Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

The Impact of Macroeconomic Variables on the Systematic Risk of the Top 50 Companies on the Tehran Stock Exchange: A Bayesian Model Averaging Approach

Leila Farvizi
Ph.D Candidate, Department of Financial Economics, Aras International Campus, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: farvizi@gmail.com

Sakineh Sojudi *
*Corresponding Author, Associate Prof., Department of Economics, Faculty of Management and Accounting, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: s_sojudi@tabrizu.ac.ir

Hossein Asgharpour
Prof., Department of Economics, Faculty of Management and Accounting, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: asgharpurh@gmail.com

Jafar Haghighat
Prof., Department of Economics, Faculty of Management and Accounting, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: jhaghighat79@gmail.com

Abstract

Objective

Since unsystematic risk can be mitigated through diversification of the asset portfolio, the focus of researchers and investors has increasingly shifted towards systematic risk and its determinants. The global financial crisis of 2007 brought significant economic turmoil and triggered a substantial chain reaction within the financial sector, which further amplified the emphasis on systematic risk as a critical factor related to financial stability. Consequently, due to the growing significance of systematic risk and the necessity for companies to respond appropriately, it becomes imperative to investigate the factors that influence systematic risk. In fact, an understanding of the factors impacting the level of systematic risk is a prerequisite for the implementation of effective risk management measures. Moreover, beta, as a measure of systematic risk, cannot be directly assessed through stock price movements for unlisted firms, presenting challenges in estimating the cost of capital and the relative risk profiles of these entities. Therefore, the development of a model capable of

Citation: Farvizi, Leila; Sojudi, Sakineh; Asgharpour, Hossein & Haghighat, Jafar (2026). The Impact of Macroeconomic Variables on the Systematic Risk of the Top 50 Companies on the Tehran Stock Exchange: A Bayesian Model Averaging Approach. *Financial Research Journal*, 28(1), 128-160. https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.382691.1007647 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2026, Vol. 28, No.1, pp. 128-160
Published by University of Tehran, College of Management
https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.382691.1007647
Article Type: Research Paper
© Authors
Received: September 22, 2024
Revised: April 09, 2025
Accepted: May 04, 2025
Published online: March 16, 2026

predicting systematic risk using macroeconomic variables is a research priority. The multitude of variables that potentially affect systematic risk necessitates experimental research to identify the most salient among them. Therefore, the main goal of this research is to investigate and identify the most important macroeconomic variables that determine the systematic risk of shares in the Iranian Stock Exchange.

Methods
Despite the extensive body of research examining the determinants of systematic risk in corporate stock, there exists a paucity of theoretical modeling addressing the macroeconomic determinants of this variable. Furthermore, existing studies often rely on an arbitrary selection of independent variables without comprehensive theoretical foundations. There is considerable debate regarding the variables influencing systematic risk and their inclusion in the model. These differing viewpoints have resulted in disparate outcomes across various studies. Given the importance of systematic risk and the lack of comprehensiveness in prior research, the present study employs the Bayesian Model Averaging (BMA) approach to analyze the effects of macroeconomic variables on the systematic risk of companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period from 2015 to 2015, encompassing a total of 72 periods. Recognizing that the values of macroeconomic variables are consistent for all companies within a given year, cross-sectional analysis is deemed inadequate. Thus, this research utilizes the systematic risk of a sample portfolio of stocks over time, specifically selecting a common portfolio comprising 50 actively listed companies in the Iranian stock market. Accordingly, the dependent variable in this study is the beta of the portfolio comprising the 50 most active stocks, with 14 macroeconomic variables identified as potential explanatory variables.

Results
The findings indicate that among the variables examined, a total of eight variables exert the most significant influence on systematic risk. Notably, the housing rental price index and the consumer price index rank first and second, respectively, in their impact. The average coefficient for the housing rent variable is positive, while the average coefficient for the consumer price index is negative. Following these, the unemployment rate and the amount of foreign assets held by the banking system rank third and fourth, respectively; the average coefficient for the unemployment rate is positive, whereas foreign assets exhibit a negative average coefficient. Liquidity is positioned fifth with a positive coefficient. Lastly, government expenditures and the price of gold coins serve as the sixth and seventh explanatory variables, respectively, with PIP values exceeding 0.5, demonstrating negative and positive average effects on the systematic risk of the stock portfolio comprising the top 50 companies.

Conclusion
According to the findings of this study, it is possible to predict the systematic risk of stocks and stock portfolios using macroeconomic variables such as housing rental prices, consumer price index, unemployment rate, volume of foreign assets of the banking system, volume of liquidity, government spending, and gold price. This prediction helps investors to manage the risk of their portfolio and provides economic policymakers and company managers with the possibility to consider the necessary measures to deal with and manage the risk in the stock market.

Keywords: Systematic risk, Macroeconomic variables, Bayesian model averaging method.

تحقیقات مالی
شاپا چاپی: ۱۰۲۴-۸۱۵۳
شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۵۳۷۷

بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک ۵۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزی

لیلا فرویزی
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد مالی، پردیس بین‌المللی ارس، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: farvizi@gmail.com

سکینه سجودی*
* نویسنده مسئول، دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: s_sojudi@tabrizu.ac.ir

حسین اصغرپور
استاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: asgharpurh@gmail.com

جعفر حقیقت
استاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: jhaghighat79@gmail.com

چکیده

هدف: ریسک غیرسیستماتیک، از طریق تنوع‌بخشی سبد دارایی‌ها کاهش می‌یابد؛ از این رو، توجه پژوهشگران و سرمایه‌گذاران، بیش از پیش به ریسک سیستماتیک و عوامل تعیین‌کنندهٔ آن معطوف شده است. بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ با ایجاد آشفتگی گستردهٔ اقتصادی و واکنش‌های زنجیره‌ای در بخش مالی، اهمیت ریسک سیستماتیک را به‌عنوان عاملی کلیدی در پایداری مالی برجسته ساخت. در نتیجه، بررسی عوامل مؤثر بر ریسک سیستماتیک و درک دقیق آن‌ها، پیش‌نیازی برای مدیریت مؤثر ریسک به شمار می‌رود. بتا، به‌عنوان معیار ریسک سیستماتیک، در شرکت‌های غیربورسی، به‌طور مستقیم، از طریق نوسان‌های قیمت سهام سنجیده نمی‌شود و این امر برآورد هزینهٔ سرمایه و ریسک نسبی را با چالش مواجه می‌کند. بنابراین، تدوین مدلی برای پیش‌بینی ریسک سیستماتیک بر پایهٔ متغیرهای کلان اقتصادی، از اولویت‌های پژوهشی است. با توجه به کثرت متغیرهای بالقوه، هدف اصلی این پژوهش، شناسایی مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر ریسک سیستماتیک سهام در بورس اوراق بهادار ایران است.

روش: با وجود پژوهش‌های گسترده در زمینهٔ عوامل ریسک سیستماتیک سهام شرکت‌ها، مدل‌سازی نظری عوامل کلان اقتصادی این متغیر، کمتر در کانون توجه قرار گرفته است و مطالعات موجود، اغلب بر انتخاب دلخواه متغیرهای مستقل، بدون پایهٔ نظری جامع استوار است. اختلاف‌نظرهای موجود در خصوص متغیرهای مؤثر، به نتایج ناهمگون در پژوهش‌های پیشین انجامیده است. پژوهش حاضر، با بهره‌گیری از رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA)، اثرهای متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته‌شده

استناد: فرویزی، لیلا؛ سجودی، سکینه؛ اصغرپور، حسین و حقیقت، جعفر (۱۴۰۵). بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک ۵۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزی. *تحقیقات مالی*، ۲۸(۱)، ۱۲۸- ۱۶۰.

تحقیقات مالی، ۱۴۰۵، دوره ۲۸، شماره ۱، صص. ۱۲۸-۱۶۰
ناشر: دانشکدگان مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۰۱
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۴/۰۱/۲۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۱۴
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۲/۲۵
doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.382691.1007647

در بورس اوراق بهادار تهران را در بازهٔ زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۳ (۷۲ دوره) بررسی می‌کند. با توجه به یکسان بودن مقادیر متغیرهای کلان برای همهٔ شرکت‌ها در هر سال، تحلیل مقطعی کافی نیست؛ به همین دلیل، از ریسک سیستماتیک سبدی متشکل از ۵۰ شرکت فعال برتر بازار استفاده شده است. متغیر وابسته، بتای این سبد است و ۱۴ متغیر کلان اقتصادی به‌عنوان متغیر توضیحی بالقوه در نظر گرفته شده است.

یافته‌ها: از میان متغیرهای بررسی‌شده، هشت متغیر بیشترین تأثیر را دارند. شاخص قیمت اجارهٔ مسکن و شاخص قیمت مصرف‌کننده، به‌ترتیب رتبه‌های اول و دوم قرار گرفتند. ضریب میانگین اولی مثبت و دومی منفی است. نرخ بیکاری (با ضریب مثبت) و حجم دارایی‌های خارجی نظام بانکی (با ضریب منفی) در رتبه‌های سوم و چهارم قرار گرفتند. نقدینگی با ضریب مثبت در رتبهٔ پنجم است. مخارج دولت (اثر منفی) و قیمت سکهٔ طلا (اثر مثبت) نیز با احتمال پسین گنجاندن (PIP)، بیش از ۰/۵، به‌عنوان متغیرهای ششم و هفتم شناسایی شدند.

نتیجه‌گیری: یافته‌ها نشان می‌دهد که پیش‌بینی ریسک سیستماتیک سهام و سبدهای سرمایه‌گذاری با استفاده از متغیرهایی چون قیمت اجارهٔ مسکن، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بیکاری، دارایی‌های خارجی بانکی، نقدینگی، مخارج دولت و قیمت طلا امکان‌پذیر است. این قابلیت، سرمایه‌گذاران را در مدیریت ریسک سبد یاری می‌رساند و به سیاست‌گذاران اقتصادی و مدیران شرکت‌ها کمک می‌کند تا اقدامات پیشگیرانه و مدیریتی مناسبی برای مقابله با ریسک‌های بازار بورس اتخاذ کنند.

کلیدواژه‌ها: ریسک سیستماتیک، متغیرهای اقتصادی کلان، روش میانگین‌گیری مدل بیزین.

مقدمه

در اصطلاح مالی، ریسک به نوسان‌های بازده مورد انتظار، یعنی احتمال تفاوت بین بازده واقعی و پیش‌بینی‌شده گفته می‌شود. ریسک از عوامل کلیدی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری است و سرمایه‌گذاران به‌دنبال حداکثر بازده با حداقل ریسک هستند. به همین دلیل، شناسایی و پیش‌بینی سیگنال‌های ریسک، به‌ویژه در بازار اوراق بهادار که بازده سهام متغیر و تحت تأثیر عوامل اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و طبیعی است، اهمیت زیادی دارد. مدیران شرکت‌ها نیز به شناخت عوامل ریسک علاقه‌مندند؛ زیرا مدیریت ریسک بخشی حیاتی از حاکمیت شرکتی، به‌ویژه در شرکت‌های کوچک و بدون تنوع است. تحلیلگران مالی، ریسک بازار را به دو دسته تقسیم می‌کنند: ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک. ریسک سیستماتیک که به ریسک بازار یا ریسک اجتناب‌ناپذیر معروف است، از عوامل کلان مثل تورم، نرخ بهره و سیاست‌های مالیاتی نشئت می‌گیرد و با تنوع‌بخشی حذف نمی‌شود. در مقابل، ریسک غیرسیستماتیک به ویژگی‌های داخلی شرکت مثل عملکرد مالی و مدیریت بستگی دارد و با تنوع‌بخشی قابل کاهش است.

از آنجا که ریسک غیرسیستماتیک با تنوع‌بخشی کنترل می‌شود، تمرکز محققان و سرمایه‌گذاران بیشتر بر ریسک سیستماتیک و عوامل آن است. پس از بحران مالی ۲۰۰۷ و تأثیرهای زنجیره‌ای آن بر امنیت مالی، این توجه افزایش یافت. بررسی عوامل مؤثر بر ریسک سیستماتیک به‌دلیل اهمیت آن و نیاز شرکت‌ها به واکنش مناسب، ضروری است. آگاهی از این عوامل پیش‌نیاز مدیریت مؤثر ریسک است. از سوی دیگر، بتا به‌عنوان معیار ریسک سیستماتیک، برای شرکت‌های غیربورسی که داده‌های قیمتی ندارند، مستقیماً قابل محاسبه نیست و این چالش، تخمین هزینه سرمایه را دشوار می‌کند. بنابراین، ارائه مدلی برای پیش‌بینی ریسک سیستماتیک با استفاده از متغیرهای کلان، یک اولویت پژوهشی است.

تعداد متغیرهایی که به‌طور بالقوه بر ریسک سیستماتیک تأثیرگذارند، زیاد است و تعیین مهم‌ترین آن‌ها به تحقیقات تجربی نیاز دارد. با وجود تحقیقات متعددی که به بررسی عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک سهام شرکت‌ها پرداخته‌اند، مدل‌سازی نظری محدودی برای بررسی عوامل کلان تعیین‌کننده این متغیر وجود دارد و این مطالعات عموماً مبتنی بر انتخاب مجموعه‌ای اختیاری از متغیرهای مستقل بدون ادبیات نظری دقیق هستند. در حالت کلی، در مورد متغیرهایی که بر ریسک سیستماتیک مؤثر هستند و باید وارد مدل شوند، اختلاف نظر وجود دارد. این اختلاف نظرها در اغلب موارد هم، به تفاوت در نتیجه نیز منجر شده است؛ از این رو به‌دلیل اهمیت ریسک سیستماتیک و عدم جامعیت پژوهش‌های پیشین، مطالعه حاضر در نظر دارد تا با اتخاذ رویکرد روش میانگین‌گیری مدل بیزین (BMA)[1] اثر متغیرهای کلان را بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کند. با به‌کارگیری این روش می‌توان، ضمن در نظر گرفتن تمامی متغیرهایی که به‌طور بالقوه ممکن است بر ریسک سیستماتیک مؤثر باشند، مهم‌ترین متغیرها را شناسایی و آن‌ها را بر اساس میزان اهمیت رتبه‌بندی کرد و بدین ترتیب مشکل نااطمینانی در انتخاب متغیرهای توضیحی را که مطالعات پیشین با آن مواجه بودند، حل کرد.

