



ORIGINAL RESEARCH PAPER

Determining non-fragile risks on financial solvency in insurance industry: A new approach to averaging models

H. Shirafkan Lamso, A. Gholami*, S.M.M. Ahmadi

Department of Economics, Faculty of Management and Social Sciences North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

ARTICLE INFO

Article History:

Received 23 January 2023

Revised 18 April 2023

Accepted 14 May 2023

Keywords:

Bayesian models

Financial wealth

Insurance

Non-fragile Risks

ABSTRACT

BACKGROUND AND OBJECTIVES: This research aims to develop a new approach to modeling systematic and unsystematic risks as well as geopolitical risks, in financial solvency within the insurance industry in Iran. The objective is to improve the accuracy of prediction models used in the industry.

METHODS: The research follows developmental-practical approach and utilizes a descriptive-survey method. Data from 2011 to 2021, covering an 11-year period, were collected and analyzed. A total of 33 risk indicators affecting the financial solvency of insurance companies were examined using BMA, TVP-DMA, TVP-DMS, and BVAR models.

FINDINGS: The BMA model demonstrated the highest accuracy based on error rate. Through the analysis, 11 main variables were identified as significant factors influencing financial solvency including economic growth, inflation uncertainty, exchange rate, sanctions, KOF index, return on working capital, cash adequacy ratio, total debt-to-equity ratio, loss factor, Herfindahl-Hirschman index, and geopolitical risk. The results highlight the complex nature of financial solvency prediction in the insurance industry, emphasizing the need for a comprehensive and systematic approach.

CONCLUSION: This study emphasizes the limitations of relying on a single conceptual model in financial solvency modeling and decision-making. The multiplicity of factors influencing financial solvency requires a systemic perspective in managing insurance companies. Additionally, it is important to consider a wide range of variables rather than relying on a specific model or set of variables to ensure a comprehensive understanding of financial solvency in the industry.

*Corresponding Author:

Email: a_gholami@iau-tnb.ac.ir

Phone: +9821 88846393

ORCID: [0000-0002-0815-9791](https://orcid.org/0000-0002-0815-9791)

DOI: [10.22056/ijir.2023.04.04](https://doi.org/10.22056/ijir.2023.04.04)

This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).





مقاله علمی

تعیین ریسک‌های غیرشکننده بر توانگری مالی در صنعت بیمه: رویکردی جدید با مدل‌های میانگین‌گیری

حبيب شیرافکن لمسو، امیر غلامی^{*}، سید محمد‌مهدی احمدی

گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشکاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، تهران، ایران

اطلاعات مقاله	چکیده:
تاریخ های مقاله:	پیشینه و اهداف: پژوهش حاضر با هدف مدل‌سازی ریسک‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک و ژئولیتیک بر توانگری مالی در صنعت بیمه و رویکردی جدید به مدل‌های میانگین‌گیری در ایران انجام شده است.
تاریخ دریافت: ۰۳ بهمن ۱۴۰۱	روش‌شناسی: این پژوهش از نظر هدف توسعه‌ای - کلبردی و از نظر روش توصیفی - پیمایشی است. بازه زمانی تحقیق داده‌های فعلی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ در یک بازه ۱۱ ساله بوده است. اطلاعات مورد نیاز به روش کتابخانه‌ای جمع‌آوری شده‌اند. برای این منظور، اطلاعات شاخص‌های ۳۳ ریسک مؤثر بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه با استفاده از مدل‌های BMA، TVP-DMS، TVP-DMA و BVAR بررسی شد.
تاریخ داوری: ۲۹ فروردین ۱۴۰۲	یافته‌ها: براساس میزان خطأ، مدل BMA از بالاترین دقت برخوردار بود. پس از برآورد مدل، ۱۱ متغیر اصلی شناسایی شد که عبارت‌اند از: رشد اقتصادی، ناطمنی تورم، نرخ ارز، تحریم، شاخص KOF، بازده سرمایه در گردش، نسبت کفایت نقد، نسبت کل بدھی به ارزش پیزه، ضرب خسارتمانی، شاخص هرفیندلار - هیرشمون و ریسک ژئولیتیک. کاملاً از نتایج مشهود است که ریسک‌های متعددی بر توانگری مالی در صنعت بیمه اثرگذارد و این امر پیش‌بینی این وضعیت را با مشکلات متعددی روبه‌رو می‌سازد. در نتیجه برای طراحی مدل‌های پیش‌شداردهنده این متغیر لازم است از یک مدل جامع و سیستمی که ابعاد مختلف این شاخص را بررسی می‌کند، بهره گرفته شود.
تاریخ پذیرش: ۲۴ اردیبهشت ۱۴۰۲	نتیجه‌گیری: در این مطالعه از طریق بررسی ارتباطات تجربی نشان دادیم که با توجه به احتمالات مختلف محاسبه شده بین مدل‌های جایگزین، اعتماد به یک مدل مفهومی منفرد در فرایند مدل‌سازی توانگری مالی به ایجاد پیش‌بینی‌های غیرصحیح منجر شده، در نهایت تصمیمات مدیریتی در رابطه با آن مدل با خطر شکست در پیش‌بینی مواجه خواهد شد. براساس نتایج تعدد عوامل مؤثر بر توانگری مالی، در مدیریت شرکت بیمه لازم است از یک دیدگاه سیستمی بهره برد و صرفاً در نظر گرفتن یک مدل مشخص یا یک سلسله متغیر مشخص نمی‌تواند دیدگاه جامعی در راستای تعیین مدل بهینه توانگری مالی در این صنعت ارائه کند.
کلمات کلیدی:	توانگری مالی ریسک‌های غیرشکننده مدل‌های بیزین
نویسنده مسئول:	ايميل: a_gholami@iau-tnb.ac.ir تلفن: +۹۸۲۱ ۸۸۸۴۶۳۹۳ ORCID: 0000-0002-0815-9791

DOI: 10.22056/ijir.2023.04.04

توجه: مدت زمان بحث و انتقاد برای این مقاله تا ۱۰ زوئیه ۲۰۲۳ در وب‌سایت IJR در «نمایش مقاله» باز است.

مقدمه

می‌توان به دو گروه ریسک داخلی (نسبت‌های مدیریتی و مالی) و ریسک خارجی (ریسک‌های سیستماتیک و ژئولیتیک) تقسیم کرد. در ارزیابی عوامل تعیین‌کننده توانگری مالی، مسئله‌ای که وجود دارد، این است که تنوع نظریه‌ها و فقدان یک مدل معین در حوزه عوامل مؤثر بر توانگری مالی ازیکسو و تعدد متغیرهای توضیحی بالقوه اثرگذار بر توانگری مالی ازدیگرسو، استفاده از یک مدل اقتصادسنجی کلاسیک را با مشکل مواجه می‌کند. یکی از راه‌های غلبه بر ناظمینانی در انتخاب متغیرها و همچنین ناظمینانی در انتخاب مدل مناسب، استفاده از روش‌های مرسوم در اقتصادسنجی بیزینی، از جمله روش BMA (Bayesian Model Averaging) است. این روش با به کارگیری قوانین احتمال در الگوسازی به آزمون مدل‌های مختلف می‌پردازد و از میان انبوهی از متغیرهای توضیحی، مهم‌ترین و مؤثرترین متغیرهای تأثیرگذار بر متغیر وابسته را مشخص می‌کند. بر این اساس مسئله اصلی تحقیق حاضر مدل‌سازی توانگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری پژوهش ارائه و در بخش سوم روش پژوهش موضوع حاضر و در بخش چهارم نتایج برآورد مدل و در آخر در بخش پنجم بحث و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

