵</sup> معنیداری در سطح ۵٪ <sup>۵۵۵</sup> معنیداری در سطح ۱٪ |            |          |                |               |                |                 |                |                |  |

جدول ٦. رگرسیون لجیت چندگانه برای حالت پایه

نتایج ارائه شده در جدول ۶، کاملاً مشابه نتایج جدول ۵ سازمان دهی شده است. پنل الف نتایج معادله لجیت چندگانه را به صورت داشتن احتمال اثر GARCH-in-Mean منفی نسبت به احتمال عدم معنی داری را گزارش می کند. پنل ب نیز شامل نسبت احتمال اثر مثبت معنی دار به عدم معنی داری اثر است. شواهد مندرج در رگر سیون لجیت چندگانه حاکی از آن است که به استثنای

ویژگی.های اندازه و سود هر سهم، ویژگی.های مؤثر بر احتمال رابطه مثبت میان ریسک و بازده متفاوت از ویژگیهای مؤثر بر احتمال رابطه منفی میباشد. ویژگیهای اندازه و سود هر سهم، مشترکاً در هر دو ینل، نقش تعیین کنندهای در احتمال داشتن تأثیر مثبت و منفی روی ریسک غیر سيستماتيك بازي مي كند. جالب توجه است كه اثر اندازه روى احتمال داشتن رابطه مثبت يا منفي، منفی است. بدین معنی که شرکتهای کوچک بهاحتمال بالاتر، اثر معنیداری میان ریسک غیر سيستماتيك و بازده با هر علامتي را تجربه كردند. همچنين شركتهايي با سود هر سهم بالاتر احتمالاً رابطه معنىدارى (هم مثبت و هم منفى) ميان ريسك غير سيستماتيك و بازده را تجربه مي كنند. اما معنیداری سایر ویژگیها میان این دو پنل متفاوت است. بدین معنی که برخی ویژگیها احتمال داشتن اثر مثبت روى ريسك غير سيستماتيك را تعيين مي كنند اما در تعيين احتمال داشتن تأثير منفى مؤثر نمى باشند و بالعكس. به طور مثال، نسبت قيمت به سود هر سهم به طور معنى دارى احتمال داشتن اثر مثبت ريسک غير سيستماتيک روي بازده را افزايش مي دهد، اما اثر منفي ريسک غير سيستماتيک روی بازده را تحت تأثیر قرار نمیدهد. همچنین اهرم و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار طی دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵ بهطور معنیداری احتمال رابطه منفی میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده را متأثر می سازند. سود هر سهم طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ و نسبت نقدی طی دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۸ اثر معنیداری روی احتمال رابطه مثبت و معنیدار میان بازه و ریسک غیر سیستماتیک داشتهاند. همانطور که قبلاً گفته شد، ویژگی گردش سهام در هیچیک از دو پنل هرگز معنیدار نمیباشد.

در کل شواهد مندرج در رگرسیون لجیت و لجیت چندگانه ضمن تأیید فرضیه دوم پژوهش، نشان می دهند که اگرچه ویژگی های اندازه و سود هر سهم قادر به توضیح وجود رابطه میان بازده و ریسک غیر سیستماتیک می باشند، اما ویژگی های مسبب رابطه مثبت میان ریسک و بازده متفاوت از ویژگی هایی می باشند که عامل رابطه منفی هستند. شرکت های کوچک با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتر، سود هر سهم بیشتر و اهرم پایین تر به احتمال زیاد دارای رابطه منفی میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده سهام می باشند. بنابراین این ویژگی ها به احتمال زیاد مسبب رابطه معکوس گیج کننده میان ریسک و بازده هستند. همچنین شرکت های کوچک با موجودی نقد بیشتر و سود هر سهم و نسبت قیمت به سود هر سهم بالاتر ، احتمالاً دارای رابطه منبت میان ریسک غیر سیستماتیکشان و بازده می باشند. این نتایج نشان می دهد که ممکن است عوامل توضیحی متفاوتی برای توجیه وجود رابطه مثبت و منفی میان ریسک و بازده مو نشان می دهد که ممکن است موامل توضیحی متفاوتی

