



Journal of Econometric Modelling

Journal homepage <https://jem.semnan.ac.ir/?lang=en>



Research Article

Modeling the Factors Affecting Uncertainty in the Capital Market Using BMA-PTVPFAVAR Approaches

Amir Kalantar Hormozi

Ph.D. Student in Economics, Department of Economics, Is.C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

amir.kalantarhormozi@iau.ac.ir

Abdolmajid Ahangari (Corresponding Author)

Associate Professor of Economics, Department of Economics,
Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

a.ahangari@scu.ac.ir

Sayed Amin Mansouri

Associate Professor of Economics, Department of Economics,
Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

sa.mansouri@scu.ac.ir

Bahar Hafezi

Associate Professor of Economics, Department of Economics, Is.C., Islamic Azad University,
Isfahan, Iran

hafezi@iau.ac.ir

PAPER INFO ABSTRACT

Paper history:

Received: 31. 12. 2024

Revised: 20. 04. 2025

Accepted: 20. 05. 2025

JEL Classification:

F43, F41, E0, C32

Keywords:

Systematic risk,
Unsystematic risk,
Stock return,
Bayesian Averaging

Traditional models lack sufficient capability in predicting investors' portfolio returns due to model specification errors; therefore, this study aims to address model uncertainty issues. Accordingly, the objective of this research is to model the factors affecting uncertainty in the capital market. This is an applied research study. The statistical sample includes 171 listed companies on the stock exchange over the period 2011–2023. In this study, 62 risks affecting stock returns were incorporated into nonlinear Bayesian models. Based on the results of the BMA models, 13 non-fragile risks influencing stock returns were identified. According to the findings, interest rate lags, liquidity ratios, and oil revenues—having the highest probability of impact—are the most important risks affecting stock returns. The PTVPFAVAR model results indicate that the long-term elasticity between stock returns and the research variables is higher than the short-term elasticity, suggesting that these risks have a stronger influence on stock returns in the long run compared to the short term.

© 2023 Published by Semnan University Press. All rights reserved.

مدلسازی عوامل موثر بر نااطمینانی در بازار سرمایه

با رویکردهای BMA -PTVPFAVAR^۱

امیر کلانتر هرمزی

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد، اصفهان، ایران

amir.kalantarhormozi@iau.ac.ir

عبدالمجید آهنگری (نویسنده مسئول)

دانشیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

a.ahangari@scu.ac.ir

سید امین منصوری

دانشیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

sa.mansouri@scu.ac.ir

بهار حافظی

دانشیار علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، واحد خوراسگان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران

hafezi@iau.ac.ir

نوع مقاله: علمی - پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۳۰

چکیده:

مدل‌های سنتی توانایی کافی جهت پیش‌بینی بازدهی پرتفوی سرمایه‌گذاران را به علت خطای تصریح مدل ندارند؛ لذا پژوهش حاضر سعی در رفع مشکل نااطمینانی مدل را دارد. بر این اساس هدف پژوهش حاضر مدل‌سازی عوامل موثر بر نااطمینانی در بازار سرمایه است. پژوهش حاضر کاربردی است. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۷۱ شرکت بورسی در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ می‌باشد. در این پژوهش ۶۲ ریسک مؤثر بر بازدهی سهام وارد مدل‌های بیزین غیرخطی گردیدند. بر اساس نتایج مدل‌های BMA، ۱۳ ریسک غیرشکننده مؤثر بر بازدهی سهام شناسایی شدند. براساس نتایج، دیرش نرخ بهره؛ نسبت آبی و درآمدهای نفتی با بالاترین احتمال اثرگذاری؛ مهم‌ترین ریسک‌های مؤثر بر بازدهی سهام هستند. بر اساس نتایج مدل PTVPFAVAR کشش بلند مدت مابین بازدهی سهام با متغیرهای پژوهش نسبت به کشش کوتاه مدت از میزان بالاتری برخوردار است که بیانگر میزان تأثیرگذاری شدیدتر این ریسک‌ها بر بازدهی سهام در بلند مدت نسبت به کوتاه مدت است.

طبقه‌بندی JEL: F43, F41, E0, C32

کلید واژه‌ها: ریسک سیستماتیک؛ ریسک غیرسیستماتیک؛ بازدهی سهام، میانگین‌گیری بیزین

^۱. مقاله مستخرج از رساله دکتری امیر کلانتر هرمزی است.

۱. مقدمه

کمی‌سازی ریسک فرآیند مهمی در بازار سرمایه است (آسافو^۱ و همکاران، ۲۰۲۲). ریسک احتمال یک پیامد نامطلوب تعریف می‌شود (علی^۲ و همکاران، ۲۰۲۰). سنگ بنای تئوری مالی مدرن، مبادله ریسک و بازده است. یکی از اولین فرآیندهای کمی‌سازی ریسک بر اساس - مارکوویتز^۳ (۱۹۵۲)، است که بر اساس نظریه بهینه‌سازی پرتفوی میانگین-واریانس ارائه شد. برخی پژوهش‌های به رابطه مثبت بین ریسک و بازدهی (مارکوویتز ۱۹۵۲؛ شارپ^۴ ۱۹۶۴؛ مالکیل و فاما^۵ ۱۹۷۲) و برخی از پژوهش‌های رابطه منفی مابین این دو متغیر را تأیید نموده‌اند (هاگن^۶ و همکاران ۱۹۷۵؛ فرازینی^۷ و همکاران ۲۰۱۴)؛ برخی نیز رابطه بین این دو متغیر را بی‌معنی ارزیابی نموده‌اند (میلر^۸ و همکاران ۱۹۷۲؛ بیکر^۹ و همکاران ۲۰۱۱). در حالت کلی دیدگاه مشخصی در این حوزه وجود ندارد.

علاوه بر اینکه دیدگاه مشخصی در نحوه ارتباط مابین این دو متغیر وجود ندارد؛ رویکرد مدونی در حوزه مدلسازی مابین این دو متغیر وجود ندارد. برخی پژوهش‌های از مدل همبستگی پویا^{۱۰} (DECO) توسط انگل و کلی^{۱۱} (۲۰۲۲ و ۲۰۱۲)، برخی پژوهش‌های از ارزش در معرض خطر (گوزا^{۱۲} و همکاران، ۲۰۲۰)، برخی پژوهش‌های از مدل GARCH^{۱۳} (جیکیالس^{۱۴} و همکاران، ۲۰۱۹)، برخی پژوهش‌ها از رگرسیون مقطعی با استفاده از رویکرد حداقل مربعات

1. Asafo

2. Ali

3. Markowitz

4. Sharpe

5. Malkiel & Fama

6. Haugen

7. Frazzini

8. Miller

9. Baker

10. Dynamic Equicorrelation Conditional Correlation

11. Engle & Kelly

12. Gozah

13. Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

14. Gkillas

وزنی (آتیلگا^۱ و همکاران، ۲۰۱۸) و برخی پژوهش‌های از مدل‌های GAS^۲ (اوسو^۳ و همکاران، ۲۰۲۰ و ۲۰۲۲)؛ اما هیچ یک از پژوهش‌های از رویکرد هیبریدی میانگین‌گیری بیزین با مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده پارامتر متغیر زمان پانلی جهت تجزیه و تحلیل وابستگی‌های متقابل بین ریسک با بازدهی سهام بهره نگرفته‌اند. رویکردهای سنتی (CAPM^۴) ضریب بتا را ثابت فرض می‌کنند؛ در حالیکه این فرض چندان دارای اعتبار نیست (استروندومی^۵ و همکاران ۲۰۱۸؛ آسافو و همکاران ۲۰۲۲ و ۲۰۲۱). اینکه چه عواملی به عنوان ریسک در نظر گرفته شود؛ خود یک مسئله بسیار چالش برانگیز است (آسافو و همکاران ۲۰۲۲؛ علی و همکاران ۲۰۲۰؛ فرازینی و همکاران ۲۰۱۴؛ انگل و کلی ۲۰۲۲؛ گوزا و همکاران ۲۰۲۰؛ جیکیالس و همکاران ۲۰۱۹؛ آتیلگا و همکاران ۲۰۱۸؛ اوسو و همکاران ۲۰۲۰ و ۲۰۲۲؛ استروندومی و همکاران ۲۰۱۸؛ آسافو و همکاران ۲۰۲۱). بر این اساس مسئله اول پژوهش حاضر شناسایی ریسک‌های موثر بر بازدهی سهام است؟ این مسئله در علم اقتصادسنجی به عنوان «نااطمینانی مدل»، یاد می‌شود. استفاده از رویکردهای «میانگین‌گیری بیزین^۶» راه‌حلی در جهت این مسئله است (کوپ^۷، ۲۰۰۳). مسئله دوم پژوهش حاضر فرض ثابت بودن ضرایب ریسک‌های اثرگذار بر بازدهی سهام در طی زمان است. با توجه به ماهیت پویای بازدهی سهام؛ چنین فرضی نادرست به نظر می‌رسد؛ چراکه در عمل ضرایب برای دوره‌های زمانی مختلف می‌تواند متفاوت باشند. در اقتصاد کشور، مسائلی چون تحریم‌ها، نوسانات بالای نرخ ارز و تورم، دستوری بودن سیاست‌های اقتصادی؛ حجم بالای دولت، عدم استقلال سیاست‌های پولی از مالی و نامطلوب بودن شاخص فضای کسب و کار؛ امکان بروز تغییر رفتار ضرایب در طی زمان در بازار سرمایه ایران بسیار محتمل است. بر این اساس مسئله دوم پژوهش حاضر بررسی نحوه اثرگذاری عوامل موثر بر بازدهی سهام در بازه‌های زمانی مختلف است. مقاله حاضر در ۶ بخش نگاشته شده است. در بخش اول که شرحی بر آن گذشت مقدمه پژوهش ارائه گردید؛ در بخش دوم مبانی نظری؛ در

1. Atilgan

2. Generalized Autoregressive Score

3. Owusu

4. Capital Asset Pricing Model

5. Strandmoe

6. Bayesian Model Averaging (BMA)

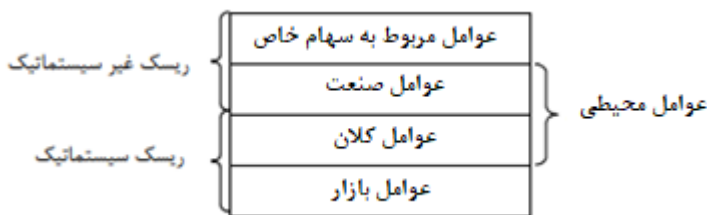
7. Koop

بخش سوم پیشینه پژوهش ارائه شده است. در بخش چهارم روش پژوهش، در بخش پنجم تجزیه و تحلیل اطلاعات و در بخش ششم جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

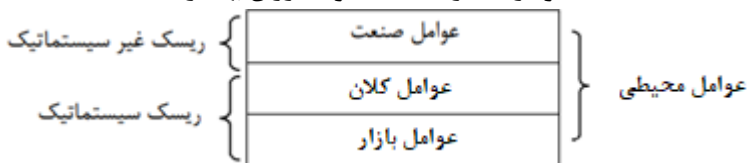
ریسک کل، به دو بخش سیستماتیک و غیر سیستماتیک تقسیم می‌شود. (برزیگر و جلیلی، ۱۴۰۲). معیار اصلی ریسک کل نیز، واریانس σ^2 است. در نمودار (۱)، اجزای تشکیل دهنده ریسک یک سهم خاص و در نمودار (۲)، اجزای تشکیل دهنده ریسک مجموعه اوراق بهادار (پرتفوی)، ارائه شده است (توری^۱ و همکاران، ۲۰۲۰).

نمودار (۱): ریسک یک سهم خاص



مأخذ: توری و همکاران، ۲۰۲۰

نمودار (۲): ریسک مجموعه اوراق بهادار



مأخذ: توری و همکاران، ۲۰۲۰

با تنوع بخشیدن به دارایی‌ها می‌توان ریسک منحصر به فرد یا غیر سیستماتیک سبد سهام را کاهش داد؛ اما ریسک سیستماتیک با توجه به اینکه در کنترل مدیریت شرکت نیست؛ امکان کاهش اثرات این نوع ریسک با تشکیل پرتفوی وجود ندارد (فوگلیا و آنجلینا^۲، ۲۰۲۰). به عبارتی این قسمت از ریسک غیرقابل اجتناب می‌باشد؛ زیرا ربطی به نحوه عملکرد سرمایه‌گذار

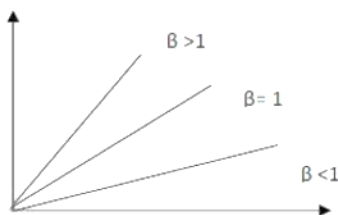
^۱. Torri

^۲. Foglia & Angelini

ندارد. معمولاً از بتا به عنوان شاخص اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک سهام عادی استفاده می‌شود (ژو^۱ و همکاران، ۲۰۲۰). به طور خلاصه بتای معمولی بازار برابر یک است و سهام‌هایی که بتای آن‌ها بیش‌تر از یک باشد سهام‌های پرریسک می‌باشند که پراکندگی بازده آن‌ها زیاد است و برعکس سهام‌هایی با بتای کم‌تر از یک، سهام‌هایی کم ریسک هستند. با توجه به موارد فوق‌الذکر ترجیح بر ریسک کم‌تر است؛ لذا شرکتی که دارای بتای کم‌تر و بازده بالاتری نسبت به سایر رقبا می‌باشد بهتر است (ژانگ^۲ و همکاران، ۲۰۱۹). در نمودار (۳)، این فرآیند ارائه شده است.