مبانی نظری پژوهش

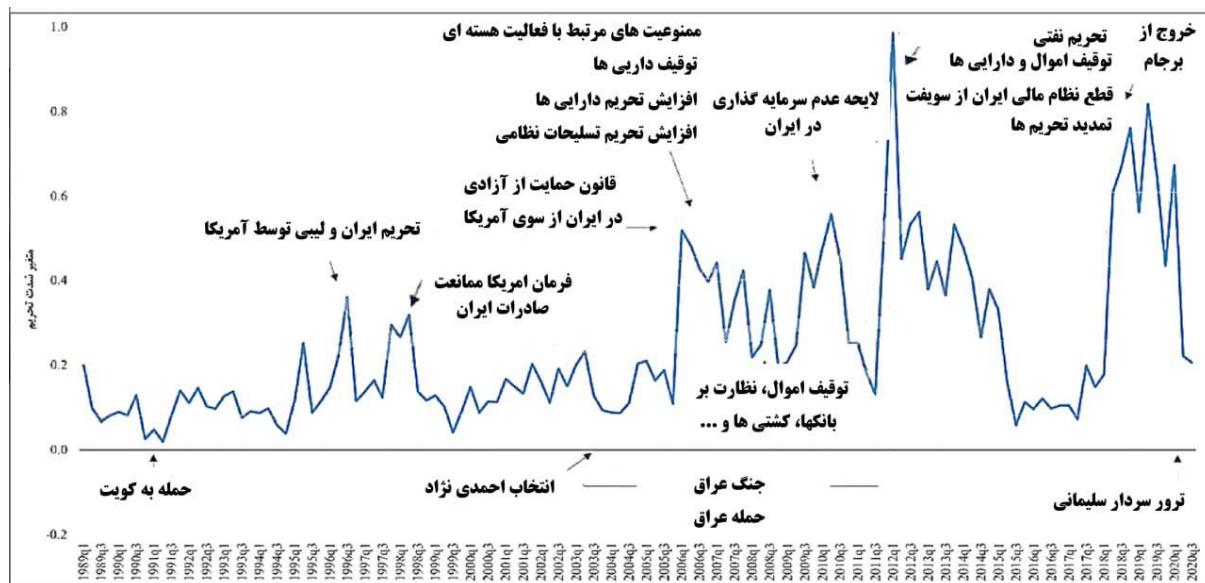
برای پیش‌بینی شاخص‌های مالی در یک شرکت، مانند شرایط اقتصاد کلان، ویژگی‌های شرکت، وضعیت مالی و اطلاعات بازار مهم‌اند (Alizadeh et al., 2022). مطالعات نشان داده‌اند که اطلاعات مالی و بازار در پیش‌بینی وضعیت مالی اثرگذار است. در هر حال پاسخ به این پرسش واضح نیست که کدام‌یک از اطلاعات مالی و اطلاعات بازار را باید در تبیین مدل‌های پیش‌بینی شاخص‌های مالی شرکت‌های مورد مطالعه، در نظر داشت؟ شاخص‌های مالی سنجه‌های خوبی برای سیاست‌گذارانی است که مایل به ارزیابی وضعیت کوتی اقتصاد مرکزی حائز اهمیت است و دلایل گوناگونی برای توجیه این اهمیت وجود دارد. داده‌هایی که بر پایه آن‌ها شاخص‌های مالی محاسبه می‌شود ماهیتاً با نگاه به آینده تعریف می‌شوند و احتمالاً انتظارات بازار را در مورد داده‌های کلان مدنظر قرار می‌دهند. شاخص‌های مالی یا به طور مستقیم بر آینده اقتصاد تأثیر می‌گذارند و یا از شاخص‌های خرد و کلان اقتصادی اثر می‌پذیرند (Alizadeh et al., 2022).

بازار بیمه تحت تأثیر ریسک‌های داخلی و بیرونی بسیاری قرار گرفته است که اهم آن‌ها به شرح ذیل است:

(الف) ریسک جهانی: برای بررسی و مطالعه خطرات ژئولیتیک جهانی، از شاخص ریسک ژئولیتیکی که توسط Caldara and Iacoviello (2018) ایجاد شده است، استفاده می‌شود. ریسک‌های ایجادشده در دایره طبیعی توسعه، اقتصاد جهان و سیستم‌های مالی از جمله بحران‌های مالی جهانی را ریسک جهانی می‌گویند. ریسک ژئولیتیک در بسیاری از موارد به عنوان «خطرات مرتبط با جنگ‌ها، فعالیت‌های تروریستی

صنعت بیمه با ثبات و سالم با ارائه سازوکار کارآمد انتقال ریسک، نقشی حیاتی در حفظ ثبات اقتصادی در برابر شوک‌های اقتصادی ایفا می‌کند (Siddik et al., 2022). علاوه‌براین، صنعت بیمه با بهره‌گیری از ماهیت تعهد به جای ماهیت تقاضا، حجم درخور توجهی از وجود سرمایه‌گذاری را در اقتصاد فراهم می‌کند. شرکت‌های بیمه برای مردم، مشاغل و دولتها احساس امنیت ایجاد می‌کنند، آرامش روانی را افزایش و اضطراب و افسردگی را کاهش می‌دهند. خرید بیمه‌نامه به افراد کمک می‌کند تا کالاهای بادام خود را از بیشتر تهدیدها حفظ کنند. یک صنعت بیمه موفق می‌تواند با پوشش انواع ریسک‌های مالی، امنیت اموال و مشاغل را تأمین کند (Fytros, 2021). ورشکستگی مالی بیمه‌گذاران پدیده‌ای رایج در دنیا کنونی است. ورشکستگی مالی زمانی اتفاق می‌افتد که شرکت با مشکلات مالی مواجه می‌شود و به اعتقاد قانون‌گذاران، دیگر نمی‌تواند به تعهدات بلندمدت و کوتاه‌مدت خود عمل کند. در نتیجه پیش‌بینی عوامل مؤثر بر توانگری شرکت‌های بیمه‌ای موجب می‌شود تا بتوان از هزینه‌های بالای ورشکستگی شرکت‌های بیمه جلوگیری کرد (Dhiab, 2021). توانگری مالی یکی از مهم‌ترین شاخص‌هایی است که وضعیت مالی یک نهاد مالی را به طور عام و یک مؤسسه بیمه را به طور خاص به تصویر می‌کشد (Haghverdilou et al., 2022). بنابراین، ارائه الگویی که با لحاظ اثرات متغیرهای داخلی و خارجی قادر به پیش‌بینی احتمال افت توانگری باشد، می‌تواند در اثربخشی بیشتر این شاخص نقش مؤثری ایفا کند (Peykarjou et al., 2022). نهادهای ناظر بازار بیمه در دنیا به عنوان حافظ منافع بیمه‌گذاران و مدافعان حقوق زیان‌دیدگان، به طور مستمر توانایی ایفای تعهدات مؤسسه‌بیمه را رصد و کنترل می‌کنند. از سوی دیگر، بیمه‌گذاران انتظار دارند که نهاد ناظر بازار بیمه در بحث مخصوص مشاهده کوچک‌ترین آثار هرگونه بیمه به نحوی عمل کند که به محض مشاهده کوچک‌ترین آثار هرگونه بحران، اقدامات لازم در جهت حفظ حقوق دارندگان بیمه‌نامه‌ها صورت گیرد. به منظور نظارت دقیق و پیشگیرانه، در سالیان اخیر نهادهای ناظر بیمه در دنیا نیز همسو با دیگر نهادهای مالی، اقدام به تدوین سیستم‌های پیش‌هشدار (EWS) (Early Warning Systems) کرده‌اند.

سیستم‌های پیش‌هشدار به ساختاری اشاره دارد که با در نظر گرفتن مؤلفه‌های مختلف اقتصادی، مالی و مدیریتی، کوچک‌ترین تغییراتی را که ممکن است در آینده به ایجاد بحران در یک مؤسسه بیمه بینجامد، شناسایی و رصد می‌کند (Haghverdilou et al., 2022). اساس این سیستم‌ها بر تخمین احتمال افت و کاهش توانایی ایفای تعهدات و ریسک‌های پذیرفته شده توسط مؤسسه بیمه استوار است. توانگری مالی از جمله شاخص‌های مهمی است که بیانگر توانایی یک شرکت بیمه در عمل به تعهدات مالی بلندمدت است (Rauch and Wende, 2015). بیشتر مدل‌های داخلی و خارجی با استفاده از مدل‌های خطی و با تمرکز بر نسبت‌های مالی سعی در پیش‌بینی توانگری مالی شرکت‌های بیمه داشته‌اند. ریسک‌های مؤثر بر توانگری مالی را



نمودار ۱: ریسک ژئوپلیتیک (Ahmadi Quchan Atiq et al., 2022)

Fig. 1: Geopolitical risk (Ahmadi Quchan Atiq et al., 2022)

است پس از سرمایه‌گذاری طبق آن‌ها ضرر کند. زمانی که یک کسب‌وکار تصمیمی مرتبط با امور مالی می‌گیرد، مانند افتتاح شعبه‌ی دیگری در یک شهر بزرگ یا وارد شدن به یک شراکت در برندسازی مشترک، این احتمال را می‌پذیرد که تلاش‌هاییش ممکن است ناموفق باشد (Siddik et al., 2022). ریسک مالی دربردارنده وضعیت مالی نامناسب بخش وسیعی از بیمه‌گران و بیمه‌گذاران، سطح کم دارایی‌های شرکت‌های بیمه، همبستگی درآمد سرمایه‌گذاری‌ها با سیاست‌های پولی و مالی کشور است (Dhiab, 2021).

