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

Publisher: Shahid Beheshti University

Journal of Financial Management Perspective
2025, Vol. 14, No.48
PP: 9-33
https://doi.org/10.48308/jfmp.2025.238487.1467
Copyright: © 2024 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by /4.0/)

Role of Evaluation Period Characteristics in the Efficiency Analysis of Futures Contracts for Equity Index Risk Management

Saeed Fathi*, Elaheh Esameili Sheshjavani**

Abstract:

Purpose: Previous research has examined the effectiveness of futures contracts in risk management for various indices using different strategies and estimation methods across different years, countries, and underlying assets, yielding diverse results. One of the key dimensions influencing the divergence in outcomes of past studies is the characteristics of the assessment period for variance changes and the estimation period for optimal risk hedging. Understanding the role of these factors is crucial for enhancing the quality of future studies on risk hedging via futures contracts.

Method: This meta-analysis encompasses all empirical tests conducted on the efficacy of stock index risk hedging using futures contracts, published in articles from 2015 to 2022. It includes 30 papers and 1,373 effect sizes, which consist of 1,846,373 and 1,052,225 observations in the estimation and assessment periods, respectively. To achieve the specified objectives, data were computed and analyzed using CMA software. The basis of the evaluation was the weighted average effect size of risk coverage efficacy, and ANOVA was utilized to compare effect size groups. Seven-steps meta-analysis has been used in this study.

Results: Results indicated that the efficacy of risk hedging in the category with an assessment period of one year or less was greater than that in categories with an assessment period exceeding one year. Furthermore, the efficiency of stock index risk hedging utilizing out-of-sample strategies was found to be superior to that of employing in-sample strategies. Moreover, using a larger dataset, or in other words, extending the estimation period, led to a reduction in risk hedging efficiency. Out of 16 robustness test categories for assessment period length and estimation strategy,

* Professor, Department of Management, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. (Corresponding Author), **Email: s.fathi@ase.ui.ac.ir**

** M.A, Department of Management, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.

results were confirmed in 15 categories, and for estimation period length, results were validated in ten categories.

Conclusion: During extended evaluation periods, the frequency of interest rate changes or other environmental factors is likely higher, which may reduce the effectiveness of risk hedging. Regarding the estimation window length, if investors estimate their risk hedging model parameters using datasets spanning less than three years, they can more effectively control price volatility in their cash assets. Indeed, under such conditions, the variance of a portfolio comprising both cash and futures assets experiences a more pronounced reduction. Finally, when investors utilize historical data to estimate parameters and implement risk hedging for future periods—adopting an out-of-sample approach—they can achieve more efficient risk coverage.

Keywords: Risk Management, Risk Hedging Efficiency, Risk Hedging Effectiveness, Risk Hedging Ratio, Future Contract

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

ناشر: دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم انداز مدیریت مالی
۱۴۰۳ دوره ،۱۴ شماره ۴۸ صص ۳۳-۹

Copyright: © 2024 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

نقش ویژگی‌های دوره ارزیابی و تخمین در تحلیل کارآیی قرارداد آتی در مدیریت ریسک شاخص سهام

سعید فتحی*، الهه اسماعیلی ششجوانی**

چکیده

هدف: در پژوهش‌های گذشته، کارآیی قرارداد آتی در مدیریت ریسک برای شاخص‌های مختلف با انواع استراتژی‌ها و روش‌های تخمین در سال‌ها، کشورها و دارایی‌های پایه‌ی متفاوتی بررسی شده است که نتایج متفاوتی گزارش کرده‌اند. یکی از ابعاد موثر بر واگرایی نتایج مطالعات گذشته، ویژگی‌های دوره ارزیابی، تغییر در واریانس و دوره تخمین نسبت بهینه پوشش ریسک است. کشف نقش این عوامل، در کیفیت مطالعات آینده در پوشش ریسک به کمک قرارداد آتی نقشی اساسی دارد.

روش: نمونه شامل کلیه آزمون‌های تجربی انجام شده در مورد کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی است. آزمون‌هایی که در مقالات بین سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۲ منتشر شده است. ۳۰ مقاله و ۱۳۷۳ اندازه اثر است که شامل ۱،۸۴۶،۳۷۳ و ۱،۰۵۲،۲۲۵ مشاهده به ترتیب در دوره‌ی تخمین و ارزیابی می‌شود. جهت دستیابی به اهداف تعیین شده، به کمک نرم افزار سی‌اِم‌اِی محاسبه و مورد تحلیل قرار گرفت. مبنای ارزیابی، میانگین وزنی اندازه اثر کارآیی پوشش ریسک است و برای مقایسه گروه‌های اندازه اثر از تحلیل واریانس استفاده شده است. در این پژوهش از هفت مرحله فراتحلیل استفاده شده است.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که کارآیی پوشش ریسک در دسته طول دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال از مقدار آن در دسته طول دوره‌ی ارزیابی بزرگتر از یک سال بیشتر است، کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام با استفاده از استراتژی برون نمونه‌ای نسبت به استراتژی درون نمونه‌ای بیشتر است و استفاده از داده‌های بیشتر یا به عبارتی دوره‌ی تخمین بزرگتر، منجر به کاهش کارآیی پوشش ریسک می‌شود. از ۱۶ طبقه آزمون استحکام برای طول دوره ارزیابی و استراتژی تخمین در ۱۵ طبقه و برای طول دوره تخمین در ده طبقه نتایج مورد تایید قرار گرفت.

نتیجه‌گیری: در طول دوره‌ی ارزیابی بزرگ، احتمالا، دفعات تغییر نرخ بهره یا سایر عوامل محیطی بیشتر است و این امر باعث کاهش کارآیی پوشش ریسک شده است. در مورد طول دوره تخمین اگر سرمایه‌گذار پارامترهای مدل پوشش ریسک را با استفاده از داده‌هایی تخمین بزند که در دوره‌ی کمتر از سه سال قرار داشته باشد، می‌تواند به شکل موثرتری نوسان قیمت دارایی نقد خود را کنترل کند یا در واقع در این حالت واریانس سبد متشکل از دارایی نقد و آتی کاهش بیشتری خواهد داشت.

* استاد، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول):**E-mail**: s.fathi@ase.ui.ac.ir
** کارشناسی ارشد، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

در نهایت وقتی سرمایه‌گذاران از داده‌های گذشته برای تخمین پارامترها و پوشش ریسک در دوره‌های آتی استفاده می‌کنند و روش برون‌نمونه‌ای را مبناقرار می‌دهند، می‌توانند به شکل کارآتر ریسک را پوشش دهند.

کلیدواژه‌ها: مدیریت ریسک؛ کارآیی پوشش ریسک؛ اثر بخشی مدیریت ریسک؛ نسبت پوشش ریسک؛ قرارداد آتی.

۱. مقدمه

کارآیی پوشش ریسک به معنای نسبت کاهش واریانس به کمک پوشش ریسک است [۱۴،۲۶]. ادرینگتون (۱۹۷۹) با مقایسه واریانس بازدهی سبد پوشش داده شده و سبد بدون پوشش، درصد کاهش واریانس را محاسبه و کارآیی پوشش ریسک را تعیین کرده است. از طرفی تعیین نسبت بهینه پوشش ریسک کمک می‌کند ریسک سرمایه‌گذاری کاهش و مرز کارآ بهبود یابد [۸،۵]. در نهایت ارزیابی کارآیی پوشش ریسک و کشف میزان تغییر این کارآیی در شرایط مختلف دوره تخمین و ارزیابی، در مطالعات تجربی گذشته باعث تقویت تجربه پوشش ریسک و در نتیجه عملکرد بهتر سرمایه‌گذار در این زمینه می‌شود.

مهمترین عامل در پوشش مناسب ریسک به کمک قرارداد آتی، تعیین مقدار بهینه نسبت پوشش ریسک است [۴۹]. نسبت پوشش ریسک را می‌توان با استفاده از معیارهای حداقل‌سازی واریانس [۳۲،۱۴،۸،۵،۵۰]، حداقل‌سازی ارزش در معرض خطر [۳۴] و حداکثرسازی مطلوبیت سرمایه‌گذاری [۴۸] تخمین زد. در این پژوهش به دلیل فراوانی مطالعات از جنس واریانس و کمبود مطالعه در سایر معیارها، تمرکز بر کاهش واریانس در کارآیی پوشش ریسک است. برای پوشش ریسک دو مرحله اصلی مد نظر است؛ تخمین نسبت پوشش ریسک و سپس ارزیابی کارآیی سبد تشکیل شده در کاهش ریسک سرمایه‌گذاری. برخی پژوهش‌ها، تعداد زیاد مشاهدات در دوره‌ی مطالعه طولانی که دربردانده اتفاقات مهم مالی باشد را برای بررسی کارآیی پوشش ریسک مدنظر قرار دادند [۳۶]. ضمناً در استراتژی برون نمونه‌ای که در آن داده‌های دوره ارزیابی با داده‌های دوره تخمین متفاوت است، طول دوره‌ی ارزیابی بیشتر باعث می‌شود داده‌های مرحله ارزیابی در فاصله دورتری از داده‌های مرحله تخمین باشد. لذا، انتظار می‌رود مقادیر کارآیی با طولانی شدن دوره تخمین کاهش یابد. آلان[1] و همکاران (۲۰۱۶) نیز بر این اعتقادند که بین کارآیی این دو حالت تفاوت وجود دارد[۲]. لای[2] و همکاران (۲۰۱۷) کارآیی پوشش ریسک به مراتب بالاتر استراتژی درون نمونه‌ای را نسبت به استراتژی برون نمونه‌ای گزارش کردند[۳۱]. این در حالی است که سجاد و طروسیان (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که در بیشتر روش‌های تخمین و در انواع طول بازه داده‌ها، کارآیی پوشش ریسک استراتژی برون‌نمونه‌ای از درون‌نمونه‌ای بیشتر است[۴۲].

پژوهش‌های مرتبط با پوشش ریسک [۱۱،۲۹،۳۹]، معمولاً با نتایجی متضاد و گیج‌کننده همراه است و به عبارتی با یک بررسی اجمالی مشخص می‌شود که کارآیی پوشش ریسک در مطالعات تجربی گذشته مقادیر متفاوتی به خود گرفته است [۳،۴۷]. از طرفی در مطالعات میدانی تشخیص تضاد نتایج و دلایل جامع آن امکان‌پذیر نیست [۱] و لاجرم از روش فراتحلیل برای کشف دلایل تضاد در مطالعات گذشته استفاده می‌شود. فراتحلیل رویکردی پژوهشی است که به کمک آن پژوهشگر می‌تواند به ترکیب مناسبی از نتایج کمی مطالعات متضاد و غیر متضاد در گذشته دست یابد، تناقض‌ها را توضیح دهد و متغیرهای ساختاری تعدیل کننده در نتایج مطالعات گذشته را تبیین کند [۴۰]. بنابراین در این پژوهش سعی می‌شود نتایج آزمون‌های تجربی گذشته با موضوع تعیین نسبت پوشش ریسک و سنجش کارآیی آن فراتحلیل شود. از جمله این شرایط می‌توان به طول دوره‌ی ارزیابی، طول دوره‌ی تخمین و استراتژی پنجره‌ی

1. Alan
2. Lai

ارزیابی اشاره کرد. بنابراین مسئله اصلی پژوهش بررسی نقش ویژگی‌های تخمین و ارزیابی در کارآیی پوشش ریسک به کمک قرارداد آتی است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

خرید دارایی از منظر زمان پرداخت وجه و تحویل کالا دارای پنج حالت است [۳۸]: ۱) معامله نقد، ۲) معامله اعتباری، ۳) معامله سلف، ۴) معامله آتی و ۵) معامله اختیار. قرارداد آتی تعهد به خرید یا فروش یک دارایی مشخص در زمان مشخصی در آینده است؛ مشروط به اینکه در بورس معامله شود [۳۵]. در واقع قرارداد آتی توافق‌نامه‌ای مبتنی بر خرید یا فروش دارایی در زمان معین و با قیمت معین در آینده است [۲۶]. تجربیات دهه‌های اخیر در بازارهای مالی نشان‌دهنده‌ی افزایش اهمیت مدیریت ریسک در فعالیت‌های مالی است [۱۷]. با توجه به اینکه همواره یکی از چالش‌های بزرگ در سرمایه‌گذاری، تلاطم قیمت دارایی است و پژوهش‌های گذشته نشان داده است که بحران‌ها و تلاطم‌های مالی با شوک‌هایی همراه هستند که اثر بزرگی بر توزیع بازده دارند [۱۸]؛ مدیریت ریسک به فعالیتی مداوم و اجتناب‌ناپذیر تبدیل شده که با یکی از چهار استراتژی حذف، انتقال، کاهش و پذیرش قابل اجراست [۱۲]. سرمایه‌گذاری پوششی، نوعی سرمایه‌گذاری جانبی نظیر موقعیتی معکوس در بازار نقد [۲۰] است که برای کاهش ریسک یا افزایش مطلوبیت سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود. تعداد زیاد مطالعات تجربی در حوزه پوشش ریسک با استفاده از مشتقات [۴۴]، از علاقه زیاد اهالی دانشگاه و کسب و کار و نیز اهمیت این موضوع حکایت می‌کند. در استراتژی‌های پوشش ریسک از ترکیب سرمایه‌گذاری‌ها در بازار نقد و آتی برای حذف یا کاهش نوسانات قیمت استفاده می‌کنند. بخش عمده‌ای از ریسکی که سرمایه‌گذاران با آن مواجه هستند ناشی از عملکرد کل بازار سهام است که با اتخاذ راهبردهای مناسب پوشش ریسک می‌توان تا حد زیادی آن را خنثی کرد [۱۳].