نمودار (۳): خط رگرسیون بازده ورقه بهادار و بازده بازار

بازده اوراق بهادار



بازده بازار

مأخذ: ژو و همکاران، ۲۰۲۰

فرآیند ارتباطی مابین بازدهی سهام و ریسک‌های سیستماتیک و غیر سیستماتیک در نمودار (۴)، ارائه شده است.

ماهیت و منشأ ریسک‌های سیستمی و غیر سیستمی هنوز با ابهام روبرو است (بیسیاس^۳ و همکاران ۲۰۱۷؛ دربالی^۴، ۲۰۱۵؛ ژو و همکاران ۲۰۲۰؛ دی مندونسا و داسیلوا^۵، ۲۰۱۸؛

1. Zhou

2. Zhang

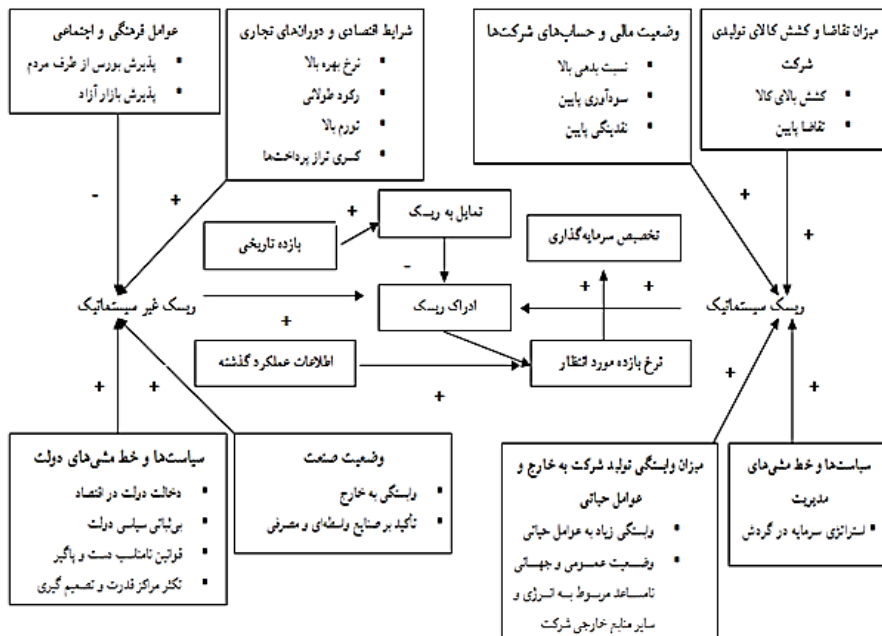
3. Barillas

4. Derbali

5. De Mendonça & da Silva

خو^۱ و همکاران ۲۰۱۸؛ وانگ^۲ و همکاران ۲۰۱۸؛ دیو و لوکسا^۳ ۲۰۲۰؛ فوگلیا و آنجلینا ۲۰۲۰؛ توری و همکاران ۲۰۲۰).

نمودار (۴): ارتباط بین سودآوری و ریسک‌های سیستماتیک و غیر سیستماتیک



راهنما: علامت (+) بیانگر همبستگی مثبت میان عوامل است.

علامت (-) بیانگر همبستگی منفی میان عوامل است.

مأخذ: ایسکینز و همکاران، ۱۹۹۹

بر اساس مبانی عوامل موثر بر بازدهی سهام پیش‌تر اعتقاد بر این بود که بازده سهام تنها تابعی از ریسک سیستماتیک است و سرمایه‌گذار در قبل تحمل ریسک سیستماتیک بیش‌تر بازده بیش‌تر دریافت می‌کنند و ریسک غیر سیستماتیک یک ریسک اضافه است که تحمل آن هیچ‌گونه صرفی برای سرمایه‌گذار ندارد؛ اما در تئوری‌های سرمایه‌گذاری (تئوری قیمت‌گذاری

1. Xu

2. Wang

3. Deev & Lyócsa

آربیتراژ راس^۱ (۱۹۷۶)، چن^۲ و همکاران (۱۹۸۶)، این ادعا اثبات شده است که ریسک غیر سیستماتیک بر بازده سرمایه‌گذار و بورس تأثیر بسزایی دارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM و شارپ را به چالش کشیده است. بر اساس این دیدگاه‌ها تئوری بازار کارا در حد نظری مطرح بوده و نتایج تجربی از این تئوری حمایت نمی‌نماید (باریلاس و شانکن^۳ ۲۰۱۸؛ گونگور و لوگر^۴ ۲۰۱۹؛ لی^۵ ۲۰۱۹؛ ژانگ ۲۰۱۷، ۲۰۱۹).

برخی پژوهش‌های عوامل درون شرکتی را بر بازده واقعی سهام موثر می‌دانند. (بنز^۶ ۱۹۸۱؛ باسو^۷ ۱۹۸۳؛ بانداری^۸ ۱۹۸۸؛ فاما و فرنچ^۹ ۱۹۹۲، ۱۹۹۳، ۱۹۹۵؛ روزنبرگ^{۱۰} و همکاران ۱۹۸۵)، برخی پژوهش‌های ارزش شرکت و اندازه شرکت را به عوامل پیشین اضافه نمودند. با استفاده از این یافته‌ها، فاما و فرنچ (۱۹۹۲، ۱۹۹۳، ۱۹۹۵، ۱۹۹۶)، مدل قیمت‌گذاری دارایی سه عاملی (FF3) که شامل بتای بازار و دو عامل SMB^{۱۱} (اندازه) و HML^{۱۲} (ارزش) را مطرح کردند. نویسندگان ادعا کردند که FF3 نتایج کاراتری را نسبت به CAPM جهت توضیح بین ریسک و بازده سهام ارائه می‌دهد (آهارونی^{۱۳} و همکاران ۲۰۱۳؛ فاما و فرنچ ۲۰۰۶، ۲۰۰۸؛ نوی مارکس^{۱۴} ۲۰۱۳؛ تیتمن^{۱۵} و همکاران ۲۰۰۴). پژوهش‌های جدیدتر نشان دادند که بازده سهام به سودآوری و سرمایه‌گذاری شرکت نیز اشاره نمودند (فاما و فرنچ ۲۰۱۵، ۲۰۱۶، فاما و همکاران ۲۰۱۷). این پژوهش‌ها به FF3 دو عامل (سودآوری) و CMA (سرمایه‌گذاری) را اضافه نمودند. این مدل به مدل قیمت‌گذاری دارایی پنج عاملی (FF5) مشهور گردید. فاما و فرنچ ۲۰۱۵، ۲۰۱۶، فاما و همکاران ۲۰۱۷؛ نشان دادند که FF5، از FF3 در توضیح بازده سهام کاراتر عمل نموده

1. Ross

2. Chen

3. Barillas & Shanken

4. Gungor & Luger

5. Lee

6. Banz

7. Basu

8. Bhandari

9. Fama & French

10. Rosenberg

11. Small Minus Big

12. High Minus Low

13. Aharoni

14. Novy-Marx

15. Titman

است. فاما و فرنچ (۲۰۱۸)، FF5 را با عامل مومنتوم مورد بررسی قرار دادند و حضور این متغیر را در مدل کارا ارزیابی نمودند (آسنس^۱ و همکاران^۲؛ باروزو و سانتا کلارا^۳؛ کارهارت^۴ ۱۹۹۷؛ جگادش و تیتمن^۴ ۱۹۹۳؛ مسکوویتز^۵ و همکاران^{۲۰۱۲}؛ استامبا و ویوان^۶ ۲۰۱۷). این مدل به مدل قیمت‌گذاری دارایی شش عاملی (FF6) مشهور گردید. فرآیند تکاملی مدل‌های قیمت‌گذاری سهام در نمودار (۵)، ارائه شده است.

نمودار (۵): مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری دارایی‌ها

	Rational				Irrational				
	Risk-Free Rate	Market (MKT)	Size (SMB)	Value (HML)	Liquidity (LIQ)	Risk Anomalies (RISKA)	Environmental, Social, Governance (ESG)	Competitive Advantage, Brand, Reputation (CABR)	Momentum (MOM)
CAPM	$E[R_i] = R_f + B_{i1}E[R_{MKT} - R_f]$								
Fama-French 3-Factor	$E[R_i] = R_f + B_{i1}E[R_{MKT} - R_f] + B_{i2}SMB + B_{i3}HML$								
NET*	$E[R_i] = R_f + B_{i1}E[R_{MKT} - R_f] + B_{i2}SMB + B_{i3}HML + B_{i4}LIQ + B_{i5}RISKA$								
Popularity**	$E[R_i] = R_f + B_{i1}E[R_{MKT} - R_f] + B_{i2}SMB + B_{i3}HML + B_{i4}LIQ + B_{i5}RISKA + B_{i6}ESG + B_{i7}CABR + B_{i8}MOM$								

مأخذ: کبودی^۷ و همکاران، ۲۰۲۱

پژوهش‌های متعددی نیز اثر متغیرهای کلان را بر بازدهی سهام مورد بررسی قرار داده‌اند و اثرات این متغیرها را در توضیح دهندگی بازدهی سهام موثر دانشتند (بیزاس^۸ و همکاران^{۲۰۱۷})، مبنای این پژوهش‌های تجربی بر این تئوری استوار است که قیمت سهام منعکس‌کننده ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده آن سهم است و به همین دلیل، هم به جریان‌های نقدی آینده و هم به نرخ بازده مورد انتظار نیاز است. از اینرو متغیرهای اقتصادی

1. Asness
2. Barroso & Santa-Clara
3. Carhart
4. Jegadeesh & Titman
5. Moskowitz
6. Stambaugh & Yuan
7. Kabundi
8. Bisias

هم بر جریان‌های نقدی آینده و هم بر نرخ بازده‌های مورد انتظار اثرگذار هستند؛ بنابراین می‌توانند بر قیمت‌های سهام اثر گذار باشند (کبودی^۱ و همکاران، ۲۰۲۱).

۳. پیشینه تحقیق

در ادامه مختصری از پیشینه تحقیقات خارجی و داخلی ارائه شده است.

پیشینه تحقیق خارجی

کووه‌ن^۲ و همکاران (۲۰۲۵) اقدام به مدل‌سازی تشکیل پرتفوی سهام بر اساس رویکردهای آنتروپی و مقایسه نتایج آن با رویکردهای شبکه عصبی و سنتی نمودند. نتایج بیانگر این واقعیت بود که هم شاخص‌های کلان و هم شاخص‌های خرد بر تشکیل پرتفوی سهام اثرگذار است؛ همچنین نتایج گویای این واقعیت است رویکرد آنتروپی کارایی بالاتری در تشکیل پرتفوی سهام در کشور ایالات متحده دارند.

هوانگ^۳ و همکاران (۲۰۲۴) اقدام به تشکیل پرتفوی سهام با استفاده از رویکردهای یادگیری عمیق نمودند نتایج بیانگر این واقعیت بود که بازده سهام از یک روند غیرخطی تبعیت می‌نماید؛ در نتیجه رویکردهای غیرخطی توانایی بالاتری در مدل‌سازی تشکیل پرتفوی سهام دارند. بر اساس نتایج این مدل ۳۵ درصد نسبت به رویکردهای خطی در تشکیل پرتفوی سهام قوی‌ترند. سهام خدام و همکاران (۲۰۲۳) اقدام به مدل‌سازی ساختارهای وابستگی متقارن و نامتقارن و پیش‌بینی بازده مالی از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۲، کاپولاهای واین را مورد بررسی قرار دادند، دوره‌ای که شامل بحران مالی ۲۰۰۸، بحران بدهی مستقل اروپا در سال ۲۰۱۱، بحران ۲۰۲۰ کووید-۱۹ روسیه با بحران همه گیر انرژی روسیه در سال ۲۰۲۲ مورد بررسی قرار گرفته است. تخصیص دارایی‌های انجام شده با استراتژی‌های مختلف پرتفوی، مانند حداکثر نسبت شارپ، حداقل واریانس و حداقل ارزش شرطی در معرض خطر را آزمایش شده است. با استفاده از شاخص‌های بازار مالی بین‌المللی، کاپولاهای واین معمولی، کلیتون، فرانک، جو، گامبل و کوپولای مختلط مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بیانگر این واقعیت بود که مدل‌های کوپولای مختلط واین هم

1. Kabundi

2. Cohen

3. Huang

برای کل دوره ۲۰۰۱-۲۰۲۲ و هم در طول دوره‌های بحران مالی بهترین عملکرد را جهت کاهش ریسک دارند؛ بنابراین، ترکیبی از خانواده‌های کاپولای متقارن و نامتقارن از نظر کاهش ریسک پورتفولیو صرف‌نظر از رویکرد بهینه‌سازی انتخاب‌شده، بهترین کارایی را دارد.