د) ریسک‌های تجاری: ریسک تجاری از قرار گرفتن یک شرکت یا سازمان در برابر عواملی ایجاد می‌شود که می‌توانند به کاهش سود یا حتی زیان و ورشکستگی آن منجر شوند. بهنوعی هر چیزی را که تهدیدی برای اهداف مالی یک شرکت محسوب شود، ریسک تجاری آن کسب‌وکار در نظر می‌گیریم. عوامل بسیار زیادی در زمینه ریسک تجاری تعیین کننده‌اند (Naser and Alaali, 2018). این عوامل می‌توانند درون مجموعه قرار داشته باشند یا بیرون از آن، می‌توانند قابل کنترل باشند یا غیرقابل کنترل. گاهی مدیریت یک شرکت ممکن است مجموعه را به وظایف بکشاند که متحمل ریسک‌هایی با درجه بالاتر شوند؛ بنابراین همان‌طور که می‌توان از تعریف‌ها و توصیف‌های بیان شده دریافت، ریسک تجاری اجتناب‌ناپذیر است و همه بنگاه‌های اقتصادی در جهان توسط مؤسسات معتبر، ریسک‌سنجی می‌شوند تا برای سرمایه‌گذاران مشخص شود که تا چه حد می‌توانند به بازدهی سرمایه خود امیدوار باشند (Siddik et al., 2022).

ریسک‌هایی که بر اثر قیمت‌های رقابتی موجب شده بعضی از شرکت‌ها در آستانه ورشکستگی قرار گیرند، عبارت‌اند از افزایش حجم تعهدات برآورده‌نشده، بهویژه در موارد قرارداد با شرکت‌های سرمایه‌گذاری، شرکت‌های بیمه‌اتکایی، بانک‌ها و ... انواع ریسک‌های مؤثر بر توانگری

یا تنش میان کشورها که بر عادی بودن روابط بین‌المللی و روند صلح اثر می‌گذارد» تعریف می‌شود (Abakah et al., 2022). در مطالعات مختلف از شاخص ریسک ژئوپلیتیکی معرفی شده توسط Caldara and Iacoviello (2018) به عنوان پراکسی عدم قطعیت ژئوپلیتیکی بهره گرفته می‌شود (Mei et al., 2020). شاخص GPR از نظر تخمین و ماهیت با شاخص‌های عدم قطعیت مالی تفاوت دارد. این شاخص با کندوکاو کلمات مرتبط با ریسک ژئوپلیتیک در ۱۱ روزنامه پیشو از شش گروه ساخته شده است. شاخص به مقدار متوسط ۱۰۰ نرمال شده است. چگونگی محاسبه این شاخص و مقدار آن براساس رخدادهای مهمی که در سال‌های اخیر اتفاق افتاده است، به صورت نمودار ۱ است.

ب) ریسک‌های اقتصاد خرد و کلان: عوامل متعددی در ثبات مالی و ریسک شرکت‌های بیمه دخیل‌اند که این عوامل را می‌توان به دو دسته عوامل درون‌بیمه‌ای و عوامل کلان تقسیم کرد. عوامل درون‌بیمه‌ای بیشتر به جنبه‌های تجاری و سازمانی بیمه‌ها توجه دارد. مبانی نظری در توضیح رابطه شرایط اقتصاد کلان و توانگری مالی، بیشتر به الگوهای ادوار تجاری و نوسانات GDP باز می‌گدد، بهخصوص ریسک‌های ناشی از کاهش رشد اقتصاد ملی، کاهش رشد فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، سطح بالای تورم و ... مبانی نظری در توضیح رابطه شرایط اقتصاد خرد و توانگری مالی، بیشتر به الگوهای مدیریتی در حوزه مدیریت ریسک، مدیریت نیروی انسانی و مدیریت منابع نقدینگی و مالی و ... اشاره دارد (Alizadeh et al., 2022).

ج) ریسک‌های مالی: ریسکی که به‌طور مستقیم بر سودآوری مؤسسات مالی و اعتباری اثر می‌گذارد ریسک مالی است. ریسک‌های مالی ریسک‌های ساختار ترازنامه، ساختار درآمد و سودآوری و ... است. ریسک‌های مالی احتمالاتی هستند که یک شرکت ممکن

مالی در **جدول ۱** ارائه شده است. علت انتخاب متغیرهای ارائه شده براساس نظریه پستل است. از دیدگاه وی هر متغیر چندبعدی مانند عوامل سیاسی: اشاره به اقدامات دولت از جمله مداخله در اقتصاد

جدول ۱: ریسک های مؤثر بر توانگری مالی شرکت های بیمه
Table 1: Risks affecting the financial prosperity of insurance companies

منبع	نام متغیر	جایگاه	نوع ریسک	نوع متغیر
بانک مرکزی	رشد اقتصادی	توضیحی		
بانک مرکزی	تورم	توضیحی		
مدل گارچ	ناالطمینانی تورم	توضیحی		
بانک مرکزی	نرخ ارز	توضیحی		
سایت اوپک	قیمت نفت	توضیحی		
بانک جهانی	فضای کسبوکار	توضیحی		
PCA رویکرد	تحريم	توضیحی	ریسک سیستماتیک	
مجموع جهانی اقتصاد	شاخص جهانی شدن	توضیحی	Systematic risk	
بانک مرکزی	شاخص فلاکت	توضیحی		
Eidgenossische Technische Hochschule Zurich	KOF	توضیحی		
بانک مرکزی	بیکاری	توضیحی		
بانک مرکزی	نرخ سود بانکی	توضیحی		
انکتاد	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	توضیحی		
سایت ک DAL	نسبت نقدینگی	توضیحی		
سایت ک DAL	نسبت جاری	توضیحی		
سایت ک DAL	بازده سرمایه در گردش	توضیحی		
سایت ک DAL	ستجش سودمندی وام	توضیحی		
سایت ک DAL	نسبت بازدهی سرمایه	توضیحی		
سایت ک DAL	نسبت آنی	توضیحی		
سایت ک DAL	بازده دارایی ها	توضیحی		
سایت ک DAL	نسبت دارایی جاری	توضیحی		
سایت ک DAL	نسبت کفایت نقد	توضیحی		
سایت ک DAL	نسبت گردش نقد	توضیحی		
سایت ک DAL	سرمایه در گردش خالص	توضیحی	ریسک غیرسیستماتیک	
سایت ک DAL	نسبت بدھی	توضیحی	Unsystematic risk	
سایت ک DAL	نسبت کل بدھی به ارزش ویژه	توضیحی		
بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران	نسبت مالکانه	توضیحی		
سایت ک DAL	نسبت بدھی بلندمدت به ارزش ویژه	توضیحی		
بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران	ضریب خسارت	توضیحی		
سایت ک DAL	درصد سهام تحت تملک سهامدار عده	توضیحی		
سایت ک DAL	تغییر اعضای هیئت مدیره	توضیحی		
بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران	شخص هرفیندال-هیرشمن	توضیحی		
Uncertainty Policy E	این شاخص با جستجوی کلمات مرتبط با ریسک	توضیحی	ریسک ژئوپلیتیک	
	ژئوپلیتیک در ۱۱ روزنامه پیشرو برای شش گروه ساخته شده است.	توضیحی	Geopolitical risk	
بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران	توانگری مالی	وابسته	توانگری مالی	
			Financial wealth	

شرکتی (شامل نسبت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسکی به کل دارایی‌ها، ضریب خسارت و شاخص هرفیندال هیرشمن رشتہ‌ای) و حاکمیت شرکتی (شامل درصد سهام تحت تملک سهامدار عمدۀ و نسبت تغییرات اعضا هیئت‌مدیره) و نیز تحریم‌های اقتصادی بین‌المللی بر توانگری شرکت‌های بیمه ایرانی تأیید شدند.

Ahmadi Quchan Atiq et al. (2022)

تأثیر کارایی و ریسک مالی، از جمله ریسک‌های عملیاتی، ریسک اعتباری، ریسک نقدینگی، ریسک توانگری مالی بر عملکرد شرکت‌های بیمه پرداختند. داده‌های نمونه آماری پژوهش شامل ۱۳ شرکت بیمه ۱۳۹۶-۱۳۹۲ پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های است. نتایج نشان داد بین عملکرد و ریسک‌های عملیاتی، نقدینگی، اعتباری و توانگری مالی ارتباط معنادار وجود دارد؛ همچنین نتایج بیانگر وجود رابطه معنادار و مستقیمی بین کارایی و نوع عملکرد مناسب بود.