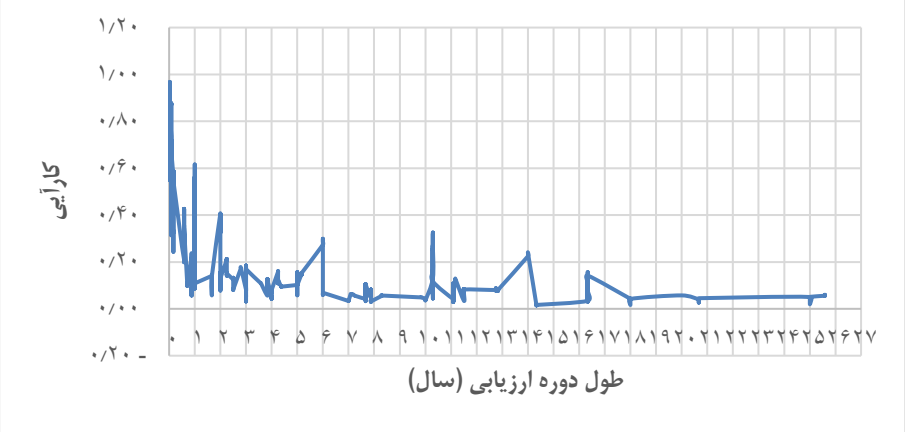
پوشش ریسک به کمک قرارداد آتی: برای پوشش ریسک دارایی به کمک قرارداد آتی ابتدا بر اساس همبستگی بازده یا قیمت قرارداد آتی و دارایی نقد نسبت پوشش ریسک تخمین و پس از معاملات پوششی، میزان یا درصد کاهش ریسک ناشی از ورود به معامله پوششی ارزیابی می‌شود. به عبارتی پس از تعیین موقعیت معاملاتی در قرارداد آتی، یکی از مهم‌ترین موضوعات پاسخ به این پرسش است که چه تعداد موقعیت آتی برای پوشش ریسک کفایت می‌کند. نسبت پوشش ریسک برابر نسبت اندازه موقعیت آتی (سرمایه‌گذاری پوششی) به اندازه سرمایه‌گذاری در معرض ریسک است [۲۶]. اولین بار نسبت بهینه پوشش ریسک حداقل‌کننده واریانس توسط جانسون (۱۹۶۰) ارائه و توسط ادرینگتون[1] (۱۹۷۹) توسعه یافت. روش‌های بهینه تخمین نسبت پوشش ریسک به دو دسته عمده ایستا و پویا تقسیم می‌شود. [۲۹]. از مدلهای ایستا می‌توان **به** روش حداقل مربعات معمولی، روش حداقل مربعات معمولی تصحیح شده، روش مدل خود رگرسیون برداری (VAR) [۲۴] **و** مدل تصحیح خطای برداری(VECM) و از مدلهای پویا می‌توان به **به روش** VECH-GARCH[2] **و روش** BEKK-GARCH[3]، مدل همبستگی شرطی ثابت (**CCC**) و مدل همبستگی شرطی متغیر (**DCC**) اشاره کرد [۴۲]. پس از تخمین نسبت پوشش ریسک و انجام سرمایه‌گذاری نوبت به مرحله ارزیابی می‌رسد. ادرینگتون (۱۹۷۹) با مقایسه واریانس بازدهی سبد پوشش داده شده و سبد بدون پوشش، در صد کاهش واریانس را محاسبه و کارآیی پوشش ریسک را با استفاده از رابطه (۱) تعیین کرده است.

1. Ederington
2. Vectorized GARCH
3. Baba, Engle, Kraft and Kroner

$$VR = 1 - \frac{VAR_H}{VAR_U} \qquad (۱)$$

در این رابطه VAR_H واریانس سبد پوشش داده شده، VAR_U واریانس سبد بدون پوشش ریسک[۱] و **VR** نسبت کاهش واریانس به عنوان معیار سنجش کارآیی پوشش ریسک است. آنچه مسلم است در تمامی پژوهش‌ها درصد کاهش واریانس، معیار خوبی برای مقایسه کارآیی پوشش ریسک به شمار می‌رود که توسط پژوهشگران متعددی استفاده شده است. در پژوهش‌های گذشته کارآیی پوشش ریسک در انواع روش‌های تخمین نسبت پوشش ریسک، طول دوره‌ی ارزیابی، استراتژی پنجره‌ی ارزیابی، نوع کشور یا شاخص و غیره مورد قیاس قرار گرفته‌اند و به نتایج متفاوتی دست یافتند. اگرچه در بسیاری از پژوهش‌ها استراتژی‌های پویا، کارآیی بیشتری نسبت به استراتژی‌های ایستا کسب کرده‌اند ولی حسن و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند همه مدل‌های پویا از مدل کلاسیک حداقل مربعات معمولی بهتر عمل نمی‌کند[۲۱]. آن‌ها در نهایت نشان دادند کارآیی پوشش رهیافت‌های مختلف اقتصادسنجی به طول دوره‌ی پیش‌بینی و بازار مورد مطالعه وابسته است. بدین‌صورت که با افزایش طول دوره‌ی پیش‌بینی، مقادیر کارآیی تمامی رهیافت‌های اقتصادسنجی کاهش یافته است؛ به عنوان مثال که در طول دوره‌ی تخمین ۶۰ روزه مقادیر کارآیی نسبت به دوره‌ی ۳۰ روزه و ۲۰ روزه کمتر است. ضمناً مقادیر متفاوتی برای کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام **S&P** و کره جنوبی حاصل شده‌است.

تو سعه مفهومی فر ضیه ها: در ادامه در مورد مبنای نظری تجربی شکل گیری فر ضیه ها بحث می شود. در مورد طول دوره‌ی ارزیابی می‌توان این‌گونه ا ستدلال کرد که در ا ستراتژی برون نمونه‌ای هرچه طول دوره‌ی ارزیابی بی شتر با شد، داده‌های ا ستفاده شده برای ارزیابی پو شش ری سک در فا صله دورتری از داده‌های مورد ا ستفاده برای تخمین پارامترها قرار دارد. در این حالت انتظار می‌رود مقادیر کارآیی کاهش یابد. آلان[۲] و همکاران (۲۰۱۶) نیز بر این اعتقادند که بین کارآیی این دو حالت تفاوت وجود دارد. برای پیدا کردن نقطه شک ست فر ضیه نمودار کارآیی در طول دوره ارزیابی مختلف بررسی شد. با توجه به تفاوت جدی شیب از سال اول به بعد، طول دوره یکسال به عنوان نقطه شکست انتخاب شد.



شکل ۱: *رابطه طول دوره ارزیابی و کارآیی پوشش ریسک*

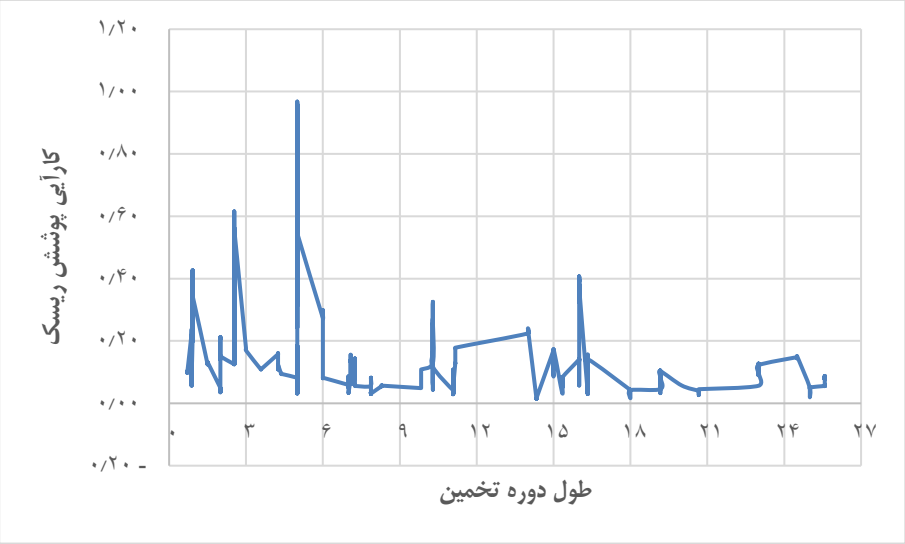
برای بررسی جامع این موضوع فرضیه اول به شرح زیر تدوین شد:

[۱] . واریانس دارایی که به صورت نقد خریداری شده باشد و با قرارداد آتی پوشش داده نشده است؛ به عنوان مثال در این پژوهش منظور واریانس شاخص سهام است.

2. Alan

فرضیه اول: کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی با طول دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال بیشتر از مقدار آن با طول دوره‌ی ارزیابی بیشتر از یک سال است.

دوره تخمین و کارایی پوشش ریسک: در مورد تاثیر طول دوره‌ی تخمین بر کارآیی پوشش ریسک دو رویکرد را می‌توان مطرح کرد. اول اینکه هرچه طول دوره‌ی تخمین بزرگتر باشد، از داده‌های بیشتری برای برآورد پارامترهای مدل تعیین نسبت پوشش ریسک استفاده می‌شود و در نتیجه می‌توان انتظار داشت خطای تخمین ناچیز باشد. از طرفی دوره‌ی تخمین بزرگ دربرگیرنده رویدادهای بیشتری در محیط سرمایه‌گذاری است که می‌تواند به نوسان بیشتر قیمت‌ها منجر شود. بنابراین در رویکرد دوم انتظار می‌رود پارامترهای تخمین زده شده دارای تورش بیشتری باشد و درنتیجه مقادیر کارآیی در این دوره‌ها کاهش یابد. برخی پژوهش‌ها، تعداد زیاد مشاهدات در دوره‌ی مطالعه طولانی که دربردانده اتفاقات مهم مالی باشد را برای بررسی کارآیی پوشش ریسک مدنظر قرار دادند [۳۶]. جهت تشخیص نقطه شکست، در شکل ۲ رابطه طول دوره تخمین با کارآیی بررسی شد.



شکل ۲: *رابطه طول دوره ت خمین با کارآیی پوشش ریسک*

مشاهده می‌شود که غیر از داده پرتی که در سال ۵ حدود ۱ واحد کارآیی داشته است (که استثنا محسوب می‌شود)، تقریبا از سال سوم به بعد تغییر جدی در نوسان و شیب نمودار مشاهده می‌شود. بنابراین فرضیه دوم به صورت زیر مطرح شد:

فرضیه دوم: کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی با طول دوره‌ی تخمین کمتر مساوی سه سال بیشتر ازمقدار آن با طول دوره‌ی تخمین بیشتر از سه سال است.

کارآیی پوشش ریسک روش‌های مختلف تخمین در دو استراتژی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای در بسیاری از مطالعات گزارش و مقایسه شده است. نتایج پژوهش سجاد و طروسیان (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که به لحاظ مقدار کارآیی، روش برتر تخمین نسبت پوشش ریسک در استراتژی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای با هم متفاوت است[۱۴]. از آنجا که در روش درون نمونه‌ای از داده‌های یکسانی برای تخمین پارامترها و ارزیابی کارآیی استفاده می‌شود، انتظار می‌رود نسبت به استراتژی برون نمونه‌ای کارآیی بیشتری ایجاد کند. لای[1] و همکاران (۲۰۱۷) کارآیی پوشش ریسک به مراتب بالاتر استراتژی درون نمونه‌ای را نسبت به استراتژی برون نمونه‌ای گزارش کردند. ولی نتایج پژوهش سجاد و طروسیان (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که در بیشتر روش‌های تخمین و در انواع طول بازه داده‌ها، کارآیی پوشش ریسک استراتژی

1. Lai

برون‌نمونه‌ای از درون‌نمونه‌ای بیشتر است. بنابراین فرضیه سوم پژوهش به صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه سوم: کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی در استراتژی برون نمونه‌ای بیشتر ازمقدار آن در استراتژی درون نمونه‌ای است.

رویه‌های کمی فراتحلیل که در ادامه به آن پرداخته شده‌است؛ می‌تواند به برخی چالش‌های معرفی شده ناشی از وجود چند پاسخ برای یک سوال پژوهشی مطرح شده، رسیدگی کند و نتایج عددی حاصل از تعدادی مقاله تجربی را ترکیب کند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

نمونه و داده‌ها: با توجه به اهداف پژوهش و رویکرد فراتحلیل استفاده شده، جامعه آماری شامل کلیه آزمون‌های آماری انجام‌شده در مورد کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی است. منوط به اینکه در مقالات منتشر شده در مجلات با شاخص[1] **H** حداقل ۱ در نمایه اسکوپوس بین سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۷ و حداقل ۵۰ بین سال‌های ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۲ گزارش شده باشد. محدوده زمانی داده‌های به‌کار گرفته شده در پژوهش‌های تجربی گذشته، سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۲۰ را شامل می‌شود.