زرین نل و همکاران (۲۰۲۲) اقدام به بررسی و مدل‌سازی ساختار وابستگی شاخص‌های مختلف بازار بورس پرداختند. در این مقاله در مجموع ۱۰ شاخص بازار و ۳۱ شاخص دیگر که به مهم‌ترین صنایع فعال در بورس اوراق بهادار اشاره می‌کنند، بررسی گردیدند. صنایع مذکور بر اساس سه سناریوی متمایز خوشه بندی شدند. با توجه به تعداد مولفه‌ها و ساختار غیرعادی توزیع آن‌ها و همچنین با در نظر گرفتن اهمیت توزیع‌های حاشیه‌ای در ارزیابی مدل ساختار وابستگی اجزای سیستم، توابع کوپولا را به عنوان ابزاری مفید برای بیان وابستگی بین متغیرهای مختلف ارزیابی شدند. در این پژوهش، ساختار وابستگی شاخص‌های بازار و صنعت TSE با استفاده از دو زیرروال توابع Vine-Copula به نام‌های C-Vine و R-Vine بررسی شدند. سپس نتایج با استفاده از آزمون Vuong مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج نشان داد که توابع C-Vine می‌توانند تناسب بسیار خوبی با ساختارهای وابستگی در میان شاخص‌های مختلف صنعت ایجاد کنند. علاوه بر این، بهترین برازش‌ها را می‌توان با استفاده از خانواده t-student از توابع کوپولا توضیح داد.

اوزگور و همکاران (۲۰۲۱) اقدام به بررسی ارزش پرتفوی روزانه در معرض خطر و عملکرد پیش‌بینی اثرات خوشه‌ای پرداختند. برای این منظور، سری بازده ۱۲ سهمی که در بورس اوراق بهادار استانبول پذیرفته شده‌اند، برای دوره زمانی ژوئن ۲۰۱۰ تا دسامبر ۲۰۱۸ انتخاب گردیدند. این سری‌ها با مدل‌های یک متغیره تعمیم‌یافته خود رگرسیون شرطی ناهمگونی با نوآوری‌های Normal و Student مدل‌سازی شده‌اند. بازده پرتفوی دارای وزن برابر بسته به حاشیه‌های تک متغیره GARCH و ساختار وابستگی چند متغیره آن‌ها پیش‌بینی گردید. ارزش پرتفوی روزانه تخمین زده شده در معرض خطر و مقادیر کمبود مورد انتظار با سطوح مختلف با تخمین‌های مدل GARCH چند متغیره واریانس-کوواریانس و همبستگی شرطی دینامیک سنتی مقایسه گردیدند. در حالی که مدل‌ها در پس‌آزمون‌های ارزش در معرض خطر عملکرد خوبی داشتند، با توجه به آزمون‌های پسین، R-vine Copula GARCH در ارائه پیش‌بینی‌های دقت بالاتری را برآورد نمودند.

فهام و همکاران (۲۰۲۰) عوامل تعیین‌کننده اقتصاد کلان که نشان‌دهنده وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی است برای توضیح رابطه بین ریسک‌ها و بازده سهام ایالات متحده در قالب مدل (MAPM)، پرداختند. براساس تئوری و مدل‌های اقتصاد کلان از بازده بازار، نرخ بهره ایالات متحده، نرخ اوراق قرضه بلندمدت دولت ایالات متحده و نرخ ارز بهره گرفته شد. با استفاده از رویکرد بیزی (از طریق دو برآوردگر Bayes و t.Bayes) و بازده ماهانه سهام S&P 500 از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۹، نتایج نشان داد MAPM به طور مداوم پیش‌بینی، قدرت توضیحی و کفایت مدل بیشتری نسبت به CAPM داشت. جالب توجه است، مطالعه نشان داد و تأیید نمود (آماره $t > 2$)، که دو عامل تعیین‌کننده کلان اقتصادی آخر از نظر آماری تأثیر مثبت و معناداری بر بازده سهام دارند.

واسم و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی عوامل موثر بر بازدهی سهام پرداختند. نتایج بیانگر این واقعیت بود که عوامل سیاسی بیش از سایر عوامل بر بازدهی سهام در کور پاکستان اثرگذار است. بیونی^۱ و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی خوشه‌بندی سری‌های قیمتی سهام در یک مطالعه تجربی پرداختند. پیش‌بینی بازار سهام، بعلاوه ماهیت پویای آن، کار دشواری است. در این پژوهش به بررسی قیمت‌های پایانی سهام به عنوان یک روش برای سیستم پیشنهادی برای خرید، پرداختند. در این پژوهش با استفاده از اطلاعات استخراجی و کشف روابط پنهان، نشان دادند که اطلاعات استخراجی کاربران از قیمت‌های بسته شدن سهام، بر درک آن‌ها برای خرید و فروش سهام، تأثیر دارد.

پیشینه تحقیق داخلی

برزیگر و جلیلی (۱۴۰۲) اقدام به ارزیابی و سنجش ریسک‌های مختلف صنعت پتروشیمی ایران پرداختند. در مرحله نخست به سنجش کمی ریسک‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک با رویکرد مالی با استفاده از مفهوم ریسک نامطلوب در نظریه فرامدرن پرتفوی و مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ پرداخته شد و در نتیجه این محاسبات محرز گردید، که ریسک نامطلوب بازدهی سهام پرتفوی شرکت‌های پتروشیمی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در اکثر سال‌ها، بیش‌تر از ریسک بازدهی سهام پرتفوی بازار بورس اوراق بهادار تهران بوده است و بیش‌ترین ریسکی که بازدهی سهام شرکت‌های پتروشیمی را تهدید می‌کند، ناشی از عوامل سیاسی، اقتصادی،

¹. Binoy

فرهنگی و تکنولوژی می‌باشد و عوامل داخلی تأثیر کم‌تری بر ریسک بازدهی سهام شرکت‌های پتروشیمی داشته‌اند. در مرحله دوم به سنجش کیفی (رتبه‌بندی) ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک با رویکرد بازاریابی پرداخته شد.

صفایی و همکاران (۱۴۰۱) اقدام به مدل‌سازی ساختار وابستگی و تئوری ارزش فرین ۱۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران (هلدینگ خلیج فارس، پالایشگاه بندرعباس، فولاد مبارکه، تاپیکو، غدیر، نفت و گاز پارسین، ملی مس، گل‌گهر، ارتباطات سیار، چادرملو)، پرداختند. نتایج بیانگر این واقعیت بود که میان بازدهی سهام ۱۰ شرکت برتر که مورد ارزیابی قرار گرفت این امکان وجود دارد که با استفاده از تئوری ارزش فرین استفاده از توابع کاپولای وین نتایج پیش‌بینی بازده را در حد بسیار بالایی افزایش داد. نتایج تابع کاپولا در شش حالت کاپولای ساده (t)، کاپولای متغیر زمان (tDCC) و کاپولای متغیر زمان مبتنی بر توزیع گوسین (GDCC) کاپولای کلایتون متغیر طی زمان (tvC)، کاپولای ایستا (SJC) و کاپولای استاتیک متغیر طی زمان (tvSJC) بررسی گردید. در هر شش حالت استفاده از روش کاپولای واین موجب افزایش دقت در پیش‌بینی بازدهی سهام بهینه گردید.

علیزاده و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی ریسک غیرسیستماتیک بعنوان یکی از عوامل احتمالی تشدیدکننده رفتار گروهی پرداخته‌اند. بعلاوه تأثیر ریسک غیرسیستماتیک بر رفتار گروهی در بازار هیجانی و نیز بازار صعودی و نزولی بطور مجزا مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد در شرایط بازار هیجانی نزولی، ریسک غیرسیستماتیک سهم بر تشدید رفتار گروهی سهام‌داران آن تأثیرگذار بوده است. بعلاوه در سهام با ریسک غیرسیستماتیک پایین‌تر، رفتار گروهی بیش‌تر در بازار نزولی دیده شده است. این مطالعه با استفاده از داده‌های شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ انجام شده است.

کاویانی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی و ارزی بر ریسک سیستماتیک و بازده سهام پرداختند. داده‌های مورد استفاده بصورت فصلی بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ بوده که با استفاده از مدل ^۱ DSGE، واکنش متغیرهای مالی در برابر شوک‌های نفتی و ارزی بررسی گردید. نتایج نشان می‌دهد که شوک نفتی و ارزی ابتدا بر ریسک سیستماتیک سهام و بازده قیمتی تأثیر منفی دارد و سپس در دوره‌های بعدی این روند ادامه پیدا نکرده و پس از طی یک

^۱. Dynamic Stochastic General Equilibrium

دوره نوسانی به حالت تعادلی و پایدار خود بر می‌گردد، به طوری که نوسانات ریسک سیستماتیک بیش‌تر از بازده قیمتی می‌باشد. بر اساس مبانی نظری و تجربی ارائه شده در پژوهش حاضر مشاهده می‌گردد که عوامل متعددی بر بازدهی سهام اثرگذارند. با توجه به ماهیت پژوهش که مدل‌سازی است؛ ارائه فرضیه در پژوهش حاضر قابل تعریف نیست. بر این اساس اهداف پژوهش به شرح ذیل هستند.

هدف اول: شناسایی مهم‌ترین ریسک‌های غیرسیستماتیک موثر بر بازدهی سهام

هدف دوم: شناسایی مهم‌ترین ریسک‌های سیستماتیک موثر بر بازدهی سهام

هدف سوم: شناسایی نحوه اثرگذاری مهم‌ترین ریسک‌های غیرسیستماتیک موثر بر بازدهی سهام در طی زمان (کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت)،

هدف چهارم: شناسایی نحوه اثرگذاری مهم‌ترین ریسک‌های سیستماتیک موثر بر بازدهی سهام در طی زمان (کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت)،

بر این اساس سوالات پژوهش به شرح ذیل ارائه می‌گردند:

سوال اول: مهم‌ترین ریسک‌های غیرسیستماتیک موثر بر بازدهی سهام کدامند؟

سوال دوم: مهم‌ترین ریسک‌های سیستماتیک موثر بر بازدهی سهام کدامند؟

سوال سوم: نحوه اثرگذاری مهم‌ترین ریسک‌های غیرسیستماتیک موثر بر بازدهی سهام در طی زمان (کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت)، چگونه است؟

سوال چهارم: نحوه اثرگذاری مهم‌ترین ریسک‌های سیستماتیک موثر بر بازدهی سهام در طی زمان (کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت)، چگونه است؟

۴. روش تحقیق

این تحقیق از نوع تحقیقات کاربردی می‌باشد. داده‌های ریسک‌های سیستماتیک از سایت بانک مرکزی، مرکز آمار ایران استخراج شد. در این پژوهش از نرم افزار متلب ۲۰۲۱ جهت برآورد مدل بهره گرفته می‌شود. بازه زمانی پژوهش حاضر دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۲ می‌باشد. جامعه پژوهش حاضر تمامی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران است. روش نمونه‌گیری در پژوهش حاضر به صورت غربال‌گری بوده است. شروط غربالگری و نحوه انتخاب تعداد شرکت‌های نمونه در جدول (۱)، ارائه شده است.

جدول (۱): نحوه‌ی انتخاب تعداد شرکت‌های جامعه آماری

شرح	جمع	جمع
تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تا پایان سال ۱۴۰۲:	۷۱۹	
به منظور جلوگیری از ناهمگن شدن نمونه، سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند هر سال باشد.	۷۷	
تعداد شرکت‌هایی که جز هلدینگ، سرمایه‌گذاری‌ها، واسطه‌گری‌های مالی و بانک و بیمه و لیزینگ‌ها بوده‌اند:	۹۸	
معاملات سهام آن‌ها طی دوره پژوهش، بیش از سه ماه متوالی در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.	۹۷	
در دوره زمانی مورد مطالعه، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن، منفی نباشد.	۳۰	
در دوره زمانی مورد مطالعه، زیان ده نباشد.	۱۴۳	
در دوره زمانی مورد مطالعه، خالص جریان نقد عملیاتی آن، منفی نباشد.	۴۱	
در طول قلمروی زمانی پژوهش پایان سال مالی آن تغییر نکند.	۳۳	
در خلال سال‌های ۱۳۹۱ الی ۱۴۰۲ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشد.	۲۵	
جمع:	۵۴۴	
تعداد شرکت‌های غربال‌گری شده	۱۷۵	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۲)؛ ریسک‌های مرتبط با بازار سرمایه که در پژوهش حاضر به کار گرفته شده‌اند ارائه شده است. این ریسک‌ها به دو دسته ریسک‌های سیستماتیک و غیر سیستماتیک تقسیم شده و در هر گروه اقدام به ارائه ریسک‌های زیربخش آن نموده و در ستون آخر اقدام به فرمول و نحوه محاسبه آن شده است. لازم بذکر است منظور از ریسک‌های سیستماتیک ریسک‌های در سطح کلان و ریسک‌های در سطح خرد ریسک‌های مرتبط با مدیریت در حوزه شرکت است.