1. Bayesian Model Averaging

با توجه به اینکه متغیرهای کلان برای همه شرکت‌ها مقادیر یکسانی را اختیار می‌کنند، امکان بررسی موضوع در سطح شرکت وجود نداشته و باید یک سبد سهام انتخاب و اثر متغیرهای کلان بر این سبد سهام را بررسی کرد. بنابراین در این مطالعه سبد مشتمل بر ۵۰ شرکت فعال‌تر انتخاب و ریسک سیستماتیک این سبد به‌عنوان ریسک سیستماتیک بازار سهام در نظر گرفته شده است. آنچه این مطالعه را از مطالعات پیشین متمایز می‌کند، استفاده از روش میانگین‌گیری مدل بیزین (BMA) است که تاکنون در هیچ مطالعه‌ای برای تحلیل جامع متغیرهای کلان مؤثر بر ریسک سیستماتیک به کار نرفته است.

پیشینهٔ نظری پژوهش

ریسک سیستماتیک که اغلب به‌عنوان «ریسک بازار» شناخته می‌شود، نشان‌دهندهٔ یک ریسک بالقوه است که کل اقتصاد و کل سیستم مالی را درگیر می‌کند. رایج‌ترین معیار ریسک سیستماتیک، مفهوم بتا (β) است که نشان‌دهندهٔ حساسیت یک اوراق بهادار فردی (یا سبد اوراق بهادار) به ریسک بازار است (کونلیوس[1]، ۲۰۱۱). در این بخش تئوری‌هایی که به تبیین اثر متغیرهای اقتصادی کلان بر ریسک سیستماتیک یا بتا می‌پردازند، مرور می‌شود.

موضوع مهم در مباحث مالی، مطالعه رابطه بازده مورد انتظار دارایی و ریسک سیستماتیکی این بازده است که از متغیرهای کلان اقتصادی نشئت می‌گیرد. تئوری پورتفولیو توسط مارکوویتز[2] (۱۹۵۲) تحول عظیمی در زمینه اقتصاد مالی ایجاد کرد. این تئوری انتخاب از بین گزینه‌های جایگزین سرمایه‌گذار و عناصر ریسک مرتبط را مورد بحث قرار می‌دهد. موج دوم نظریه‌های حوزهٔ اقتصاد مالی، به تعیین وضعیت تعادل بازار و قیمت دارایی‌های حاوی ریسک مربوط است. در این رابطه محقق معروف شارپ[3] (۱۹۶۴) مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM)[4] را ارائه کرد و این مدل توسط لینتنر[5] (۱۹۶۵) و موسین[6] (۱۹۶۶) اصلاح شد.

در CAPM ارتباط بازده انتظاری سهام با ریسک سیستماتیک آن نشان داده شده است. این مدل توسط محققان مختلف مورد انتقاد قرار گرفت (هرینگتون[7]، ۱۹۸۷؛ فاما و فرنچ[8]، ۱۹۹۲). راس[9] (۱۹۷۶) شکل تعمیم یافته‌تری از CAMP را ارائه کرد که به‌عنوان نظریه قیمت گذاری آربیتراژ (APT)[10] بر اساس چند فرض محدودکننده و واقع‌بینانه شناخته می‌شود. APT نشان می‌دهد که نرخ بازده مورد انتظار یک دارایی، به تغییر در عوامل اقتصاد کلان حاوی ریسک‌های سیستماتیک متکی است که به‌طور کامل کنترل نمی‌شوند (اقبال، رحمان و سلیم[11]، ۲۰۱۸).

1. Cornelius
2. Markowitz
3. Sharpe
4. Capital Asset Pricing Model
5. Lintner
6. Mossin
7. Harrington
8. Fama and French
9. Ross
10. Arbitrage Pricing Theory
11. Iqbal, Rehman & Saleem

مطالعهٔ روبیچک و کوهن[1] (۱۹۷۴)، جزء اولین مطالعاتی است که در آن، بر نقش متغیرهای کلان در تعیین ریسک سیستماتیک تأکید شده است. در این مطالعه با تکیه بر مدل ارزش‌گذاری سهم با تعادل جزئی که برای اولین بار توسط ویلیامز[2] (۱۹۳۸) ارائه شد، استدلال می‌شود که:

- ارزش سهام در طول زمان، و در نتیجه نرخ بازده در طول زمان، به جریان‌های نقدی آتی انتظاری و نرخ تنزیل این جریان‌های نقدی بستگی دارد.
- جریان‌های نقدی مورد انتظار آتی و نرخ‌های تنزیل تحت تأثیر تغییرات محیط اقتصادی قرار دارند.
- با تغییر جریان‌های نقدی مورد انتظار و نرخ‌های تنزیل، بتا نیز تغییر می‌کند.

بر اساس این استدلال‌ها نویسندگان ادعا می‌کنند که بتا به متغیرهای کلان اقتصادی مانند GNP و نرخ بهره مرتبط است. در بخش تجربی این مطالعه نشان داده شده است که رشد تولید ملی و تورم با ریسک سیستماتیک مرتبط است. نویسندگان در انتها عنوان کرده‌اند که متغیرهایی مانند عرضه پولی و تراز پرداخت‌ها و بسیاری دیگر از متغیرهای کلان ممکن است بر ریسک سیستماتیک مؤثر باشند.

تحقیقات نشان داده است که تغییرات در عوامل کلان اقتصادی می‌تواند به‌طور قابل توجهی بر ریسک سیستماتیک در زمینه‌های مالی مختلف تأثیر بگذارد. برای مثال، کاسترو[3] (۲۰۱۳) تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی را بر رشد ریسک اعتباری برجسته می کند و بر اهمیت گنجاندن این متغیرها در تحلیل ریسک به‌دلیل تأثیر قابل توجه آن‌ها بر ریسک اعتباری تأکید می کند. به‌طور مشابه، هامپ و مک‌میلان[4] (۲۰۰۷) در مورد اینکه چگونه تغییرات در متغیرهای کلان اقتصادی را می توان به‌عنوان منعکس‌کنندهٔ تغییرات در عوامل خطر سیستماتیک که بر بازده آتی بازار سهام تأثیر می گذارد، بحث کرد. چینزارا[5] (۲۰۱۱) این ایده را با بیان اینکه شوک‌ها در متغیرهای کلان اقتصادی، ریسک سیستماتیکی را معرفی می کنند که بر پرتفوی بازار بدون توجه به سطوح متنوع‌سازی اثر می‌گذارد، حمایت می‌کند. علاوه‌براین، سانتوسا و پوسپیتاساری[6] (۲۰۱۹) دریافتند که تغییرات کلان اقتصادی به‌طور قابل توجهی بر ریسک سیستماتیک در بازار سهام تأثیر می‌گذارد. این مطابق با یافته‌های سنیز اوغلو و ایبروشی[7] (۲۰۲۰) است که قدرت پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی و مالی را بر ریسک سیستماتیک تحلیل کردند و بر اهمیت در نظر گرفتن این عوامل در ارزیابی ریسک تأکید کردند. علاوه‌براین، مطالعه اقبال و همکاران (۲۰۱۸) در مورد تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازارهای سهام در پاکستان نشان می‌دهد که چگونه بازده بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی به ریسک سیستماتیک کمک می‌کنند.

در نتیجه، ادبیات بررسی شده تأثیر قابل توجه متغیرهای اقتصاد کلان را بر ریسک سیستماتیک در حوزه‌های

1. Robichek and Cohn
2. Williams
3. Castro
4. Humpe and Macmillan
5. Chinzara
6. Santosa and Puspitasari
7. Cenesizoglu and Ibrushi

مختلف مالی برجسته می کند. درک و ادغام این عوامل کلان اقتصادی برای ارزیابی دقیق ریسک و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری ضروری است. در ادامه به متغیرهای اقتصادی کلان که مورد توجه مطالعات بوده است، اشاره می‌شود.

تولید و اشتغال صنعتی

بر اساس تئوری چرخه‌های تجاری، رکود و افزایش بیکاری می‌تواند ریسک سیستماتیک سهام را از طریق کاهش ثبات اقتصادی افزایش دهد (چن، رول و راس[1]، ۱۹۸۶). اندرسن، بولرسلو، دیبولد و وو[2] (۲۰۰۵) گزارش دادند که بتای بازار سهام همراه با شاخص‌های کلان اقتصادی، مانند رشد تولید صنعتی تغییر می‌کند. این به‌دلیل تأثیر متغیر تولید صنعتی بر سیکل‌های تجاری و تأثیر سیکل‌های تجاری بر ریسک سهام است. چن و همکاران (۱۹۸۶) در تبیین عوامل بالقوه ریسک، اشاره می‌کنند که نرخ رشد تولید صنعتی به‌صورت قوی ریسک را تحت تأثیر قرار می‌دهد، کاتلر، پوتربا و سامرز[3] (۱۹۸۹) نیز مطالعه خود به رابطه مثبت بین رشد تولید صنعتی و بازده واقعی و در نتیجه ریسک سیستماتیک اشاره کرده‌اند. شایان ذکر است که مطالعاتی از قبیل شاه‌آبادی، نظیری و حواج (۱۳۹۲) به‌جای تولید صنعتی از متغیر اشتغال در بخش صنعت استفاده و به اثر ناچیز آن بر ریسک سیستماتیک اشاره کرده‌اند.

نرخ تورم

طبق مدل APT، نرخ تورم، به‌عنوان یک عامل کلان، بر قدرت خرید و هزینه‌های تولید شرکت‌ها اثر می‌گذارد و از این طریق نوسان‌های بازده بازار و بتا را تحت تأثیر قرار می‌دهد (چن و همکاران، ۱۹۸۶). براساس نتایج مطالعات پیشین، در اقتصادهای با تورم بالا واسطه‌گران مالی کمتر وام می‌دهند، بنابراین سرمایه به‌طور کارا تخصیص داده نمی‌شود و بازارهای اوراق ممکن است کوچک‌تر و نقدینگی کمتری داشته باشند؛ همچنین تورم بالا در بلندمدت به کاهش فعالیت‌های حقیقی و کاهش نرخ رشد در بلندمدت منجر می‌شود. بنابراین تورم به‌صورت منفی رشد بلندمدت را تحت تأثیر قرار می‌دهد (بارو[4]، ۱۹۹۱؛ برونو و ایسترلی[5]، ۱۹۹۸؛ دی گرگوریو[6]، ۱۹۹۱؛ فیشر[7]، ۱۹۹۳). نرخ‌های بالای تورم با با ایجاد عدم اطمینان در بازارهای مالی سیستم مالی را ناکارآمد می‌کند (بوید و اسمیت[8]، ۱۹۹۸؛ هایینس و اسمیت[9]، ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹). می‌توان گفت با افزایش نرخ تورم، قیمت تمام شده تولید نیز افزایش می‌یابد و این امر باعث کاهش سودآوری سرمایه‌گذاری شده و سبب می‌شود که سرمایه‌گذاران تمایل کمتری به پذیرش ریسک نشان دهند (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۲)؛ این بدان معناست که در نرخ‌های بالای تورم، به ازای بازده معین، ریسک سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. بر این اساس، انتظار می‌رود رابطه بین نرخ تورم و ریسک سیستماتیک، منفی باشد. شایان ذکر است که

1. Chen, Roll & Ross
2. Anderson, Bollerslev, Diebold & Wu
3. Cutler, Poterba & Summers
4. Barro
5. Bruno and Easterly
6. De Gregorio
7. Fisher
8. Boyd and Smith
9. Huybens and Smith

مطالعاتی همچون کاراکوس[1] (۲۰۱۷) از شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده کرده و رابطه منفی بین این شاخص و ریسک سیستماتیک را تأیید کرده‌اند.

نرخ ارز

متغیر نرخ ارز نیز می‌تواند یکی از عوامل تعیین‌کنندهٔ ریسک سیستماتیک شمرده شود. ادبیات گسترده‌ای در خصوص اشتراک بازار سهام و بازار ارز خارجی وجود دارد (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۲). به‌طور مثال، انگ و گلاب[2] (۱۹۷۶) در مطالعه خود اشاره کرده‌اند که در آمریکا قیمت سهام به سرعت با تغییرات نرخ ارز تعدیل می‌شوند. در مقابل، فرانک و یانگ[3] (۱۹۷۲) اشاره کرده‌اند که هیچ مدل مشخصی در رابطه با واکنش قیمت سهام به نرخ ارز وجود ندارد. آگراوال[4] (۱۹۸۱) نیز به رابطه مثبت بین نرخ ارز و قیمت سهام اشاره کرده‌اند. بنابراین با توجه به مطالعات پیشین، وجود رابطه بین نرخ ارز و ریسک سیستماتیک در بازار سهام و همچنین مثبت یا منفی بودن آن، مبهم است.

کسری بودجه دولت

مطالعاتی همچون القیصی[5] (۲۰۱۱) کسری بودجه دولت را یکی از عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک در بازار سهام معرفی می‌کنند؛ چرا که اگر دولت یک کشور مازاد بودجه داشته باشد، احتمال افزایش مالیات یا قرض در آینده کمتر از دولتی است که با کسری بودجه مواجه است. هرچه نرخ مالیات بالاتر باشد، ضریب بتا نیز بالاتر خواهد بود (پاترو، والد و وو[6]، ۲۰۰۲)؛ بنابراین، می‌توان انتظار داشت که کسری بودجه بالاتر دولت رابطه مثبتی با ریسک سیستماتیک شرکت‌ها خواهد داشت.