Peykarjou et al. (2022) به ارائه الگوی سیستم پیش‌هشدار بر

مبانی احتمال افت توانگری از مقدار بحرانی آن از دیدگاه ناظر بیمه برای شرکت‌های بیمه ایرانی پرداختند. برای برآش مدل پیش‌هشدار از روش اقتصادسنجی لاجیت پائل و داده‌های ۱۸ شرکت بیمه برای دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۷ استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد متغیرهای مالی (نسبت جاری، شاخص هرفیندال هیرشمن رشتہ‌ای و ضریب خسارت و متغیرهای اقتصادی)، نرخ سود بانکی، رشد اقتصادی و تحریم‌های اقتصادی بین‌المللی و متغیر حاکمیت شرکتی تغییرات اعضا هیئت‌مدیره، توضیح دهنده احتمال افت توانگری مالی به سطح بحرانی (سطح توانگری ۲ و کمتر) بوده‌اند. نرخ سود بانکی و تغییرات اعضا هیئت‌مدیره به ترتیب بیشترین و کمترین تأثیر و ضریب خسارت در مقادیر بالای آن، بیشترین اثر را بر احتمال افت توانگری نشان می‌دهند.

Shahbazadeh Zaferani et al. (2020) اقدام به ارائه مدل

پیش‌بینی‌کننده توانگری مالی شرکت‌های بیمه با بررسی پیشینه تعداد ۱۷ متغیر کرده‌اند که متغیر پیش‌بین برای پیش‌بینی طبقه توانگری مالی از منابع معتبر سایت بیمه مرکزی ج.ا.ا. طی سال ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۲ استخراج شده است. در این پژوهش ابتدا نتایج حاصل از به کارگیری مدل‌های گوناگون پیش‌بینی مبتنی بر هوش مصنوعی، از جمله شبکه عصبی، درخت تصمیم، نایب‌بیز مقایسه شد و در ادامه رتبه‌بندی الگوریتم‌های پیش‌بینی‌شونده بررسی شد. نتایج این پژوهش نشان داد بهترین عملکرد را درخت تصمیم با دقت ۹۹ درصد در پیش‌بینی توانگری مالی دارد، از این‌رو درخت تصمیم، مدل‌های شناخت و نگاشت غیرخطی و الگوهای آشوب‌گونه بین متغیرهای تصمیم و هدف است.

Mazlomi and Nateghi (2020) مدلی برای ریسک‌های

موجود در صنعت بیمه ایران ارائه کردند. برای دستیابی به این هدف، از ترکیبی از مدل‌سازی معادلات ساختار (SEM) و روش‌های داده‌بینیاد (GT) استفاده شده و داده‌های تحقیق به وسیله مصاحبه‌های عمیق با تعدادی از پژوهشگران و خبرگان برجسته صنعت بیمه و

و سیاست داخلی و خارجی، نقش احزاب، اتحادیه‌ها و اصناف، شفافیت دولت، نقش رسانه‌ها و مطبوعات، سیاست‌های دولت و ... دارد.

عوامل اقتصادی: هر سازمان و جامعه‌ای باید روندهای اقتصادی را در نظر بگیرد. از عوامل اقتصادی می‌توان به عملکرد جامعه، بنیادها و سازمان‌های خارجی شامل نرخ سود، رکود، تولید ناخالص داخلی و وضعیت اقتصادی داخلی و وضعیت اقتصاد داخلی، نرخ بیکاری، دستمزد، ثبات اقتصادی، کسری بودجه، تغییر مالیات، رشد اقتصادی اشاره کرد.

عوامل اجتماعی: از جمله عوامل اجتماعی مؤثر بر جامعه و سازمان می‌توان فرهنگ مصرف، ارزش‌ها، رفتارها، افکار و سبک زندگی افراد در محیط بیرونی را نام برد که عوامل فرهنگی، محیطی، بوم‌شناسخی، مذهبی و قومی زیرشاخه این عوامل هستند.

عوامل فتاواره‌های فناوری، اینترنت و اینترانت، انتقال فناوری، امنیت اطلاعات، فناوری‌های نوین اطلاعات و مانند آن از عوامل فتاواره‌های هستند.

عوامل محیطی: یکی از عوامل محیطی مهم، روابط متقابل بین کسب‌وکار و محیط است. سازمان باید همواره عوامل محیطی در فعالیت‌های خود و فرصت‌ها و تهدیدهای ناشی از آن‌ها را شناسایی کند و از آن‌ها آگاه باشد. این عوامل شامل قوانین و الزامات محیطی شرکت‌هاست. واکنش شرکت در قبال این عوامل به مسئولیت‌های اجتماعی شرکت‌ها معروف است (Aye et al., 2015).

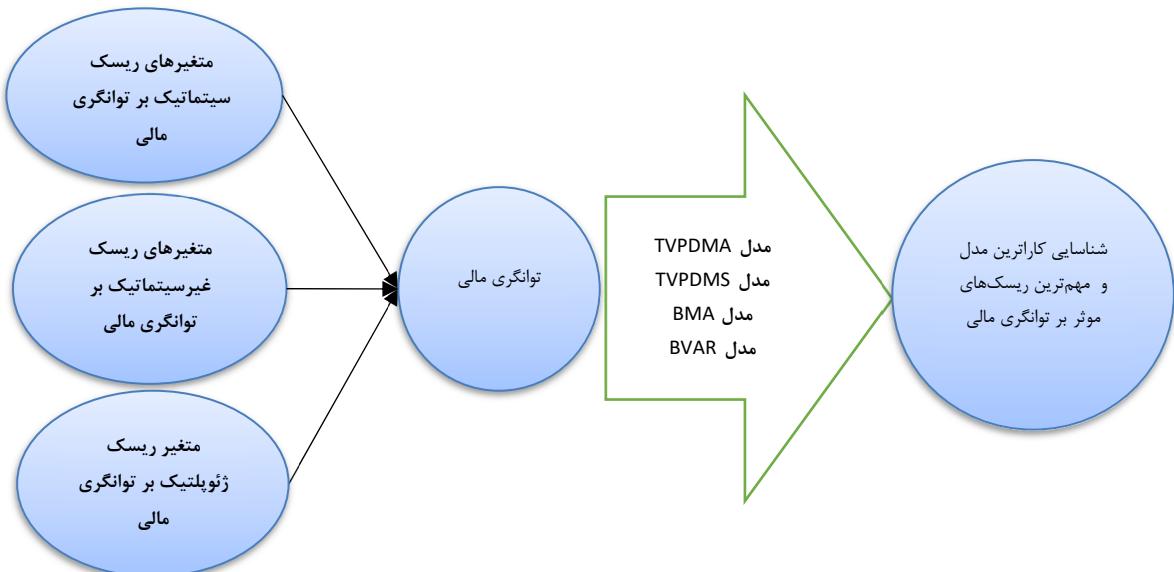
عوامل حقوقی: قانون به مجموعه قوانین و مقرراتی اطلاق می‌شود که توسط مراجع ذی صلاح یک کشور تدوین و اجرا می‌شود. این‌ها در محیطی تحت پوشش ارتباطات میانی قرار دارند که در آن سازمان‌ها فعالیت می‌کنند (Bloomberg, 2012).

در تحقیق حاضر به تناسب در دسترس و موجود بودن اطلاعات متغیرهای مورد بررسی سعی شده است پوشش کافی و مناسبی در حوزه توانگری مالی با توجه به رویکرد پستل ارائه شود.

مروری بر پیشینه پژوهش

در ادامه به بررسی پیشینه پژوهش‌ها در حوزه موضوع پژوهش پرداخته شده است.

Haghverdilou et al. (2022) به ارائه الگوی سیستم پیش‌هشدار توانگری مالی برای شرکت‌های بیمه، بهویژه شرکت‌های فعل در بازار بیمه ایران پرداخته‌اند. الگوی تجربی پژوهش با استفاده از روش اقتصادسنجی با رویکرد داده‌های ترکیبی (پانلی)، برای ۱۸ شرکت فعل در بازار بیمه ایران و برای دوره مورد بررسی ۱۳۸۷-۱۳۹۶ برآش شد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که نرخ سود بانکی با یک دوره وقفه و تغییر اعضا هیئت‌مدیره به ترتیب بیشترین و کمترین تأثیر را بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه مزبور داشته‌اند؛ همچنین ضریب خسارت به دلیل توان سوم بودن، اثر آن در مقادیر مختلف متفاوت بوده است. تمام فرضیات مقاله در خصوص معناداری تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی (شامل نرخ تورم (با یک وقفه)، نرخ سود بانکی (با یک وقفه)، رشد اقتصادی (با یک وقفه)، متغیرهای



نمودار ۲: مدل مفهومی پژوهش (State-Space Methods)
Diagram 2: Conceptual model of research (State-Space Methods)