جدول (۲): ریسک‌های مؤثر در بازده سهام شرکت‌ها

نوع شاخص	ریسک‌های اصلی	ریسک‌های سیستماتیک	ریسک‌های غیر سیستماتیک
نسبت	نسبت‌های نقدینگی	نسبت جاری	تقسیم دارایی جاری بر بدهی‌های جاری
		نسبت آنی	تقسیم دارایی‌های جاری منهای موجودی‌ها بر بدهی‌های جاری
		سرمایه در گردش به کل - دارایی	نسبت دارایی‌های جاری منهای بدهی‌های جاری تقسیم بر کل دارایی

نسبت‌های- اهرمی	نسبت بدهی	تقسیم مجموع بدهی‌ها، به مجموع دارایی‌ها
نسبت‌های فعالیت	گردش موجودی کالا	نسبت بهای کالای فروش رفته به متوسط موجودی کالا
	گردش دارایی	فروش خالص، به کل دارایی‌ها
	گردش دارایی ثابت	فروش خالص متوسط دارایی ثابت شرکت
نسبت‌های سودآوری	نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	نسبت سود خالص به بازده حقوق صاحبان سهام
	نرخ بازده سرمایه‌گذاری	نسبت (عواید حاصل از سرمایه‌گذاری-هزینه- سرمایه‌گذاری) بر هزینه سرمایه‌گذاری
	میزان سود	لگاریتم طبیعی سود قبل از مالیات و تقسیم سود
	تغییرات سود	تفاوت سود دوره جاری منهای دوره قبل
	حاشیه سود	نسبت سود پس از کسر مالیات بر خالص فروش
نسبت‌های بازار	نسبت قیمت به سود	نسبت قیمت هر سهم به سود هر سهم
	ارزش دفتری به ارزش بازار سهام	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام
	نسبت سود به قیمت	نسبت سود به قیمت
	نسبت‌های نقدشوندگی	نسبت مجموع سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت و پول نقد و شبه پول نقد بر بدهی‌های جاری
نسبت‌های جریان نقدی	جریان‌های نقدی ناشی از تأمین مالی	خالص وجه نقد حاصل از فروش سهام بعلاوه خالص وجه نقد حاصل از استقراض
	جریان‌های نقدی ناشی از سرمایه‌گذاری	خالص وجه نقد حاصل از فروش سرمایه‌گذاری‌ها یا دارایی‌های ثابت بعلاوه خالص دریافت و بازپرداخت وام‌های اعطایی
	جریان‌های نقدی ناشی از عملیات	مجموع خالص فروش کالا و خدمات، بهره و سود سهام، سایر دریافت و پراختهای عملیاتی، مثل وجوه نقد حاصل از ختم دعاوی حقوقی و دریافتی‌ها
شاخص‌های ریسک	صرف ریسک	میزان بازده اضافی بر بازده بدون ریسک (از مدل لالی جهت- برآورد آن استفاده شده)
مدیریت سود	اقدام تعهدی ^۱	از مدل کوتاری جهت محاسبه اقدام تعهدی بهره گرفته شده است.

^۱. اقدام تعهدی ناشی از فعالیت بنگاه بوده و جز غیراختیاری آن ناشی از فعالیت بنگاه بوده و مستقل از فعالیت‌های بخش کلان اقتصاد بوده و شکل‌گیری آن ناشی از تأسی‌پذیری این متغیر از شاخص‌های کلان و محیط بیرونی سازمان است.

		اقدام حقیقی	از مدل روچودهری جهت محاسبه اقدام حقیقی بهره گرفته شده است.
		پیش‌بینی سود	تفاوت سود پیش‌بینی شده سال قبل با سود تحقق یافته در سازمان
		افق زمانی پیش‌بینی سود	میانگین بازه پیش‌بینی سود هر شرکت
		سرمایه‌گذاری واقعی	کل مبلغ دارایی‌ها منهای بدهی‌های کوتاه مدت بدون بهره.
		ویژگی‌های شرکت	لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت
			زمان بین تأسیس اولیه یک شرکت و زمان حال شرکت (برحسب سال)
			از کد آیسیک (ISIC)، جهت محاسبه این شاخص بهره گرفته می‌شود.
		اندازه شرکت	
		عمر شرکت	
		نوع صنعت	
	شاخص‌های کلان	ریسک نظام مند	از ضریب بتای هر سهم به عنوان ریسک نظام مند بهره گرفته می‌شود.
		درآمد نفت	به میزان فروش کشور از درآمدهای نفتی اطلاق می‌شود.
		مخارج دولت	به مجموع مخارج جاری و عمرانی دولت اطلاق می‌شود.
		بازده بازار	نسبت شاخص بازده بازار در انتهای دوره منهای شاخص بازده بازار در ابتدای دوره به شاخص بازده بازار در ابتدای دوره
		رشد تولید ناخالص داخلی	این شاخص از درصد تغییرات نسبی تولید ناخالص داخلی حاصل می‌شود.
		قیمت طلا	قیمت هر قطعه سکه تمام بهار آزادی
		نرخ رسمی ارز	نرخ ارزی که توسط بانک مرکزی ارائه می‌شود.
		نرخ ارز بازار غیر رسمی	نرخ آزاد ارز نرخي است که در بازار آزاد ارز تعیین می‌شود.
		شاخص کل مصرف‌کننده (بدون واحد)	سطح قیمت سبده بازار کالاهای مصرفی و خدمات خریداری شده توسط خانوارها را نشان می‌دهد.
		نرخ تورم (%)	درصد تغییر متوسط شاخص CPI در هر دوره منتهی به دوره - مورد نظر نسبت به دوره مشابه قبل
		نرخ رشد ارزش افزوده بخش صنعت	درصد تغییرات نسبی ارزش افزوده بخش صنعت است.
		صادرات کالاها و خدمات به قیمت جاری	حجم کالا و خدمات صادرات شده به سایر کشورها به قیمت جاری است.
		واردات کالاها و خدمات به قیمت جاری	حجم کالا و خدمات وارد شده از سایر کشورها به قیمت جاری است.

		تراز پرداخت‌ها	مجموع حساب جاری (تراز واردات و صادرات کالاها و خدمات) و حساب سرمایه (تراز ورود و خروج سرمایه به کشور)
		مالیات‌ها	مجموع کل مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم است.
		دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	مجموع موجودی طلا، طلا در صندوق بین‌المللی پول، ذخیره‌های ارزی و ارز پشتوانه
		بدهی‌های خارجی بانک مرکزی	مجموع ذخایر ارزی از دولت، اوراق قرضه دولتی خریداری شده، وام بانکی خارجی
		نرخ پس‌انداز	درصد تغییرات نسبی پس‌انداز بخش خصوصی
		ضریب جینی	هر چقدر ضریب جینی نزدیک به عدد صفر باشد، برابری بیش‌تر در توزیع درآمد را نشان می‌دهد و بالعکس.
		بدهی‌های ارزی بانک مرکزی	میزان بدهی ارزی بانک مرکزی به بخش خصوصی و بانک‌های خارجی را نمایش می‌دهد.
		بدهی‌های ارزی بانک‌ها	میزان بدهی ارزی بانک‌ها به بخش خصوصی و بانک‌های خارجی
		بدهی دولت به بانک مرکزی	میزان بدهی دولت به بانک مرکزی را شامل می‌شود.
		بدهی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی	میزان بدهی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی را شامل می‌شود.
		بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها	بدهی بخش خصوصی و تعاونی‌ها به سیستم بانکی
		پول	مجموع پول نقد؛ شامل اسکناس و مسکوک، پول بانکی؛ شامل وجوه و اعتبارات بانکی در بانک‌های تجاری، و کارت‌های اعتباری.
		اسکناس و مسکوک در دست اشخاص	تفاضل اسکناس و مسکوک نزد بانک مرکزی و بانک‌ها و موسسات اعتباری غیر بانکی از کل اسکناس و مسکوک منتشر شده توسط بانک مرکزی
		سپرده‌های دیداری	انواع سپرده‌های جاری که با صدور چک برای افراد قابل برداشت است.
		شبه پول	مجموع سپرده‌های مدت‌دار و پس‌انداز مردم نزد بانک‌ها و موسسات اعتباری است.
		ضریب فزاینده پول (پول) / پایه پولی	تعداد دفعاتی که به وسیله یک واحد پولی در زمان محدود و مشخص، معاملات تجاری تأمین مالی می‌گردد.

		اشتغال	درصد جمعیت شاغل به جمعیت فعال
		نرخ رشد GDP حقیقی (%)	درصد تغییرات نسبی تولید ناخالص داخلی با قیمت ثابت
		شاخص قیمت زمین در تهران (بدون واحد)	میانگین قیمت هر متر مربع ساختمان مسکونی در تهران
		نرخ بهره (%)	نرخ بهره یکساله سیستم بانکی مد نظر است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه به بررسی رویکردها و مدل‌های برآوردی در این مقاله پرداخته شده است. انتخاب مهم‌ترین متغیرها از بین متغیرهای مختلف و متعدد با تکنیک Bma انجام خواهد شد. بررسی نحوه اثرگذاری متغیرهای منتخب در طی زمان با استفاده از TVP-FAVAR پانلی مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

الف: مدل Bma

مواجهه با انبوهی از مدل‌های بالقوه و همچنین، تعدد عوامل و منابع موثر بر ساختار سرمایه، می‌تواند منجر به نااطمینانی در تصریح مدل مناسب و مقتضی شده و خصوصیات تخمین‌ها را با مشکلات جدی روبرو می‌سازد (مورال بنیتو^۱، ۲۰۱۲). رگرسیون‌های خطی با قدری تساهل، با تمرکز بر ضرایب چند متغیر معین، از موارد مهمی مانند نااطمینانی در تصریح مدل، صرف‌نظر می‌کرده‌اند (فراگوسو^۲ و همکاران، ۲۰۱۸)؛ لذا باید نوع نگاه به رگرسیون‌های رشد تغییر کند و رهیافتی جهان‌شمول مورد توجه قرار گیرد تا ابهام حاصل از نااطمینانی در تصریح مدل، دقت و اعتبار برآوردها را مخدوش نسازد (فانگ^۳ و همکاران، ۲۰۱۶). قضاوت‌های بیزی بر اساس قضیه بیز، یک نتیجه‌گیری ساده از احتمال شرطی است. تابع احتمال، همراه با توزیع قبلی پارامتر، برای بدست آوردن توزیع پسین ضرب می‌شوند (کری^۴، ۲۰۱۰). برای محاسبه احتمال پارامتر θ ، با وجود اطلاعات D ، توزیع پسین $\Pr(\theta|D)$ قضیه بیز به صورت زیر بدست می‌آید (ایوانز^۵، ۲۰۱۲).

^۱. Moral Benito

^۲. Fragoso

^۳. Fang

^۴. Kery

^۵. Evans

$$\Pr(\theta|D) = \Pr(D|\theta) * \frac{\Pr(\theta)}{\Pr(D)} \quad (۱)$$

جایی که اطلاعات موجود است:

$$\Pr(D) = \int d \theta \Pr(D|\theta) \Pr(\theta) \quad (۲)$$

توزیع پسین، $\Pr(\theta|D)$ ، هنگامی که داده‌های D وجود دارد به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Pr(\theta|D) \propto \Pr(D|\theta) \times \Pr(\theta) \quad (۳)$$

در صورت غیرشکننده بودن متغیر از تعامل توزیع پسین و پیشین توابع مشترک و پیشین مزدوج حاصل می‌گردد که توانایی پیش‌بینی متغیر را در توضیح‌دهندگی متغیر وابسته افزایش می‌دهد. در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل از توزیع‌های گاما و عادی استفاده شده است. فرمول توابع توزیع احتمال در جدول (۳)، نشان داده شده است.

جدول (۳): فرمول‌های تابع توزیع احتمال

فرمول	توزیع‌ها
pdf $f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right\}$ for $\sigma > 0, x > -\infty$ and $-\infty < \mu < \infty$ cdf $F(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)^2\right\} dt$ for $\sigma > 0, x > -\infty$ and $-\infty < \mu < \infty$	نرمال
pdf $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} \\ 0 \end{cases} \quad a \leq x \leq b$	یکنواخت
pdf $= \begin{cases} \frac{x-a}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 1 & x \geq b \end{cases} \quad F(x)$	
cdf $f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\Gamma(\lambda)} \left(\frac{x}{\sigma}\right)^{\lambda-1} \exp\left(-\frac{x}{\sigma}\right)$	گاما

فرمول	توزیع‌ها
$F(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma \Gamma(\lambda)} \left(\frac{x}{\sigma}\right)^{\lambda-1} \exp\left(-\frac{x}{\sigma}\right)$	pdf

μ پارامتر مکان است σ پارامتر مقیاس است λ پارامتر شکل است Γ توزیع گاما است.

مأخذ: رملی^۱ و همکاران، ۲۰۲۳

توزیع‌های پیشین مزدوج که به کار گرفته شده‌اند تا توزیع‌های پسین حاصل شوند؛ در جدول (۴)، نشان داده شده است. مدل‌های میانگین‌گیری بیزین حالت خاصی از مدل‌های میانگین‌گیری پویای پارامتر متغیر زمان هستند (خیل‌کری و همکاران، ۱۴۰۳).

جدول (۴): توزیع پیشین و پسین

توزیع پسین	احتمال	توزیع پیشین مزدوج
$N(\mu \sum_0^{-1} + n \sum_0^{-1})^{-1} (\sum_0^{-1} \mu_0 + n \sum_0^{-1} \bar{x})^{-1}, \sum_0^{-1} + n \sum_0^{-1}$	$N(x \mu; \sum)$	$N(\mu \mu_0; \sum_0)$
$G a m m a \left(\sigma^{-2} a + \frac{n}{2}, b \right) + \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^2}{2}$	$N(x \mu, \sigma^2)$	$G a m m a (\sigma^{-2} a, b)$

n تعداد داده‌های آموزشی است $\bar{x}$ میانگین x است، σ^2 واریانس است.

مأخذ: رملی و همکاران، ۲۰۲۳

با توجه به اینکه رویکردهای BMA، TVP-DMA و TVP-DMS برای داده‌های سری زمانی طراحی شده‌اند؛ رملی و همکاران اثبات می‌نمایند؛ استفاده از رویکرد BMA دارای کارایی نسبی جهت تعیین متغیرهای غیرشکونده^۲ در مدل‌های پانلی است؛ محققین اثبات می‌نمایند در صورت

^۱. Ramli

^۲. متغیرهای غیرشکونده متغیرهایی هستند که در اکثریت مدل‌های برآوردی بامعنی بوده و این متغیرها در حضور بقیه متغیرها اثر خود را حفظ کرده و به عبارتی غیرشکونده می‌باشند. لازم بذکر است ثبات علامت اثرگذاری نیز در این تعریف گنجانده می‌شود. به عبارتی متغیری غیرشکونده است که؛ زمان حضور در مدل‌های رگرسیونی بر متغیر وابسته عموماً تأثیر مثبت یا منفی داشته باشد و در هر مدل به صورت تصادفی تغییر علامت ندهد (کوپ و همکاران ۲۰۱۹، رحیمی و همکاران ۱۴۰۱).