مراحل فراتحلیل: هدف از این فراتحلیل آزمون کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی است. برای گردآوری مقالات، ابتدا کلیدواژه‌ها تعیین و سپس جست‌وجوی مقالات در پایگاه‌های داده و صورت گرفت. در این پژوهش از کلید واژه‌های زیر در گوگل اسکولار[2] استفاده و در نهایت ۱۴۴ مطالعه شناسایی شد. ضمناً سایر پایگاه‌ها مانند Sciencedirect، Emerald، Ebsco و Elsevier نیز بررسی شد ولی مطالعات بیشتری حاصل نشد.

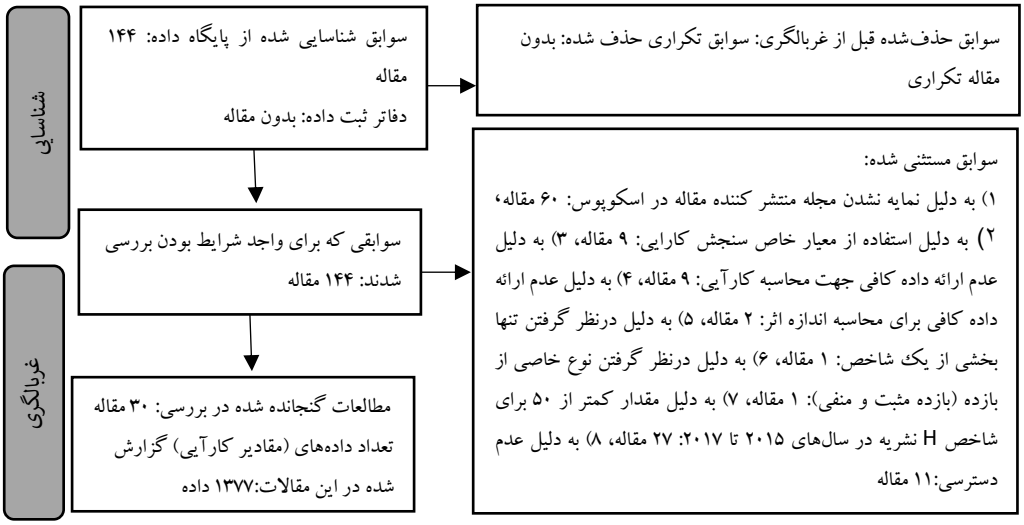
Futures hedging, futures hedging efficiency, futures hedging effectiveness, optimal futures hedging, optimal futures hedge ratio, futures hedge ratio, future hedging, future hedging efficiency, future hedging effectiveness, optimal future hedging, optimal future hedge ratio, future hedge ratio.

جست‌وجوی کلیدواژه‌های فوق تا حداقل چهار صفحه در گوگل اسکولار انجام و تا زمانی که ۱۰ مقاله پشت سر هم و نامرتبط با موضوع مشاهده نشد، روند جست‌وجو ادامه یافت. مطالعات گردآوری شده با توجه به استانداردهای فراتحلیل مورد بررسی و غربالگری قرار گرفت و مقالات با شرایط زیر انتخاب شد: الف) اطلاعات لازم برای محاسبه اندازه اثر[3] گزارش شده باشد (به پیروی از [۴۵] و [۴۳]). ب) داده‌ها از ویژگی لازم برای استفاده از رویکرد فراتحلیل برخوردار باشد و در واقع ویژگی‌های داده‌های استفاده شده در مقاله، خاص و کم تکرار نباشد. ج) مجله ناشر مقاله در پایگاه اسکوپوس نمایه شده و مقدار شاخص **H** آن حداقل یک برای سال‌های ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۲ و حداقل ۵۰ برای سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۷ باشد. د) امکان دسترسی به متن کامل گزارش برای پژوهشگر وجود داشته باشد. جزئیات جریان اطلاعات در هر مرحله از جستجوی مقالات شامل تعداد مطالعات شناسایی شده، غربالگری شده و واجد شرایط تشخیص داده شده در نمودار **PRISMA** در شکل ۳ نمایش داده شده شده‌است.

با توجه به اینکه حجم جامعه آماری این پژوهش زیاد نیست از تمامی مطالعات غربالگری شده استفاده شد. در این رابطه ۱۳۷۷ اندازه اثر محاسبه و پس از حذف ۴ داده پرت، تعداد ۱۳۷۳ اندازه اثر برای آزمون فرضیه‌ها مورد استفاده قرار گرفت. مجموع داده‌های کل آزمون‌های مورد بررسی در دوره‌ی تخمین و ارزیابی به ترتیب برابر ۱،۸۴۶،۳۷۳ و ۱،۰۵۲،۲۲۵ مشاهده و متوسط داده‌های هر آزمون در در دوره‌ی تخمین و ارزیابی به ترتیب برابر ۱۳۴۱ و ۷۶۴ مشاهده

1 . H Index
2. Google Scholar
3. Effect Size

است. مرحله بعد گردآوری اطلاعات شامل اطلاعات عمومی مقاله، اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش، اطلاعات اندازه اثر، و عوامل موثر بر کارآیی یعنی ویژگی‌های تخمین و ارزیابی است.



شکل۳: *جریان اطلاعات شناسایی مطالعات ازطریق پایگاه‌های اطلاعاتی و دفاتر ثبت داده*

محاسبه اندازه اثر و واگرایی: پس از گردآوری اطلاعات لازم باید اندازه اثر محاسبه شود. برای انجام فراتحلیل نتایج ارزیابی کارآیی پوشش ریسک باید به اندازه اثر تبدیل شود تا امکان مقایسه بین آن‌ها فراهم شود. اندازه اثر معیار استانداردی است که به واسطه آن قدرت نتایج هر یک از مطالعات میدانی قابل اندازه‌گیری و مقایسه می‌شود. آماره این معیار، از مطالعات صورت گرفته مستقل است و می‌تواند در رویکرد فراتحلیل استفاده شود و در واقع به ترکیب، مقایسه و یکپارچه‌سازی صحیح نتایج کمک کند [۱۰]. اندازه اثر محاسبه شده در این پژوهش، اندازه اثر r است. پس از گردآوری‌اطلاعات، آمارهF طبق رابطه $F = \frac{VAR_U}{VAR_H}$ برای هر آزمون محاسبه شده است [۴] که در آن VAR_U واریانس سبد بدون پوشش و VAR_H واریانس سبد پوشش داده شده است. با توجه به نحوه محاسبه کارآیی با روش نسبت کاهش واریانس (رابطه ۱)، برای محاسبه آماره F می‌توان از رابطه $F = \frac{1}{1-VR}$ استفاده کرد که در آن VR نسبت کاهش واریانس (تفاضل واریانس سبد بدون پوشش و واریانس سبد پوشش داده شده به واریانس سبد بدون پوشش) است. مقدار آماره F به همراه سایر اطلاعات به پیروی از روزنتال و دیمتئو (۲۰۰۱) با استفاده از فرمول $r = \sqrt{\frac{F}{F+df_{error}}}$ به اندازه اثر تبدیل شده است که در آن F آماره آزمون کارآیی پوشش ریسک، df_{error} درجه آزادی (محاسبه شده با استفاده از تعداد مشاهدات دوره‌ی ارزیابی) و r اندازه اثر است. در این پژوهش از ورژن دوم نرم‌افزار سی‌ام‌ای برای محاسبه اندازه‌اثر و تحلیل داده‌ها استفاده شد. اندازه اثر مشترک یک گروه از آزمون‌ها، با استفاده از میانگین وزنی اندازه اثرهای تخمین زده شده داخل گروه محاسبه می‌شود و برای تعیین وزن هر اندازه اثر نیز از خطای استاندارد هر نمونه استفاده شده است. دلیل این وزن‌دهی آن است که تخمین‌های دقیق‌تر اندازه اثر در میانگین موثرتر باشد. اگر واریانس نمونه‌گیری اندازه اثر کم باشد، احتمالاً مقادیر آماره به پارامتر اصلی جامعه نزدیک‌تر است. به بیان واضح‌تر، اگر واریانس نمونه‌گیری بزرگ باشد، به دلیل خطای نمونه‌گیری ممکن است تخمین نقطه‌ای با اندازه

اثر جامعه تفاوت چشم‌گیری داشته باشد. بنابراین با وزن‌دهی بیشتر به برآوردهای دقیق‌تر، میانگین حاصل دارای تورش کم و یا بدون تورش و خطای میانگین مربعات کوچکتر خواهد بود [۲۲]. دقت تا حد زیادی تابع اندازه نمونه است؛ به طوری‌که از نمونه‌های بزرگتر، تخمین‌های دقیق‌تری حاصل می‌شود. در نتیجه برخی، وزن را براساس اندازه نمونه توصیه می‌کنند. میانگین وزنی واریانس اندازه اثر از رابطه $\bar{r} = \frac{\sum_i w_i r_i}{\sum_i w_i}$ محاسبه شده است که در آن r_i اندازه اثر و w_i وزن نمونه است و از معکوس واریانس نمونه‌گیری محاسبه شده است [۳۷]. ضمنا $w_i = \frac{1}{\hat{\sigma}^2_{e_i}}$ است و در آن $\hat{\sigma}^2_{e_i}$ واریانس نمونه‌گیری است و از رابطه $\hat{\sigma}^2_{e_i} = \frac{1}{\sqrt{n-3}}$ محاسبه شده است [۳۳،۹]. در این رابطه n تعداد مشاهدات دوره‌ی ارزیابی است. برای محاسبه میانگین اندازه اثر درصورتی که سطح معناداری در آزمون ناهمگنی نشان دهنده واگرا بودن نتایج باشد، از اطلاعات مربوط به اثرات تصادفی و در غیر این صورت، از الگوی اثرات ثابت برای محاسبه اندازه‌اثر مشترک استفاده می‌شود. ناهمگونی[1] عبارت است از تفاوت بین نتایج پژوهش‌ها (قربانی‌زاده (۲۰۱۵) به نقل از هیگینگز[2] و همکاران(۲۰۰۳)). موریس و دیشون (۲۰۰۲) مطرح می‌کنند که تفاوت در مطالعات باید در آزمون‌های همگونی اندازه اثر در نظر گرفته شود. آزمون‌های همگونی مبتنی بر مقایسه واریانس مشاهده شده از اندازه اثر $\hat{\sigma}^2_r$ با واریانس نظری ناشی از خطای نمونه‌گیری $\hat{\sigma}^2_e$ است. بنابراین واریانس مشاهده شده با رابطه $\hat{\sigma}^2_r = \frac{\sum_i w_i (r_i - \bar{r})^2}{\sum_i w_i}$ محاسبه می‌شود به طوری‌که $w_i = 1/\hat{\sigma}^2_{e_i}$ است و واریانس ناشی از خطای نمونه‌گیری از میانگین وزنی واریانس اندازه اثرهای انفرادی (i) محاسبه می‌شود. ضمنا $\hat{\sigma}^2_e = \frac{\sum_{i=1}^k w_i \hat{\sigma}^2_{e_i}}{\sum_{i=1}^k w_i} = \frac{k}{\sum_{i=1}^k \frac{1}{\hat{\sigma}^2_{e_i}}}$ و k تعداد اندازه اثرها است. از طرف دیگر هجیز[3] (۱۹۸۲) رابطه $Q = \frac{k\hat{\sigma}^2_r}{\hat{\sigma}^2_e}$ را برای محاسبه ناهمگونی اندازه اثرها ارائه کرده است. آماره Q دارای توزیع کای اسکوار با درجه آزادی (k-1) است. در نرم‌افزار سی‌اِمِای نیز این آزمون با آماره Q گزارش می‌شود، به طوری که مقدار بالای Q (و به تبع آن مقدار پایین **P-value**) نشانگر ناهمگونی اندازه اثرهاست. در نهایت نتایج یک پژوهش با رویکرد فراتحلیل متفاوت با زمانی باشد که از تمامی پژوهش‌های یک حیطه استفاده شود اصطلاحاً گفته می‌شود پژوهش دارای سوگیری انتشار است و نمی‌توان به نتایج حاصل شده اتکا کرد [۴۱]. روش‌های متعددی برای ارزیابی سوگیری انتشار وجود دارد. دو روش پرکاربرد آن، نمودار فانل (قیفی) [۴۶] و روش N ایمن از خطا [۷] است.

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

تحلیل توصیفی اندازه اثرهای محاسبه شده در جدول ۱ و توزیع پراکندگی اندازه اثرها نیز در شکل ۴ ارائه شده است.