درجه باز بودن تجارت

صادرات یکی دیگر از متغیرهای کلان است که بر اساس مطالعات نظری و تجربی پیشین، می‌تواند ریسک سیستماتیک را تحت تأثیر قرار دهد. بر اساس مطالعه ارفویی و ابوب[7] (۲۰۱۰)، مشارکت در تجارت خارجی منجر به پویایی بازار سهام داخلی می‌شود؛ بنابراین یک رابطه اقتصادی مناسب با سایر کشورها، می‌تواند جذابیت بازار سهام را برای حفظ اعتماد سرمایه‌گذاران و جذب جریان‌های سرمایه خارجی بیشتر بهبود بخشد. در این راستا، بسیاری از اقتصاددانان مالی معتقدند که یکپارچگی اقتصادی به یکپارچگی مالی منجر می‌شود (از جمله بکارت و هاروی[8]، ۲۰۰۰؛ بهاتاچاریا و دائوک[9]، ۲۰۰۲). ۲۰۰۲). به همین دلیل مطالعاتی همچون بکارت و هاروی (۲۰۰۰) و گول چیما (۲۰۱۶) نشان داده‌اند که باز بودن

1. Karakus
2. Ang and Ghallab
3. Frank and Young
4. Aggrawal
5. Al-Qaisi
6. Patro
7. Arfaoui and Abaoub
8. Bekaert and Harvey
9. Bhattacharya and Daouk

تجارت، ریسک سیستماتیک را افزایش می‌دهد. بر اساس ادبیات تجربی، صادرات تأثیر مثبت و واردات تأثیر منفی بر ریسک سیستماتیک دارد. در واقع، یک کشور صادرکننده نسبت به تغییرات اقتصاد جهانی حساس‌تر بوده و در نتیجه، در معرض ریسک سیستماتیک جهانی قرار می‌گیرد. با این حال، یک کشور واردکننده احتمالاً رابطه کمی با بازار جهانی دارد. بنابراین، کشوری که دارای درجه بالایی از صادرات (واردات) است، احتمالاً دارای مقدار بالای (پایین) بتا است. با توجه به استفاده از مجموع صادرات و واردات به‌عنوان درجه باز بودن تجارت، نمی‌توان جهت تأثیر را از پیش تعیین کرد، با این حال انتظار می‌رود که رابطه معناداری بین باز بودن تجارت و قرار گرفتن در معرض ریسک سیستماتیک مشاهده شود (ارفویی و ابوب، ۲۰۱۰).

سیاست پولی

بر اساس تئوری سیاست پولی، افزایش نقدینگی می‌تواند نرخ تنزیل را کاهش داده و سرمایه‌گذاری‌های پرریسک‌تر را تشویق کند که به سهم خود نوسان‌های بازار و بتا را افزایش می‌دهد (میشکین[1]، ۲۰۱۰). مطالعاتی همچون شورت[2] (۱۹۸۹) و فلانری پروتوپاپاداکیز[3] (۲۰۰۲) و صبری ویجکون[4] (۲۰۱۹) عرضه پول را یکی از عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک شرکت‌ها معرفی می‌کنند؛ زیرا با توجه به نقش برجسته بازار سهام در تأمین مالی از یک سو و ماهیت سیال و نقدشوندگی بالای این بازار از سوی دیگر، تأثیرپذیری بیشتر و سریع‌تری نسبت به بازار کالاها و خدمات از سیاست‌های پولی دارد (اسونسون[5]، ۲۰۱۷). از نظر پولیون و همچنین با توجه به تأیید مطالعات تجربی پیشین، بازار مالی یکی از مهم‌ترین مکانیسم‌های انتقال سیاست پولی است (مشکین، ۲۰۱۰). بر این اساس، سیاست پولی می‌تواند از طریق ابزارهای پولی و اهداف میانی خود، با اثرگذاری بر بازده و ریسک دارایی‌های مالی اثرات مستقیم و فوری بر بازارهای مالی از جمله بازار سهام داشته باشد و به ثبات یا بی‌ثباتی این بازارها منجر شود (رضایی، شهرستانی، هژبر کیانی و مهرآرا، ۱۳۹۸).

رشد اقتصادی

همان طور که قبلاً اشاره شد، یکی از مطالعات پایه در زمینه ریسک سیستماتیک مطالعه روبیچک و کوهن (۱۹۷۴) است که نشان داده است رشد تولید ناخالص ملی از طریق تغییر در نرخ تنزیل و در نتیجه بازده انتظاری، یکی از متغیرهای مهم در تعیین ریسک سیستماتیک سهام است. توسعهٔ اقتصادی قوی، در چارچوب نظریه چرخه‌ای[6]، می‌تواند به‌عنوان سیگنالی برای یک حباب اقتصادی بالقوه مخاطره‌آمیز برای کل سیستم در نظر گرفته شود (فستیچ، کاوکلر و رپینا[7]، ۲۰۱۱). برعکس، رکود اقتصاد می‌تواند، به تنش در نقدینگی و تمایل به افزایش ورشکستگی در سیستم بانکی منجر شود

1. Mishkin
2. Schwert
3. Flannery and Protopapadakis
4. Sabri & Wijekoon
5. Svensson
6. Cycle theory
7. Festić, Kavkler & Repina

(هوونگ و هوای[1]، ۲۰۲۱). مطالعاتی همچون کاراکوس (۲۰۱۷) به تأثیر رشد اقتصادی بر ریسک سیستماتیک اشاره کرده‌اند.

نرخ بهره

نرخ بهره بدون ریسک یکی از متغیرهای مؤثر بر بازده انتظاری و نوسان‌های آن است. تحقیقات کاسترو[2] (۲۰۱۳) تأثیر مثبت نرخ بهره را بر ریسک اعتباری نشان می‌دهد که گویای ارتباط بالقوه بین نرخ بهره و عوامل خطر در سیستم مالی است. علاوه‌براین، هامپ و مک میلان (۲۰۰۷) در مورد اینکه چگونه تغییرات در متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله نرخ بهره، می‌تواند نشانه‌ای از تغییرات در عوامل خطر سیستماتیک مؤثر بر بازده آتی بازار سهام باشد، بحث می‌کنند. گوپیناتان و دورای[3] (۲۰۱۹) تأکید می‌کنند که نیروهای اقتصادی، از جمله نرخ‌های بهره، بر نرخ‌های تنزیل تأثیر می‌گذارند و در نتیجه متغیرهای اقتصاد کلان را به‌عنوان عوامل ریسک در بازارهای سهام معرفی می‌کنند. این مپادانگ[4] (۲۰۲۱) اثر مثبت نرخ بهره را بر ریسک سیستماتیک یافت، اگرچه این اثر از نظر آماری معنادار نبود. این یافته از این ایده حمایت می‌کند که نرخ بهره، می‌تواند بر ریسک سیستماتیک در بازارهای مالی تأثیر بگذارد. علاوه‌براین، فخروناس، داری و میفراهی[5] (۲۰۱۸) و پی و ژائو[6] (۲۰۲۱) هر دو بر یک رابطه مثبت قوی بین نرخ بهره و شاخص‌های ریسک مانند نسبت وام‌های غیرجاری و ریسک سیستمیک در بخش بانکداری تأکید می‌کنند.

قیمت نفت

تأثیر قیمت نفت بر بازار سهام به‌طور گسترده در ادبیات مطالعه شده است. تحقیقات نشان داده است که تغییرات در قیمت نفت می تواند بر بازده سهام، باورهای بازار، ترجیحات و سرایت مالی تأثیر بگذارد. برای مثال، مطالعات سرریز اطلاعات دوسویه بین بازارهای نفت و سهام را نشان داده‌اند (مغیره، آوارتانی و بوری[7]، ۲۰۱۶). علاوه‌براین، عوامل بنیادی بازار نفت، به‌عنوان یک عامل تعیین‌کنندهٔ مهم بازده سهام ایالات متحده شناسایی شده است (دارک[8]، ۲۰۲۱). همچنین، مشاهده شده است که برخی از بازارهای سهام از افزایش قیمت نفت سود می‌برند (آدرنگی و همکاران[9]، ۲۰۲۱). در برخی برخی مطالعات ماهیت چند بُعدی ریسک قیمت نفت و حساسیت ارزش سهام شرکت‌های نفت و گاز به نوسان‌های قیمت نفت برجسته شده است و هم‌بستگی بین نفت و بازارهای سهام مورد تأکید قرار گرفته است (ابید، کریتی و شوالیر[10]، ۲۰۱۸). در نهایت، تأثیر نوسان‌های قیمت نفت بر بازده سهام آمریکای لاتین مستند شده است (یوسف، مکنی و

1. Huong & Hoai
2. Castro
3. Gopinathan and Durai
4. Mappadang
5. Fakhrunnas et al.
6. Pei & Zhao
7. Maghyereh, Awartani and Bouri
8. Dark
9. Adrangi et al.
10. Abid, Cretì, Chevallier

عجمی[1]، ۲۰۲۱) و نشان داده شده که در طول همه‌گیری کووید ۱۹[2]، نوسان‌های مثبت از قیمت نفت خام به بازارهای سهام آسیای جنوب شرقی انتقال یافته است (انگوچ[3]، ۲۰۲۲).

قیمت دارایی‌های جایگزین

همان طور که اشاره شد متغیرهایی که مقدار بازده انتظاری سهام و نوسان‌های آن را تحت تأثیر قرار می‌دهند، در واقع بر ریسک سیستماتیک نیز تأثیرگذارند (میادانگ، ۲۰۲۱). در این راستا، قیمت دارایی‌های جایگزین مانند مسکن و طلا که با قیمت سهام رابطه نزدیک دارند، بر ریسک سیستماتیک سهام نیز تأثیرگذار خواهند بود. بر اساس تئوری ارزش‌گذاری دارایی‌ها (ویلیامز، ۱۹۳۶)، قیمت مسکن به‌عنوان یک دارایی جایگزین برای سهام، بر جریان‌های نقدی مورد انتظار و نرخ تنزیل تأثیر می‌گذارد. افزایش قیمت مسکن می‌تواند نشان‌دهنده فشارهای تورمی یا تغییر در ترجیحات سرمایه‌گذاری باشد که ریسک سیستماتیک را از طریق تغییر در بازده بازار افزایش می‌دهد. همچنین، فعالان بازار افزایش قیمت طلا را به‌عنوان نشانه‌ای از خریدهای امن و سیگنالی از افزایش عدم اطمینان در شرایط عمومی اقتصادی و مالی تفسیر می‌کنند. در نتیجه قیمت‌های بالاتر طلا باعث نوسان‌های بالاتر قیمت طلا می‌شود (لوون، کچوری و لنهرت[4]، ۲۰۲۱) و به احتمال احتمال زیاد با نوسان‌هایی در سایر بازارهای دارایی همراه خواهد بود. میشرا، داس و میشرا[5] (۲۰۱۰) رابطه مثبتی بین قیمت طلا و بازارهای سهام در هند نشان دادند و همچنین تأیید کردند که هر دو بازده سهام و قیمت طلا برای پیش بینی یکدیگر ضروری هستند. پاندی[6] (۲۰۱۸) اثرات نوسان‌های طلا و نفت را بر بازارهای سهام اقتصادهای نوظهور نوظهور مطالعه کردند و دریافتند که نوسان‌های طلا و نفت به‌طور معکوس بر نوسان‌های بازارهای سهام تأثیر می‌گذارد.

ریسک جهانی

حوک و زیدی[7] (۲۰۱۸) نشان داده‌اند که عدم قطعیت سیاست اقتصادی جهانی (GEPU)[8] می‌تواند با تأثیر بر بازده و نوسان‌های بازار، بر ریسک سیستماتیک سهام تأثیر بگذارد، به اعتقاد آن‌ها عدم قطعیت سیاست اقتصادی جهانی را می‌توان به‌عنوان یک عامل ریسک سیستماتیک و پیش بینی‌کنندهٔ بازده بازار سهام در نظر گرفت.

پیشینهٔ تجربی پژوهش

همان طور که اشاره شد، موضوع این پژوهش سابقه طولانی دارد و در مطالعات متعددی، انواع متغیرهای توضیحی ریسک سیستماتیک بررسی شده است. در این بخش برای رعایت اختصار، تعدادی از این مطالعات در جدول ۱ به‌صورت خلاصه ارائه شده است.

1. Youssef, Mokni and Ajmi
2. COVID-19
3. Ngoc
4. Löwen, Kchouri and Lehnert
5. Mishra, Das and Mishra
6. Pandey
7. Hoque and Zaidi
8. Global Economic Policy Uncertainty

جدول ۱. خلاصه مطالعات پیشین

محقق (سال تحقیق)	مورد مطالعه	روش تحقیق	متغیرهای تأثیرگذار بر ریسک سیستماتیک
آبل و کروگر[1] (۱۹۸۹)	۱۷ صنعت مختلف، ۱۹۸۰ تا ۱۹۸۶	رگرسیون ساده	نرخ بهره، کسری بودجه، کسری تجاری، تورم و قیمت نفت از متغیرهای تعیین‌کنندهٔ ریسک سیستماتیک هستند.
پاترو و همکاران (۲۰۰۲)	۱۶ کشور OECD، ۱۹۹۷ تا ۱۹۸۰	داده‌های تابلویی	واردات، صادرات، تورم، ارزش بازار، بازده سود سهام و نسبت قیمت به ارزش دفتری به‌طور قابل‌توجهی بر ریسک بازار تأثیر می‌گذارند.
القیصی (۲۰۱۱)	بازار سهام عمان ـ اردن، ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۹	OLS و GLS	اندازه، اهرم مالی، کسری دولت و نرخ تورم عوامل تعیین‌کنندهٔ ریسک سیستماتیک هستند.
سادورسکی[2] (۲۰۱۲)	۵۲ شرکت انرژی تجدیدپذیر ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۷	داده‌های تابلویی	رشد فروش شرکت بر ریسک شرکت تأثیر منفی دارد، در حالی که افزایش قیمت نفت بر ریسک شرکت تأثیر مثبتی دارد. زمانی که بازده قیمت نفت مثبت و متوسط باشد، افزایش در رشد فروش می‌تواند تأثیر بازده قیمت نفت را خنثی کند و این منجر به کاهش ریسک سیستماتیک می‌شود.
چی ووئی و بروکز[3] (۲۰۱۵) (۲۰۱۵)	بورس مالزی، ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰	رگرسیون خطی	عوامل ریسک جهانی بر ریسک سیستماتیک پرتفوی منتخب در بورس مالزی تأثیر مثبت دارد.
انگل، ممندز پلانز و ارگاز گوررو[4] (۲۰۱۶)	شرکت‌های آمریکایی مستقر در صنعت توریست، ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳	داده‌های تابلویی	اندازه شرکت، رشد کسب‌وکار و سه معیار کارایی کسب‌وکار، بر ریسک حقوق صاحبان سهام و دو معیار کلان اقتصادی شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت ۵۰ شرکت بورسی از ۱۷ کشور اروپایی عوامل تعیین‌کنندهٔ ریسک سیستماتیک هستند.
کاراکوس (۲۰۱۷)	بازار سهام ترکیه، ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۵	داده‌های تابلویی اثرهای تصادفی (RE)	اندازه دارایی، گردش دارایی، حقوق صاحبان سهام دوره قبلی به کل بدهی، نسبت نقدینگی دوره قبلی، سودآوری، حقوق صاحبان سهام به کل بدهی، نسبت نقدینگی، بدهی دوره قبلی به کل دارایی‌ها، شاخص قیمت مصرف‌کننده، بتای دوره قبلی و تولید ناخالص داخلی سرانه دوره قبلی عوامل تعیین‌کنندهٔ ریسک سیستماتیک هستند.