مالی بیمه‌گذاران تأثیر منفی چشمگیری بر سودآوری شرکت‌های بیمه غیرزنگی دارد. یافته‌های بیشتر نشان می‌دهد که اهرم مالی، سن و تورم تأثیر نامطلوب زیادی بر سودآوری شرکت‌های بیمه دارند. [Abdel Jawad and Ayyash \(2019\)](#) با استفاده از روش رگرسیون داده‌های پانل با اثرات ثابت تأثیر عوامل نقدینگی، سرمایه‌گذاری، اهرم، خسارت‌ها بر توانگری مالی هفت شرکت بیمه طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۱۷ را بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که نسبت خسارت اثر مثبت و اهرم (نسبت بدھی به دارایی‌های مالی)، اثر منفی بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه فلسطینی داشته است. در حالی که سرمایه‌گذاری و نقدینگی اثر معنی‌داری بر توانگری مالی نداشته‌اند [\(Charitou et al., 2017\)](#). در جمع‌بندی مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش‌ها مشاهده می‌شود که پژوهش‌های متعددی در داخل و خارج کشور به بررسی عوامل مؤثر بر توانگری مالی با استفاده از آزمون استرس در شرکت‌های بیمه پرداخته‌اند؛ اما پژوهش حاضر از دو بعد با پژوهش‌های دیگران متفاوت است، در بعد اول به بررسی همزمان ریسک‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک و ژئوپلیتیک بر توانگری مالی در شرکت‌های بیمه‌ای با استفاده از الگوی میانگین‌گیری پرداخته شده است. در بعد دوم اثرات بیش از ۳۳ ریسک در سه دسته اصلی بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزین بررسی شده است [\(Bloomberg, 2012\)](#). اساس نتایج مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش و رویکرد برآوردی پژوهش مدل مفهومی آن به شرح نمودار ۲ است.

روش‌شناسی پژوهش
این پژوهش از جنبهٔ تکیه بر مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

همچنین پرسشنامه جمع‌آوری شده است. شناسایی ۹۷ مفهوم در نتیجه کدگذاری باز مصاحبه‌ها بود که بعد از طبقه‌بندی، ریسک‌های مدیریت راهبردی صنعت بیمه ایران در قالب ریسک‌های سازمانی، ریسک‌های تجاری (محیطی)، ریسک‌های عملیاتی (فرایندی)، ریسک‌های دانشی، ریسک‌های فنی، ریسک‌های منابع انسانی و ریسک‌های رویدادی شناسایی شدند. اعتبار مدل طراحی شده از طریق مدل‌سازی معادلات ساختاری تأیید شد.

[Motiei et al. \(2017\)](#) به بررسی رابطهٔ بین هفت متغیر مالی شرکت‌های فعال در صنعت بیمه ایران با حاشیهٔ توانگری آن‌ها پرداختند. برای این منظور متغیرهای «عملکرد سرمایه‌گذاری»، «نسبت نقدینگی»، «حاشیهٔ عملیاتی»، «نسبت ترکیبی»، «نسبت خسارت»، «سود بیمه‌گری»، و «اندازهٔ شرکت بیمه» را به عنوان متغیرهای تبیین‌کنندهٔ مالی شرکت‌های بیمه مدنظر و رابطهٔ آن‌ها با حاشیهٔ توانگری مالی بررسی کردند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق با استفاده از روش داده‌های پانلی حاکی از این است که به جز «نسبت ترکیبی»، سایر متغیرهای مالی رابطهٔ معنی‌داری با حاشیهٔ توانگری مالی شرکت‌های بیمه دارند. به طوری که نسبت‌های فوق ۸۳/۲۴ درصد از تغییرات حاشیهٔ توانگری مالی شرکت‌های بیمه را تبیین می‌کنند. ازین‌رو با توجه به نتایج به دست آمده از این تحقیق می‌توان گفت بین توانگری مالی شرکت‌های بیمه با شش متغیر مالی بررسی شده رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد.

[Siddik et al. \(2022\)](#) با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۰۱۱-۲۰۱۹ از ۱۶ شرکت فعال در حوزهٔ بیمه غیرزنگی در کشور بنگلادش، به بررسی تأثیرات ورشکستگی مالی بیمه‌گران بر سودآوری آن‌ها با به کار بردن نسبت‌های بازدهی، بازده دارایی‌ها (ROA) و بازده سهام (ROE) پرداختند. نتیجهٔ رگرسیون حاکی از آن است که ورشکستگی

زیرمجموعه از متغیرهای z_t به عنوان تخمین زن موجود است و $\mu_t^{(k)}$ با $k=1, 2, \dots, K$ بیانگر K مدل زیرمجموعه بالاست، با فرض وجود K مدل زیرمجموعه در هر برآورد زمان، مدل F_{t+1} حالت به این شکل بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} y_t &= z_t^{(k)} \theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)} \\ \theta_t^{(k)} &= \theta_t^{(k)} + \mu_t^{(k)} \end{aligned} \quad (3)$$

در این معادلات $z_t^{(k)} \sim N(0, H_t^{(k)})$ و $\varepsilon_t^{(k)} \sim N(0, Q_t^{(k)})$ و $\mu_t^{(k)} \sim N(0, Q_t^{(k)})$ بیانگر این است که هر مدل $L_t \in \{1, 2, \dots, K\}$ از K مدل زیرمجموعه، در چه مقطع زمانی کاربرد بهتری دارد. روشی را که امکان برآورده یک مدل متفاوت در هر لحظه‌ای از زمان را مقدور می‌کند، مدل پویای میانگین‌گیری گفته می‌شود (*Koop and Korobilis, 2010*). تفاوت مدل‌های پویای *DMS* و *DMA* در پیش‌بینی یک متغیر در زمان t براساس اطلاعات $t-1$ است که با $L_t \in \{1, 2, \dots, K\}$ ، مدل *DMA* شامل محاسبه $Pr(L_t = k | y^{t-1})$ و میانگین‌گیری از پیش‌بینی مدل‌ها براساس احتمال فوق است؛ در حالی که *DMS* شامل انتخاب یک مدل با بیشترین احتمال $Pr(L_t = k | y^{t-1})$ و پیش‌بینی مدل با حداقل احتمال خواهد بود.

ب) روش *BMA*

مشخصه مهم در رویکرد بیزی برای استنتاج، نسبت دادن احتمالات عددی به درجه اعتقاد پژوهشگر است، ازین‌رو درجه اعتقاد پژوهشگر در مورد صحت یک فرضیه به مقدار اطلاعات وی در آن لحظه بستگی دارد. مثلاً در این روش محقق براساس ارتباط بین متغیرها و سلطان خویش بر موضوع، همچنین شرایط کشور مورد مطالعه، تعداد n متغیر را به عنوان اهم متغیرهای مؤثر بر متغیر واریانس H_t و Q_t است. این مدل‌ها دارای برتری فراوانی هستند که اصلی‌ترین آن‌ها این است که امکان تغییر ضرایب تخمینی را در هر صحیح باشد، نتایج خروجی دیدگاه وی را تأیید خواهد کرد، برای نمونه (*Sala-i-Martin et al., 2004*)، به بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی آمریکا پرداخت و ۸ متغیر را به عنوان عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی معرفی کرد که نتایج خروجی مدل هم فرض وی را تأیید کرد، ازین‌رو با تغییر اطلاعات درباره یک عبارت، باید در احتمال مربوط به صحت و یا نادرستی آن عبارت تجدیدنظر شود (*Koop, 2012*) چگونگی تجدیدنظر در احتمالات بهدلیل اطلاعات جدید که با u نشان می‌دهیم، در شکل زیر به صورت خلاصه آمده است (*Zellner, 1996*).

تابع چگالی احتمال پیشین در مورد فرضیه H ، براساس اطلاعات اولیه است. معمولاً این اطلاعات ترکیبی از مشاهدات و نظریه‌ها، اطلاعات گذشته و مطالعات تجربی است. تابع چگالی احتمال پسین برای مشاهدات جدید u به وسیله فرضیه H است. این تابع چگالی احتمال به عنوان تابع درستنمایی شناخته می‌شود. برای محاسبه تابع چگالی احتمال پسین، باید تابع چگالی احتمال پیشین با تابع درستنمایی به کمک قضیه بیز با هم ترکیب شوند.

در ایران و جهان در راستای حل مسئله در قلمرو پژوهش کاربردی است و از جهت هدف از نوع تحلیلی (به روش همبستگی) است (*Belmonte and Koop, 2014*).

پژوهش حاضر از منظر منطق اجرا (یا نوع استدلال)، استقرایی است، زیرا از طریق گردآوری داده‌های بانک مرکزی و سازمان آمار تلاش می‌کند تا نشان دهد چه رابطه‌ای میان این دو متغیر وجود دارد و از منظر بعد زمانی پژوهش طولی (پسرویدادی) طبقه‌بندی می‌شود، زیرا داده‌های مورد مطالعه طی زمان (چندسال) گردآوری و تحلیل می‌شوند. این پژوهش در زمان حال انجام می‌شود، اما از اطلاعات و داده‌های سال قبل برای بررسی ارتباط میان متغیرها استفاده می‌کند.