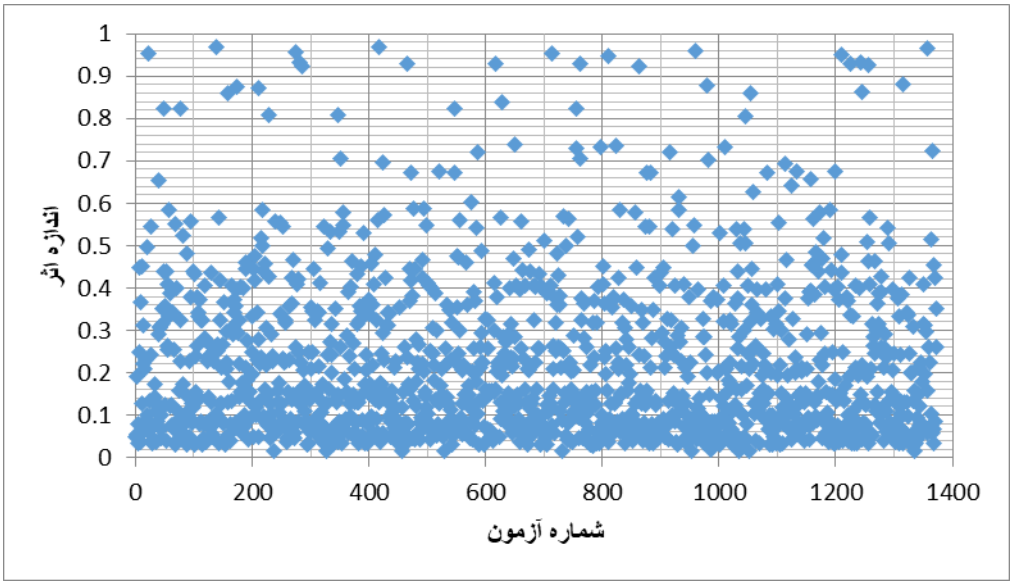
جدول ۱: *تحلیل توصیفی اندازه اثر*

تعداد اندازه اثرها	میانگین اندازه اثر	انحراف معیار اندازه اثر	چولگی	کشیدگی	کوچکترین اندازه اثر	بزرگترین اندازه اثر	تعداد اندازه اثرهای غیر مثبت
۱۳۷۳	۰/۲۲۲	۰/۱۸۹	۱/۵۵۱	۲/۵۹۲	۰/۰۱۴۶	۰/۹۶۸	۰

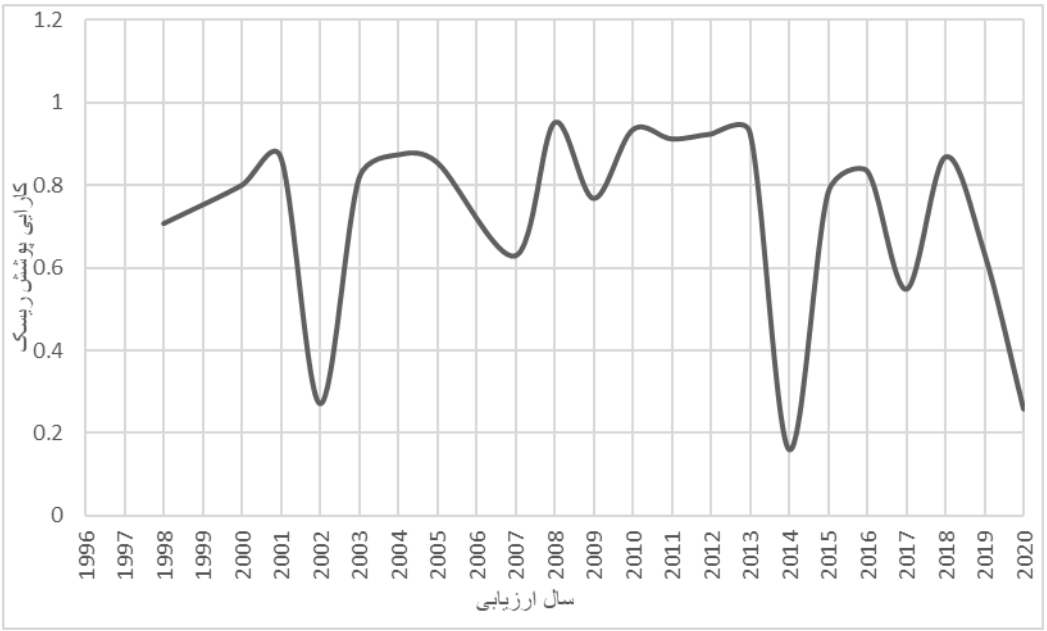
طبق شکل ۴ به نظر می‌رسد اندازه اثرها واگرا، پراکنده و دارای چولگی مثبت هستند. بنابراین ضمن بررسی معناداری اندازه اثر، باید واگرایی آن نیز بررسی و درصورت تایید، عوامل ایجاد واگرایی در اندازه اثرها نیز مشخص شود.

1. Homogeneity
2. Higgins
3. Hedges

شکل ۵ روند زمانی میانگین کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام و در شکل ۶ روند زمانی مقادیر کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام در ۴ حالت استفاده از کل داده‌ها، داده‌های شاخص سهام S&P، داده‌های شاخص سهام S&P در استراتژی نرمال پوشش ریسک با لحاظ هزینه و بدون آن به نمایش گذاشته شده است.



شکل ٤: *توزیع پراکندگی اندازه اثرهای مطالعات مختلف*



شکل۵: *روند زمانی میانگین کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی*

از شکل ۵ مشخص است که در سال ۲۰۰۲ جهشی نزولی در روند میانگین کارآیی پوشش ریسک وجود دارد و در ادامه، میانگین کارآیی پوشش ریسک افزایش می‌یابد. ولی بعد از سال‌های ۲۰۱۲ و ۲۰۱۳ میانگین کارآیی پوشش ریسک کاهش چشم‌گیری داشته است. طبق شکل ۶ در کل نمونه تا قبل از سال ۲۰۱۲، مقادیر کارآیی پوشش ریسک

کمتر از ۶۰٪ انگشت شمار هستند ولی بعد از سال ۲۰۱۲ تعداد قابل ملاحظه‌ای از داده‌های پژوهش، کارآیی پوشش ریسک کمتر از ۶۰٪ را نمایش می‌دهند. در شاخص سهام S&P که از فراوانی بیشتری نسبت به دیگر شاخص‌های سهام در بین داده‌های پژوهش برخوردار است، روند نزولی کارآیی پوشش ریسک در طی زمان همچنان پا برجاست. از این نمودار می‌توان دریافت که با استفاده از قرارداد آتی شاخص S&P و در واقع انتخاب استراتژی نرمال پوشش ریسک در هر دو حالت لحاظ نمودن هزینه معاملات و با صرف نظر از آن، تغییر چشم‌گیری در روند نزولی کارآیی پوشش ریسک ایجاد نشده است. در مجموع می‌توان گفت تمامی نمودارهای شکل ۴ سیر نزولی روند زمانی کارآیی پوشش ریسک را نشان می‌دهد.

شکل ۶: *روند زمانی کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی*

آزمون فرضیه اول: برای آزمون فرضیه اول میانگین وزنی اندازه اثر با توجه به ثابت یا تصادفی بودن مدل مورد استفاده، مقدار آماره آزمون Z و سطح معناداری آن در جدول ۲ نیز گزارش شده است.

جدول ۲: *نتایج آزمون مقایسه کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی با طول دوره‌ی ارزیابی متفاوت*

طول دوره‌ی ارزیابی	تعداد مشاهدات	آماره Q	سطح معناداری	میانگین وزنی اندازه اثر	مقدار آماره آزمون Z	سطح معناداری	نتیجه آزمون
یکسال و کمتر	۶۹۸	۸۰۹,۰۸۴	۰,۰۰۰	۰/۲۹۹	۵۰,۱۸۸	۰,۰۰۰	تایید
بیش از ۱ سال	۶۷۵			۰,۱۱۱	۳۴,۹۴۴	۰,۰۰۰	

بر اساس نتایج جدول ۲، مقدار آماره Q بین‌گروهی برابر با ۸۰۹/۰۸۴ و سطح معناداری آن با تقریب سه رقم اعشار برابر با صفر است. بنابراین در سطح اطمینان ۹۹ درصد، فرضیه خنثی آزمون مبنی بر برابری میانگین اندازه اثر دو گروه رد می‌شود. در نتیجه وجود تفاوت بین مقدار کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی در دو گروه با طول دوره‌ی ارزیابی متفاوت را می‌توان پذیرفت. از طرفی میانگین وزنی اندازه اثر در دسته طول دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال و بیشتر از یک سال به ترتیب برابر با ۰/۲۹۹ و ۰/۱۱۱ و سطح معناداری آماره Z در هر دو گروه با تقریب سه رقم اعشار (۰/۰۰۰) برابر با صفر است؛ بنابراین در هر دو گروه مذکور میانگین وزنی اندازه اثر در سطح اطمینان ۹۹ درصد، تفاوت معناداری با صفر دارد و میانگین وزنی اندازه اثر در دسته طول دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال بیشتر از مقدار آن در طول دوره‌ی ارزیابی بیشتر از یک سال است. یعنی میزان کارآیی در طبقه زیر یکسال تقریبا ۳۰ درصد و بالای یکسال تقریبا ده درصد و با ۲۰ درصد تفاوت اختلاف معناداری دارند. درواقع فرضیه صفر آزمون اول پژوهش مبنی بر عدم تفاوت بین کارآیی پوشش ریسک در این دو گروه رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی با طول دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال، بیشتر از مقدار آن با طول دوره‌ی ارزیابی بیشتر از یک سال است. به منظور بررسی استحکام نتایج فرضیه اول، با تغییر شرایط آزمون شامل استراتژی پوشش ریسک، دارایی پایه قرارداد آتی، نوع پنجره‌ی ارزیابی، پوشش شاخص، نوع کشور، استراتژی تعیین نسبت پوشش ریسک و نوع شاخص به آزمون استحکام فرضیه اول پرداخته شده است. آزمون‌هایی که در آن‌ها از داده‌ها از کمتر از سه مقاله حاصل شده؛ به دلیل نبود داده‌ی کافی، مورد تحلیل قرار نگرفته است. نتایج حاصل از آزمون استحکام فرضیه اول در جدول ۳ گزارش شده‌است.

جدول ۳: *نتایج آزمون استحکام تفاوت مقدار کارآیی با طول دوره‌ی ارزیابی متفاوت*

دسته	طول دوره‌ی ارزیابی	تعداد مشاهدات	آماره Q	سطح معناداری	میانگین وزنی اندازه اثر	مقدار آماره آزمون Z	سطح معناداری	نتیجه آزمون
برون نمونه‌ای	یکسال و کمتر	۶۳۸	۵۱۱,۶۷۶	۰,۰۰۰	۰,۳۱۷	۵۲,۸۵۵	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۳۸۸			۰,۱۳۹	۲۴,۸۸۲	۰,۰۰۰	
داده‌های روزانه	یکسال و کمتر	۶۹۸	۱۰۸۲,۹۸۱	۰,۰۰۰	۰,۲۹۹	۵۰,۱۸۸	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۴۵۱			۰,۰۸۷	۳۱,۹۳۰	۰,۰۰۰	
کل صنایع	یکسال و کمتر	۶۲۶	۷۴۳,۷۷۴	۰,۰۰۰	۰,۳۰۶	۵۲,۷۶۸	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۴۹۲			۰,۱۲۲	۳۲,۳۶۲	۰,۰۰۰	
صنعت خاص	یکسال و کمتر	۷۲	۳۶,۵۱۸	۰,۰۰۰	۰,۲۲۶	۹,۳۲۳	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۱۸۳			۰,۰۷۷	۱۳,۷۹۸	۰,۰۰۰	
دارایی مالی	یکسال و کمتر	۶۹۲	۶۰۷,۴۷۳	۰,۰۰۰	۰,۳۰۱	۵۰,۳۳۴	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۴۴۷			۰,۱۲۶	۳۰,۳۷۲	۰,۰۰۰	
	یکسال و کمتر	۶۹۲	۵۱۱,۱۵۸	۰,۰۰۰	۰,۳۰۱	۵۰,۳۳۴	۰,۰۰۰	موافق