1. Abell and Krueger
2. Sadorsky
3. Chee-Wooi and Brooks
4. Angel, Menéndez-Plans & Orgaz-Guerrero

محقق (سال تحقیق)	مورد مطالعه	روش تحقیق	متغیرهای تأثیرگذار بر ریسک سیستماتیک
ثابت فر[1] (۲۰۱۸)	بورس تهران، ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۶	هم‌بستگی و تحلیل عاملی	نرخ بهره تنها متغیر کلان اقتصادی است که در مدل معنادار بوده است.
هوونگ و هوای (۲۰۲۱)	۲۹ شرکت مالی بازار سهام ویتنام، ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸	داده‌های تابلویی	رشد اقتصادی و نرخ بهره تأثیر مثبتی بر ریسک سیستمیک دارد در حالی که نرخ ارز رابطه معکوس با ریسک سیستمیک در ویتنام دارد.
مپادانگ (۲۰۲۱)	بورس اوراق بهادار اندونزی ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۰	حداقل مربعات جزئی و تحلیل مسیر	متغیرهای کلان اقتصادی: نرخ بهره، نرخ ارز، و متغیرهای بنیادی شرکت: اهرم و هزینه سرمایه بر ریسک سیستماتیک تأثیر دارند و از این طریق، ارزش شرکت را متأثر می‌کنند.
ژانگ، وی، لی و تیان[2] (۲۰۲۳)	مؤسسه‌های مالی چین، ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰	داده‌های تابلویی	نسبت دارایی به سهام، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بازده اوراق قرضه دولتی، حباب بازار مسکن و حباب بازار سهام عوامل تعیین‌کنندهٔ ریسک سیستماتیک هستند.
کورتر[3] (۲۰۲۴)	۲۴ بانک اروپایی طی دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۹	داده‌های تابلویی	سه معیار ریسک سیستماتیک رابطه پایدار بلندمدتی با تولید صنعتی اتحادیه اروپا، تورم اتحادیه اروپا و نوسان‌های بازار سهام ایالات متحده دارند.
رضایی و همکاران (۱۳۹۸)	بورس اوراق بهادار تهران	مدل خودرگرسیونی برداری (VAR)	ابزارهای سیاست پولی نقش مهمی در تعیین ریسک سیستماتیک دارند.
شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۲)	بورس اوراق بهادار تهران، ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸	مدل تعمیم‌یافته خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی (GARCH)	نرخ بازده مسکن، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ تولید و اشتغال صنعتی عوامل تعیین‌کنندهٔ ریسک سیستماتیک هستند.

روش‌شناسی پژوهش

هدف این مطالعه تعیین مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان مؤثر بر ریسک سیستماتیک در میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی فصل‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۲ است (یعنی در مجموع ۷۲ دوره). با توجه به اینکه مقادیر متغیرهای کلان برای همه شرکت‌ها در یک سال یکسان است، تحلیل مقطعی نمی‌تواند مفید باشد. بنابراین، در این پژوهش، به‌جای استفاده از ریسک سیستماتیک در سطح شرکت، باید از ریسک سیستماتیک یک سبد نمونه از سهام در طول یک دوره زمانی استفاده کرد. این مطالعه یکی از سبدهای متداول در بورس ایران یعنی پرتفوی شامل ۵۰ شرکت

1. Sabetfar
2. Zhang, Wei, Lee & Tian
3. Kurter

فعال‌تر بورسی را انتخاب کرده است. بنابراین متغیر وابسته این تحقیق، بتای سبد ۵۰ شرکت فعال‌تر بورسی است که از طریق رابطه ۱ محاسبه شده است.

رابطهٔ ۱)
$$\beta_p = \frac{Cov(r_p.r_b)}{Var(r_b)}$$

در اینجا r_p نرخ بازده پرتفوی مورد نظر، r_b نرخ بازده بازار و β_p ریسک سیستماتیک پرتفوی است. بازدهی پرتفوی و بازدهی بازار از طریق رابطه ۲ محاسبه می‌شود.

رابطهٔ ۲)
$$r = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

در این رابطه P شاخص قیمت پرتفوی یا بازار است. برای محاسبه واریانس و کوواریانس از اطلاعات یک سال گذشته شاخص‌ها استفاده شده است. متغیرهای توضیحی در جدول ۲ معرفی شده است.

جدول ۲. متغیرهای مستقل بالقوه مؤثر بر ریسک سیستماتیک

عنوان	منبع	نماد	تعریف عملیاتی	منبع داده
تولید بخش صنعت	چن و همکاران (۱۹۸۶)	ind	نسبت تولید گروه صنعت به GDP (هر دو به قیمت ثابت ۱۳۹۰)	مرکز آمار
شاخص قیمت مصرف‌کننده	شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۲)، القیصی (۲۰۱۱) و کاراکوس (۲۰۱۷)	cpi	شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت ۱۳۹۰	بانک مرکزی
نرخ ارز	شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۲)	ler	لگاریتم قیمت نرخ ارز اسمی بازار آزاد	بانک مرکزی
وضع مالی دولت	القیصی (۲۰۱۱)، گول چیما (۲۰۱۶)	lg	لگاریتم مخارج دولت به قیمت ثابت ۱۳۹۰	مرکز آمار
باز بودن تجارت	بکارت و هاروی (۲۰۰۰) و گول چیما (۲۰۱۶)	op	نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP (هر دو به قیمت ثابت ۱۳۹۰)	مرکز آمار
رشد اقتصادی	کاراکوس (۲۰۱۷)	lgdp	لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار و به قیمت ثابت ۱۳۹۰	مرکز آمار
قیمت مسکن	شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۲)	housl	شاخص قیمت اجاره مسکن در مناطق شهری به قیمت ثابت ۱۳۹۰	بانک مرکزی
سیاست پولی (عرضه پول یا همان نقدینگی)	شورت (۱۹۸۹)، فلانری پروتوپاپاداکیز (۲۰۰۲)، صبری و همکاران (۲۰۱۹)، رضایی و همکاران (۱۳۹۸)	lm	لگاریتم مجموع پول و شبه پول	بانک مرکزی
قیمت طلا	لوون و همکاران (۲۰۲۱)، پاندی[1] (۲۰۱۸)	lgold	لگاریتم قیمت سکه طلا بهار آزادی	بانک مرکزی

1. Pandey

عنوان	منبع	نماد	تعریف عملیاتی	منبع داده
قیمت نفت	مغیره و همکاران (۲۰۱۶)، دارک (۲۰۲۱)، آدرنگی و همکاران (۲۰۲۱)، ابید و همکاران (۲۰۱۸)	loil	لگاریتم قیمت نفت اوپک	بانک داده وزارت امور اقتصادی و دارایی
شاخص نااطمینانی جهانی	حوک و زیدی (۲۰۱۸)	gepu	شاخص نوسان‌های ۲۱ اقتصاد برتر جهان	policyuncertainty.com
نرخ بیکاری	وریچ، اشمیت کلو و لی[1] (۲۰۲۲)	unem	نرخ بیکاری جمعیت ۱۵ سال و بیشتر	مرکز آمار
نرخ بهره بدون ریسک	ثابت فر (۲۰۱۸)، میادانگ (۲۰۲۱)، هوونگ و هوای (۲۰۲۱)	r	نرخ بهره سپرده‌های یکساله بانکی	بانک مرکزی
دارایی خارجی سیستم بانکی	پیشنهاد محقق با توجه به اهمیت بخش بانکی در سیستم مالی کشور	lbankf	مطابق با تعریف منبع	بانک مرکزی

بعد از جمع‌آوری داده‌های تحقیق از بانک مرکزی، مرکز آمار و سازمان بورس اوراق بهادار ایران، با استفاده از نرم‌افزار استتا و با به‌کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA)[2] به تجزیه‌وتحلیل آماری و اقتصادسنجی مهم‌ترین متغیرهای تعیین‌کنندهٔ ریسک سیستاتیک پرداخته شده است. جفریز[3] (۱۹۶۱) بنیان‌گذار متوسط‌گیری مدل بیزینی بوده است و این روش توسط لیمر[4] (۱۹۷۸) توسعه داده شده است. رفتری[5] (۱۹۹۹) برای حل مشکلات مختلف مباحث جامعی را در این رابطه مطرح کرد. مزیت‌های اقتصادسنجی بیزینی نسبت به اقتصادسنجی کلاسیک باعث شده است که محققان بیش از پیش به این رویکرد توجه نشان دهند. ضمن اینکه استفاده از کامپیوتر و برنامه‌های نرم‌افزاری پیشرفته محاسباتی نیز زمینه را برای به‌کارگیری این روش در تحقیقات کاربردی بسیار هموار ساخته است. برای آشنایی بیشتر با روش اقتصادسنجی بیزین، با در نظر گرفتن دو پیشامد تصادفی A و B و با توجه به قوانین احتمال، می‌توان نوشت:

$$P(A,B) = P(A|B)P(B) \quad \text{رابطهٔ ۳)}$$

که P(A,B) احتمال مشترک A وB، $P(A|B)$ احتمال رخ دادن A به شرط Bو P(B) احتمال حاشیه‌ای B می‌باشد. بر این اساس می‌توان قانون بیز را که عنصر اصلی اقتصادسنجی بیزینی است، به‌صورت زیر نوشت:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad \text{رابطهٔ ۴)}$$

برای تشریح نحوه استفاده از این قانون، برای تعیین مهم‌ترین متغیرهای توضیحی، فرض شود که k متغیر

1. Verick, Schmidt – Klau & Lee
2. Baysian Model Averaging
3. Jeffreys
4. Leamer
5. Raftery et al.

توضیحی بالقوه وجود دارد. تعداد مدل‌های ممکن برابر خواهد بود با 2^k. اگر M_r مدل rام باشد (به‌صورت یک بردار از پارامترهای مربوط به متغیرهایی که در این مدل حضور دارند)، مدل رگرسیون خطی زیر را با N مشاهده و K رگرسور در نظر بگیرید:

$$y = \alpha + X_r\hat{\beta}_r + \epsilon$$ رابطهٔ ۵)

که در آن y یک بردار $N \times 1$ است، X یک ماتریس $N \times K$ از رگرسورها و X_j رگرسیورهای موجود در مدل مشخص M_j است. همچنین ماتریس $N \times K$ اجزای خطاست که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس همسان است ($N(0,\sigma^2 I)$). حال با این فرض اینکه Y ماتریس داده‌ها (متغیرهای توضیحی و وابسته) باشد، می‌توان در قانون بیز A و B را به‌صورت $B = M_r$ و $A = Y$ تعریف کرده و معادله فوق را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$P(M_r|Y) = \frac{P(Y|M_r)P(M_r)}{P(Y)}$$ رابطهٔ ۶)

در این معادله می‌توان از $P(Y)$ به‌دلیل اینکه برای همه مدل‌ها یکسان است، صرف‌نظر کرد. یعنی:

$$P(M_r|Y) \propto P(Y|M_r)P(M_r)$$ رابطهٔ ۷)

در این معادله $P(Y|M_r)$ نشان‌دهندهٔ تراکم داده‌ها بر روی پارامترهای مدل است که در واقع به فرایند تولید داده‌ها اشاره دارد. برای مثال، از آنجایی که در مدل‌های خطی اغلب فرض می‌شود که خطاها دارای توزیع نرمال‌اند، این موضوع ایجاب می‌کند که $P(Y|\theta)$ نیز دارای چگالی نرمال باشد. به $P(Y|M_r)$، تابع درست‌نمایی گفته می‌شود که دارای توزیع نرمال ـ گاما است. $P(M_r)$چگالی پیشین است که مجموعه‌ای از اطلاعات مربوط به پارامترهای مدل، بدون توجه به داده‌ها را نشان می‌دهد. $P(M_r|Y)$ نیز همان چیزی است که با توجه به تابع پیشین و تابع درست‌نمایی به‌دست می‌آید. در واقع هر اطلاعاتی که راجع به M_r بعد از دیدن داده‌ها کسب می‌شود، بر اساس تابع $P(M_r|Y)$ است. از این رو به آن، تابع پسین[1] گفته می‌شود. تابع درست‌نمایی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$P(y|M_r) = \int P(y|\alpha, \beta_r, \sigma, M_r)P(\alpha, \beta_r, \sigma|M_r)d\alpha\, d\beta_r\, d\sigma$$ رابطهٔ ۸)