ثبات ضرایب متغیرهای توضیحی در داده‌های پانلی مدل BMA به کارایی مدل‌های سری زمانی بوده و در صورت عدم ثبات در ضرایب در صورت بزرگ بودن حجم نمونه (۳۰ نمونه)، مورد بررسی نتایج مدل BMA جهت تعیین متغیرهای غیرشکننده می‌تواند از کارایی نسبی برخوردار باشند. در پژوهش‌های داخلی در بهره‌گیری از رویکرد میانگین‌گیری بیزین در حالت پانلی می‌توان به شیخ لی و همکاران (۱۴۰۱) و طالبی و همکاران (۱۴۰۴)، اشاره نمود.

ب: مدل TVP-FAVAR پانلی

جهت مدل‌سازی روابط مابین متغیرها از رویکرد TVP-FA-PVAR بهره گرفته شده است. با توجه به اینکه برای اولین بار در پژوهش‌های داخلی از رویکرد پارامتر متغیر زمان پانلی بهره گرفته شده است؛ نیاز است که اقدام به نحوه مدل‌سازی اثرات پانلی در این رویکرد گردد. فرم کلی مدل‌های پارامتر متغیر زمان پانلی به شرح رابطه شماره (۴)، است:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \rho_0 \sum_{j \neq i} \omega_{ij} Y_{jt} + \rho_0 \sum_{k=1}^d \beta_{0,tk} X_{itk} + \alpha_{0,i} + e_{it} \\ &= \rho_0 \sum_{j \neq i} \omega_{ij} Y_{jt} + X_{it}^T \beta_{0,t} + \alpha_{0,i} + e_{it}, \\ t &= 1, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N \end{aligned} \quad (۴)$$

که در آن Y_{it} واکنش مکان i در زمان t است؛ $X_{it}(X_{it1}, \dots, X_{itd})^T$ یک بردار d بعدی با تابع بردار ضریب متغیر با زمان مربوطه است $(\beta_{0,t}(\beta_{0,t1}, \dots, \beta_{0,td})^T)$ اثرات ثابت فردی $\alpha_{0,i}$ مشاهده نشده را منعکس می‌کند. ω_{ij} وزن پانلی مشاهده i تا j را توصیف می‌کند؛ که معمولاً یک تابع کاهشی از فاصله پانلی بین i و j است. پارامتر اسکالر ρ_0 قدرت وابستگی پانلی متعلق به (۱-، ۱) را اندازه‌گیری می‌کند و مولفه خطا e_{it} با واریانس ثابت σ^2 است. در این مدل، عبارت $\rho_0 \omega_{ij} Y_{jt}$ تعامل پانلی را نشان می‌دهد و $X_{it}^T \beta_{0,t}$ اثرات متغیر، متغیرها را در طول زمان اندازه‌گیری می‌کند. در این مدل T و N را به ترتیب به عنوان طول بازه زمانی مورد بررسی و تعداد واحدهای پانلی نشان می‌دهیم. برای شناسایی مدل، فرض می‌کنیم که $D_0 = \alpha_0$ که در آن $\alpha_0 = (\alpha_{0,1}, \dots, \alpha_{0,N})^T$ بنابراین؛ $N^{-1} \sum_{i=1}^N \alpha_{0,i} = 0$ که در آن $D_0 = \alpha_0$ یک ماتریس وزن پانلی $W = (\omega_{ij})_{N \times N}$ با عناصر مورب صفر، یعنی $\omega_{ij} = 0$ تعریف کنید. یک شکل ماتریس واضح از مدل (۴)، می‌تواند به صورت نوشته شود.

$$Y_{it} = \rho_0 WY_t + X_t \beta_{0,t} + D_0 \alpha_0 + e_t \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

در رابطه فوق $\alpha_0 = (\alpha_{0,2}, \dots, \alpha_{0,N})^T$, $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{Nt})^T$, $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{Nt})^T$ و $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{Nt})^T$. هنگامی که $\beta_{0,t}$ در طول زمان تغییر نمی‌کند و به وضوح به بردار ثابت کاهش می‌یابد، مدل (۵)، به مدل سنتی داده پانل پانلی تبدیل می‌شود (لی و یو^۱، ۲۰۱۰). این مقاله برای ایجاد تخمین‌های سازگار برای ضریب پانلی ρ_0 و تابع بردار ضریب متغیر با زمان $\beta_{0,t}$ و همچنین واریانس σ_0^2 است. به همان روشی که فرم‌های تابع ناپارامتری استفاده شده در لی و همکاران (۲۰۱۰) و چن^۲ و همکاران (۲۰۱۲)، مورد استفاده قرار گرفته است:

$$\beta_{0,t} = \beta_0(T_t), \quad t = 1, \dots, T$$

که در آن $\beta_{0,t}(\cdot)$ یک بردار $d \times 1$ از توابع فیلترینگ تعریف شده بر روی R است و $T_t = \frac{t}{T} \in (0, 1]$ به دلیل مقیاس کردن زمان در بازه $(0, 1]$ به دلایل فنی با استفاده از روش هسته ناپارامتریک مدل (۵)، به شکل زیر بدست خواهد آمد:

$$Y_t = \rho_0 WY_t + X_t \beta_0(T_t) + D_0 \alpha_0 + e_t \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

اگر فقط برخی از مؤلفه‌های $\beta_{0,t}$ در طول زمان تغییر کنند، به معنای یک مدل داده‌های پانل پانلی خطی جزئی و متغیر با زمان است. مدل (۶)، برای هر بازه زمانی t به صورت زیر نمایش داده می‌شود.

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_T \end{pmatrix}, \tilde{X} = \begin{pmatrix} X_1 & \cdots & X_T \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_T & \cdots & X_T \end{pmatrix}, \tilde{\beta}_0 = \begin{pmatrix} \beta_0(T_1) \\ \vdots \\ \beta_0(T_T) \end{pmatrix}, e = \begin{pmatrix} e_1 \\ \vdots \\ e_T \end{pmatrix}$$

فرض کنید $Y^*(\rho) = S_{N,T}(\rho)Y$, $S_{N,T}(\rho) = I_T \otimes S_N(\rho)$, $S_N(\rho) = I_N - \rho W$ و $D = 1_T \otimes D_0$ که در آن $\otimes$ نشان دهنده حاصلضرب کرونکر است. رابطه (۶)، را می‌توان به صورت ماتریسی به صورت زیر نوشت:

$$Y^*(\rho_0) = \tilde{X}\tilde{\beta}_0 + D\alpha_0 + e \quad (7)$$

¹. Lee & Yu

². Chen

در رابطه (۷)، عبارت تاخیر مکانی $(\rho_0 WY_t)$ را به سمت چپ منتقل شده است تا $Y^*(\rho_0)$ را می‌توان به عنوان پاسخ جدید ρ_0 در نظر گرفت. برای تخمین مدل، روش‌های تخمین خطی محلی^۱ و تخمین شبه احتمال^۲ ترکیب شده است. در این روش، مولفه متغیر با زمان $\beta(T)$ ابتدا به عنوان تابعی از پارامترهای پارامتری غیرمتغیر زمانی (α, ρ) بیان می‌شود. برای مقادیر داده شده ρ و α ، $\beta(T)$ را می‌توان با استفاده از رگرسیون خطی محلی تخمین زد. سپس می‌توان این پارامترها را «متمرکز»، کرد تا از روش شبه درست‌نمایی برای تخمین دو پارامتر پارامتری ρ و α استفاده شود. با برآورد ρ و α ، تخمین پارامترهای ناپارامتری متغیر با زمان می‌تواند به روز شود. این یک رویه تکراری است. اگر $K(\cdot)$ و h به ترتیب تابع هسته و پهنای باند هموارسازی باشند؛ می‌توان بیان داشت:

$$M(T) = \begin{pmatrix} X_1 & \frac{1 - TT}{Th} X_1 \\ \vdots & \vdots \\ X_T & \frac{1 - TT}{Th} X_T \end{pmatrix}, \omega(T) = \begin{pmatrix} K(\frac{1 - TT}{Th}) & & \\ & \ddots & \\ & & K(\frac{T - TT}{Th}) \end{pmatrix}$$

$\Omega(T) = \omega(T) \otimes I_N$ با فرض اینکه β_0 مشتقات پیوسته تا مرتبه دوم دارد، با توجه به بسط تیلور ما داریم:

$$\beta_0(T_t) = \beta_0(T) + \dot{\beta}_0(T)(T_t - T) + O((T_t - T)^2) \quad (۸)$$

که $\dot{\beta}_0(\cdot)$ اولین مشتق $\beta_0(\cdot)$ و $T \in (0, 1]$ است. با این تقریب داریم:

$$\tilde{X}\tilde{\beta}_0 \approx M(T) = \begin{pmatrix} \beta_T \\ h\dot{\beta}(T) \end{pmatrix}$$

^۱ . در رگرسیون خطی یک خط صاف بر روی داده‌ها برازش داده می‌شود؛ اما در این رویکرد داده‌ها غیرخطی هستند و اگر از یک خط صاف استفاده گردد، پیش‌بینی به‌شدت دچار خطا می‌شود. پس برای به حداقل رساندن این خطا، باید یک خط منحنی روی داده‌ها برازش داده شود.

^۲ . برآورد شبه حداکثر احتمال برای مدل‌های اتفاقی فضایی مرتبه بالاتر با پارامترهای به طور فزاینده‌ای، از جمله مدل‌های با تاخیرهای فضایی در متغیرهای وابسته، با و بدون مولفه‌ی رگرسیون خطی و غیر خطی و مدل‌های رگرسیون با اختلالات خودگردان فضایی، طراحی شده است. آزمایشات مونت کارلو بیزین رفتار نمونه محدود را بررسی می‌کنند.

مدل را می‌توان با روش زیر تخمین زد. $\beta_0(\cdot)$ را به عنوان تابعی از ρ و α تخمین بزنید. برای دست یافتن به این هدف تابع کاهش وزن به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$L(a, b) = \{Y^*(\rho) - M(\mathcal{T})(a^\top, b^\top)^\top - D\alpha\}^\top \Omega(\mathcal{T}) \{Y^*(\rho) - M(\mathcal{T})(a^\top, b^\top)^\top - D\alpha\}$$

برای برخی مقادیر ρ و α داده شده، $\beta_{\mathcal{T}}$ و $h\hat{\beta}(\mathcal{T})$ را تخمین می‌زنیم.

$$\tilde{\beta}_0 \approx M(\mathcal{T}) = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{\rho, \alpha}(\mathcal{T}) \\ h\hat{\beta}_{\rho, \alpha}(\mathcal{T}) \end{pmatrix} = \arg \min_{(a^\top, b^\top)^\top} L(a, b) = \{M^\top(\mathcal{T})\Omega M(\mathcal{T})\}^{-1} M^\top(\mathcal{T})\Omega(\mathcal{T})\{Y^*(\rho) - D\alpha\} \quad (9)$$

اگر $\Phi(\mathcal{T}) = (I_d, 0_{d \times d}) \{M^\top(\mathcal{T})\Omega(\mathcal{T})M(\mathcal{T})\}^{-1} M^\top(\mathcal{T})\Omega(\mathcal{T})$ فرض گردد می‌توان $\beta_0(\cdot)$ را برآورد نمود:

$$\hat{\beta}_{\rho, \alpha}(\mathcal{T}) = \Phi(\mathcal{T})\{Y^*(\rho) - D\alpha\} \quad (10)$$

با ترکیب کردن $\hat{\beta}_{\rho, \alpha}(\mathcal{T})$ در مدل (۷)، ρ_0 و σ_0^2 را با به حداکثر رساندن تابع شبه لگاریتم درست‌نمایی^۱ تخمین زده می‌شود.

$$\begin{aligned} \log L_{N, T}(\rho, \sigma^2, \alpha) &= -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |S_N(\rho)| \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \{S_N(\rho)Y_t - X_t \hat{\beta}_{\rho, \alpha}(\mathcal{T}_t) - D_0 \alpha\}^\top \{S_N(\rho)Y_t \\ &\quad - X_t \hat{\beta}_{\rho, \alpha}(\mathcal{T}_t) - D_0 \alpha\} \\ &= -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |S_N(\rho)| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \{\tilde{Y}(\rho) - \tilde{D}\alpha\}^\top \{\tilde{Y}(\rho) - \tilde{D}\alpha\} \end{aligned} \quad (11)$$

^۱ در مدل سازی آماری تصادفات، تخمین دقیق ضرایب مدل به این دلیل که بیان کننده میزان و چگونگی ارتباط متغیر وابسته با هر یک از متغیرهای مستقل هستند، از اهمیت زیادی برخوردار است. برای تعیین این ضرایب، معمولاً یک تابع درست‌نمایی با استفاده از روش‌های عددی «بردار گرادیان»، «شبه نیوتن» و «نیوتن-رافسون»، بهینه‌سازی می‌شود که هر یک به ماتریس هسین وابسته بوده و به همین جهت از ضعف‌هایی نظیر کندی روند همگرایی، وابستگی شدید به مقدار اولیه و امکان همگرایی برای یک تابع در نقطه ای به غیر از بالاترین قله، برخوردارند.