استراتژی نرمال	بیش از ۱ سال	۳۸۴			۰,۱۳۵	۲۹,۰۳۴	۰,۰۰۰	
توسعه یافته	یکسال و کمتر	۲۷۵	۲۴۶,۲۳۲	۰,۰۰۰	۰,۳۱۱	۲۸,۷۸۵	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۴۲۶			۰,۱۳۲	۲۹,۱۴۶	۰,۰۰۰	
درحال توسعه	یکسال و کمتر	۴۲۳	۷۲۶,۰۰۶	۰,۰۰۰	۰,۲۹۵	۴۲,۱۵۵	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۲۴۹			۰,۰۷۹	۱۸,۶۹۰	۰,۰۰۰	
روش تخمین OLS	یکسال و کمتر	۴۳	۸۴,۴۹۰	۰,۰۰۰	۰,۵۸۱	۱۱,۱۵۳	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۹۴			۰,۱۱۱	۱۳,۶۷۲	۰,۰۰۰	
روش‌های مرسوم گارچ	یکسال و کمتر	۴۳	۰,۳۶۱	۰,۵۴۸	۰,۰۹۹	۹,۷۲۴	۰,۰۰۰	ناموافق
	بیش از ۱ سال	۱۴۲			۰,۱۰۷	۱۴,۷۵۸	۰,۰۰۰	
روش‌های توسعه یافته	یکسال و کمتر	۵۲۵	۴۸۲,۶۶۶	۰,۰۰۰	۰,۲۹۰	۵۲,۰۹۶	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۱۵۴			۰,۱۰۷	۱۶,۴۴۱	۰,۰۰۰	
سایر روش‌های تخمین	یکسال و کمتر	۸۰	۱۷۷,۱۸۴	۰,۰۰۰	۰,۶۲۳	۱۵,۸۸۳	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۲۴۵			۰,۱۱۴	۲۲,۰۶۷	۰,۰۰۰	
استراتژی ایستا	یکسال و کمتر	۴۹	۷۴,۰۳۱	۰,۰۰۰	۰,۵۰۷	۱۱,۲۸۲	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۱۳۲			۰,۱۲۷	۱۶,۲۰۰	۰,۰۰۰	
استراتژی پویا	یکسال و کمتر	۶۴۲	۷۸۱,۲۳۰	۰,۰۰۰	۰,۲۹۵	۵۰,۰۵۳	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۵۰۳			۰,۱۰۶	۲۹,۶۲۶	۰,۰۰۰	
شاخص کل	یکسال و کمتر	۵۰۴	۱۲۳۴,۰۶۶	۰,۰۰۰	۰,۲۹۲	۵۱,۵۶۸	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۶۷			۰,۰۵۷	۱۵,۱۶۰	۰,۰۰۰	
شاخص برتر	یکسال و کمتر	۱۲۲	۱۹۵,۷۰۱	۰,۰۰۰	۰,۴۷۴	۱۹,۴۷۱	۰,۰۰۰	موافق
	بیش از ۱ سال	۴۰۱			۰,۱۳۸	۲۹,۴۸۱	۰,۰۰۰	

مقدار معناداری آماره Q در ۱۵ از ۱۶ دسته با تقریب سه رقم اعشار برابر صفر و در دسته روش‌هایی مرسوم گارچ، معناداری آماره Q برابر با ۰/۵۴۸ است. نتایج نشان داد که برابری کارآیی پوشش ریسک در دو گروه طول دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال و طول دوره‌ی ارزیابی بیشتر از یک سال در ۱۵ دسته در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد شد و تنها در دسته روش‌های مرسوم GARCH، نمی‌توان برابری کارآیی دو گروه مذکور را رد کرد. از طرفی تمامی مقادیر کارآیی در همه دسته‌ها با اطمینان ۹۹ درصد بزرگتر از صفر است. به عنوان مثال در طبقه برون نمونه‌ای و طبقه استراتژِ ایستا، سطح معناداری زیر یک درصد (۰/۰۰۰) نشان دهنده تفاوت معنادار دو گروه است و فرضیه یک تایید می‌شود. اما در روشهای مرسوم گارچ عدد ۰/۵۴۸ برای سطح معناداری نشان دهنده عدم تفاوت معنادار و رد فرضیه یک است. در مجموع می‌توان نتیجه گرفت استحکام فرضیه اول بالاست.

آزمون فرضیه دوم: برای آزمون فرضیه دوم آماره‌های لازم توسط نرم‌افزار سی‌اِم‌اِی محاسبه و نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ٤: *مقایسه کارآیی پوشش ریسک با طول دوره‌ی تخمین متفاوت*

طول دوره تخمین	تعداد مشاهدات	آماره Q	سطح معناداری	میانگین وزنی اندازه اثر	مقدار آماره آزمون Z	سطح معناداری	نتیجه آزمون
۳ سال و کمتر	۵۶۲	۳۲۰,۸۰۶	۰,۰۰۰	۰,۲۵۴	۴۳,۶۱۸	۰,۰۰۰	تایید
بیش از ۳ سال	۷۲۱			۰,۱۳۳	۳۵,۶۰۶	۰,۰۰۰	

با استفاده از مقایسه میانگین وزنی اندازه اثر می‌توان تعیین کرد در کدام دسته، کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی بیشتر است. در سطح اطمینان ۹۹ درصد، برابری کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی در دو گروه با طول دوره‌ی تخمین متفاوت در کل مشاهدات رد می‌شود و می‌توان گفت کارآیی در دو گروه با هم متفاوت است. از طرفی میانگین وزنی اندازه اثر در دسته طول دوره‌ی تخمین کمتر مساوی سه سال و بیشتر از سه سال به ترتیب برابر با ۰/۲۵۴ و ۰/۱۳۳ و سطح معناداری آماره Z در هر دو سته با تقریب سه رقم اعشار (۰/۰۰۰) برابر با صفر است؛ بنابراین در هر دو گروه مذکور، میانگین وزنی اندازه اثر در سطح اطمینان ۹۹ درصد تفاوت معناداری با صفر دارد و میانگین وزنی اندازه اثر در دسته طول دوره‌ی تخمین کمتر مساوی سه سال بیشتر از مقدار آن در طول دوره‌ی تخمین بیشتر از سه سال است. به عبارتی اندازه اثر تقریبا ۲۵ درصد در در دوره تخمین زیریکسال نسبت به اندازه اثر ۱۳ درصد در دوره تخمین بالای یکسال نشان از برتری تقریبا دوبرابری کارآیی پوشش ریسک در این دو گروه دارد. جدول ۵ نتایج آزمون استحکام فرضیه دوم را نشان می‌دهد.

جدول ۵: *نتایج آزمون استحکام تفاوت مقدار کارآیی با طول دوره‌ی تخمین متفاوت*

دسته	طول دوره‌ی تخمین	تعداد مشاهدات	آماره Q	سطح معناداری	میانگین وزنی اندازه اثر	مقدار آماره آزمون Z	سطح معناداری	نتیجه آزمون
برون نمونه‌ای	۳ سال و کمتر	۵۹۲	۴۵,۸۷۷	۰,۰۰۰	۰,۲۶۸	۴۳,۷۹۲	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۴۳۴			۰,۲۰۵	۲۷,۳۹۵	۰,۰۰۰	
داده‌های روزانه	۳ سال و کمتر	۶۵۲	۴۷۳,۴۳۹	۰,۰۰۰	۰,۲۵۴	۴۳,۶۱۸	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۴۹۷			۰,۱۰۷	۲۹,۶۳۶	۰,۰۰۰	
کل صنایع	۳ سال و کمتر	۶۰۷	۲۶۳,۰۳۲	۰,۰۰۰	۰,۲۶۶	۴۴,۱۲۴	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۵۱۱			۰,۱۴۷	۳۲,۶۵۴	۰,۰۰۰	
دارایی مالی	۳ سال و کمتر	۶۴۶	۱۳۵,۹۱۵	۰,۰۰۰	۰,۲۵۵	۴۳,۶۰۹	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۴۹۳			۰,۱۶۶	۳۲,۱۴۸	۰,۰۰۰	
استراتژی نرمال	۳ سال و کمتر	۶۰۱	۳۹,۸۰۹	۰,۰۰۰	۰,۲۶۷	۴۴,۱۳۲	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۳۸۵			۰,۲۱۳	۳۲,۱۴۹	۰,۰۰۰	
توسعه یافته	۳ سال و کمتر	۲۳۲	۲۹,۴۰۷	۰,۰۰۰	۰,۲۱۶	۲۵,۷۲۰	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۴۶۹			۰,۱۶۳	۳۰,۰۹۶	۰,۰۰۰	
درحال توسعه	۳ سال و کمتر	۴۲۰	۴۷۵,۹۶۷	۰,۰۰۰	۰,۲۷۴	۳۷,۵۷۹	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۲۵۲			۰,۰۸۷	۱۸,۳۱۲	۰,۰۰۰	
تخمین OLS	۳ سال و کمتر	۱۴	۸,۷۶۸	۰,۰۰۳	۰,۱۰۹	۶,۳۱۰	۰,۰۰۰	عکس
	بیشتر از ۳ سال	۱۲۳			۰,۱۶۹	۱۵,۱۷۸	۰,۰۰۰	
مرسوم GARCH	۳ سال و کمتر	۴۲	۰,۴۶۲	۰,۴۹۷	۰,۰۹۹	۱۰,۰۸۲	۰,۰۰۰	ناموافق
	بیشتر از ۳ سال	۱۴۳			۰,۱۰۷	۱۴,۸۰۶	۰,۰۰۰	
پیشرفته GARCH	۳ سال و کمتر	۵۳۸	۳۷۶,۶۹۲	۰,۰۰۰	۰,۲۸۴	۴۶,۴۰۶	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۱۴۱			۰,۱۰۸	۱۵,۴۲۷	۰,۰۰۰	
	۳ سال و کمتر	۴۴	۱۴,۸۱۹	۰,۰۰۰	۰,۱۱۰	۱۱,۸۹۲	۰,۰۰۰	عکس

سایر روش تخمین	بیشتر از ۳ سال	۲۸۱			۰,۱۵۳	۲۴,۳۶۰	۰,۰۰۰	
استراتژی ایستا	۳ سال و کمتر	۲۸	۰,۰۰۰	۱۲,۴۵۹	۰,۱۱۴	۸,۹۳۰	۰,۰۰۰	عکس
	بیشتر از ۳ سال	۱۵۳			۰,۱۶۹	۱۷,۷۱۸	۰,۰۰۰	
استراتژی پویا	۳ سال و کمتر	۶۱۰	۰,۰۰۰	۳۷۷,۹۹۷	۰,۲۶۳	۴۳,۷۱۱	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۵۳۵			۰,۱۲۴	۳۰,۰۶۳	۰,۰۰۰	
شاخص کل	۳ سال و کمتر	۵۰۴	۰,۰۰۰	۱۲۳۴,۰۶۶	۰,۲۹۲	۵۱,۵۶۸	۰,۰۰۰	موافق
	بیشتر از ۳ سال	۶۷			۰,۰۵۷	۱۵,۱۶۰	۰,۰۰۰	
شاخص برتر	۳ سال و کمتر	۱۰۳	۰,۰۰۰	۲۷,۰۴۰	۰,۱۲۹	۱۷,۶۹۲	۰,۰۰۰	عکس
	بیشتر از ۳ سال	۴۲۰			۰,۱۷۷	۳۰,۶۳۶	۰,۰۰۰	

با توجه به معناداری آماره Q در سطح اطمینان ۹۹ درصد و میانگین وزنی اندازه اثر در دسته‌های برون نمونه‌ای، داده‌های روزانه، کل صنایع، دارایی مالی، استراتژی نرمال، کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه، روش‌های توسعه یافته GARCH، استراتژی تخمین پویا و شاخص کل به دلیل سطح معناداری (۰/۰۰۰) زیر یک درصد نتایج آزمون مطابق با نتایج فرضیه دوم است. اما در دسته‌های روش OLS، سایر روش‌های تخمین نسبت پوشش ریسک، استراتژی ایستای تخمین و شاخص برتر فرضیه دوم رد می‌شود. به عنوان مثال در سایر روشهای تخمین اندازه اثر ۰/۱۱ برای سه سال و کمتر نسبت به ۰/۱۵۳ برای بیش از سه سال نشان از برتری کارایی پوشش ریسک در حالت بیش از سه سال دارد که با توجه به معناداری تفاوت با فرضیه یک متناقض است. معناداری آماره Q در دسته روش‌هایی مرسوم گارچ برابر با ۰/۴۹۷ است که برابری کارآیی پوشش ریسک در دو گروه طول دوره‌ی تخمین کمتر مساوی سه سال و بیشتر از سه سال را نمی‌توان رد کرد. یعنی اندازه اثر تقریبا ۱۱ درصد در گروه زیر سه سال حدودا یک سوم کمتر از عدد ۱۵ درصد اندازه اثر بالای سه سال است و با توجه به سطح معنداری تفاوت معناداری بین آنها وجود دارد. این نتیجه مطابق با نتیجه فرضیه دوم نیست.

آزمون فرضیه سوم: برای آزمون فرضیه سوم آماره‌ها و سایر موارد توسط نرم‌افزار سی‌اِمِای محاسبه و نتایج آن در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ٦: *مقایسه کارآیی پوشش ریسک در استراتژی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای*

استراتژی	تعداد مشاهدات	آماره Q	سطح معناداری	میانگین وزنی اندازه اثر	مقدار آماره آزمون Z		سطح معناداری	نتیجه آزمون
درون نمونه‌ای	۳۴۷	۷۸۷,۵۶۹	۰,۰۰۰	۰,۰۸۲	۲۴,۴۳۴		۰,۰۰۰	تایید
برون نمونه‌ای	۱۰۲۶			۰,۲۴۵	۵۰,۳۳۵		۰,۰۰۰	

بر اساس نتایج در سطح اطمینان ۹۹ درصد، فرضیه خنثی مبنی بر برابری کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی در استراتژی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای در کل مشاهدات رد می‌شود. از طرفی میانگین وزنی اندازه اثر در دسته استراتژی درون نمونه‌ای (۰/۰۸۲) کمتر از مقدار آن در دسته استراتژی برون نمونه‌ای (۰/۲۴۵) است و سطح معناداری آماره Z در هر دو دسته با تقریب سه رقم اعشار برابر با صفر است؛ بنابراین در هر دو گروه، کارآیی پوشش ریسک در سطح اطمینان ۹۹ درصد تفاوت معناداری با صفر دارد. درواقع کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی در استراتژی برون نمونه‌ای، بیشتر از کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی در استراتژی درون نمونه‌ای است. نتایج حاصل از آزمون استحکام در جدول ۷ گزارش شده است.