که در آن $P(y|\alpha, \beta_r, \sigma, M_r)$ تابع درست‌نمایی مدل M_r و $P(\alpha, \beta_r, \sigma|M_r)$ تابع چگالی پیشین ضرایب مدل M_r است. در اقتصادسنجی بیزینی برای هر پدیده‌ای که از آن اطلاعاتی در دسترس نباشد (مثل پارامترها، ضرایب متغیرها یا حتی خود مدل بهینه و...) یک توزیع در نظر گرفته و سپس با انجام نمونه‌گیری فراوان بر مبنای الگوریتم‌های مناسب اقدام به برآورد آن عامل می‌شود. وقتی از روش متوسط‌گیری مدل بیزینی استفاده می‌شود، انتخاب تابع پیشین بسیار مهم است. اغلب نیاز به تابع پیشینی است که به اطلاعات ورودی محقق نیاز نداشته باشد. به‌طور معمول BMA سعی می‌کند که پیش‌بین‌هایی را انتخاب کند که اطلاعاتی نداشته باشند؛ یعنی موارد قبلی تأثیر کمی بر استنتاج‌های

1. Posterior Function

بعدی دارند. در این مطالعه با تکیه بر پیشنهاد فرناندز، لی و استیل[1] (۲۰۰۱) از توزیع g-prior پیشنهاد شده توسط زلنر[2] (۱۹۸۶) برای β_r و از توزیع ناسره[3] برای α و σ استفاده شده است:

رابطهٔ ۹)
$$P(\alpha) \propto 1$$
$$P(\sigma) \propto \sigma - 1$$
$$(\beta_r|\sigma, M_r) \sim N(0, \sigma^2 g(\dot{X}_r X_r)^{-1})$$

در توزیع پیشین g-prior انتخاب g می‌تواند برای تجزیه‌وتحلیل حیاتی باشد. یک g کوچک منعکس‌کنندهٔ باورهای قبلی است که نزدیک به صفر متمرکز شده‌اند. g بزرگ‌تر، به‌معنای ضریب انقباض $(g/(1+g))$ بزرگ‌تر است که تمایل دارد احتمالات مدل پسین را روی چند مدل مناسب متمرکز کند که به آن «اثر ابرمدل»[4] گفته می‌شود (زئوگنر و فلدکرچر[5]، ۲۰۰۹). اکثر مطالعات اقتصادی از مقادیر ثابت برای g استفاده می‌کند که دلالت بر یک عامل انقباض بسیار بزرگ دارد (فلدکرچر و زئوگنر[6]، ۲۰۱۲). سیکونه و یاروچینسکیو[7] (۲۰۱۰) نشان می‌دهند که این انتخاب‌های ثابت برای g به تمرکز بر روی چند مدل مناسب منجر می‌شود که استنتاج BMA در مورد عوامل تعیین‌کننده بسیار شکننده می‌کند. فلدکرچر و زئوگنر (۲۰۰۹) به‌عنوان راه‌حلی برای این شکنندگی، توزیع ابرپیشین[8] را برای g پیشنهاد می‌کنند که مطابق با لیانگ، پائولو، مولینا، کلاید و برگر[9] (۲۰۰۸)، انقباض وابسته به داده را امکان‌پذیر می‌کند. این پیشین hyper-g تضمین می‌کند که احتمالات مدل پسین به‌طور یکنواخت تر حتی در زمانی که داده‌ها نویز دارند، توزیع می‌شوند. hyper-g prior را می‌توان به‌صورت توزیع پیشین بتا برای ضریب انقباض بیان کرد:

رابطهٔ ۱۰)
$$\frac{g}{g+1} \sim Beta(1, \frac{\alpha}{2} - 1)$$

فلدکرچر و زئوگنر (۲۰۱۲) نشان دادند که استفاده از این عامل انقباض منطبق بر داده‌ها به‌طور قابل‌توجهی تنوع نتایج را کاهش می‌دهد. آن‌ها از $\alpha = \frac{2}{2+k^2}$ استفاده می‌کنند که تضمین می‌کند که ضریب انقباض مورد انتظار برابر با توزیع پیشین بنچمارک پیشنهاد شده توسط فرناندز و همکاران (۲۰۰۱) است که عمدتاً در ادبیات استفاده می‌شود.

مهم‌ترین مجهولی که محقق علاقه‌مند به دانستن آن در BMA است، احتمال پسین حضور (PIP)[10] هر متغیر در میان متغیرهای توضیح دهنده متغیر وابسته است که برای x_k برابر است با:

رابطهٔ ۱۱)
$$P(I_k = 1|Y) = \sum_{A} P(M_r|Y)$$

1. Fernandez, Ley & Steel
2. Zellner
3. Improper
4. Supermodel effect
5. Zeugner and Feldkircher
6. Feldkircher and Zeugner
7. Ciccone and Jarocinski
8. Hyperprior
9. Liang, Paulo, Molina, Clyde & Berger
10. Posterior Inclusion Probability

که در آن I_k یک تابع نشانگر است که اگر رگرسیور x_k در مدل j گنجانده شود ۱ و در غیر این صورت ۰ است و $A=\{M_r: r=1,..,2K; I_k = 1\}$ مجموعه مدل‌هایی است که x_k را شامل می‌شود. به عبارت دیگر، $PIP(x_k)$ مجموع احتمالات مدل‌های پسینی است که x_k در آن‌ها گنجانده شده است. احتمالات مدل پسین مطابق با قضیه بیز از رابطه ۷ به دست می‌آید. که در آن، همان طور که گفته شد $P(M_r)$ احتمال پیشین مدل است که در زیر نحوه محاسبه آن ارائه شده است:

$$P(M_r) = \theta^{k_r}(1-\theta)^{K-k_r}$$ رابطهٔ ۱۲)

که در آن θ احتمال گنجاندن هر رگرسور در M_r و k_j تعداد رگرسیرهای موجود در M_r است. بنابراین، احتمال پیشین مدل M_r یا اندازه مدل بستگی به حاصل‌ضرب احتمالات شمول و عدم شمول است. یک انتخاب رایج $\theta = ۰/۵$ است که به‌عنوان مدل پیشین یکنواخت شناخته می‌شود. در این مطالعه از توزیع بتا برای θ استفاده می‌شود. لی و استیل[1] استیل[1] (۲۰۰۹) نشان دادند که تصادفی کردن θ به‌جای ثابت در نظر گرفتن آن، تضمین می‌کند که پیشین نسبت به انتخاب اندازه مدل مورد انتظار حساسیت کمتری داشته و ساختار پیشین با داده‌های مشاهده‌شده سازگار خواهد شد.

آخرین مسئله در الگوی BMA که باید مورد توجه قرار داد، نحوه محاسبه مقدار ضریب هر متغیر و انحراف معیار آن است. طبق قانون بیز تمام اطلاعاتی که در رابطه با پارامترها (μ) وجود دارد در تابع پسین $P(\theta|Y)$ به‌صورت زیر می‌توان خلاصه کرد:

$$P(\mu|Y) = \sum_{r=1}^{2^k} P(M_r|Y).P(\theta|Y,M_r)$$ رابطهٔ ۱۳)

که $P(\mu|Y)$ توزیع پسین μ با فرض در دست داشتن مجموعه داده‌ها، $P(\mu|Y, M_r)$ توزیع μ با فرض در دست داشتن مجموعه داده‌ها و معلوم بودن مدل M_r و $P(M_r|Y)$ احتمال پسین مدل rام با فرض در دست داشتن مجموعه داده‌ها است. حال اگر از این رابطه نسبت به μ امید ریاضی گرفته شود:

$$E(\mu|Y) = \sum_{r=1}^{2^k} P(M_r|Y)\,\hat{\mu}_r$$ رابطهٔ ۱۴)

که در آن $\hat{\mu}_r = E(\theta|Y, M_r)$ تخمین OLS از $\hat{\mu}_r$ با مجموعه متغیرهای توضیحی موجود در مدل r، است. در عبارت‌های بیزینی، $\hat{\mu}_r$ متوسط پسین به شرط مدل r است. واریانس پسین μ نیز به این صورت تعریف می‌شود:

$$Var(\mu|Y) = \sum_{r=1}^{2^k} P(M_r|Y)\,Var(\mu|Y,M_r) + \sum_{r=1}^{2^k} P(M_r|Y)\,(\hat{\mu}_r - E(\mu|Y))^2$$ رابطهٔ ۱۵)

1. Ley and Steel

یافته‌های پژوهش

در این بخش به کمک روش میانگین‌گیری مدل بیزین به رتبه‌بندی و تعیین عوامل کلان مؤثر بر ریسک سیتماتیک پرداخته شده است. تفاوت دیدگاه‌ها در مورد متغیرهایی که به‌صورت بالقوه می‌توانند در مدل توضیحی لحاظ شوند از جمله چالش‌هایی است که معمولاً محققان با آن روبه‌رو هستند. راه‌حل بیزی برای این چالش، متوسط‌گیری مدل بیزین (BMA) نام دارد که در این مطالعه از این روش استفاده می‌شود. در این روش برای مدیریت تعداد زیاد مدل‌های ممکن (۱۴^۲ مدل با توجه به ۱۴ متغیر اولیه)، از استراتژی بازنمونه‌گیری عقب‌نگر[1] استفاده شد. این روش ابتدا مدل‌های ضعیف‌تر را بر اساس احتمال پسین[2] حذف می‌کند و سپس مدل‌هایی با عملکرد بهتر را حفظ می‌کند. در نهایت احتمال حضور متغیرها (PIP) را در همه آن مدل‌ها محاسبه می‌کند. همچنین در این مطالعه بنا بر نظر کاس و رافتری[3] (۱۹۹۵)، مقدار حد آستانه برای احتمال پسین ۰/۵ در نظر گرفته شده است. به عبارت دیگر، چنانچه احتمال پسین (PIP) کمتر از ۰/۵ حاصل شود، اثر آن روی متغیر وابسته ناچیز بوده و در مدل قرار نمی‌گیرد.

یکی از محدودیت‌های بالقوه روش BMA، حساسیت آن به انتخاب توزیع پیشین است. در این پژوهش بنا به پیشنهاد لیانگ و همکاران (۲۰۰۸) تابع احتمال پیشین Hyper-g با پارامتر $a = 2 + 2/K^2$ استفاده شده است. با توجه به اینکه تغییر در این پیشین‌ها می‌تواند بر احتمالات پسین مدل‌ها اثر بگذارد. برای کاهش این مشکل، تحلیل حساسیت با توزیع‌های پیشین مختلف انجام شده و برای تخمین الگو به‌روش BMA از نرم‌افزار استاتا نسخه ۱۸ استفاده شده است.

در این مطالعه با توجه به ادبیات تحقیق ۱۴ متغیری که به‌طور بالقوه بر ریسک سیستماتیک شرکت می‌توانند تأثیرگذار باشند شناسایی شده است. با وجود این، به‌دلیل محدودیت در تعداد سال‌هایی که داده‌های آن قابل دسترس است. استفاده هم‌زمان از ۱۴ متغیر توضیحی، باعث ایجاد مسئله عدم امکان‌پذیری[4] در تخمین‌ها می‌شود؛ بنابراین متغیرهای توضیحی تحقیق، به‌صورت تصادفی، به ۲ گروه ۷ تایی تقسیم می‌شود و در هر گروه، بعد از برآورد الگو به‌روش BMA، متغیرهای مهم شناسایی می‌شود و در انتها، یک‌بار دیگر اثر این متغیرهای مهم بر ریسک سیستماتیک شرکت با استفاده از روش BMA بررسی خواهد شد.

برآورد الگو برای گروه اول از متغیرها

نتایج تخمین مدل برای متغیرهای حاضر در گروه اول، به‌روش BMA در جدول ۳ ارائه شده است. در ستون‌های اول و دوم، نام متغیرها و نماد آن نشان داده شده است. ستون دوم، میانگین وزنی پسین، میانگین ضرایب را برای همه مدل‌ها، حتی مدل‌هایی که متغیر از آن‌هاحذف شده، نشان می‌دهد. ستون چهارم نشان‌دهندهٔ انحراف استاندارد توزیع پسین است. در نهایت، ستون آخر، احتمال حضور متغیر در مدل‌ها مشخص شده است. با توجه به ضریب PIP در جدول ۳، متغیر

1. Backward sampling
2. Posterior Model Probability
3. Kass and Raftery
4. Feasible

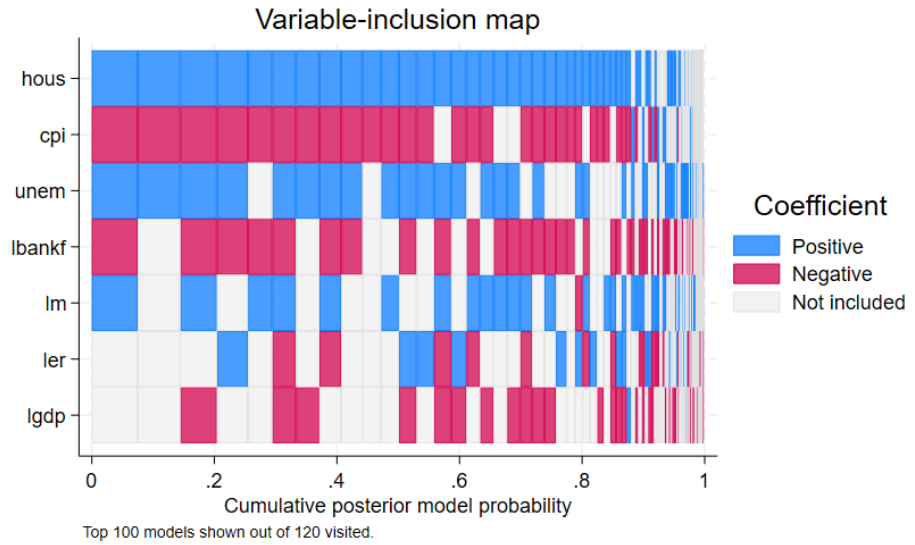
شاخص قیمت اجاره مسکن دارای بالاترین PIP است. میانگین ضریب این متغیر مثبت است که نشان‌دهندهٔ افزایش ریسک سیستماتیک پرتفوی ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس با افزایش قیمت مسکن است. در رتبهٔ دوم، شاخص قیمت مصرف‌کننده قرار دارد. برخلاف انتظار متوسط ضریب این متغیر منفی است که گویای اثر معکوس افزایش سطح عمومی قیمت‌های مصرف‌کننده بر ریسک سیستماتیک شرکت است. این تناقض را می‌توان این گونه توجیه کرد که در اقتصادهای با تورم ساختاری، سرمایه‌گذاران ممکن است تورم رو به‌عنوان نشانه‌ای از رشد اسمی درآمدها و سود شرکت‌های بزرگ تلقی کنند. اگر شرکت‌ها قدرت انتقال تورم به قیمت محصولات‌شان را داشته باشند، سرمایه‌گذاران به‌جای افزایش ریسک، حتی اطمینان بیشتری نسبت به سودآوری شرکت‌ها پیدا می‌کنند. بنابراین، در صورتی که بازار انتظار داشته باشد که شرکت‌های بزرگ بتوانند اثرات تورم را با افزایش قیمت‌ها جبران کنند، افزایش CPI می‌تواند به کاهش ریسک سیستماتیک منجر شود.