جامعه این پژوهش صنعت بیمه کشور ایران است. نمونه پژوهش به شکل هدفمند از شرکت‌های بیمه‌ای فعال در بازار سرمایه ایران که در بازه زمانی مذکور فعال‌اند، انتخاب خواهد شد. چرایی انتخاب این بیمه‌ها در دسترس بودن اطلاعات آن‌هاست. بازه زمانی پژوهش حاضر ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ است. در ادامه روش‌های به کاررفته در این پژوهش ارائه شده است.

الف) روش *TVP-DMS* و *TVP-DMA*

شکل استاندارد مدل‌های F_{t+1} حالت به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= z_t \theta_t + \\ \theta_t &= \theta_{t-1} + \mu_t \mu_t^{(k)} \end{aligned} \quad (1)$$

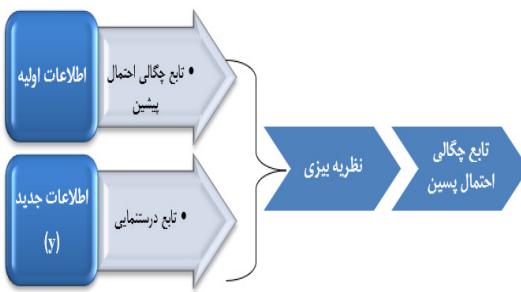
که در آن z_t متغیر وابسته، $[z_{t-p}, \dots, z_{t-1}, z_t]$ یک بردار از تخمین‌زن‌های متغیر توضیحی مدل و $\theta_t = [\phi_{t-1}, \beta_{t-1}, \gamma_{t-1}, \dots, \gamma_{t-p}]$ یک بردار $m \times 1$ از ضرایب (حالات) است، مقادیر $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$ و $\mu_t \sim (0, Q_t)$ که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و بهترتی واریانس H_t و Q_t است. این مدل‌ها دارای برتری فراوانی هستند که اصلی‌ترین آن‌ها این است که امکان تغییر ضرایب تخمینی را در هر لحظه از زمان ممکن می‌سازد، اما عیب آن‌ها این است که تخمین‌ها اگر z_t خیلی بزرگ باشد، چندان قابل اعتماد نیستند. مدل‌های تعمیم‌یافته *TVP* مانند *TVP-VAR* نیز همین اشکالات را دارند. این مدل، مشتمل بر ورود ناظمینانی رفتار تخمین زن‌هاست که به شکل زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = \sum_{j=1}^m s_j \theta_{ji} z_{ji} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن θ_{ji} و z_{ji} j^{th} امین عنصر θ_i و z_i هستند. نکته اضافه شده به مدل آن‌ها وجود متغیر $\{0, 1\}$ است که امکان تغییر در طول زمان را ندارد، ازین‌رو همانند یک متغیر دائمی است که برای هر تخمین‌زن می‌تواند عدد صفر یا یک بگیرد.

Koop and Korobilis (2010) بیان می‌کنند

محدودیت‌های روش‌های گذشته را برطرف می‌کرد. در حقیقت این روش می‌توانست مدل‌های با حجم بالا را در هر لحظه از زمان تخمین بزنند و امکان تغییر متغیرهای ورودی به مدل را در هر لحظه از زمان فراهم آورد. در روش *DMA*، فرض بر این است که K مدل



نمودار ۳: میانگین‌گیری مدل بیزی
Diagram 3: Bayesian model averaging

مشاهده شده، علت و معلولی، بحث‌های نظری یا از منابعی غیر از نمونه‌های موجود از داده‌های گذشته به دست می‌آیند. اگر یک تابع چگالی احتمال پیشین از این نوع اطلاعات باشد به آن اطلاعات پیشین غیرداده‌ای گفته می‌شود و تابع چگالی احتمال را غیرداده‌ای می‌گویند. وقتی که از پیشینهای غیرداده‌ای بهدلیل عدم دسترسی به داده در گذشته استفاده شود، ممکن است که این اطلاعات غیرداده‌ای بسیار مبهم و غیردقیق باشد. اگر پژوهشگر بخواهد چگونگی بوجود اطلاعات در مورد پارامترهای مدل را با اطلاعات نمونه جدید تبیین کند و اطلاعات اولیه غیرداده‌ای باشد، باید از یک تابع چگالی احتمال پیشین غیرداده‌ای با ترکیب با یک تابع درستنمایی برای به دست آوردن تابع چگالی احتمال پسین استفاده کند. بعد از آن با مقایسه تابع چگالی احتمال پیشین غیرداده‌ای با تابع چگالی احتمال پسین، می‌توان بررسی کرد که آیا اطلاعات داده‌ای نمونه جدید موجب تغییر در اعتقادات اولیه در خصوص اطلاعات غیرداده‌ای شده است (Zellner, 1996).

ج) مدل‌های VAR و BVAR

در مدل‌های سری زمانی بهازی افزایش هر یک وقفه، درجه آزادی دو واحد کم می‌شود (بهدلیل ضریب متغیر وقفه‌دار و از دست رفتن مشاهده مؤثر). این موضوع در سیستم معادلات VAR بهشت درجه آزادی را کم می‌کند، ازین‌رو با افزایش وقفه‌ها در مدل VAR و یا تعداد متغیرها استنباط آماری با مشکل رویه‌رو می‌شود، از روش‌های افزایش دقت استنباط آماری این مدل استفاده از روش تخمین بیزی است که در اینجا رویکرد لیترمن که به رویکرد مینهسوتا نیز مشهور است، رائه شده است. خانواده پیشینهای مینهسوتا براساس فرض آنکه \sum_e معلوم است و با جایگزینی \sum_e به جای آن قرار دارند. این فرض سادگی در استخراج پیشین و محاسبه پسین‌ها را در پی خواهد داشت. بهطور معمول با سه انتخاب برآوردگر \sum_e مواجهیم.

AR تکمتغیره: \sum_e در این حالت محدود به ماتریس قطری شده است که $\hat{\theta}_{ii}^2$ به عنصر سطر A_m و ستون A_m ماتریس \sum_e هست که با استفاده از روش OLS واریانس AR متغیر آن محاسبه شده است.

VAR کامل: در این حالت برای \sum_e از تخمین‌های کلاسیک استفاده می‌شود.

VAR قطربی: \sum_e در این حالت به ماتریس قطری محدود می‌شود

استنتاج بیزی از قضیه بیز نشئت گرفته است. این قضیه را توماس بیز (1671-۲۰۷۱) ارائه کرد. روش استنتاج بیزین برای ارزیابی فرضیه‌های مالی و اقتصادی تخمین پارامترهای اقتصادی و پیش‌بینی متغیرهایی که تاکنون مشاهده نشده، حل بسیاری از مسائل مهم تصمیم‌گیری، مسائل کنترل و سیاست‌گذاری اقتصادی، مسائل بهینه‌سازی تصادفی مصرف‌کننده و تولیدکننده، مسائل مربوط به ترکیب دارایی، مسائل طراحی تجربی و سایر مسائل استفاده می‌شود (Zellner, 1996).

قضیه بیز این امکان مهم را فراهم می‌سازد که اطلاعات اولیه یا پیشین را بتوان به کمک این قضیه با اطلاعات نمونه جاری ترکیب کرد و اطلاعات پسین به دست آورد (Moreira et al., 2014). مدل‌های بیزین از سه بخش اساسی تشکیل می‌شوند: تابع درستنمایی (Likelihood Function)، تابع چگالی پیشین (Prior) و تابع چگالی پسین (Posterior Density Function). بسته به نوع پیشین مدل، خروجی آن نیز متفاوت می‌شود، لذا در مدل‌های بیزین انتخاب تابع پیشین مناسب دارای اهمیت فراوانی است. تابع پیشین مدل، خروجی آن نیز متفاوت خود را بسیرون برداری بیزین استفاده شده‌اند که تابع پیشین مینهسوتا معروف‌ترین آن‌هاست که نخستین بار (Litterman, 1986) آن را معرفی کرد (Rajabian et al., 2019). احتمال پسین به هر دوی اطلاعات پیشین I_0 و اطلاعات نمونه γ وابسته است و با تأثیری که اطلاعات داده‌ای جدید بر تابع چگالی احتمال پیشین به تابع چگالی کمک قضیه بیز می‌گذارد، تابع چگالی احتمال پیشین به تابع چگالی احتمال پسین تغییر شکل می‌دهد. لازم است بیان شود که احتمال پسین، مشتمل بر نظر پژوهشگر در خصوص پارامتر، اطلاعات پیشین و داده‌ای است. اطلاعات پیشین بهوسیله تابع احتمال‌های پیشین و اطلاعات نمونه بهوسیله تابع درستنمایی وارد تابع احتمال‌های پسین می‌شود. در نگرش بیزی برای استنتاج درباره متغیرها از تابع احتمالات پسین استفاده می‌شود. تابع چگالی احتمال پیشین بنا به زمینه پژوهش می‌تواند شکل‌های گوناگونی مانند نرمال داشته باشد. متغیرهای مرتبط با تابع توزیع احتمال پیشین طبق نظر پژوهشگر تعیین می‌شود. اگر اطلاعات پیشین بهوسیله اطلاعات موجود در نمونه‌های گذشته به دست آمده باشد این نوع تابع چگالی احتمال را پیشین داده‌ای می‌گویند. در دیگر موارد اطلاعات پیشین از روابط