جدول ۷: *نتایج آزمون استحکام تفاوت کارآیی در استراتژی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای*

دسته	استراتژی تعیین پنجره‌ی ارزیابی	تعداد مشاهدات	آماره Q	سطح معناداری	میانگین وزنی اندازه اثر	مقدار آماره آزمون Z	سطح معناداری	نتیجه آزمون
طول ارزیابی بیش از ۱ سال	درون نمونه‌ای	۲۸۷	۸۳,۳۲۱	۰,۰۰۰	۰,۰۷۹	۲۲,۴۸۴	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۳۸۸			۰,۱۳۹	۲۴,۸۸۲	۰,۰۰۰	
داده‌های روزانه	درون نمونه‌ای	۳۳۰	۸۷۹,۴۵۴	۰,۰۰۰	۰,۰۸۰	۲۴,۴۹۱	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۸۱۹			۰,۲۶۶	۴۸,۶۰۶	۰,۰۰۰	
کل صنایع	درون نمونه‌ای	۲۱۵	۸۰۳,۶۲۲	۰,۰۰۰	۰,۰۸۳	۲۳,۴۱۹	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۹۰۳			۰,۲۵۷	۴۹,۷۵۲	۰,۰۰۰	
صنعت خاص	درون نمونه‌ای	۱۳۲	۱۴,۲۹۲	۰,۰۰۰	۰,۰۷۵	۱۰,۶۴۶	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۱۲۳			۰,۱۲۱	۱۱,۸۹۲	۰,۰۰۰	
دارایی مالی	درون نمونه‌ای	۲۲۳	۸۹۷,۶۸۲	۰,۰۰۰	۰,۰۸۰	۲۲,۸۰۰	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۹۱۶			۰,۲۶۶	۵۰,۷۴۱	۰,۰۰۰	
استراتژی نرمال	درون نمونه‌ای	۲۱۸	۹۵۲,۹۹۶	۰,۰۰۰	۰,۰۸۱	۲۲,۴۲۳	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۸۵۸			۰,۲۸۰	۵۱,۲۹۹	۰,۰۰۰	
استراتژی متقاطع	درون نمونه‌ای	۱۲۹	۰,۳۲۴	۰,۵۶۹	۰,۰۷۷	۱۲,۹۶۸	۰,۰۰۰	ناموافق
	برون نمونه‌ای	۱۶۸			۰,۰۷۳	۱۸,۸۱۸	۰,۰۰۰	
کشور توسعه یافته	درون نمونه‌ای	۹۶	۳۲۱,۹۴۰	۰,۰۰۰	۰,۰۸۰	۱۸,۹۹۴	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۶۰۵			۰,۲۰۷	۳۵,۴۱۰	۰,۰۰۰	
کشور درحال توسعه	درون نمونه‌ای	۲۵۱	۵۸۵,۲۶۲	۰,۰۰۰	۰,۰۸۰	۱۸,۲۱۹	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۴۲۱			۰,۲۹۳	۳۷,۷۱۳	۰,۰۰۰	
روش تخمین OLS	درون نمونه‌ای	۴۳	۶۳,۶۰۸	۰,۰۰۰	۰,۰۸۸	۱۰,۵۹۰	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۹۴			۰,۲۴۲	۱۳,۷۴۹	۰,۰۰۰	
توسعه یافته GARCH	درون نمونه‌ای	۱۹	۸۲,۶۴۱	۰,۰۰۰	۰,۰۸۷	۴,۹۰۳	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۶۶۰			۰,۲۵۱	۴۴,۲۳۹	۰,۰۰۰	
سایر روش‌های تخمین	درون نمونه‌ای	۱۶۷	۲۰۶,۰۸۱	۰,۰۰۰	۰,۰۸۷	۱۷,۴۴۷	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۱۵۸			۰,۳۲۲	۲۰,۳۴۶	۰,۰۰۰	
استراتژی ایستا	درون نمونه‌ای	۷۰	۸۸,۱۹۸	۰,۰۰۰	۰,۰۸۷	۱۲,۸۶۲	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۱۱۱			۰,۲۵۱	۱۵,۳۱۰	۰,۰۰۰	
استراتژی پویا	درون نمونه‌ای	۲۵۹	۷۰۲,۸۰۲	۰,۰۰۰	۰,۰۷۹	۲۰,۰۳۷	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۸۸۶			۰,۲۴۹	۴۷,۹۵۰	۰,۰۰۰	
شاخص کل	درون نمونه‌ای	۵۷	۱۱۳۵,۴۵۲	۰,۰۰۰	۰,۰۵۴	۱۳,۸۴۵	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۵۱۴			۰,۲۸۸	۴۹,۰۶۵	۰,۰۰۰	
شاخص برتر	درون نمونه‌ای	۱۵۸	۱۸۶,۳۶۱	۰,۰۰۰	۰,۰۹۶	۲۰,۳۳۸	۰,۰۰۰	موافق
	برون نمونه‌ای	۳۶۵			۰,۲۱۸	۲۸,۲۹۰	۰,۰۰۰	

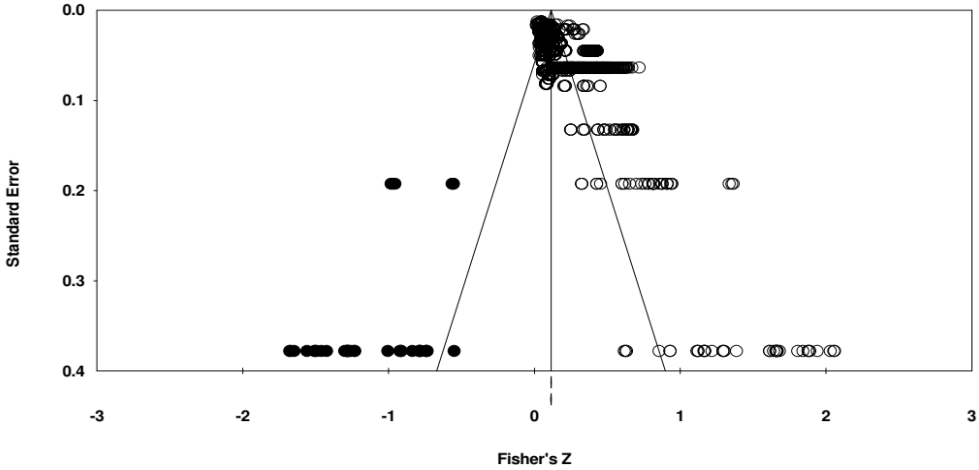
برابری کارآیی پوشش ریسک در دو استراتژی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای در ۱۵ دسته در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود و تنها در دسته استراتژی پوشش ریسک متقاطع، نمی‌توان برابری کارآیی دو گروه مذکور را رد کرد. از طرفی در همه دسته‌ها، مقدار معناداری آماره Z با تقریب سه رقم اعشار برابر صفر است؛ یعنی تمامی مقادیر کارآیی در همه دسته‌ها در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگتر از صفر است. با مقایسه میانگین وزنی اندازه اثرهای دو گروه مورد بررسی در ۱۵ دسته که وجود تفاوت معنادار بین کارآیی پوشش ریسک در دو استراتژی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای را تایید کرد؛ می‌توان نتیجه گرفت فرضیه سوم در این دسته‌ها، همان نتیجه‌ای را دارد که در کل مشاهدات حاصل شده بود. به عنوان مثال در طبقه شاخص برتر عدد ۰/۰۹۶ برای درون نمونه‌ای و عدد ۰/۲۱ برای برون نمونه‌ای و معناداری زیر ۰/۰۱ (۰/۰۰۰) نشان از تایید فرضیه یک یعنی برتری ستراتژی برون نمونه‌ای به استراتژی درون نمونه‌ای دارد. در حالی که در استراتژی متقاطع عدد ۰/۰۷۷ برای درون نمونه‌ای و عدد ۰/۰۷۳ برای برون نمونه‌ای وسطح معناداری بیش از ده درصد (۰/۵۶۹) نشانه تعارض نتایج با فرضیه یک است چون هر دو گروه کارآیی برابری گزارش کرده‌اند.

جدول ۸ مقایسه نتایج آزمون سه فرضیه را به طور خلاصه نشان می‌دهد.

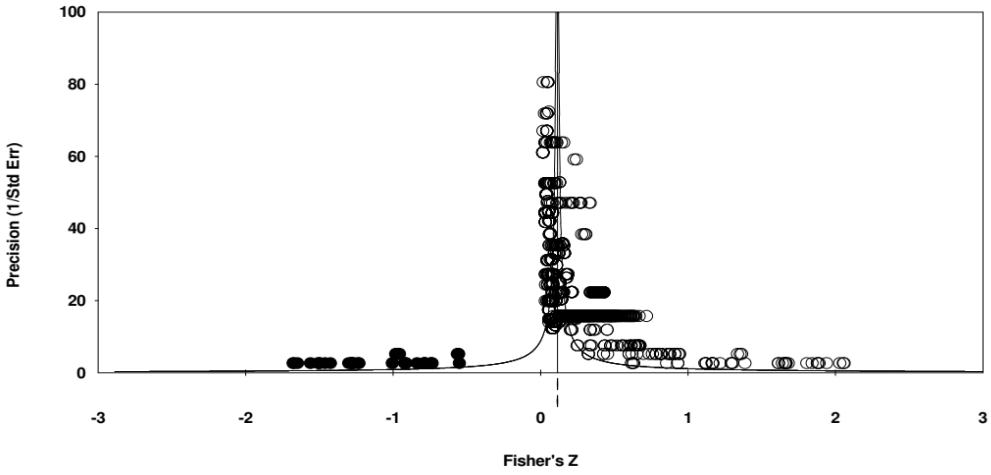
جدول ۸: *خلاصه نتایج سه فرضیه*

طبقه	اندازه اثر	نتیجه فرضیه
طول دوره ارزیابی زیر یکسال	۰/۲۹۹	تفاوت معنادار و تایید فرضیه اول
طول دوره ارزیابی بیش از یکسال	۰/۱۱۱	
طول دوره تخمین زیر سه سال	۰/۲۵۴	تفاوت معنادار و تایید فرضیه دوم
طول دوره تخمین بالای سه سال	۰/۱۳۳	
استراتژی درون نمونه	۰/۰۸۲	تفاوت معنادار و تایید فرضیه سوم
استراتژی برون نمونه	۰/۲۴۵	

از مشکلاتی که می‌تواند به اعتبار نتایج هر فراتحلیل خدشه وارد کند، سوگیری انتشار است. منظور از سوگیری انتشار این است که فراتحلیل شامل تمامی مطالعات انجام شده در حیطه موضوع پژوهش نیست [۱۹]. در نمودار قیفی مطالعاتی که خطای استاندارد پایین دارند و در بالای قیف جمع می‌شوند، بدون سوگیری خواهند بود و اگر بیشتر مطالعات در پایین نمودار به شکل نامتقارن پراکنده شوند، خطای استاندارد و در نتیجه سوگیری انتشارات پژوهش افزایش می‌یابد. شکل ۷ و ۸ نمودار فانل را در دو حالت استفاده از خطای استاندارد و شاخص دقت برای بررسی پراکندگی اندازه اثرهای پژوهش نشان می‌دهد.



شکل ۷: *نمودار فانل (قیفی) خطای استاندارد بر اساس Z فیشر*



شکل۸: *نمودار فانل (قیفی) دقت استاندارد براساس Z فیشر*

بیشتر مطالعات مورد استفاده در بالای نمودار به شکل متقارن پراکنده هستند که نشانگر عدم سوگیری انتشار در این پژوهش است. نقاط مشکی در سمت چپ و پایین دو شکل، مشاهدات گمشده‌ای را نشان می‌دهد که به ایجاد تقارن کامل شکل منجر خواهد شد. تعداد این نقاط نسبت به نقاط سفید (مشاهدات استفاده شده) بسیار اندک است. نتایج آزمون چینش و تکمیل دوال و توییدی برای تایید نتایج نمودار قیفی در جدول ۹ گزارش شده است.