که در آن $\tilde{Y}(\rho) = (I_{NT} - S)Y^*(\rho)$ و $\tilde{D} = (I_{NT} - S)D$ نسخه‌های هموارسازی $Y^*(\rho)$ و D توسط ماتریس هموارسازی $\tilde{X}\tilde{\Phi}$ با $S = \tilde{X}\tilde{\Phi}$ به ترتیب با گرفتن مشتق از رابطه (۱۱)، نسبت به α و صفر کردن آن، به دست می‌آید:

$$\hat{\alpha}(\rho) = (\tilde{D}^T \tilde{D})^{-1} \tilde{D}^T \tilde{Y}(\rho)$$

و $Q_{N,T} = I_{NT} - \tilde{D}(\tilde{D}^T \tilde{D})^{-1} \tilde{D}^T$ را تعریف کنید. وصل کردن $\hat{\alpha}(\rho)$ به رابطه (۱۱)، منجر به رابطه (۱۲)، می‌شود:

$$\log L_{N,T}(\rho, \sigma^2) = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |S_N(\rho)| - \frac{1}{2\sigma^2} \tilde{Y}^T(\rho) Q_{N,T} \tilde{Y}(\rho) \quad (12)$$

سپس با گرفتن مشتق از رابطه (۱۲)، نسبت به σ^2 ، داریم:

$$\hat{\sigma}^2(\rho) = \frac{1}{NT} \tilde{Y}^T(\rho) Q_{N,T} \tilde{Y}(\rho)$$

با جایگزینی σ^2 با $\hat{\sigma}^2(\rho)$ در رابطه (۱۲)، تابع شبه لگاریتم متمرکز شده درست‌نمایی را به دست می‌آوریم.

$$\log L_{N,T}(\rho) = -\frac{NT}{2} \{\log(2\pi) + 1\} - \frac{NT}{2} \log \left\{ \frac{1}{NT} \tilde{Y}^T(\rho) Q_{N,T} \tilde{Y}(\rho) \right\} + T \log |S_N(\rho)| \quad (13)$$

بنابراین، می‌توانیم پارامتر α_0 و $\theta_0 = (\rho_0, \sigma_0^2)$ را با $(\hat{\rho}, \hat{\sigma}^2)$ و $\hat{\alpha}$ به صورت زیر تخمین بزنیم:

$$\hat{\rho} = \max_{\rho} \log L_{N,T}(\rho) \quad (14)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{NT} \tilde{Y}^T(\hat{\rho}) Q_{N,T} \tilde{Y}(\hat{\rho}) \quad (15)$$

$$\hat{\alpha} = (\tilde{D}^T \tilde{D})^{-1} \tilde{D}^T \tilde{Y}(\hat{\rho}) \quad (16)$$

(iii) $\hat{\rho}$ و $\hat{\alpha}$ را به رابطه (۷)، وصل کنید تا تخمین نهایی $\beta_0(\mathcal{T})$ را بدست آورید.

$$\hat{\beta}(\mathcal{T}) = \Phi(\mathcal{T}) \{Y^*(\hat{\rho}) - D\hat{\alpha}\} \quad (17)$$

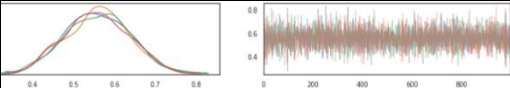
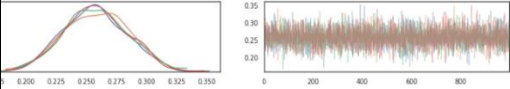
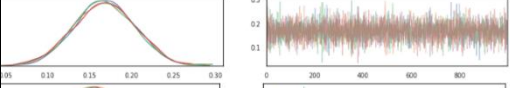
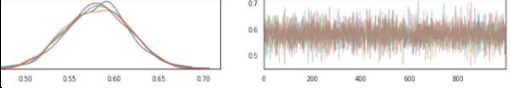
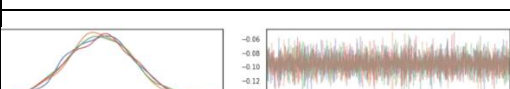
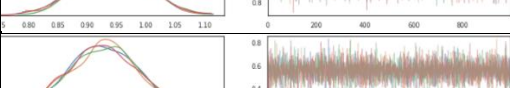
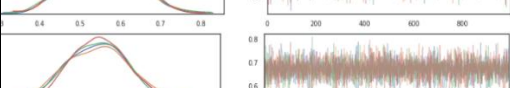
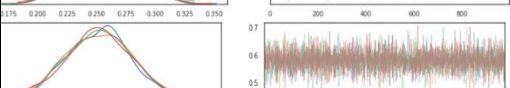
$\hat{\theta} = (\hat{\rho}, \hat{\sigma}^2)$ و $\hat{\beta}(T)$ در نمونه‌های بزرگ و کوچک به خوبی عمل نموده‌اند. همانگونه که از روابط فوق مشاهده می‌گردد ابتدا در هر دوره بسته به ویژگی‌های داده نوع پانلی مشخص می‌گردد؛ سپس میزان واریانس مدل برآورد شده، در ادامه اثرات ثابت فردی مشاهده نشده هر شرکت محاسبه شده و در نهایت ضرایب رگرسیونی در هر بازه زمانی برآورد می‌گردد. در پژوهش حاضر منظور از کوتاه مدت، به ۳۰ درصد اول بازه زمانی مورد بررسی، میان مدت ۴۰ درصد دوم بازه زمانی مورد بررسی و بلند مدت به ۳۰ درصد آخر بازه زمانی اطلاق می‌شود. به عنوان مثال در یک بازه زمانی ۱۰ ساله، سه سال اول کوتاه مدت، سال چهارم تا هفتم میان مدت و از سال هشتم تا سال دهم را بلند مدت می‌نامند (کوپ و همکاران، ۲۰۱۹).

۵. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

در رویکرد میانگین‌گیری بیزین ابتدا تمامی حالت‌های ممکن حضور متغیرهای توضیحی بر روی متغیر وابسته رگرسیون می‌گردد. در این روش چندین نکته حائز اهمیت است. اول اینکه یک متغیر در تمامی مدل‌های ممکن حضور ندارد. نکته دوم اینکه لزوماً متغیر مذکور در تمامی مدل‌هایی که حضور دارد تأثیر معناداری بر متغیر وابسته ندارد؛ بر این اساس نسبت تعداد مدل‌هایی که متغیر مذکور معنادار شده به تعداد مدل‌هایی که حضور دارد؛ شاخصی جهت حضور متغیر مذکور در مدل بهینه است؛ سوم اینکه با افزایش تعداد متغیرها محاسبه تمامی حالت‌ها امکان‌پذیر نیست. در نتیجه بر اساس دیدگاه سالای و مارتین از یک تعداد برآورد به بعد (حدود ۱ تا ۱۰ میلیون رگرسیون)، نسبت حضور معنادار یک متغیر به تمامی حالت‌ها، به سمت یک عدد مشخص میل می‌نماید و در نتیجه نیازی به برآورد تمامی حالت‌ها نمی‌باشد. در این پژوهش متغیرهایی که سطح احتمال وقوع بالای ۵۰ درصد را اختیار نموده‌اند به عنوان متغیر غیرشکننده در مدل بهینه حضور یافته‌اند.

جدول (۵): توزیع پسین و پیشین و مشترک متغیرهای منتخب

توزیع‌ها پسین و پیشین و مشترک در حالت پانلی	اولویت	۱۰۱ میلیون رگرسیون		متغیر
		احتمال پسین	ضریب پسین	

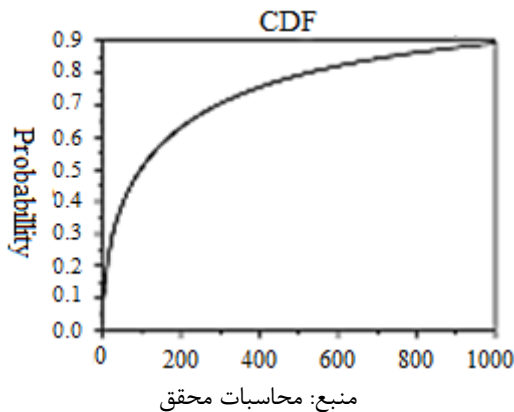
	1	۰/۹۳۶	-۰/۳۴۹	دیرش نرخ بهره
	2	۰/۸۷۹	۰/۳۲۶	نسبت آنی
	3	۰/۸۴۲	-۰/۲۸۷	درآمد نفت
	4	۰/۸۱۷	۰/۱۲۲	نرخ رشد GDP حقیقی
	5	۰/۷۹۰	۰/۲۵۴	جریان‌های نقدی ناشی از عملیات
	6	۰/۷۶۵	۰/۳۳۸	نرخ بازده حقوق صاحبان سهام
	7	۰/۷۳۸	-۰/۲۴۸	نرخ ارز بازار غیر رسمی
	8	۰/۷۰۳	-۰/۲۳۷	نسبت بدهی
	9	۰/۶۵۹	۰/۱۴۳	نسبت قیمت به سود
	10	۰/۵۹۲	۰/۱۰۸	نرخ تورم
	11	۰/۵۴۰	۰/۲۱۷	اندازه شرکت
	12	۰/۵۲۱	-۰/۱۶۶	اقدام تعهدی
	13	۰/۵۰۶	-۰/۴۳۳	مخارج دولت

منبع: محاسبات محقق

براساس نتایج، دیرش نرخ بهره؛ نسبت آنی و درآمدهای نفتی با بالاترین احتمال اثرگذاری؛ مهم‌ترین ریسک‌های موثر بر بازدهی سهام شناسایی شدند. در تفسیر ضرایب برآوردی نیز می‌توان بیان داشت به عنوان مثال اگر متغیر دیرش نرخ بهره در ۱۰۰ هزار مدل حضور داشته است؛ در ۹۳/۶ هزار حالت این متغیر اثر معناداری بر بازدهی سهام داشته است. بر اساس نتایج نیز میانگین ضرایب ۹۳/۶ هزار حالت برابر با $-۰/۳۴۹$ است.

بر اساس نتایج نمودار کاملاً مشهود است که ۱۰۰۰ مدل برتر در حلت تجمعی تولنایی توضیح‌دهندگی بیش از ۸۹ درصد تغییرات بازدهی سهام را دارا هستند. قبل از برآورد مدل در حلت غیرخطی لازم است وقفه بهینه این مدل‌های تعیین گردد. با توجه به ماهیت داده‌های پانلی پژوهش و بازه زمانی مورد بررسی از شاخص آکاییک^۱ تعدیل شده جهت تعیین مدل بهینه بهره گرفته شده است. در جدول (۶)، خلاصه نتایج شاخص آکاییک ارائه شده است.

نمودار (۶): میانگین احتمال پسین ساده و تجمعی ۱۰۰۰ مدل برتر



جدول (۶): میزان شاخص آکاییک

آماره آکاییک	وقفه
$-۰/۸۹۴۸$	وقفه اول
$-۱/۳۹۴۸$	وقفه دوم

^۱. معیار اطلاعاتی آکاییک (Akaike information criterion)، به طور مخفف AIC)، معیاری برای سنجش نیکویی برازش است. این معیار بر اساس مفهوم انتروپی بنا شده است و نشان می‌دهد که استفاده از یک مدل آماری به چه میزان باعث از دست رفتن اطلاعات می‌شود.

وقفه سوم	-۱/۱۰۳۴
وقفه چهارم	-۱/۰۶۴۷

منبع: محاسبات محقق

بر اساس نتایج وقفه بهینه دو تعیین گردید. جهت تعیین مدل بهینه در مدل‌های غیرخطی پانلی از شاخص‌های میانگین مربعات خطاهای پیش‌بینی ($MSFEs^1$) و میانگین لگاریتم احتمال پیش‌بینی ($ALPLs^2$)، بهره گرفته شده است. جدول (۷)، خلاصه این نتایج را نمایش می‌دهد.

جدول (۷): معیارهای عملکرد پیش‌بینی در افق‌های پیش‌بینی مختلف

مدل‌های پژوهش	h=1		h=4		h=8	
	MSFEs	ALPLs	MSFEs	ALPLs	MSFEs	ALPLs
$TVP - PVAR (DLP)$	۰/۱۶۴	۱۱۶/۸۳۵	۰/۲۹۸	۱۰۲/۹۳۳	۰/۵۳۵	۹۴/۰۸۱
$TVP - PVAR (CC09)$	۰/۱۹۷	۹۳/۱۲۷	۰/۴۶۶	۷۹/۷۰۸	۰/۷۰۰	۷۳/۹۲۸
$TVP - PVAR (DLP)$	۰/۱۹۱	۱۳۵/۵۲۹	۰/۳۴۶	۱۱۹/۴۰۱	۰/۶۲۱	۱۰۹/۱۳۴
$TVP - PVAR (CC09)$	۰/۲۲۹	۱۰۸/۰۲۶	۰/۵۴۰	۹۲/۴۶۱	۰/۸۱۳	۸۵/۷۵۷
$TVP - PVAR (DLP)$	۰/۱۹۷	۱۴۰/۹۴۹	۰/۳۶۰	۱۲۴/۱۷۹	۰/۶۴۵	۱۱۳/۴۹۹
$TVP - PVAR (CC09)$	۰/۲۳۷	۱۱۲/۳۴۸	۰/۵۶۲	۹۶/۱۵۹	۰/۸۴۵	۸۹/۱۸۶

منبع: محاسبات محقق

نتایج بیانگر این واقعیت است که رویکرد $TVP - PVAR (DLP)$ ۳ از دقت بالاتری نسبت به مدل $TVP - PVAR (CC09)$ است. تفاوت این دو رویکرد در لحاظ نمودن واریانس میان شرکت‌های مورد بررسی و عدم لحاظ نمودن این واریانس است. در رویکرد $TVP - PVAR (DLP)$ این واریانس لحاظ می‌گردد. در ادامه نتایج بر اساس رویکرد $TVP - PVAR (DLP)$ محاسبه شده است. در جدول زیر خلاصه این نتایج ارائه شده است. در جدول شماره (۸)، خلاصه‌ای از نتایج نحوه اثرگذاری متغیرهای منتخب بر بازدهی سهام به صورت اجمالی مورد بررسی قرار گرفته است.