خودرگرسیون برداری است، زیرا در سیستم معادلات همزمان مدل مبتنی بر نظریه ساخته می‌شود، اما به صورت پویاست. مدل خودرگرسیون برداری نامقید با n معادله و m دوره وقفه را که به صورت $VAR(\rho)$ نمایش داده می‌شود، می‌توان به صورت رابطه نوشت:

$$y_t = z_t C + \sum_{j=1}^{\rho} y_{t-j} A_j + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

که در آن y_t بردار $n \times 1$ شامل متغیرهای وابسته است، z_t بردار $h \times 1$ اجزای ثابت و متغیرهای برونزا، C و A_j به ترتیب ماتریس ضرایب مدل و ε_t بردار اجزای خط است. به گونه‌ای $n \times n$ و $h \times n$ فرض شده است. ماتریس واریانس Σ کواریانس $\varepsilon_t \sim N_n(0, \Sigma)$. بازنویسی کرد:

$$Y = AX + \varepsilon \quad (9)$$

در رابطه (۹)، ماتریس Σ به گونه‌ای تعریف شده است که ابعاد آن T^*n است و تمامی T مشاهده مربوط به هریک از متغیرهای وابسته را در ستون‌ها جداگانه نشان می‌دهد (Sahebhonar and Nadri, 2014).

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_p \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_p \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} C \\ A_1 \\ \vdots \\ A_p \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_p \end{bmatrix} \quad (10)$$

نتایج و بحث

برآورد مدل میانگین‌گیری بیزین و پویا بخشی از ادبیات مالی در دهه‌های اخیر، میزان اطلاعات لازم برای دستیابی به برآورد قوی از پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مالی را بررسی کرده‌اند. از دستاوردهای مهم در این رابطه، استفاده از روش‌های متنوع اقتصادستنجدی در استفاده از اطلاعات داده‌های حجمی (کلان‌داده)، برای پیش‌بینی بود. در این رویکرد، مدل‌های عاملی، بیشتر مورد نظر بوده و به کارگیری آن‌ها شایع شده است. مدل‌های عاملی، اطلاعات را از مجموعه حجمی (کلان‌داده) از شاخص‌ها در تعداد کمی از مؤلفه‌های اساسی غیرقابل مشاهده خلاصه می‌کنند (Stock and Watson 1998). با توجه به اینکه در پژوهش حاضر از مدل‌های بیزین بهره گرفته می‌شود، در نتیجه برخلاف رگرسیون کلاسیک امکان ارائه مدل رگرسیونی وجود ندارد و

و عناصر قطری ماتریس با استفاده از سیستم VAR کامل به دست می‌آید (در این حالت فرض می‌شود عناصر غیرقطری برابر با صفرند). از آنجاکه \sum با $\widehat{\sum}$ جایگزین شده است، در تخمین بیزی سیستم VAR فقط به مشخص کردنتابع توزیع پیشین ضرایب θ نیاز داریم. Litterman (1981) یک شیوه ساده برای تعیین مقادیر پیشین ضرایب و واریانس‌های آن پیشنهاد داد که این روش به شیوه مینه‌سوتا مشهور شد. ایده کلی در تعیین مقادیر پیشین این است که وقفه‌های نزدیک‌تر دارای قدرت توضیح‌دهنده بیشترند. واریانس‌های پیشین برای ضرایب مبتنی بر این ایده کلی است که هرچه طول وقفه افزایش می‌یابد، پژوهشگر با یقین و احتمال بیشتر (واریانس کوچک‌تر)، صفر بودن ضرایب آن را می‌پذیرد. لیترمن در تعریف توزیع پیشین θ فرض می‌کند که از توزیع نرمال با میانگین θ_0 و انحراف معیار V_0 که $V_0 \neq 0$ تعریف می‌شود ($\theta_0 = 0, \theta \sim N(\theta_0, V_0)$). باید توجه داشت که اگر انتخاب مقدار میانگین صفر خطر بیش از برازنده‌گر را داشته باشد به لحاظ نظری هر مقداری برای μ ممکن است. در هر معادله سیستم VAR سه گروه متغیر حضور دارند. ۱) متغیرهای توضیحی، ۲) وقفه متغیرهای وابسته، ۳) متغیرهای شامل V_0 متناظر با متغیرهای برونزا مجموعه‌ای شامل بی‌نهایت‌اند. آنچه باقی می‌ماند درباره عناصر قطری ماتریس V_0 است که با نماد V_{ii}^l برای میانه‌سوتا/لیترمن آن است که با نماد V_{ii} نشان داده می‌شود.

$$V_{ii}^l = \begin{cases} \left\{ \frac{\lambda_i}{l^{\lambda_i}} \right\}^2 & \text{for } (i = j) \\ \left\{ \frac{\lambda_i \lambda_j \sigma_i}{l^{\lambda_i} \sigma_j} \right\}^2 & \text{for } (i \neq j) \end{cases} \quad (4)$$

که در آن σ_i^2 ، آمین عنصر قطری ماتریس V_0 است. این نحوه انتخاب پیشین محاسبه را ساده‌تر می‌کند. توجه داشته باشید که تغییرات در مقادیر این فوق‌پارامترها ممکن است به واریانس ضرایب کوچک‌تر یا بزرگ‌تر منجر شود. به ازای انتخاب تابع پیشین، چگالی پسین برای پارامتر θ به صورت زیر به دست می‌آید. مزیت اولیه پیشین مینه‌سوتا/لیترمن آن است که این پیشین به استنباط ساده اولیه منجر می‌شود (Hamilton, 1990).

$$\theta: N(\bar{\theta}, \bar{V}) \quad (5)$$

که در آن داریم:

$$\bar{V} = \left[V_0^{-1} + \left(\widehat{\sum}_{\varepsilon} \otimes X X \right)^{-1} \right] \quad (6)$$

$$\bar{\theta} = \bar{V} \left[V_0^{-1} \theta_0 + \left(\widehat{\sum}_{\varepsilon} \otimes X \right)^{-1} y \right]^{-1} \quad (7)$$

الگوی BVAR، کامل‌کننده سیستم معادلات همزمان و الگوی

غیرشکننده 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؛ سوم اینکه با افزایش تعداد متغیرها محاسبه تمامی حالت‌ها ممکن‌پذیر نیست. در نتیجه براساس دیدگاه **Sala-i-Martin et al. (2004)** از تعدادی برآورد به بعد (حدود ۵ تا ۱۰ میلیون رگرسیون)، نسبت حضور معنادار یک متغیر به تمامی حالت‌ها، به سمت عدد مشخصی میل می‌کند و در نتیجه نیازی به برآورد تمامی حالت‌ها نیست. در نهایت نیاز به آستانه تصمیم‌گیری برای حذف متغیرها وجود دارد؛ برای تعیین حد بهینه از نسبت k تقسیم بر کل متغیرها بهره گرفته خواهد شد (k) تعداد متغیرهای پیشنهادی است که از دیدگاه پژوهشگر بالاترین تأثیر را بر متغیر وابسته دارند. این k تجربی است و براساس دیدگاه پژوهشگر انتخاب می‌شود. برای دستیابی به نتیجه باید روی تمام مدل‌ها در فضای مدل محاسبات صورت گیرد. با توجه به تعداد متغیرهای توضیحی مؤثر بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه، کل مدل‌های ممکن 2^{33} مدل $(8,589,934,592)$ ، مدل رگرسیونی است. به دیگر بیان، فضای مدل شامل 2^{33} مدل است که به دور از اعمال نظر شخصی در انتخاب مدل باید همه مدل‌ها بررسی و از اطلاعات همه مدل‌ها برای دستیابی به نتیجه استفاده شود. به پیروی از **Sala-i-Martin et al. (2004)** مقدار k در این مقاله مساوی 12 در نظر گرفته شده است. این عدد بیانگر این است که انتظار داریم در نهایت 12 متغیر به عنوان متغیرهای غیرشکننده توسط فرایند محاسبات معرفی شود، اما کاملاً روشن است که امکان دارد در نهایت تعداد کمتر و یا بیشتر از هشت متغیر غیرشکننده باشند. برای غیرشکننده معرفی کردن یک متغیر دو شرط لازم است تحقق یابد: ۱) افزایش احتمال پسین هر متغیر نسبت به احتمال پیشین؛ ۲) بالا بودن سطح احتمال پسین از سطح آستانه تعریف شده («سطح آستانه اولیه = 12 تقسیم بر $33 = 0.36$ »). لازم است گفته شود که در مرحله اول به دلیل فرض عدم اطمینان مدل، از اطلاعات غیردادهای و در مرحله دوم به سبب رسیدن سریع تر به همگرایی از اطلاعات دادهای استفاده شد؛ در ادامه متغیرهایی که احتمال پسینی کمتر از احتمال پیشین در نظر گرفته شده داشتند، به دلیل شکننده بودن در برابر دیگر متغیرها از مدل حذف شدند (در ابتدا 16 متغیر غیرشکننده داشتیم که در مرحله بعد با این متغیرها که احتمال پسین بیشتری نسبت به احتمال پیشین داشته‌اند ادامه محاسبات را انجام می‌دهیم).