جدول ۹: *نتایج آزمون سوگیری-روش چینش و تکمیل دوال توییدی*

	اثرات ثابت			اثرات تصادفی				
پارامتر	برآورد نقطه‌ای	حد پایین	حد بالا	برآورد نقطه‌ای	حد پایین	حد بالا	آماره **Q**	تعداد مشاهدات گمشده
ارزش مشاهدات	۰,۱۱۳۹۳	۰,۱۱۲۰۳	۰,۱۱۵۸۳	۰,۱۹۳۱۵	۰,۱۸۶۷۳	۰,۱۹۹۵۶	۱۴۱۴۶,۶۲۹۶	۳۷
ارزش تعدیل شده	۰,۱۱۳۵۳	۰,۱۱۱۶۳	۰,۱۱۵۴۳	۰,۱۸۹۲۳	۰,۱۸۲۷۱	۰,۱۹۵۷۳	۱۴۶۵۲,۵۳۳۵	

در مدل اثرات تصادفی که در آزمون‌های پژوهش برای تحلیل نتایج مورد استفاده قرار گرفت؛ برآورد نقطه‌ای (میانگین وزنی انداره اثر) در مشاهدات برابر با ۰/۱۹۳۱۵ و حدود پایین و بالای آن (۰/۱۸۶۷۳ و ۰/۱۹۹۵۶) است؛ این پارامترها در حالت تعدیل شده با استفاده از مشاهدات گمشده برابر با ۰/۱۸۹۲۳ و (۰/۱۸۲۷۱ و ۰/۱۹۵۷۳) است و طبق این آزمون تعداد ۳۷ مشاهده گمشده است. در واقع با تعدیل نتایج پژوهش با استفاده از مشاهدات گمشده، تغییر محسوسی در میانگین اندازه اثرها، حدود بالا و پایین و آماره Q ایجاد نخواهد شد و عدم سوگیری پژوهش با این روش نیز تایید شد. آزمون N ایمن از خطا تعداد مشاهدات گمشده با اندازه اثر میانگین صفر را محاسبه می‌کند که لازم است به تحلیل اضافه شود و مقدار میانگین وزنی اندازه اثر را از لحاظ آماری بی معنی (به شکل معنادار برابر با صفر) کند. جدول ۱۰، نتایج را نشان می‌دهد.

جدول ۱۰: *نتایج آزمون سوگیری-روش N ایمن از خطا*

آماره Z برای مطالعات مشاهده شده	۱۴۰,۵۲۲۷۶
سطح اطمینان برای مطالعات مشاهده شده	۰,۰۰۰
آلفا	۰,۰۵
آماره Z برای آلفا	۱,۹۵۹۹۶
تعداد مشاهدات	۱۳۷۳
تعداد مطالعات گمشده با میانگین اندازه اثر صفر برای رساندن سطح اطمینان به آلفا	۶۴۰۱

نتایج حاکی است باید ۶۴۰۱ مشاهده با اندازه اثر صفر درباره کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی ایجاد شود تا معناداری کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی در سطح اطمینان ۹۵ درصد به نتیجه غیر معنادار تبدیل کند. در واقع با این تعداد مشاهده با میانگین اندازه اثر صفر مقدار سطح اطمینان برای آماره Z مطالعات مشاهده شده به مقدار آلفا (۰/۰۵) می‌رسد. این موضوع دقت و صحت بالای نتایج پژوهش و احتمال بسیار پایین برای صفر بودن اندازه اثر واقعی را نشان می‌دهد.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی پژوهش بررسی نقش ویژگی‌های دوره‌ی تخمین و ارزیابی در کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی است. در این راستا با استفاده از رویکرد فراتحلیل، نتایج مطالعات و پژوهش‌های گذشته با این موضوع به شکل نقادانه بازنگری شد. با آزمون فرضیه اول، برتری استفاده از دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال نسبت به دوره‌ی ارزیابی بیشتر از یک سال از لحاظ کارآیی پوشش ریسک بررسی شد. نتایج نشان داد که میانگین وزنی اندازه اثر در دسته طول دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال از مقدار آن در دسته طول دوره‌ی ارزیابی بزرگتر از یک سال بیشتر است. این نتیجه می‌تواند به این دلیل باشد که در طول دوره‌ی ارزیابی کوتاه، عوامل دخیل در کارآیی کمتر است. به عنوان مثال در طول دوره‌ی ارزیابی بزرگ، به احتمال بالاتر انتظار می‌رود نوسانات اقتصادی و تغییرات بیشتر از دوره‌های کوتاه‌مدت باشد. که ممکن است کارآیی را تحت تاثیر قرار دهد؛ و یا احتمال رخداد بحران‌های مالی در دوره‌های بزرگ، بیشتر است. از طرفی وقتی دوره‌ی ارزیابی بزرگ شود ممکن است شرایطی ایجاد شود که گاهی اوقات، روابط قیمت نقد و آتی شبیه دوره‌ی تخمین نباشد. وقتی دوره‌ی ارزیابی در استراتژی برون نمونه‌ای، بیشتر از یک سال شود، طبیعتاً ویژگی‌ها و نوسانات داده‌ها در دو دوره‌ی ارزیابی و تخمین می‌تواند متفاوت باشد زیرا از نظر زمانی فاصله این دو دوره از هم بیشتر شده است. یکی از سوالات جدی که برای سرمایه‌گذاران و بازیگران بازار آتی مطرح است این است که طول دوره ارزیابی را چقدر در نظر بگیرند تا پوشش ریسک بهینه باشد. به عبارتی این نتیجه به سرمایه‌گذاران بازار آتی پیشنهاد می‌کند که وقت خود را صرف دوره های زمانی طولانی برای ارزیابی نتایج مدلهای تخمین نسبت پوشش ریسک نکنند و هزینه اضافی در این رابطه نتایج ضعیف‌تری در پی خواهد داشت. از نتایج پژوهش کیم و پارک[1] (۲۰۱۶) [۲۸] نیز برداشت می‌شود هرچه دوره‌ی ارزیابی کمتر باشد، کارآیی بیشتر است البته به دلیل ماهیت تجربی و محدودیت زمان و مکان، اعتبار این نتیجه به اندازه اعتبار نتایجی که در پژوهش حاضر حاصل شده است نیست ولی باشر و سادورسکی (۲۰۱۶) [۶] عکس این نتیجه را گزارش کردند یعنی با کاهش دوره ارزیابی کارآیی نیز کاهش می‌یابد که می‌تواند متاثر از شرایط خاص پژوهش تجربی باشد یعنی به این دلیل که مطالعه مخصوص کشور خاص و بازه زمانی خاص خود است. نتایج آزمون استحکام نشان داد تنها در دسته روش‌های مرسوم گارچ، نمی‌توان برابری کارآیی پوشش ریسک در دو دسته‌ی مورد بررسی (طول دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال و بیشتر از یک سال) را رد کرد. در استراتژی برون نمونه‌ای که داده‌های استفاده شده برای تخمین، متفاوت از داده‌های مورد استفاده برای ارزیابی است، نتیجه پایاست. به عبارتی سرمایه‌گذارانی که از این استراتژی استفاده می‌کنند نیز اگر از داده‌های نزدیک به داده‌های دوره‌ی تخمین برای سنجش کارآیی استفاده کنند یا اگر طول دوره‌ای که قصد پوشش ریسک در آن را دارند کمتر مساوی یک سال باشد، کارآیی بیشتری کسب خواهند کرد. سایر موارد نیز به شکل مشابه قابل تفسیر است.

همواره این سوال برای سرمایه‌گذاران مطرح است که برای دستیابی به مطلوبیت بیشتر، از چه طول دوره‌ای برای تخمین پارامترهای مدل و درنتیجه برآورد نسبت پوشش ریسک استفاده شود. این مساله در فرضیه دوم آزمون و نتایج نشان داد استفاده از داده‌های بیشتر یا به عبارتی دوره‌ی تخمین بزرگتر، منجر به کاهش کارآیی پوشش ریسک می‌شود.

---

[1]. Kim & Park

در واقع اگر سرمایه‌گذار پارامترهای مدل پوشش ریسک را با استفاده از داده‌هایی تخمین زند که در دوره‌ی کمتر از سه سال قرار داشته باشد، می‌تواند به شکل موثرتری نوسان قیمت دارایی نقد خود را کنترل کند یا در واقع در این حالت واریانس سبد متشکل از دارایی نقد و آتی کاهش بیشتری خواهد داشت. از آنجا که در دوره‌ی تخمین طولانی، احتمال پراکندگی بیشتری برای داده‌ها وجود دارد، تورش پارامترهای تخمینی می‌تواند بیشتر باشد. در حالت برون‌نمونه، دوره‌ی تخمین طولانی‌تر باعث فاصله بیشتری دوره‌ی تخمین و ارزیابی (پوشش ریسک) شده است. بنابراین تشابه شرایط حاکم بر نوسانات کمتر است و نتایج حاصل منطقی به نظر می‌رسد. آزمون استحکام نشان داد که اگرچه در استراتژی ایستا کارآیی پوشش ریسک در دو دسته‌ی طول دوره‌ی تخمین کمتر مساوی سه سال و بیشتر ازسه سال با هم تفاوت معنادار دارد ولی میانگین وزنی اندازه اثر در دسته‌ی طول دوره‌ی تخمین بیشتر از سه سال بزرگتر از مقدار آن در دسته‌ی طول دوره‌ی تخمین کمتر مساوی سه سال است. یعنی در صورت استفاده از نسبت پوشش ریسک ایستا در زمان، باید از طول دوره‌ی تخمین بیش از سه سال استفاده کرد تا به بهترین شکل نوسان قیمت شاخص سهام به کمک قرارداد آتی کنترل شود. در واقع در استراتژی ایستا، عکس نتیجه فرضیه دوم حاصل شد. ولی در آزمون‌هایی که از استراتراتژی پویا استفاده کردند، می‌توان ادعا داشت در صورت تخمین پویا در زمان، بهتر است طول دوره‌ی تخمین را کمتر از سه سال درنظر گرفت. به همین ترتیب در سایر شرایط نیز آزمون استحکام انجام شد و نتایج نشان داد که به شکل خلاصه در دسته‌های برون نمونه‌ای، روزانه، کل صنایع، دارایی مالی، استراتژی نرمال، کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، روش‌های توسعه یافته گارچ، استراتژی پویا و شاخص کل نتیجه مشابه فرضیه دوم است. در دسته‌های روش حداقل مربعات معمولی، سایر روش‌های تخمین، استراتژی ایستا و شاخص برتر عکس نتیجه حاصل شد.

نتایج آزمون فرضیه سوم حاکی است در کل نمونه کارآیی پوشش ریسک شاخص سهام با استفاده از استراتژی برون نمونه‌ای نسبت به استراتژی درون نمونه‌ای بیشتر است. یعنی سرمایه‌گذاران که معمولاً از داده‌های گذشته برای تخمین پارامترها و پوشش ریسک در دوره‌های آتی استفاده می‌کنند، می‌توانند به شکل کارآتر ریسک را پوشش دهند. علت این نتیجه می‌تواند متاثر از طول دوره‌های معمول در درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای باشد. یعنی استراتژی درون نمونه‌ای که کل دوره مطالعه را شامل می‌شود معمولاً دربرگیرنده دوره‌ی طولانی (بیش از یک سال) است و از آنجا که دوره تخمین و ارزیابی در این استراتژی یکسان است، می‌توان مطابق با تحلیل های فوق نتیجه گرفت که کارآیی دوره‌ی تخمین و ارزیابی طولانی، کمتر است. ولی در استراتژی برون نمونه‌ای، عمده دوره‌ی مورد مطالعه جهت تخمین پارامتر برای دوره‌ی ارزیابی کوتاه‌تری به کار گرفته می‌شود. بنابراین می‌توان انتظار داشت که سرمایه‌گذارانی که از استراتژی برون‌نمونه‌ای استفاده می‌کنند، پوشش ریسک کارآتری را تجربه کنند. تفاوت نتایج درون نمونه و برون نمونه را حسن و همکاران (۲۰۲۰) به اثر نمونه‌گیری و ناهمسانی واریانس[۲۱] ، فن و همکاران (۲۰۱۵) به تفاوت در تعداد پارامترهای دخیل در توزیع و کیم و پارک (۲۰۱۶) به نوسان بیشتر پوشش ریسک در استراتژی برون نمونه‌ای و نسبت می‌دهند. سرمایه‌گذاران بازار آتی در پاسخ به نیاز اقتصادی خود برای کاهش ریسک سرمایه‌گذاری به کمک قرارداد آتی از این نتیجه در راستای انتخاب استراتژی تخمین خود استفاده می‌کنند و با به کارگیری راهبرد برون‌نمونه‌ای می‌توانند مطلوبیت سرمایه‌گذاری را از طریق کاهش ریسک ارتقا دهند. سجاد و طوسیان (۱۳۹۳) نیز به نتیجه مشابه دست یافتند[۴۲]. نتایج آنها حاکی است راهبرد برون نمونه‌ای منجر به کارآیی بیشتری در پوشش ریسک با قرارداد آتی شده است. این فرضیه در ۱۶ دسته آزمون شد و در ۱۵ دسته نتایج مشابه حاصل شد. به عبارتی آزمون‌های گذشته نشان داد که اگر سرمایه‌گذار موقعیت آتی و نقد را روی دارایی متفاوت اتخاذ کند، نمی‌توان ادعا کرد کارآیی پوشش ریسک در استراتژی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای متفاوت است. ولی سرمایه‌گذارانی که از پوشش ریسک نرمال استفاده می‌کنند می‌توانند با استفاده از استراتژی برون‌نمونه‌ای، ریسک خود را به نحو مطلوب‌تری کاهش دهند. بنابراین می‌توان پایایی قوی را برای فرضیه سوم در نظر گرفت.