متغیر سوم نرخ بیکاری است که آن هم اثر متوسط مثبت بر ریسک نقدیگی دارد. دو متغیر بعدی بر اساس PIP دارایی‌های خارجی سیستم بانکی و حجم نقدینگی است که به‌ترتیب دارای ضریب متوسط منفی و مثبت هستند. رتبه‌بندی این هفت متغیر بر اساس PIP نشان می‌دهد که نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی کمترین احتمال برای حضور در بین متغیرهای توضیحی ریسک سیتماتیک را دارند. همچنین متوسط ضریب این دو متغیر منفی است.

جدول ۳. عوامل مؤثر بر ریسک سیستماتیک با استفاده از گروه اول از متغیرهای توضیحی و روش BMA

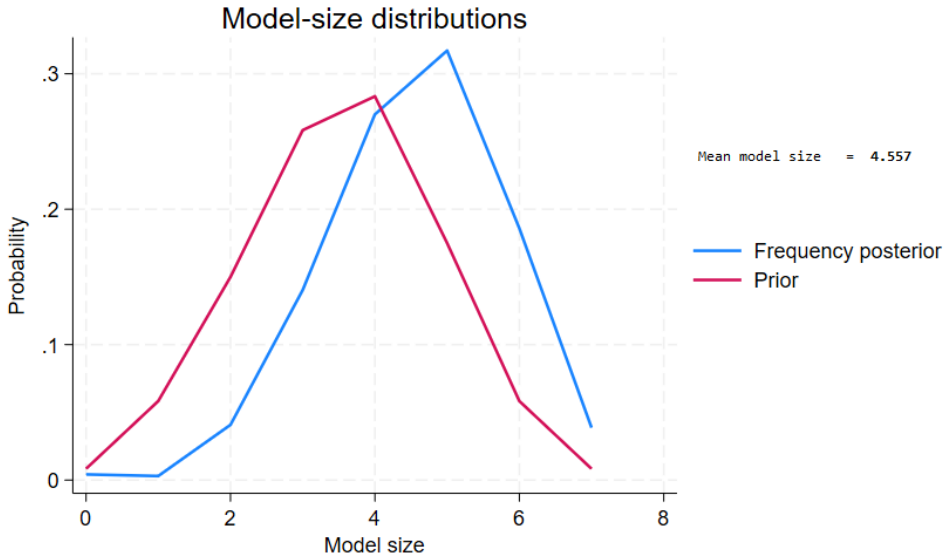
نام متغیر	نماد	میانگین ضریب	انحراف معیار	PIP
قیمت مسکن	hous	۰/۰۰۱۹۱	۰/۰۰۱۱۲	۰/۹۳۴۸
شاخص قیمت مصرف‌کننده	cpi	−۰/۰۰۰۸۳	۰/۰۰۰۶۲	۰/۸۴۶
نرخ بیکاری	unem	۰/۰۳۸۹۲	۰/۰۳۴۲	۰/۷۲۷۷
دارایی خارجی سیستم بانکی	lbankf	−۰/۱۸۵۹۸	۰/۱۹۸۸۳	۰/۶۵۵۷
سیاست پولی (عرضه پول یا همان نقدینگی)	lm	۰/۱۸۳۱۷	۰/۲۷۶۶۶	۰/۵۵۲۳
نرخ ارز	ler	−۰/۰۱۲۹۹	۰/۱۹۱۱۹	۰/۴۲۳
رشد اقتصادی	lgdp	−۰/۴۸۳۹۸	۱/۰۳۶۶	۰/۴۱۷۸

در شکل ۱ احتمال پسین مدل‌های برتر و نقشه حضور هر متغیر در ۱۰۰ الگوی برتر ارائه شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، متغیر شاخص اجاره بهای مسکن و شاخص قیمت مصرف‌کننده در اغلب این مدل‌ها حضور داشته و علامت ضریب این متغیرها در تمامی مدل‌هایی که حضور دارند با علامت مقدار متوسط آن‌ها یکسان است (رنگ آبی نشان‌دهندهٔ ضریب مثبت و رنگ قرمز نشان‌دهندهٔ علامت منفی است). نرخ بیکاری با علامت مثبت و دارایی خارجی سیستم بانکی با علامت منفی نیز در اغلب مدل‌ها حضور دارند.



شکل ۱. نقشه حضور متغیرهای توضیحی گروه اول در فضای مدل‌ها

در مرحلهٔ سوم، در گروه اول از متغیرهای توضیحی، اندازه بهینه مدل با استفاده از شکل ۲ تعیین شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، مقدار میانگین اندازه مدل ۴/۵۶، یعنی تقریباً برابر با ۵ متغیر است. بنابراین از این گروه پنج متغیر نرخ اجاره مسکن، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بیکاری، دارایی خارجی سیستم بانکی و حجم نقدینگی با بالاترین PIP برای حضور در مدل نهایی انتخاب می‌شوند.



شکل ۲. توزیع احتمال اندازه مدل برای گروه اول از متغیرهای توضیحی

برآورد الگو برای گروه دوم از متغیرها

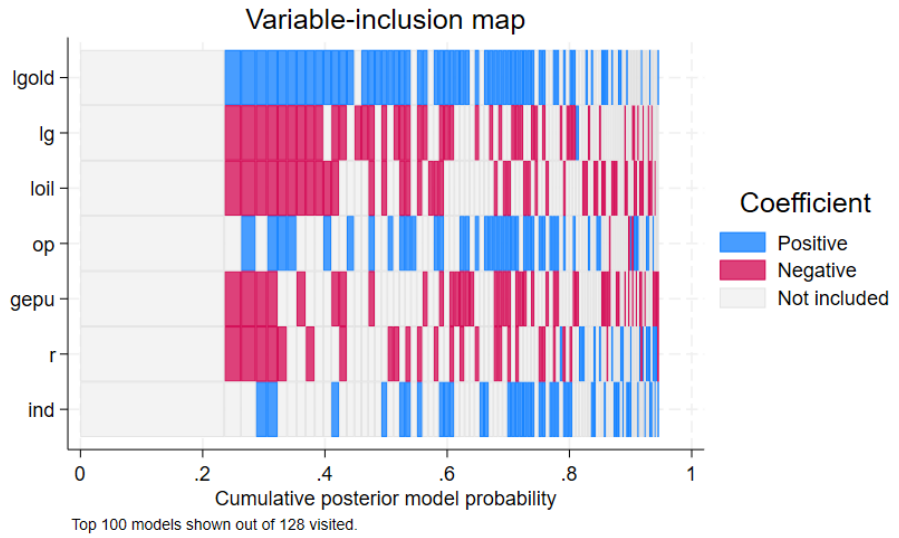
نتایج تخمین مدل برای متغیرهای حاضر در گروه دوم، به‌روش BMA در جدول ۴ ارائه شده است. بر اساس PIP ضرایب، در این گروه از متغیرهای توضیحی، متغیر قیمت سکه طلا دارای بالاترین PIP است. میانگین ضریب این متغیر

مثبت است که نشان‌دهندهٔ افزایش ریسک سیستماتیک سبد ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس با افزایش قیمت سکه طلا است. در رتبه‌های دوم و سوم، به‌ترتیب متغیر مخارج دولت و قیمت نفت با ضریب متوسط منفی قرار دارد. در رتبهٔ چهارم، متغیر درجه باز بودن تجاری قرار دارد. متوسط ضریب این متغیر مثبت است. رتبهٔ پنجم، به متغیر شاخص ریسک جهانی اختصاص دارد که دارای ضریب متوسط منفی است. در رتبهٔ ششم هم متغیر شاخص نرخ بهره بانکی با ضریب متوسط منفی قرار دارد. در نهایت، آخرین رتبهٔ این گروه مربوط به سهم گروه صنعت از تولید ناخالص داخلی است. این متغیر هم اثر متوسط مثبت بر ریسک سیستماتیک دارد.

جدول ٤. عوامل مؤثر بر ریسک سیستماتیک با استفاده از گروه دوم از متغیرهای توضیحی و روش BMA

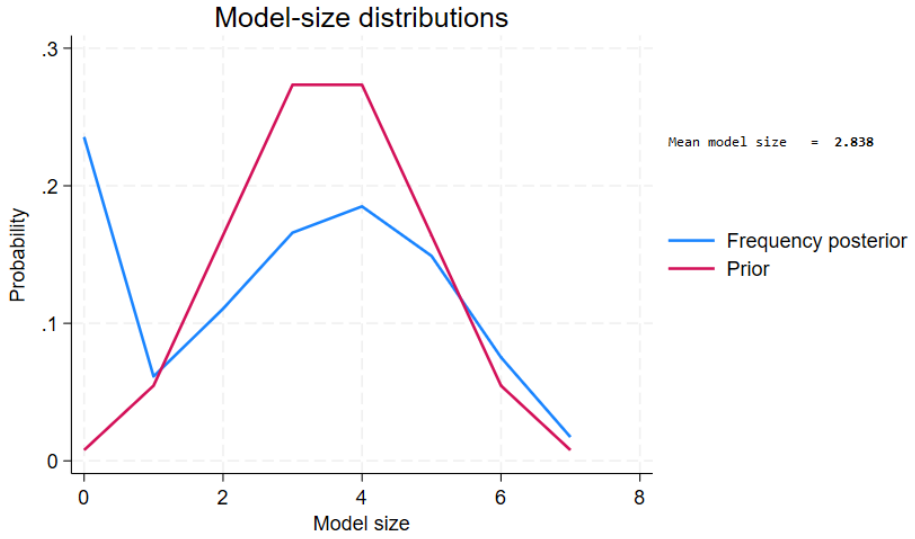
نام متغیر	نماد	میانگین ضریب	انحراف معیار	PIP
قیمت طلا	lgold	۰/۱۱۱۴	۰/۱۶۵۸	۰/۵۴۸
وضع مالی دولت	lg	−۰/۲۸۳۹	۰/۵۶۷۰	۰/۴۵۴
قیمت نفت	loil	−۰/۰۹۳۴	۰/۱۹۳۷	۰/۴۱۵
درجه باز بودن تجاری	op	۰/۲۱۹۵	۰/۵۶۱۵	۰/۳۷۷
شاخص نااطمینانی جهانی	gepu	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۴	۰/۳۶۸
نرخ بهره بدون ریسک	r	−۰/۰۰۳۷	۰/۰۱۰۵	۰/۳۶۴
تولید بخش صنعت	ind	۰/۰۰۵۴	۰/۰۲۳۸	۰/۳۱۰

در شکل ۳ نقشه حضور هر متغیر در ۱۰۰ الگوی برتر ارائه شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، در برترین الگو، هیچ یک از متغیرهای توضیحی حضور ندارد. متغیر قیمت سکه طلا از مدل برتر دوم به بعد در اغلب الگوها حضور دارد و علامت آن در همه الگوهایی که حضور دارند یکسان و مثبت است.



شکل ۳. نقشه حضور متغیرهای توضیحی گروه دوم در فضای مدل‌ها

در نهایت برای این گروه از متغیرهای توضیحی نیز اندازه بهینه مدل با استفاده از شکل ۴ تعیین شده است. همان طور که مشاهده می‌شود مقدار میانگین اندازه مدل برابر ۲/۸۴، یعنی تقریباً برابر با ۳ متغیر است. بنابراین از این گروه سه متغیر قیمت سکه طلا، مخارج دولت و قیمت نفت با بالاترین PIP برای حضور در مدل نهایی انتخاب می‌شوند.



شکل ٤. نمودار توزیع احتمال اندازه مدل برای گروه دوم از متغیرهای توضیحی

تخمین الگو برای متغیرهای منتخب

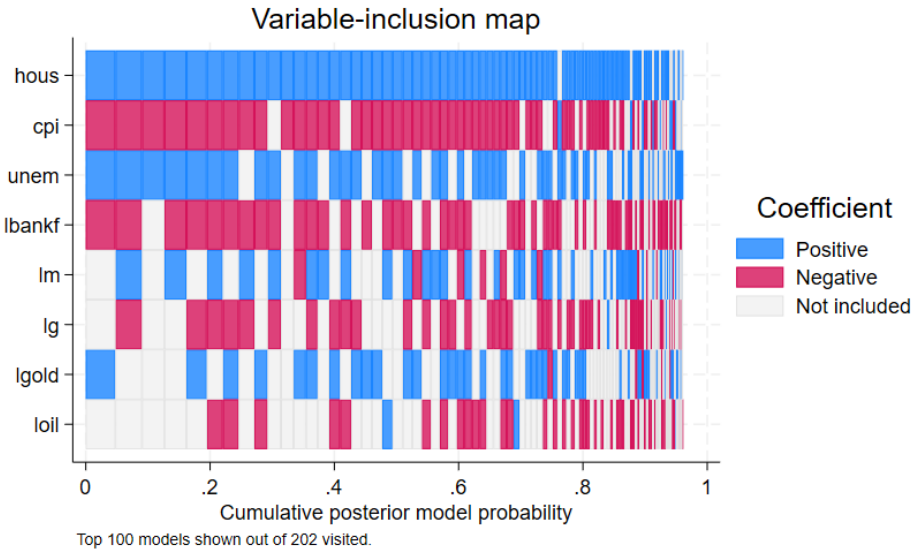
بر اساس نتایج تخمین الگو برای دو گروه از متغیرهای توضیحی در مجموع ۸ متغیر انتخاب شد که در این بخش این متغیرها به‌عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته می‌شوند تا مهم‌ترین آن‌ها شناسایی شود. در جدول ۵ نتایج تخمین مدل به روش BMA برای این ۸ متغیر منتخب از دو گروه ارائه شده است.