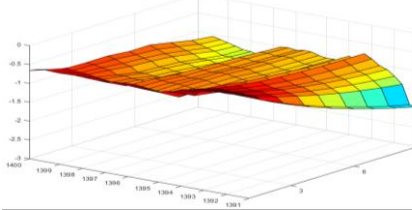
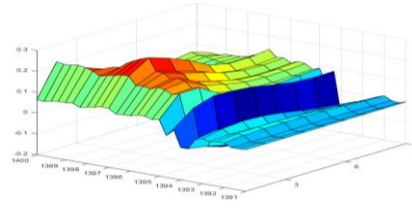
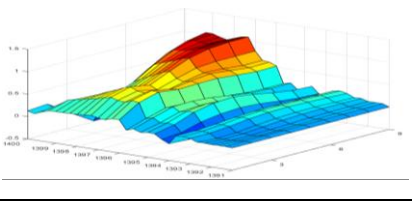
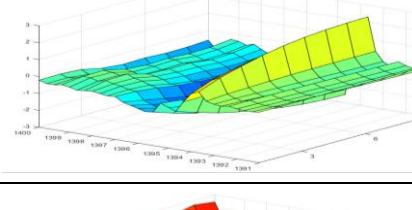
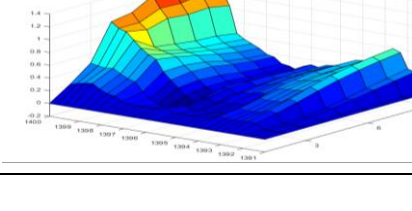
1. Mean Squared Forecast Errors

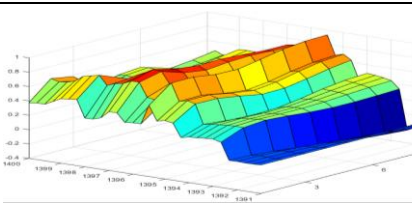
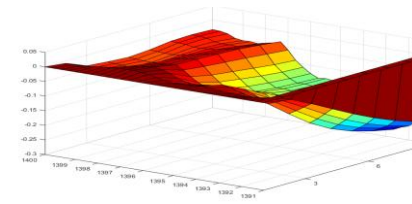
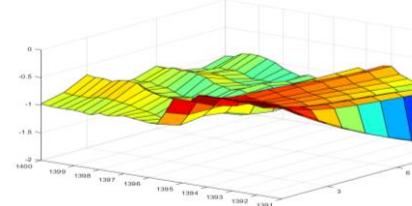
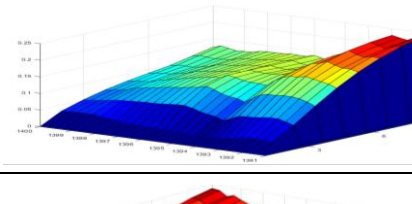
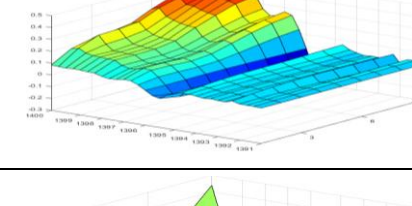
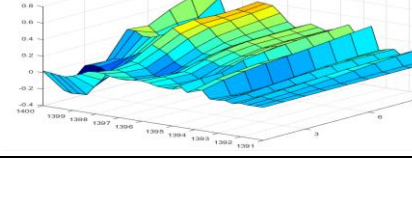
2. Averages of Log Predictive Likelihood

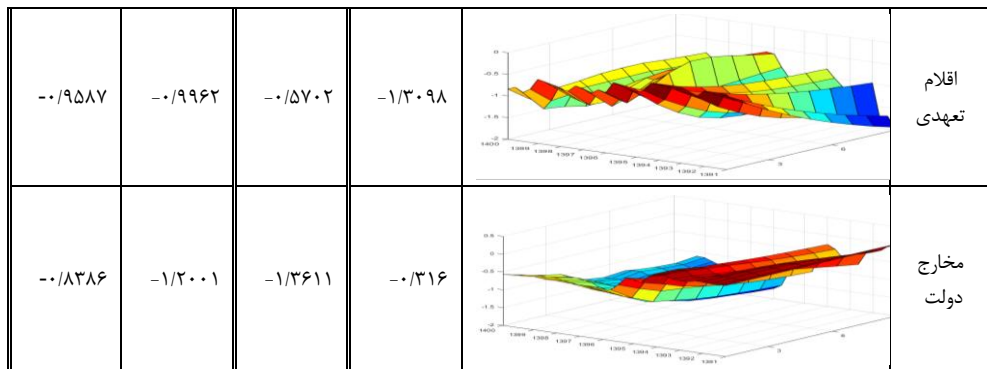
3. Dynamic Learning Prior

4. Canova & Ciccarelli

جدول (۸): شوک آنی متغیرهای منتخب بر بازدهی سهام در بازه‌های زمانی مختلف

نام متغیر	شوک آنی متغیرهای منتخب بر بازدهی سهام	کوتاه مدت	میان مدت	بلند مدت	میانگین کل دوره
دیرش نرخ بهره		-۰/۴۶۹۸	-۰/۳۹۷۷	-۰/۵۷۳۹	-۰/۴۸۰۵
نسبت آنی		۰/۰۹۹۶	۰/۱۴۴۸	۰/۱۹۳۱	۰/۱۴۵۸
درآمد نفت		۰/۱۷۳۹	۰/۲۶۰۹	۰/۴۱۷۷	۰/۲۸۴۲
نرخ رشد GDP حقیقی		۰/۰۵۹۹	۰/۱۸۵۳	۰/۰۴۱۹	۰/۰۹۵۷
جریان‌ها ی نقدی ناشی از عملیات		۰/۹۱۵۳	۰/۲۶۱۸	۰/۴۹۱۷	۰/۵۵۶۳

۰/۳۹۶۲	۰/۴۹۹۱	۰/۶۵۰۵	۰/۰۳۸۹		نرخ بازده حقوق صاحبان سهام
-۰/۱۱۶۴	-۰/۰۳۰۴	-۰/۱۲۲۲	-۰/۱۹۶۶		نرخ ارز بازار غیر رسمی
-۱/۰۷۶۹	-۰/۶۹۱۶	-۱/۰۸۳۴	-۱/۴۶۲۲		نسبت بدهی
۰/۱۸۹۴	۰/۱۵۸۶	۰/۱۷۱۱	۰/۲۳۸۴		نسبت قیمت به سود
۰/۲۲۰۵	۰/۳۶۱۴	۰/۲۰۸۴	۰/۰۹۱۶		نرخ تورم
۰/۳۱۴۵	۰/۵۱۸۵	۰/۳۳۶۷	۰/۰۸۸۴		اندازه شرکت



مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تجربه بیش از چهار دهه فعالیت بورس اوراق بهادار تهران بیانگر شدت تأثیر و آسیب‌پذیری فعالیت این نهاد نسبت به سیاست‌ها و راهبردهای دولتی و شرایط اقتصادی است که منجر به افزایش ریسک سیستماتیک گردیده و تأثیر مبهمی بر بازدهی سهام شرکت‌ها می‌گذارد؛ همچنین وضعیت مدیریت شرکت‌ها موجب ایجاد ریسک غیر سیستماتیک در شرکت‌ها خواهد شد. در این پژوهش از روش میانگین‌گیری بیزین برای تخمین و برآورد الگو استفاده گردید که به دلیل اعتبار و کارایی بیشتر و به لحاظ عدم نیاز به اطلاعات دقیق توزیع در جملات اخلاص جهت برآورد مناسب‌تر است. در جوامعی که از ثبات سیاسی، اجتماعی و فرهنگی برخوردارند سودآوری شرکت‌ها و سهام‌داران و سرمایه‌گذاران نیز ثابت بوده و تاحدی قابل پیش‌بینی است. براین اساس شناسایی متغیرهایی که بالاترین سهم را در ایجاد ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک ایجاد می‌کنند، از اهمیت بالایی برخوردار است. مطالعه رفتار ریسک سیستماتیک در مقیاس‌های زمانی متفاوت بازده، ترجیحات سرمایه‌گذاران و نیز تغییر ترجیح انتظارات شرطی مدّ نظر آن‌ها را بهتر نمایان می‌کند. مطالعه رفتار قیمت سهام در مقیاس‌های زمانی متفاوت بازده نیز به روشن شدن ارتباط بازار با دارایی‌های مالی و نیز روشن شدن تصمیم‌های اتخاذ شده در بازار سرمایه کمک می‌کند.

در این پژوهش ۶۲ ریسک موثر بر بازدهی سهام در قالب ۳۱ شاخص در حوزه ریسک سیستماتیک و ۳۱ شاخص غیرسیستماتیک وارد مدل‌های بیزین غیرخطی گردیدند. در ادامه به دو سوال اول پژوهش پاسخ داده خواهد شد.

سوال اول: مهم‌ترین ریسک‌های غیرسیستماتیک موثر بر بازدهی سهام کدامند؟

سوال دوم: مهم‌ترین ریسک‌های سیستماتیک موثر بر بازدهی سهام کدامند؟

براساس مدل BMA، ۱۳ ریسک شکننده موثر بر بازدهی سهام شناسایی شدند. ریسک‌های سیستماتیک (درآمد نفت؛ نرخ رشد GDP حقیقی؛ نرخ ارز بازار غیر رسمی؛ نرخ تورم؛ مخارج دولت)، ریسک‌های غیرسیستماتیک (نسبت آنی؛ جریان‌های نقدی ناشی از عملیات؛ نرخ بازده حقوق صاحبان سهام؛ نسبت بدهی؛ نسبت قیمت به سود؛ اندازه شرکت؛ اقلام تعهدی)، مهم‌ترین ریسک‌های موثر بر بازدهی سهام ارزیابی شده‌اند.

در ادامه به دو سال آخر پژوهش پاسخ داده می‌شود.

سوال سوم: نحوه اثرگذاری مهم‌ترین ریسک‌های غیرسیستماتیک موثر بر بازدهی سهام در طی زمان (کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت)، چگونه است؟

سوال چهارم: نحوه اثرگذاری مهم‌ترین ریسک‌های سیستماتیک موثر بر بازدهی سهام در طی زمان (کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت)، چگونه است؟

بر اساس نتایج مدل TVP-FAPVAR نیز دیرش نرخ بهره؛ نرخ ارز بازار غیر رسمی؛ نسبت بدهی؛ اقلام تعهدی و مخارج دولت در روند بلند مدت خود؛ طی زمان تأثیر منفی بر بازدهی سهام دارند و سایر متغیرها تأثیر مثبتی بر بازدهی سهام داشتند. بر اساس نتایج کلی کشش بلند مدت مابین بازدهی سهام با ریسک‌های منتخب نسبت به کشش کوتاه مدت از میزان بالاتری برخوردار است که بیانگر میزان تأثیرگذاری شدیدتر این ریسک‌ها بر بازدهی سهام در بلند مدت نسبت به کوتاه مدت است.

با توجه به نتایج مدل TVP-FAPVAR چون میزان کشش بلند مدت از کوتاه مدت عموماً بزرگ‌تر است در نتیجه لازم است در بازار سرمایه بسترسازی و زیرساخت‌های مورد نیاز جهت کاهش بازه زمانی اثرگذاری این متغیرها فراهم گردد؛ در نتیجه سیاست‌های شفاف سازی، کاهش قوانین دست و پاگیر و سیاست‌های بهبود فضای کسب و کار در دستور کار قرار گیرد.

به سیاست‌گذاران و دست‌اندرکاران فعال در بازارهای مالی پیشنهاد می‌گردد از سیاست‌های صلاح‌دیددی جهت بهبود وضعیت بازارهای مالی استفاده نمایند چرا که سیاست‌های صلاح‌دیددی چون بصورت درمانی و سریع انجام می‌شوند؛ درست است در کوتاه مدت وضعیت را بهبود می‌بخشند؛ اما در بلندمدت موجب بی‌ثباتی در بازار سهام می‌گردد. بر این اساس لازم است در شرایط مختلف بسته به اینکه مهم‌ترین عوامل موثر بر ریسک سیستماتیک چه عواملی می‌باشند؛ با استفاده از ابزارهای متناسب و ایجاد یک بسته سیاستی (نه یک سیاست به صورت مجزا)، اقدام به سیاست‌گذاری نمایند؛ چرا که در بسته‌های سیاستی سعی بر آن است تا آثار منفی اجرای یک سیاست توسط سیاست دیگر خنثی گردد تا اجرای سیاست‌ها با کم‌ترین زیان اقتصادی، اجتماعی و سیاسی همراه باشد.