## نتیجه گیری و بحث

پژوهش حاضر ارتباط میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده را در چهارچوب -GARCH-in موردبررسی قرار داده است. این رویکرد امکان تخمین همزمان ریسک غیر سیستماتیک شرطی و ارتباطش با بازده مورد انتظار را در قالب مدلی عاملی برای هر ورقه بهادار منفرد فراهم می سازد. نتایج حاکی از آن است که حدود یک سوم از بازار، ارتباط معنی دار میان ریسک غیر سیستماتیک می سازد. نتایج حاکی از آن است که حدود یک سوم از بازار، ارتباط معنی دار میان ریسک غیر سیستماتیک و می سازد. نتایج حاکی از آن است که حدود یک سوم از بازار، ارتباط معنی دار میان ریسک غیر سیستماتیک و می سازد. نتایج حاکی از آن است که حدود یک سوم از بازار، ارتباط معنی دار میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده را تجربه کردند. شرکتهایی با ارتباط منفی دارای سهم بسیار بیشتری از شرکتهایی با ارتباط منبی دارای سهم بسیار بیشتری از مشرکتهایی با ارتباط منفی دارای موه به اسیار بیشتری از مستماتیک و بازده را تجربه کردند. شرکتهای با درباط منفی دارای سهم بسیار بیشتری از مرکتهایی با ارتباط منفی دارای موه و بینتری از می می سوم با یا بازی می از می دارای موه و همکاران (۲۰۰۹)، انتظار می رود ریسک غیر سیستماتیک اغلب شرکتها به طور منفی قیمت گذاری شود. این نتایج (۲۰۰۹)، ژیانگ، ژو و یائو (۲۰۰۹)، انگ و همکاران (۲۰۰۹)، وان و ژیائو (۲۰۱۴) و لی و لای (۲۰۱۹)، لی می بینتار این حتی اگر شرکتهای وجود داشته باشند که بازده آنها به طور مثبتی با ریسک غیر می باشد. بنابراین حتی اگر شرکتهایی وجود داشته باشند که بازده آنها به طور مثبتی با ریسک غیر سیستماتیک شان مرتبط باشد، می توان اطمینان داشت که چنین نمونه هایی بسیار کم هستند.

بررسی اثر ویژگیهای شرکت بر احتمال وجود رابطه معنی دار میان ریسک غیر سیستماتیک و بازده نشان می دهد که اندازه، سود هر سهم، اهرم و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در دورههای مختلف احتمال این رابطه را تحت تأثیر قرار می دهند. ویژگیهای مؤثر بر رابطه مثبت متفاوت از ویژگیهایی که نقش تعیین کنندهای در رابطه منفی دارند، می باشد (به استثنای اندازه و سود هر سهم). به طور مثال، اهرم و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در دوره هایی رابطه منفی را تحت تأثیر قرار می دهند. بنابراین این ویژگیها ممکن است رهگشایی برای رابطه منفی معماگونه ریسک غیر سیستماتیک و بازده باشند. در مقابل قیمت به سود هر سهم به طور معنی داری احتمال داشتن اثر مثبت ریسک غیر سیستماتیک روی بازده را افزایش می دهد. این شواهد می تواند برای بررسی بیشتر پیچیدگیهای پیرامون ریسک غیر سیستماتیک در پژوهش های آتی مورد توجه قرار گیرد. همچنین پیشنهاد می گردد، پژوهش های آتی در بررسی رابطه ریسک غیر سیستماتیک و بازده جهت در نظر پیشنهاد می گردد، پژوهش های آتی در بررسی رابطه ریسک غیر سیستماتیک و بازده جهت در نظر

1. Leverage Effect

منابع

- Ang, A, Hodrick, Y, Xing, and X, Zhang. (2006).»The Cross Section of Volatility and Expected Returns». *Journal of Finance*, 61, 259-299.
- Ang, A, Hodrick, Y, Xing, and X, Zhang. (2009). «High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further US Evidence». *Journal of Financial Economics*, 91, 1-23.
- Bali, T, Cakici, N. (2008). «Idiosyncratic volatility and the cross-section of expected returns?». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43 29–58.
- Black, F. (1972). «Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing». *Journal of Business*, 45, 444-455.
- Boehme, R.D, Danielsen, B.R, Kumar, P, & Sorescu, S.M. (2009).
  «Idiosyncratic risk and the cross-section of stock returns: Merton (1987) meets Miller (1977)». *Journal of Financial Markets*, 12, 438-468.
- Boyer, B, Mitton, T, and Vorkink, K. (2007). «Idiosyncratic volatility and skewness: time-series relations and the cross-section of expected returns». *Working paper*, Brigham Young University.
- Brockman, P, Schutte, M. (2007). «Is idiosyncratic volatility priced? The international evidence». *Working paper*, University of Missouri.
- Campbell, JY, Lettau, M, Malkiel, BG, and Xu, Y. (2001). »Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk«. Journal of Finance, 16, 1-43.
- Chua, C, Goh, J, and Zhang, Z. (2007). «Idiosyncratic volatility matters for the cross-section of returns-in more ways than one». *Working paper*, China International Conference in Finance, July 2006.
- Connolly, R.A, Rendleman, R.J. (2007). «A Simulation-Based Assessment of Cross-Sectional CAPM Testing Methodology». *Working paper*, University of North Carolina.
- Davallou, M, and Hamidizadeh, M.R. (1392). «Investment Strategy Based on Idiosyncratic Risk & Ownership Structure». *Journal of Strategic Management Studies-*, 16, 109-129. (in Persian)
- Davallou, M, and Rajabi, A. (1394). «An Anatomic Study of the Relationship between Stock Return and Idiosyncratic Volatility Evidences

from Tehran Stock Exchange». Journal of Asset Management and Financing, 3, 37-48. (in Persian)