جدول ۵. عوامل مؤثر بر ریسک سیستماتیک با استفاده از متغیرهای توضیحی منتخب از سه گروه و روش BMA

نام متغیر	نماد	میانگین ضریب	انحراف معیار	PIP
قیمت مسکن	hous	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۱۱	۰/۹۴۰۳
شاخص قیمت مصرف‌کننده	cpi	−۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۶	۰/۸۴۶۵
نرخ بیکاری	unem	۰/۰۳۵۹	۰.۰۳۲۶	۰.۷۰۹۴
دارایی خارجی سیستم بانکی	lbankf	−۰/۲۰۲۵	۰/۱۹۷۰	۰/۶۸۱۶
سیاست پولی (عرضه پول یا همان نقدینگی)	lm	۰/۱۴۸۸	۰/۲۹۳۱	۰/۵۴۸۲
وضع مالی دولت	lg	−۰/۴۰۲۶	۰/۵۹۱۹	۰/۵۱۴۸
قیمت طلا	lgold	۰/۰۹۷۱	۰/۱۶۹۹	۰/۵۰۶۶
قیمت نفت	loil	۰/۰۶۱۲	۰/۱۶۷۵	۰/۳۷۲۱

بر اساس PIP ارائه شده، شاخص قیمت اجاره مسکن و شاخص قیمت مصرف‌کننده در رتبه‌های اول و دوم قرار دارند. متوسط ضریب متغیر اجاره مسکن مثبت و متوسط ضریب شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی است. در رتبه‌های سوم و چهارم، به‌ترتیب نرخ بیکاری و حجم دارایی خارجی سیستم بانکی قرار دارند. ضریب متوسط نرخ بیکاری مثبت و دارایی خارجی دارای متوسط ضریب منفی است. در رتبهٔ پنجم نقدینگی با ضریب مثبت قرار دارد. در نهایت، پنجمین و ششمین متغیر توضیحی با PIP بیشتر از ۰/۵ مخارج دولت و قیمت سکه طلا است که به‌ترتیب اثر متوسط منفی و مثبت بر ریسک سیستماتیک دارند. مقدار PIP برای قیمت نفت کمتر از ۰/۵ است.

در شکل ۵ نقشه حضور هر متغیر در ۱۰۰ الگوی برتر برای گروه منتخب از متغیرهای توضیحی ارائه شده است. بر اساس این شکل، چهار متغیر شاخص قیمت اجاره مسکن، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بیکاری و دارایی خارجی سیستم بانکی توضیح دهنده مهم برای ریسک سیستماتیک سبد سهام هستند و از الگوی اول در اغلب الگوها حضور دارند.



شکل ۵. نمودار نقشهٔ حضور متغیرهای توضیحی منتخب از دو گروه در فضای مدل‌ها

تحلیل حساسیت نتایج

در این بخش برای اطمینان از استحکام نتایج به‌دست آمده، با تغییر توزیع پیشین برای g، الگوی نهایی مدل مجدد تخمین زده شده است. همان طور که اشاره شد روش BMA به تصریح توزیع پیشین حساس است و تغییر آن می‌تواند نتایج را تغییر دهد. در ستون اول از یک توزیع ثابت با مقدار ۰/۵ برای توزیع پیشین استفاده شده است. در ستون دوم باز هم از یک توزیع ثابت به نام اطلاعت واحد[1] استفاده شده است. در ستون‌های سوم و چهارم از توزیع تصادفی برای g استفاده شده است. در ستون سوم از توزیع زلنر سیو[2] و در ستون چهارم از توزیع قوی بنیه[3] برای توزیع g استفاده شده

1. Unit-information prior
2. Zellner–Siow
3. Robust

است. در ستون پنجم توزیع پیشین برای فضای مدل تغییر یافته است. در تخمین اصلی از توزیع دوجمله‌ای بتا[1] برای فضای مدل استفاده شده است، در حالی که در ستون پنجم از توزیع دوجمله‌ای به‌عنوان توزیع پیشین فضای مدل استفاده شده است. بررسی نتایج نشان می‌دهد که در تمامی تخمین‌ها چهار متغیر شاخص اجاره مسکن، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بیکاری و دارایی‌های خارجی سیستم بانکی بدون حساسیت به نوع توزیع پیشین، دارای PIP بالاتر از ۰/۵ (در یک مورد دارایی خارجی سیستم بانکی نزدیک به ۰/۵) است و می‌توان این ۴ متغیر را همچنان مهم‌ترین متغیرهای توضیحی ریسک سیستماتیک دانست. همچنین در ستون‌های ۱، ۴ و ۵ نتایج شبیه به تخمین اصلی است و به‌جز متغیر قیمت نفت، سایر متغیرها دارای PIP بالاتر از ۰/۵ هستند.

جدول ٦. عوامل مؤثر بر ریسک سیستماتیک با استفاده از متغیرهای توضیحی منتخب با توزیع‌های پیشین مختلف

متغیر	۱		۲		۳		٤		٥	
	میانگین ضریب	PIP	میانگین ضریب	PIP	میانگین ضریب	PIP	میانگین ضریب	PIP	میانگین ضریب	PIP
hous	۰/۰۰۰۵	۰/۷۶۷	۰/۰۰۲	۰/۹۴۴	۰/۰۰۲	۰/۹۷۶	۰/۰۰۲	۰/۹۶۸	۰/۰۰۱۸	۰/۹۲۵
cpi	-۰/۰۰۰۲	۰/۶۹۳	-۰/۰۰۱	۰/۸۵۴	-۰/۰۰۱	۰/۸۷۳	-۰/۰۰۰۹	۰/۸۴۹	-۰/۰۰۰۷	۰/۸۲
unem	۰/۰۱۴۸	۰/۶۵۰	۰/۰۳۷	۰/۵۸۳	۰/۰۴۰	۰/۶۷۷	۰/۰۴۳	۰/۷۵۱	۰/۰۳۶۷	۰/۷۳۰
Lbankf	-۰/۰۷۸۶	۰/۶۴۰	-۰/۱۶۶	۰/۴۸۲	-۰/۲۱۶	۰/۶۴۲	-۰/۲۶۳	۰/۷۵۵	-۰/۲۱۷	۰/۷۴۴
lgold	۰/۰۳۹۴۹	۰/۵۴۶	۰/۰۷۵	۰/۳۳۴	۰/۱۰۹	۰/۴۶۴	۰/۱۱۸	۰/۵۰۳	۰/۱۱۰	۰/۵۶۱
lm	۰/۶۲۱۶	۰/۵۶۶	۰/۱۰۴	۰/۳۱۵	۰/۱۳۷	۰/۴۳۲	۰/۱۹۱	۰/۵۳۹	۰/۱۵۱	۰/۵۱۴
lg	-۰/۱۸۴۹	۰/۵۵۴	-۰/۲۰۴	۰/۲۴۶	-۰/۳۴۸	۰/۴۰۱	-۰/۴۷۸	۰/۵۱۲	-۰/۴۲۹	۰/۵۴۷
loil	۰/۳۴۲۶	۰/۴۸۳	-۰/۰۲۰	۰/۱۳۳	-۰/۰۴۶	۰/۲۴۲	-۰/۰۶۴	۰/۳۱۴	-۰/۶۵۸	۰/۳۷۹

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

در این مطالعه مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر ریسک سیستماتیک ۵۰ شرکت فعال‌تر بورس اوراق بهادار ایران بررسی شد. بر اساس نتایج، مهم‌ترین متغیر تعیین‌کنندهٔ ریسک سیستماتیک ۵۰ شرکت فعال‌تر، قیمت مسکن است. این نتیجه از آن واقعیت نشئت می‌گیرد که قیمت مسکن در اقتصاد ایران بسیار مهم است و نوسان‌ها در بازار مسکن، می‌تواند وضعیت اقتصادی را به‌طور گسترده تحت تأثیر قرار دهد. قیمت مسکن را می‌توان شاخصی از سلامت اقتصادی دانست؛ زیرا بازارهای مسکن معمولاً تحت تأثیر تعیین مناسب نرخ بهره، شیوه‌های وام‌دهی و اجرای سیاست‌های درست توسط دولت قرار دارند. بنابراین، هرگونه تغییر در قیمت مسکن، ممکن است منعکس‌کنندهٔ شرایط اقتصادی باشد و بر ارزش‌گذاری و ارزیابی ریسک شرکت‌های بزرگ تأثیر بگذارد. این نتیجه نشان می‌دهد که سیاست‌های کلان اقتصادی با هدف حفظ ثبات بازار مسکن، مانند تعدیل نرخ بهره یا برنامه‌های حمایتی مسکن می تواند

1. Beta binomial

بر پروفایل ریسک شرکت‌ها تأثیرگذار باشد و ثبات بازار سهام با ایجاد ثبات در بازار مسکن، ممکن خواهد بود.

بر اساس نتایج شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز متغیر مهمی در تعیین ریسک سیستماتیک ۵۰ شرکت فعال‌تر است و افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده باعث کاهش ریسک سیستماتیک می‌شود. در حالت استاندارد، انتظار می‌رود که این دو متغیر حرکت‌های هم‌سویی داشته باشند، با وجود این، در برخی سناریوهای خاص، افزایش تورم ممکن است با کاهش ریسک سیستماتیک برای شرکت‌های فعال‌تر مطابقت داشته باشد. در صورتی که تصور شود این شرکت‌ها مدل‌های تجاری قوی دارند که می‌توانند فشارهای تورمی را تحمل کنند و در صورتی که افزایش سطح قیمت‌ها باعث ایجاد انتظار افزایش قیمت سهام از سوی سرمایه‌گذاران همراه باشد، وجود رابطه معکوس می‌تواند توجیه‌پذیر باشد.

متغیر سوم اثرگذار بر ریسک سیستماتیک ۵۰ شرکت فعال‌تر، نرخ بیکاری است. نرخ بالای بیکاری معمولاً نشان‌دهندهٔ مشکلات اقتصادی است که می‌تواند به کاهش تقاضای مصرف‌کننده، کاهش درآمد شرکت و افزایش نوسان‌های بازار منجر شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که دارایی‌های خارجی سیستم بانکی بر ریسک سیستماتیک ۵۰ شرکت فعال‌تر اثر منفی و مهم دارد. این نتیجه منطقی به نظر می‌رسد؛ زیرا دارایی بیشتر در سیستم بانکی به مفهوم ثبات بیشتر در این حوزه بوده و ثبات سیستم بانکی می‌تواند به ثبات کل سیستم مالی منجر شود. همچنین افزایش دارایی‌های خارجی ممکن است وضعیت نقدینگی و سرمایه بانک‌ها را بهبود بخشد و به آن‌ها امکان می‌دهد در زمان رکود اقتصادی از بنگاه‌های محلی بهتر حمایت کنند. بنابراین سیاست‌گذاران می‌توانند از طریق تنظیم الزاماتی برای بانک‌ها در جهت حفظ دارایی‌های خارجی در یک سطح مطلوب به حمایت از ثبات در بورس اوراق بهادار بپردازند.

نتایج این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که نقدینگی تأثیر مثبتی بر ریسک سیستماتیک ۵۰ شرکت فعال‌تر دارد که می‌تواند به این دلیل باشد که نقدینگی بیشتر می‌تواند به افزایش سرمایه‌گذاری و سفته‌بازی در بازار سهام و افزایش نوسان‌های سهام و در نتیجه ریسک سیستماتیک منجر شود. هجوم نقدینگی ممکن است سرمایه‌گذاری‌ها و اقدامات مالی پرریسک‌تر را تشویق کند و در نتیجه وابستگی بازار و ریسک شرکت‌های فعال‌تر را افزایش دهد. با توجه به یافته‌ها، بانک مرکزی در تعدیل نرخ بهره یا ذخایر نقدینگی باید به‌گونه‌ای عمل کند که اطمینان حاصل شود که نقدینگی ایجاد شده، به ریسک بیش از حد در بازارها منجر نمی‌شود. همچنین تدوین مقرراتی که رفتار اهرمی یا سفته‌بازی را در دوره‌های نقدینگی بیش از حد محدود می‌کند، می‌تواند مؤثر باشد.

نتایج تحقیق نشان داد که مخارج دولت بر ریسک سیستماتیک شرکت‌ها تأثیر منفی می‌گذارد، این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش مخارج دولت می‌تواند اقتصاد را در دوران رکود تحریک کند و به ثبات بیشتر در درآمدهای شرکت و در نتیجه کاهش نوسان‌ها منجر شود. همچنین مخارج بالای دولت ممکن است اعتماد سرمایه‌گذاران را به چشم‌انداز اقتصادی افزایش دهد و به ریسک کمتری در رابطه با سرمایه‌گذاری در این شرکت‌ها منجر شود. بر اساس این نتیجه، توسعهٔ سیاست‌های مالی ضد چرخه‌ای که هزینه‌های دولت را در طول رکود اقتصادی افزایش می‌دهد، می‌تواند در تثبیت بورس و کاهش ریسک شرکت‌ها مؤثر باشد.

آخرین متغیر مهم تأثیرگذار بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های فعال‌تر قیمت طلاست که بر ریسک سیستماتیک

اثری مثبت دارد. این نتیجه منطقی است و با توجه به‌جایگزین بودن طلا برای سهام، انتظار می‌رود که افزایش قیمت در بازار طلا و به تبع آن صعود بازده سرمایه‌گذاری در این بازار منجر به خروج سرمایه از بازار سهام و افت قیمت در این بازار و افزایش ریسک در این بازار شود. بر این اساس تنظیم مقررات ناظر برمعاملات بازار طلا و جلوگیری از سفته‌بازی در این بازار می‌تواند ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار را نیز کاهش دهد.