برای انجام پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود: بررسی تأثیر ریسک غیرسیستماتیک و سیستماتیک با در نظر گرفتن چولگی بازده سهام شرکت‌ها و بررسی تأثیر هیجان‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در ایجاد تغییرات در بازدهی سهام را در مدل در نظر گرفت. موضوع پژوهش حاضر را به تفکیک صنایع می‌توان بررسی کرد و انتظار می‌رود؛ با توجه به تفاوت ماهیت فعالیت شرکت‌ها در صنایع مختلف، نتایج متفاوتی حاصل شود.

این پژوهش نیز مانند بسیاری از پژوهش‌ها، برخی محدودیت‌ها به شرح زیر دارد: تغییر در شرایط اقتصادی به ویژه تورم در سال‌های مدنظر ممکن است بر نتایج پژوهش تأثیر بگذارد؛ همچنین در این پژوهش از اطلاعات گزارش‌های مالی به همان شکلی استفاده شده است که شرکت‌ها ارائه کرده‌اند. تعداد زیادی از شرکت‌ها، گزارش‌های حسابرسی مشروط دارند که اغلب از این بابت تعدیلی در صورت‌های مالی انجام نمی‌دهند. اثر این تعدیل‌ها ممکن است در نتایج پژوهش تأثیرگذار باشد.

References:

Aharoni, G., Grundy, B., & Zeng, Q. (2013). Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: revisiting the Fama French Analysis J. Financ. Econ, 110(2), 347-357.

Ali, A., and Badhani, K. N. (2020). Beta-Anomaly: evidence from the Indian equity market. Asia-Pacific Financial Markets, 28(1), 1-24.

- Alizadeh, J., & Dustjabbarian, J. (2021). The investigation of relationship between the herd behavior of investors and idiosyncratic risk: evidence from the Tehran stock exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 18(71), 33-56. (In Persian)
- Asafo-Adjei, E., Boateng E., Isshaq Z., Idun, A. A. A., Owusu Junior P., & Adam A. M. (2021). Financial sector and economic growth amid external uncertainty shocks: insights into emerging economies, *PLoS One*. 16(11), e0259303.
- Asafo-Adjei, E., Adam, A., Idun, A., & Ametepi, P. (2022). Dynamic Interdependence of Systematic Risks in Emerging Markets Economies: A Recursive-Based Frequency-Domain Approach. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2022(1), 1139869.
- Asness, C., Moskowitz, T., & Pedersen, L. (2013). Value and momentum everywhere. *J. Finance*, 68(3), 929-985.
- Atilgan, Y., Bali T. G., Demirtas K. O., & Gunaydin A. D. (2018). Downside beta and equity returns around the world. *Journal of Portfolio Management*. 44(7), 39–54.
- Baker, M., Bradley B., & Wurgler J. (2011). Benchmarks as limits to arbitrage: understanding the low-volatility anomaly. *Financial Analysts Journal*, 67(1), 40–54.
- Banz, R. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *J. Financ. Econ*, 9, 3-18.
- Barillas, F., & Shanken, J. (2017). Which alpha?. *Rev. Financ. Stud.* 30, 1316-1338.
- (2018). Comparing asset pricing models. *J. Finance*, 73, 715-754.
- Barroso, P., & Santa-Clara, P. (2015). Momentum has its moments. *J. Financ. Econ*, 116(1), 111-120.
- Barzigar, J., & Jalili, M. (2023). Assessing the various risks of the Iranian petrochemical industry. *Journal of Investment Knowledge*, 12(47), 335-354. (In Persian)
- Barzigar, J., & Jalili, M. (2022). Assessing the Various Risks of the Iranian Petrochemical Industry. *Financial Economics*. 12(47), 335-354. (In Persian)
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: further evidence. *J. Financ. Econ*, 12, 129-156.
- Bhandari, L. (1988). Debt/Equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. *J. Finance*, 43(2), 507-528.

- Bisias D., Flood M., Lo, A.W., & Valavanis, S. (2017). A Survey of Systemic Risk Analytics. *Annu. Rev. Financ. Econ*, 4(1), 255 -296.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *J. Finance*, 52, 57-82.
- Chen, J., Gao, J., & Li, D. (2012). Semiparametric trending panel data models with cross-sectional dependence. *Journal of Econometrics*, 171(1):7185.
- Chen, N., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 3(59), 383–404.
- Cohen, G., Aiche, A., & Eichel, R. (2025). Artificial Intelligence Models for Predicting Stock Returns Using Fundamental, Technical, and Entropy-Based Strategies: A Semantic-Augmented Hybrid Approach. *Entropy*, 27(6), 550.
- De Mendonça H.F., & da Silva, R.B. (2018). Effect of Banking and macroeconomic variables on systemic risk: An application of ΔCOVAR for an emerging economy. *The North American Journal of Economics and Finance*, 43, 141 -157.
- Deev, O., & Lyócsa, S. (2020). Connectedness of financial institutions in Europe: A network approach across quantiles. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 550, 124035.
- Derbali, A. (2017). Systemic risk in the Chinese financial system: Measuring and ranking. *The Chinese Economy*, 50(1), 34 –58.
- Derbali A., Hallara S., & Sy, A. (2015). Systemic risk of the Greek Financial Institutions: Application of the SRISK model. *African Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 4(1), 7–28.
- Engle R., & Kelly, B. (2012). Dynamic equicorrelation, *Journal of Business & Economic Statistics*. 30(2), 212–228.
- Evans, S. (2012). *Bayesian Regression Analysis*; University of Louisville: Louisville, KY, USA.
- Fama, E., & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *J. Finance*, 47, 427-465.
- (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *J. Financ. Econ*, 33, 3-56.
- (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *J. Finance*, 50(1), 131-155.

- (2008). Dissecting Anomalies. *J. Finance*, 63(4), pp. 1653-1678.
- (2015). A five-factor asset pricing model. *J. Financ. Econ*, 116 (1), 1-22.
- (2016). Dissecting anomalies with a five-factor model. *Rev. Financ. Stud*, 29(1), 69-103.
- (2017). International tests of a five-factor asset pricing model *J. Finance Econ.*, 123 (3), 441-463.
- (2018). Choosing Factors. *J. Financ. Econ*, 128 (2). 234-252.
- Fang, X., Li, R., Kan, H., Bottai, M., Fang, F., & Cao, Y. (2016). Bayesian Model Averaging Method for Evaluating Associations between Air Pollution and Respiratory Mortality: A Time-Series Study. *BMJ*, 6, e011487.
- Foglia M., & Angelini, E. (2020). From me to you: Measuring connectedness between Eurozone financial institutions. *Research in International Business and Finance*.
- Fragoso, T.M., Bertoli, W., & Louzada, F.(2018). Bayesian Model Averaging: A Systematic Review and Conceptual Classification. *Int. Stat. Rev*, 86, 1–28.
- Frazzini A., & Pedersen L. H. (2014). Betting against beta. *Journal of Financial Economics*. 111(1), 1–25.
- Gkillas K., Tsagkanos A., & Vortelinos D. I. (2019). Integration and risk contagion in financial crises: evidence from international stock markets. *Journal of Business Research*. 104, 350–365.
- Gozah, E. K. A., Wiah, E. N., Buabeng, A., & Yeboah, P. Y. A. (2020). Portfolio optimization for stock market in Ghana using value-at-risk (VaR). *American Journal of Mathematical and Computer Modelling*, 5(3), 61-69.
- Gungor, S., & Luger, R. (2019). Exact inference in long-horizon predictive quantile regressions with an application to stock returns. *J. Financ. Econom*, 1-43.
- Haugen R. A., & Heins A. J. (1975). Risk and the rate of return on financial assets: some old wine in new bottles. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 10(5), 775–784.
- Huang, S., Cao, L., Sun, R., Ma, T., & Liu, S. (2024). Enhancing Portfolio Optimization: A Two-Stage Approach with Deep Learning and Portfolio Optimization. *Mathematics*, 12(21), 3376.

- Jabbari, A., Salehi, A. K., & Ghane, S. (2024). Modeling the Supply Chain Risks of Oil-Petrochemical and Chemical Industries (Bayesian Models Averaging and weighted least squares approach). *Journal of Investment Knowledge*, 15(57), 381-406. (In Persian)
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *J. Finance*, 48, 65-91.
- Kabundi, A., & Mbelu, A. (2021). Estimating a Time-Varying Financial Conditions Index for South Africa. *Empirical Economics*, 60, 1817-1844.
- Kaviani, M., Saeedi, P., Didehkhani, H., & Fakhrehosseini, S.F. (2019). Simulation of the Impact of Oil and Currency Shocks on the Systematic Risk and price returns of Stock: DSGE Approach. *Financial Management Strategy*, 7(2), 123-154. (In Persian)
- Kery, M. (2010). *Introduction to WinBUGS for Ecologists: A Bayesian Approach to Regression, ANOVA, Mixed Models and Related Analyses*, 1st ed, Elsevier Inc, Amsterdam, The Netherlands, ISBN 978-0-12-378605-0.
- khilkordi, R., Makiyan, S., & Ansari Samani, H. (2025). The Important Factors Affecting Exchange Rate Volatility in Iran: Dynamic Averaging Approach with Time-varying Coefficients (TVP-DMA). *Journal of Econometric Modelling*, 9(4), 9-47. (In Persian)
- Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. England, John Wiley & Sons Ltd.
- Koop, G., & Onorante, L. (2019). Macroeconomic Nowcasting Using Google Probabilities. In I. Jeliaskov, & J. L. Tobias (Eds.), *Topics in Identification, Limited Dependent Variables, Partial Observability, Experimentation, and Flexible Modeling: Part A* (Vol. 40A, pp. 17-40). Emerald Publishing Ltd.
- Lee, L. F., & Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of econometrics*, 154(2), 165-185.
- Lee, S. (2019). Money, asset prices, and the liquidity premium *J. Money Credit Bank.*, 52 (6), 1435-1466.
- Malkiel, B. G., & Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, *The Journal of Finance*. 25(2), 383-417.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Scholes, M. (1972). Rates of return in relation to risk: a reexamination of some recent findings. *Studies in the theory of capital markets*, 23, 768-783.

- Moskowitz, T., & Ooi, Y.L. (2012). Pedersen Time series momentum. *J. Financ. Econ*, 104 (2), 228-250.
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: the gross profitability premium. *J. Financ. Econ*, 108(1), 1-28.
- Owusu Junior, P., & Alagidede I. (2020). Risks in emerging markets equities: time-varying versus spatial risk analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. 542, 123474.
- Owusu Junior, P., Tiwari A. K., Tweneboah G., & Asafo-Adjei, E. (2022). GAS and GARCH based value-at-risk modeling of precious metals. *Resources Policy*, 75, 102456.
- Ramli, N., Abdul Hamid, H., Yahaya, A. S., Ul-Saufie, A. Z., Mohamed Noor, N., Abu Seman, N. A., Kamarudzaman, A. N., & Deák, G. (2023). Performance of Bayesian Model Averaging (BMA) for Short-Term Prediction of PM10 Concentration in the Peninsular Malaysia. *Atmosphere*, 14(2), 311.
- Rosenberg, B., & Reid, K.R. (1985). Lanstein Persuasive evidence of market inefficiency. *J. Portfolio Manag*, 11, 9-17.
- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13, 341–360.
- Safaei, M., saranj, A., & Zolfaghari, M. (2022). portfolio optimization based on modeling of dependence structure and extreme value theory. *Journal of Investment Knowledge*, 11(44), 475-499. (In Persian)
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442.
- Sheikhli, S. , Nasiri Aqhdam, A. , Amadeh, H., & Doroodian, H. (2023). Modelling of Banking Crisis Forecasting in Iran by BMA. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(4), 1-36. (In Persian)
- Stambaugh, R., & Yuan, Y. (2017). Mispricing Factors *Rev. Financ. Stud*, 30(4), 1270-1315.
- Strandmoe, K. E. (2018). Investigating The Merits of Using a Kalman Filter In Equity Beta Estimatio, Master's Thesis, Handelshøyskolen BI.
- Talebi, Z. , sokhanvar, M., & Akhoondzadeh, T. (2025). Comparison of the Optimal Method in Bayesian, Dynamic and Selective Averaging Models to Identify the Influencing Variables on Capital Structure. *Journal of Investment Knowledge*, 14(54), 627-649. (In Persian)

- Titman, S., Wei, K., & Xie, F. (2004). Capital investments and stock returns. *J. Financ. Quant. Anal.*, 39(4), 677-700.
- Torri, G., Giacometti, R., & Tichý, T. (2020). Network Tail Risk Estimation in the European Banking System. Available at SSRN 3724390.
- Wang G.J., Xie C., Zhao L., & Jiang, Z.Q. (2018). Volatility connectedness in the Chinese banking system: Do state -owned commercial banks contribute more?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 57, 205 -230.
- Xu Q., Chen L., Jiang C., & Yuan, J. (2018). Measuring systemic risk of the banking industry in China: A DCC -MIDAS -t approach. *Pacific -Basin Finance Journal*, 51, 13 -31.
- Zhang, L. (2017). The investment CAPM *Eur. Financ. Manag.*, 23, 545-603
- Zhang, M. (2019). Labor-technology substitution: implications for asset pricing. *J. Finance*, 74, 1793-1839.
- Zhou H., Liu W., & Wang, L. (2020). Systemic Risk of China's Financial System (2007 -2018): A Comparison between Δ CoVaR, MES and SRISK across Banks. *Insurance and Securities Firms. The Chinese Economy*, 53(3), 221 -245.