- Doran, J.S, Jiang, D and Peterson, D.R. (2008). «Gambling in the New Year? The January Idiosyncratic Volatility Puzzle». *Working Paper*, Florida State University.
- Drost, F.C, Nijman, T.E. (1993). «Temporal Aggregation of GARCH Processes». *Econometrica*, 61, 909-927.
- Fu, F. (2009). «Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns». *Journal of Financial Economics*, 91, 24-37.
- Goetzmann, W.N, Kumar, A. (2008). «Equity portfolio diversification». *Review of Finance*, 12, 433-463
- Grinstein, Y, Michaely, R. (2005). «Institutional Holdings and Payout Policy». *Journal of Finance*, 60, 1389-1426.
- Guo, H, and Savickas, R. (2006). «Idiosyncratic Volatility, Stock Market Volatility, and Expected Stock Returns». *Journal of Business and Economic Statistics*, 24, 43-56.
- Huang, W, Liu, Q, Rhee, S.G, and Zhang, L. (2010). «Return reversals, idiosyncratic risk and expected returns». *Review of Financial Studies*, 23, 147-168
- Jiang, GJ, Xu, D, and Yao, T. (2009). «The information content of idiosyncratic volatility». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44, 1-28.
- Jiang, X, Lee, B. (2006). «The Dynamic Relation Between Returns and Idiosyncratic Volatility». *Financial Management*, 35, 43-65.
- Kahneman, D, and A, Tversky. (1979). «Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk». *Econometrica*, 47. 263-292.
- Kan, R, Zhang, C. (1999). «Two-Pass Tests of Asset Pricing Models with Useless Factors». *Journal of Finance*, 54, 203-235.
- Kim, D. (1995). «The Errors in the Variables Problem in the Cross Section of Expected Stock Returns». *Journal of Finance*, 50, 1605-1634.
- Lee, B.S, and Li, L. (2016). «The Idiosyncratic Risk-Return Relation: A Quantile Regression Approach Based on the Prospect Theory». *Journal of Behavioral Finance*, 17, 124-143.
- Lee, JBT. (2008). «Higher Idiosyncratic Moments and the Cross-Section of Expected Stock Returns». PhD Thesis. University of Washington.
- Levy, H. (1978). «Equilibrium in an imperfect market: a constraint on the number of securities in the portfolio». *American Economic Review*, 68, 643-658.
- Lintner, J. (1965a). «The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets». *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.

- Liu, Y, and Ping, W. (2013). «Model selection and relationship between idiosyncratic volatility and expected stock returns: evidence from Chinese A-share Market». International Conference on Service Systems and Service Management: Refereed papers from the 10th International Conference on Service Systems and Service Management (522-526). Hong Kong: IEEE.
- Malkiel, B.G, and Xu, Y. (1997). «Risk and Return Revisited». Journal of Portfolio Management, 24, 9-14.
- Malkiel, B.G, and Xu, Y. (2004). «Idiosyncratic Risk and Security Returns». *Working Paper*, American Finance Association Meeting, May 2004.
- Markowitz, H. (1952). «Portfolio Selection». Journal of Finance, 7, 77-91.
- Meddahi, N, Renault, E. (2003). «Temporal Aggregation of Volatility Models». *Journal of Econometrics*, 119, 355-379.
- Mendonça, F.P, Klotzle, M.C, Pinto, A.C.F, Montezano, R.M.S. (2012).
  «The relationship between idiosyncratic risk and returns in the Brazilian stock market». *Revista Contabilidade & Finanças*, 23. 246-257.
- Merton, R.C. (1987). «A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information». *Journal of Finance*, 42, 483-510.
- Nelson, D.B. (1991). «Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach». *Econometrica*, 59, 347-370.
- Rachwalski, M, and Wen,Q. (2016). « Idiosyncratic Risk Innovations and the Idiosyncratic Risk-Return Relation». *The Review of Asset Pricing Studies*, 6, 303-328.
- Roll, R, Ross S.A. (1994). «On the Cross-Sectional Relation Between Expected Returns and Betas». *Journal of Finance*, 49, 101-121.
- Sharpe, W.F. (1964). «Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk». *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- Spiegel, M, and Wang, X. (2006). «Cross-Sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk». *Working Paper*, Yale University.
- Tinic, S.M, and West, R.R. (1986). «Risk, Return and Equilibrium: A Revisit». *Journal of Political Economy*, 94, 126-147.
- Wan, C, and Xiao, Z. (2014). «Idiosyncratic Volatility, Expected Windfall and the Cross-Section of Stock Returns». *Advances in econometrics*, 33. 713-749.