محدودیتهای پژوهش شامل شاخص H، کفایت اطلاعات در مقالات، نسبت کاهش واریانس، دارایی پایه و دسترسی پژوهشگر است که در ادامه هر مورد دقیق تر توضیح داده خواهد شد. در مورد محدودیتها قابل ذکر است که داده‌های استفاده شده برای آزمون فرضیه‌های این پژوهش از مطالعات تجربی گذشته پیرامون موضوع پژوهش استخراج شد. ولی محدودیت بالا بودن شاخص H نشریه (بالاتر از ۵۰) باعث شد تا برخی پژوهش‌های انجام شده در نظر گرفته نشود. ضمنا در روش فراتحلیل یکی از مهمترین مراحل، محاسبه اندازه اثر است. این فراتحلیل محدود به مطالعاتی است که تعداد مشاهده و میزان کارآیی پوشش ریسک گزارش کرده باشد و یا امکان دسترسی کامل به متن برای آن‌ها وجود داشته باشد. بنابراین نتایج آن قابل تعمیم به کل مطالعات نیست. محدودیت فوق ممکن است منجر به سوگیری نتایج پژوهش شود ولی نتایج، عدم سوگیری انتشار را نشان داد. درنهایت توضیح داده شد که کارآیی پوشش ریسک با معیارهای مختلفی مانند نسبت کاهش واریانس، افزایش مطلوبیت، کاهش ریزش مورد انتظار و غیره محاسبه می‌شود. با توجه به تعداد کم مقادیر مطالعات برای سایر معیارها این فراتحلیل محدود به مطالعاتی است که از نسبت کاهش واریانس برای سنجش کارآیی پوشش ریسک استفاده کرده‌اند و نتایج قابل تعمیم به سایر مطالعات نیست. نکته دیگر اینکه نتایج به‌دست آمده با استفاده از پژوهش‌های انجام شده درباره پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی است و نمی‌توان نتایج آن را به پوشش ریسک سایر دارایی‌ها یا با سایر ابزارهای پوشش ریسک تعمیم داد. و اخرین نکته از آنجایی که در روش فراتحلیل برای تجزیه و تحلیل آماری و آزمون فرضیه‌ها از داده‌های ثانویه مطالعات میدانی گذشته استفاده می‌شود و با توجه به محدودیت‌های پایگاه‌های نمایه‌سازی، این فراتحلیل محدود به مطالعاتی است که در پایگاه‌های مستندات در دسترس پژوهشگر نمایه شده بودند و به کل مطالعات قابل تعمیم نیست.

بر اساس نتایج پژوهش به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود برای تجربه کارآتر پوشش ریسک از استراتژی برون نمونه‌ای برای پوشش ریسک استفاده کنند، به نتایج طول دوره‌ی کمتر از سه سال بیشتر اعتماد کنند و برای تخمین پارامترهای مدل‌های بهینه‌یابی برای پوشش ریسک در طول دوره‌ی سرمایه‌گذاری کمتر از یک سال می‌توانند نتایج بهتری بگیرند. به پژوهشگران آتی نیز پیشنهاد می‌شود با افزایش پهنه زمانی به بررسی پوشش ریسک شاخص سهام به کمک قرارداد آتی در بهبود سایر معیارهای سنجش کارآیی با رویکرد فراتحلیل پرداخته شود، با افزایش پهنه‌ی زمانی یا حذف محدودیت نوع دارایی در معرض ریسک یا پوششی، پایایی عدم تاثیر درجه‌ی ریسک‌گریزی و روش تخمین در دسته‌ی گارچ بر کارآیی پوشش ریسک با تعداد مقالات بیشتر بررسی شود، دلیل عدم برتری کارآیی پوشش ریسک روش‌های پویا نسبت به ایستا در دسته طول دوره‌ی ارزیابی کمتر مساوی یک سال و بیشتر از یک سال و نیز شاخص برتر بررسی شود، دلیل عدم برتری کارآیی پوشش ریسک با استفاده از دوره‌ی تخمین کمتر مساوی سه سال نسبت به بیشتر از سه سال، در دسته‌های روش تخمین حداقل مربعات معمولی، استراتژی‌های ایستای تخمین و شاخص برتر بررسی شود.

Refernces

1. Abootalebi, H. (2019). Meta-Analysis of Direct and Indirect of Corporate Governance on Financial Performance of Firms, Master Thesis, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahn.
2. Alan, N. S., Karagozoglu, A. K., Korkmaz, S. (2016). Growing pains: The evolution of new stock index futures in emerging markets. *Research in International Business and Finance*, 37, 1-16.
3. Aragó, V. & Salvador, E. (2011). Sudden changes in variance and time varying hedge ratios. *European Journal of Operational Research*, 215(2), 393-403.
4. Azar, A., Momeni, M. (2014). Statistics and its Application in Management, Tehran, Samt Pub.
5. Bai, Y., Pan, Z., & Liu, L. (2019). Improving futures hedging performance using option information: Evidence from the S&P 500 index. *Finance Research Letters*, 28, 112-117.
6. Basher, S. A., & Sadorsky, P. (2016). Hedging emerging market stock prices with oil, gold, VIX, and bonds: A comparison between DCC, ADCC and GO-GARCH. *Energy Economics*, 54, 235-247.
7. Becker, B. J. (2005). Failsafe N or File-Drawer Number, In Rothstein, H. R., Sutton, A. J., & Borenstein, M., Publication Bias in Meta-Analysis Prevention, Assessment and Adjustments, John Wiley & Sons, Ltd.
8. Buyukkara, G., Kucukozmen, C., & Uysal, E. T. (2022). Optimal hedge ratios and hedging effectiveness: An analysis of the Turkish futures market. *Borsa Istanbul Review*, *22*(1), 92-102.
9. Card, N. A. (2012). Applied Meta-Analysis for Social Science Research, New York: A Division of Guilford Publications, Inc.
10. Cohen, J. (1977). Statistical Power Analysis for the Behavioural Sciences, New York: Academic Press.
11. Corbet, S., Hou, Y. (G.), Hu, Y., & Oxley, L. (2022). The influence of the COVID-19 pandemic on the hedging functionality of Chinese financial markets. *Research in International Business and Finance*, 59, Article 101510.
12. COSO (2001), Enterprise risk management: An emerging model for building shareholder value, Au: KPMG.
13. Dubofsky, D. (1992). Options and financial futures, New York: McGraw-Hill Inc.
14. Echaust, K., Just, M. & Kliber, A. (2024). To hedge or not to hedge? Cryptocurrencies, gold and oil against stock market risk. *International Review of Financial Analysis*, 94, 103292,
15. Ederington, L. (1979). The hedging performance of the new futures markets. *The Journal of Finance*, *34*(1), 157-170.
16. Fan, R., Li, H. and Park, S. (2015). Estimation and hedging ffectiveness of time-varying hedge ratio: nonparametric approaches. *The Journal of Futures Markets*, *36*(10), 968-991.
17. Farsijani, H. , Arefnezhad, M. , Asadi, S. and Hasanvand, A. (2021). Presentation of the structural model of risk types in banks using the Fuzzy Interpretative Structural Modeling Approach. *Financial Management Perspective, 11*(33), 173-192.
18. Farzanegan, E. (2024). Analyzing the Information Contained in the Skewness and Kurtosis of TEPIX Returns for Forecasting Risk: GARCH Model with Gram-Charlier Expansions for Innovations. *Financial Management Perspective*, *14*(45), 149-174. doi: 10.48308/jfmp.2024.104895
19. Ghorbanizadeh, V. (2015). Meta-Analysis Research Method Using CMA2 Software, Tehran: Baztab Pub.
20. Glantz, M., & Kissell, R. (2014). Multi-Asset Risk Modeling Techniques for a Global Economy in an Electronic and Algorithmic Trading Era, San Diego, USA, Elsevier Inc.
21. Hasan, M., Choudhry, T., & Zhang, Y. (2020). An econometric investigation of hedging performance of stock index futures in Korea: dynamic versus static hedging. *International Journal of Banking Accounting and Finance, 11*(2), 227-253.

22. Hedges, L. V. (1982). Estimation of effect size from a series of independent experiments. *Psychological Bulletin, 92*, 490–499.
23. Hedges, L. V., & Olkin, I. (1985). Statistical methods for meta-analysis. San Diego, CA: Academic Press.
24. Herbst, A. F., Kare, D. D., & Marshall J. F. (1993). A time varying convergence adjusted, minimum risk futures hedge ratio. *Advances in Futures and Option Research, 6*, 137-155.
25. Higgings, J.P., Thompson, S.G., Deeks, J.J., & Altman D.G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. The *BMJ*.3,27:557-560.
26. Hull, J. (2012). Options, Futures, and other Derivatives. New York: Prentice Hall.
27. Johnson, L. L. (1960). The theory of hedging and speculation in commodity futures. The *Review of Economic Studies*, 27(3), 139-151.
28. Kim, M. J., & Park, S. Y. (2016). Optimal conditional hedge ratio: A simple shrinkage estimation approach. *Journal of Empirical Finance, 38*, 139-156.
29. Kumar, D. (2014). Return and volatility transmission between gold and stock sectors: Application of portfolio management and hedging effectiveness. *IIMB Management Review, 26*(1), 5-16.
30. Kumar, K. K., & Bose, S. (2019). Hedging effectiveness of cross-listed Nifty index futures. *Global Economy Journal*, *19*(2), Article 1950011.
31. Lai, Y. S., Sheu, H. J., & Lee, H. T. (2017). A multivariate Markov regime-switching high-frequency-based volatility model for optimal futures hedging. *Journal of Futures Markets, 37(*11), 1124-1140. Doi: 10.1002/fut.21842.
32. Lee, C. F., Lee, A. C. & Lee, J. C. (2024). Handbook of Investment Analysis, Portfolio Management, and Financial Derivatives, World Scientific Publishing Co.
33. Lipsey, M. W. & Wilson, D. B. (1999). Practical Meta-Analysis, London:Sage Publications, Inc.
34. Markopoulou, C., Skintzi, V., & Refenes, A. (2016). Realized hedge ratio: Predictability and hedging performance. *International Review of Financial Analysis, 45*, 121-133.
35. McDonald, R. (2006). Derivatives Markets, New York: Addison Wesley.
36. Mensi, W., Al-Yahyaee, K. H., & Kang, S. H. (2017). Time-varying volatility spillovers between stock and precious metal markets with portfolio implications. *Resources Policy, 53*, 88-102.
37. Morris, S. B., & DeShon, R. P. (2002). Combining effect size estimates in meta-analysis with repeated measures and independent-groups designs. *Psychological Methods*, *7*(1), 105.
38. Raei, R., Saeedi, A. (2019). Fundamentals of Financial Engineering and Risk Management, Tehran: Samt Pub.
39. Reboredo, J., & Rivera-Castro, M. (2014). Gold and exchange rates: Downside risk and hedging at different investment horizons. *International Review of Economics & Finance, 34*, 267-279.
40. Rosenthal, R., DiMatteo, M.R. (2001). Meta-analysis: Recent development in quantitative methods of literature review. *Annual Review of Psychology, 52*, 59-82.
41. Rothstein, H. R., Sutton, A. J., & Borenstein, M. (2005). Publication Bias in Meta-Analysis Prevention, Assessment and Adjustments, John Wiley & Sons, Ltd.
42. Sajad, R. and Torosian, A. (2014). Exchange Rate Optimal Hedge Ratio by Gold Futures in Iran. *Journal of Investment Knowledge. 12*(3), 1-24.
43. Schwenk, C., Shrader, C. (1993). Effects of formal strategic planning on financial performance in small firms: A Meta-Analysis. *Entrepreneurship, Theory and Practice, 17*(3), 53-64.
44. Singh, J., Ahmad, W., Mishra, A. (2019). Coherence, connectedness and dynamic hedging effectiveness between emerging markets equities and commodity index funds. *Resources Policy, 16*, 441-460.
45. Stajkovic, A., Luthans, F. (2003). Behavioral management and task performance in organizations: conceptual plan, Meta-Analysis and test of alternative models. *Personnel Psychology, 56*(1), 155-194.

46. Sterne, J. A. C. , Egger, M. (2005). Regression Methods to Detect Publication and Other Bias in Meta-Analysis, In Rothstein, H. R., Sutton, A. J., & Borenstein, M. Publication Bias in Meta-Analysis Prevention, Assessment and Adjustments, , John Wiley & Sons, Ltd.
47. Wei, Y., Wang, Y., & Huang, D. (2011). A copula–multifractal volatility hedging model for CSI 300 index futures. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 390*(23-24), 4260-4272.
48. Yang, W., & Allen, D. (2005). Multivariate GARCH hedge ratios and hedging effectiveness in Australian futures markets. *Accounting and Finance, 45*(2), 301-321.
49. Yu, X., Yanyan, L., Lu, J. & Shen, X. (2023). Futures hedging in crude oil markets: A trade-off between risk and return. *Resources Poilicy, 80*, 103147.
50. Zhou, J. (2016). Hedging performance of REIT index futures: A comparison of alternative hedge ratio estimation methods. *Economic Modelling, 52(*B), 690-698.