نتایج این پژوهش با برخی مطالعات داخلی و خارجی هم‌راستا و در برخی موارد متفاوت است. برای مثال، رابطه منفی بین شاخص قیمت مصرف‌کننده و ریسک سیستماتیک با نتایج کاراکوس (۲۰۱۷) که اثر منفی شاخص قیمت مصرف‌کننده بر ریسک بازار ترکیه را گزارش کرده، هماهنگ است. از سوی دیگر، یافته مربوط به تأثیر منفی دارایی‌های خارجی سیستم بانکی با نتایج رضایی و همکاران (۱۳۹۸) تقویت می‌شود که بر نقش ثبات مالی بانک‌ها در کاهش ریسک سیستماتیک تأکید داشتند. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده در خصوص نقش مخارج دولت، نقدینگی و نرخ بیکاری در تعیین ریسک سیستماتیک با مطالعاتی مانند القیصی (۲۰۱۱)، چن و همکاران (۱۹۸۶) و هامپ و مک‌میلان (۲۰۰۷) هم‌راستا بوده و نقش عوامل کلان را در شکل‌گیری ریسک سیستماتیک تأیید می‌کند. با این حال، برخلاف برخی مطالعات نظیر گوپیناتان و دورای (۲۰۱۹) که رابطهٔ معناداری بین نرخ بهره و ریسک سیستماتیک گزارش کرده‌اند، در این پژوهش چنین رابطه‌ای تأیید نشد که می‌تواند ناشی از ویژگی‌های خاص ساختار مالی و سیاست‌های پولی ایران باشد.

این مطالعه ریسک سیستماتیک را برای سبد ۵۰ شرکت فعال‌تر بررسی کرده است. تحقیقات آینده می‌توانند این تحلیل را به تفکیک صنایع (مثل صنعت نفت، بانکداری یا خودروسازی) انجام دهند تا تفاوت‌های بین‌بخشی مشخص شود.

منابع

رضایی، غلامرضا؛ شهرستانی، حمید؛ هژبر کیانی، کامبیز و مهرآرا، محسن (۱۳۹۸). تأثیر سیاست پولی بر بازدهی و بی‌ثباتی بازار سهام (مقایسه‌ای بین ابزارهای سیاست پولی در ایران). *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۳۶)، ۷۵-۱۲۵.

شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ نظیری، محمدکاظم و حواج، سحر (۱۳۹۲). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱(۶۷)، ۸۹-۱۰۴.

References

Abell, J. D. & Krueger, T. M. (1989). Macroeconomic influences on beta. *Journal of Economics and Business,* 41(2), 185-193.

Abid, K. G. I., Cretì, A. & Chevallier, J. (2018). Oil price risk and financial contagion. *The Energy Journal*, 39(2_suppl), 97-116.

Adrangi, B., Chatrath, A., Macri, J. & Raffiee, K. (2021). Dynamics of crude oil price shocks and major Latin American Equity Markets: A study in time and frequency domains. *Bulletin of Economic Research*, 73(3), 432-455.

Aggarwal R. (1981). Exchange Rates and Stock Prices: A Study of US Capital Markets Under Floating Exchange Rates. *Akron Business and Economics Review*, 12(2), 7-12.

Al-Qaisi, K. M. (2011). The economic determinants of systematic risk in the Jordanian capital market. *International Journal of Business and Social Science*, 2(20).

Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. & Wu, J. (2005). A framework for exploring the macroeconomic determinants of systematic risk. *American Economic Review*, *95*(2), 398-404.

Ang, J. & Ghallab, A. (1976). The impact of US devaluations on the stock prices of multinational corporations. *Journal of Business Research*, *4*(1), 25-34.

Angel, K., Menéndez-Plans, C. & Orgaz-Guerrero, N. (2018). Risk management: Comparative analysis of systematic risk and effect of the financial crisis on US tourism industry: Panel data research. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, *30*(3), 1920-1938.

Arfaoui, M. & Abaoub, E. (2010). The determinants of systematic risk: international evidence from the macro-finance interface. *Journal of Advanced Studies in Finance*, *1*(2), 121.

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, *106*(2), 407-443.

Bekaert, G. & Harvey, C. R. (2000). Foreign speculators and emerging equity markets. *The Journal of Finance*, *55*(2), 565-613.

Bhattacharya, U. & Daouk, H. (2002). The world price of insider trading. *The Journal of Finance*, *57*(1), 75-108.

Boyd, J.H. & Smith, B.D. (1998). Capital market imperfections in a monetary growth model. *Economic Theory*, 11, 241-273.

Bruno, M. & Easterly, W. (1998). Inflation crises and long-run growth. *Journal of Monetary economics*, *41*(1), 3-26.

Castro, V. (2013). Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI. *Economic modelling*, *31*, 672-683.

Cenesizoglu, T. & Ibrushi, D. (2020). Predicting systematic risk with macroeconomic and financial variables. *Journal of Financial Research*, *43*(3), 649-673.

Chee-Wooi, H. & Brooks, R. D. (2015). The components of systematic risk and their determinants in the Malaysian equity market. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance (AAMJAF),* 11(2), 151-176.

Chen, N. F., Roll, R. & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of business*, 383-403.

Chinzara, Z. (2011). Macroeconomic uncertainty and conditional stock market volatility in South Africa. *South African Journal of Economics*, *79*(1), 27-49.

Ciccone, A. & Jarociński, M. (2010). Determinants of economic growth: will data tell?. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *2*(4), 222-246.

Cornelius, P. K. (2011). *International investments in private equity: asset allocation, markets, and industry structure*. Academic Press.

Cutler, D. M., Poterba, J. M. & Summers, L. H. (1989). SWhat moves stock prices? *The Journal of Portfolio Management*, 15(3), 3.

Dark, J. (2021). The lead of oil price rises on US equity market beliefs and preferences. *Journal of Futures Markets*, *41*(11), 1861-1887.

De Gregorio, J. (1991). *The effects of inflation on economic growth: Lessons from Latin America.*

Fakhrunnas, F., Dari, W. & Mifrahi, M. (2018). Macroeconomic effect and risk-taking behavior in a dual banking system. *Economic Journal of Emerging Markets*, 10(2), 165-176.

Fama, E. F. & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427–465.

Feldkircher, M. & Zeugner, S. (2012). The impact of data revisions on the robustness of growth determinants—A note on 'Determinants of Economic Growth: Will Data Tell? *Journal of Applied Econometrics*, *27*(4), 686-694.

Fernandez, C., Ley, E. & Steel, M. F. (2001). Benchmark priors for Bayesian model averaging. *Journal of Econometrics*, *100*(2), 381-427.

Festić, M., Kavkler, A. & Repina, S. (2011). The macroeconomic sources of systemic risk in the banking sectors of five new EU member states. *Journal of Banking & Finance*, *35*(2), 310-322.

Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of monetary economics*, *32*(3), 485-512.

Flannery, M. J. & Protopapadakis, A. A. (2002). Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns. *The review of financial studies*, *15*(3), 751-782.

Frank, P. &Young A. (1972). Stock Price Reaction of Multinational Firms to Exchange Realignments. *Financial Management*, 1(3), 66-73.

Gary, K. (2003). *Bayesian econometrics*.

Gopinathan, R. and Durai, S. (2019). Stock market and macroeconomic variables: new evidence from india. *Financial Innovation,* 5(1).

Gul Cheema, H. N. (2016). *Determinants of Systematic Risk: An Empirical Investigation of the South Asian Countries.* Master thesis, Department of Management Sciences, Capital University of Science and Technology, Islamabad.

Harrington, D.R. (1987). *Modern Portfolio Theory, the Capital Asset Pricing Model, and Arbitrage Pricing Theory: A User's Guide*. (2th ed.).

Hoque, M. E. & Zaidi, M. A. S. (2019). The impacts of global economic policy uncertainty on stock market returns in regime switching environment: Evidence from sectoral perspectives. *International Journal of Finance & Economics*, *24*(2), 991-1016.

Humpe, A. and Macmillan, P. (2007). *Can macroeconomic variables explain long term stock market movements? a comparison of the us and Japan*. SSRN Electronic Journal.

Huong, T. T. X. & Hoai, N. T. T. (2021). Effect of the macroeconomic variables on systemic risk: evidence from Vietnamese economy. *Economics and Business Letters*, *10*(3), 217-228.

Huybens, E. & Smith, B. D. (1998). Financial market frictions, monetary policy, and capital accumulation in a small open economy. *Journal of economic theory*, *81*(2), 353-400.

Huybens, E. & Smith, B. D. (1999). Inflation, financial markets and long-run real activity. *Journal of monetary economics*, *43*(2), 283-315.

Iqbal, M. N., Rehman, M. Z. & Saleem, K. (2018). Impact of Macroeconomic Variables on Stock Markets: Evidence from Frontier Markets like Pakistan Stock Exchange (PSX).

Jeffreys, H. (1961). *Theory of probability*, 3rd edn. Oxford: Oxford University Press.

Karakus, R. (2017). Determinants of affecting level from systematic risk: Evidence from BIST 100 companies in Turkey. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 10(20), 33-46.

Kass, R. E. & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the american statistical association,* 90(430), 773-795. http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1995.10476572

Kurter, Z. O. (2024). How macroeconomic conditions affect systemic risk in the short and long-run? *The North American Journal of Economics and Finance*, 70, 102083.

Leamer, E. E. (1978). Regression selection strategies and revealed priors. *Journal of the American Statistical Association*, *73*(363), 580-587.

Ley, E. & Steel, M. F. (2009). On the effect of prior assumptions in Bayesian model averaging with applications to growth regression. *Journal of applied econometrics*, *24*(4), 651-674.

Liang, F., Paulo, R., Molina, G., Clyde, M. A. & Berger, J. O. (2008). Mixtures of g priors for Bayesian variable selection. *Journal of the American Statistical Association,* 103(481), 410-423. http://dx.doi.org/10.1198/016214507000001337

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13–37.

Löwen, C., Kchouri, B. & Lehnert, T. (2021). Is this time really different? Flight-to-safety and the COVID-19 crisis. *PLoS One,* 16(5), e0251752.

Maghyereh, A. I., Awartani, B. & Bouri, E. (2016). The directional volatility connectedness between crude oil and equity markets: New evidence from implied volatility indexes. *Energy Economics*, 57, 78–93.

Mappadang, A. (2021). Macroeconomic, corporate fundamentals, systematic risk on firm value: evidence from indonesian manufacturing sector. *Jurnal Keuangan Dan Perbankan*, 25(4), 836-854.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7(1), 77–99.

Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. Cowles Foundation Monograph No. 16*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

Mishkin, F. (2010). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets. Business School Edition*, (2nd Edition), Pearson Education, Inc., Boston.

Mishra, P.K., Das J.R. & Mishra, S.K. (2010). Gold Price Volatility and StockMark et Returns In India, *American Journal of Scientific Research*, (9), 47-55.

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica,* 34, 768–783.

Ngoc, M. (2022). Volatility spillover from the global oil price to asean stock markets: a cross-quantilogram analysis. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance,* 18(1), 219-233.

Pandey, V. (2018). Volatility spillover from crude oil and gold to BRICS equity markets. *Journal of Economic Studies*, *45*(2), 426-440.

Patro, D. K., Wald, J. K. & Wu, Y. (2002). The impact of macroeconomic and financial variables on market risk: evidence from international equity returns. *European Financial Management,* 8(4), 421-447.

Pei, H. & Zhao, J. (2021). *The impact of interest rate liberalization on the systemic risk—based on the panel data of commercial banks*. Destech Transactions on Economics Business and Management.

Raftery, A. E. (1999). Bayes factors and BIC: Comment on "A critique of the Bayesian information criterion for model selection". *Sociological methods & research*, *27*(3), 411-427.

Rezaei, Q., Shahrestani, H., Hozhabre kiani, K. & Mehrara, M. (2019). The Impact of Monetary Policy on the Stock Market Returns and Instability: Comparison of Monetary Policy Tools in Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, 10 (36), 75-126. (*in Persian*)

Robichek, A. A. & Cohn, R. A. (1974). *The economic determinants of systematic risk.*

Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341–360.

Sabetfar, P. (2018). *Identification of Risk Factors by Using Macroeconomic and Firm-Specific Variables*.

Sabri, M. F. & Wijekoon, R. (2019). The influence of gender and ethnicity on young adults' participation in financial education programme. *Journal of Management and Sustainability,* 9(1), 159-170.

Sadorsky, P. (2012). Modeling renewable energy company risk. *Energy Policy*, 40, 39-48.

Santosa, P. W. & Puspitasari, N. (2019). Corporate Fundamentals, Bi Rate and Systematic Risk: Evidence from Indonesia Stock Exchange. *Jurnal Manajemen*, *23*(1), 40-53.

Schwert, G. W. (1989, September). Business cycles, financial crises, and stock volatility. In *Carnegie-Rochester Conference series on public policy* (Vol. 31, pp. 83-125). North-Holland.

Shahabadi, A., Naziri M. K. & Havaj, S. (2013). The Effect of Macroeconomic Variables on Systematic Risk of Tehran's Stock Exchange. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 21(67), 89-104. (*in Persian*)

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425–442.

Svensson, L. E. (2017). Cost-benefit analysis of leaning against the wind. *Journal of Monetary Economics*, *90*, 193-213.

Verick, S., Schmidt-Klau, D. & Lee, S. (2022). Is this time really different? how the impact of the covid-19 crisis on labour markets contrasts with that of the global financial crisis of 2008–09. *International Labour Review*, 161(1), 125-148. https://doi.org/10.1111/ilr.12230

Williams, J. B. (1938). *The theory of investment value*. Harvard University Press, Cambridge.

Youssef, M., Mokni, K. & Ajmi, A. N. (2021). Dynamic connectedness between stock markets in the presence of the COVID-19 pandemic: does economic policy uncertainty matter? *Financial Innovation*, 7(1).

Zellner, A. (1986). Bayesian estimation and prediction using asymmetric loss functions. *Journal of the American Statistical Association*, *81*(394), 446-451.

Zeugner, S. & Feldkircher, M. (2009). *Benchmark priors revisited: on adaptive shrinkage and the supermodel effect in Bayesian model averaging*. International Monetary Fund.

Zhang, X., Wei, C., Lee, C. C. & Tian, Y. (2023). Systemic risk of Chinese financial institutions and asset price bubbles. *The North American Journal of Economics and Finance*, *64*, 101880.