نتایج این رویکردها به ارائه مدل منجر خواهد شد، نه آنکه این مدل‌ها دارای معادله پیش‌فرضی باشند (**Rajabian et al., 2019**). از جمله موارد مطالعات تجربی مطالعاتی است که از مدل‌های عاملی بهره گرفته‌اند. استخراج اطلاعات از داده‌های حجمی (کلان‌داده)، در بهبود فرایند پیش‌بینی، می‌تواند کمک فراوانی داشته باشد؛ کما اینکه نتایج اولیه حاصل از پیش‌بینی در مطالعات تجربی در این موارد، بسیار راضی‌کننده بوده است. می‌توان در این خصوص به مطالعه **Stock and Watson (2006)** اشاره کرد که با بهره‌گیری از پیش‌بینی 215 متغیر، به پیش‌بینی متغیرهای کلان کشور آمریکا پرداختند. مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان (TVP)، روش‌های فضای حالت (مانند فیلتر کالمن) را به کار می‌گیرند که این موضوع، عمدتاً در تحقیقات تجربی اقتصاد کلان در راستای بررسی و تحلیل ساختاری و پیش‌بینی استفاده می‌شود. اگر مجموعه بزرگی از داده‌ها برای پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی استفاده شود، مدل‌های TVP تمایل به پیش‌برازشی در درون نمونه دارند؛ پس عملکرد پیش‌بینی ضعیفی در خارج از نمونه خواهد داشت. برای تصحیح این کمبودها در مدل‌های TVP از مدل‌های DMA و DMS، بهره DMA به مقادیر گذشته ضرایب و احتمال وابسته‌اند در جدول 2 به پژوهش‌هایی که از این مقادیر بهره گرفته‌اند، اشاره کرده‌ایم.

در ادامه نتایج اعمال α و λ ‌های مختلف برای تبیین مدل بهینه ارائه شده است.

براساس نتایج مدل BMA در تمامی حالت‌ها از عملکرد مطلوب‌تری برخوردار است. بنابراین در ادامه نتایج مدل BMA و بهترین مدل برآورده را بررسی و ضرایب متغیر و احتمال وقوع هر ضریب را در طی زمان ارائه می‌کنیم. در این روش چندین نکته حائز اهمیت است. نخست 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 توانگری مالی ندارد؛ نسبت تعداد حالت‌هایی که متغیر مذکور معنادارشده به تعداد حالت‌های حضور، شاخصی برای ارزیابی غیرشکننده بودن متغیر مورد بررسی است (متغیرهای غیرشکننده متغیرهایی هستند که در اکثر مدل‌های برآورده بمعنی بوده و این متغیرها در حضور بقیه متغیرها اثر خود را حفظ کرده و به عبارتی غیرشکننده‌اند. شایان ذکر است ثبات علامت اثرگذاری نیز در این تعریف گنجانده می‌شود. به بیانی دیگر متغیری

مقادیر (α, λ) در مدل‌های DMS و DMA
Table 2: Values (α, λ) in DMS and DMA models

مقادیر الفا و لاندا
$(\alpha = 0.95, \lambda = 1)$
$(\alpha = 1, \lambda = 1)$
$(\alpha = 0.99, \lambda = 1)$
$(\alpha = \lambda = 0.99)$
$(\alpha = \lambda = 0.95)$
$(\alpha = \lambda = 0.90)$

جدول ۳: معیارهای عملکرد پیش‌بینی در افق‌های پیش‌بینی مختلف
Table 3: Forecast performance criteria in different forecast horizons

	h=1					
	Log(pl)	MAFE	MSFE	MAPE	FEV	Bias
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = \lambda = 0.99$)	119.987	0.124	0.016	0.325	0.016	0.030
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = \lambda = 0.95$)	132.778	0.108	0.012	0.318	0.012	0.024
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = \lambda = 0.90$)	135.722	0.099	0.010	0.292	0.010	0.023
TVP – AR(1) – X DMS($\alpha = \lambda = 0.99$)	121.346	0.132	0.019	0.332	0.017	0.031
TVP – AR(1) – X DMS($\alpha = \lambda = 0.95$)	140.040	0.117	0.014	0.294	0.014	0.019
TVP – AR(1) – X DMS($\alpha = \lambda = 0.90$)	174.519	0.092	0.010	0.264	0.010	0.026
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = 0.99, \lambda = 1$)	115.882	0.127	0.017	0.338	0.016	0.028
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = 0.95, \lambda = 1$)	123.618	0.117	0.014	0.385	0.012	0.040
TVP – AR(1) – X BMA($\alpha = \lambda = 1$)	190.875	0.024	0.003	0.184	0.037	0.009
BVAR – Minnesota	-	0.818	0.559	1.244	0.191	0.774
TVP – AR(1) DMA($\lambda = 0.99$)	-	0.136	0.019	0.397	0.017	0.052
TVP – AR(1) DMA($\lambda = 0.95$)	-	0.144	0.021	0.367	0.019	0.047
AR(1) – X OLS	-	0.174	0.030	0.529	0.026	0.080
AR(1)(OLS)	-	0.231	0.050	0.759	0.030	0.181
	h=4					
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = \lambda = 0.99$)	113.659	0.129	0.017	0.318	0.017	0.035
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = \lambda = 0.95$)	125.548	0.108	0.012	0.298	0.012	0.026
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = \lambda = 0.90$)	127.659	0.099	0.010	0.278	0.010	0.024
TVP – AR(1) – X DMS($\alpha = \lambda = 0.99$)	113.822	0.137	0.019	0.325	0.019	0.035
TVP – AR(1) – X DMS($\alpha = \lambda = 0.95$)	130.636	0.118	0.014	0.291	0.014	0.016
TVP – AR(1) – X DMS($\alpha = \lambda = 0.90$)	160.158	0.099	0.012	0.280	0.012	0.016
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = 0.99, \lambda = 1$)	109.683	0.129	0.017	0.322	0.016	0.026
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = 0.95, \lambda = 1$)	119.562	0.115	0.012	0.338	0.012	0.037
TVP – AR(1) – X BMA($\alpha = \lambda = 1$)	162.333	0.028	0.005	0.172	0.003	0.024
BVAR – Minnesota	-	0.840	0.637	1.792	0.251	0.795
TVP – AR(1) DMA($\lambda = 0.99$)	-	0.174	0.059	0.696	0.056	0.059
TVP – AR(1) DMA($\lambda = 0.95$)	-	0.151	0.050	0.614	0.049	0.050
AR(1) – X OLS	-	0.177	0.031	0.515	0.028	0.078
AR(1)(OLS)	-	0.240	0.052	0.712	0.031	0.188
	h=8					
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = \lambda = 0.99$)	107.034	0.132	0.017	0.898	0.017	0.017
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = \lambda = 0.95$)	118.565	0.108	0.012	0.658	0.012	0.021
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = \lambda = 0.90$)	120.298	0.097	0.010	0.519	0.010	0.023
TVP – AR(1) – X DMS($\alpha = \lambda = 0.99$)	103.533	0.139	0.019	0.903	0.019	0.016
TVP – AR(1) – X DMS($\alpha = \lambda = 0.95$)	124.748	0.124	0.017	0.752	0.016	0.014
TVP – AR(1) – X DMS($\alpha = \lambda = 0.90$)	148.349	0.106	0.014	0.699	0.014	0.019
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = 0.99, \lambda = 1$)	109.928	0.127	0.016	0.929	0.016	0.017
TVP – AR(1) – X DMA($\alpha = 0.95, \lambda = 1$)	118.663	0.108	0.012	0.774	0.010	0.021
TVP – AR(1) – X BMA($\alpha = \lambda = 1$)	136.164	0.028	0.003	0.129	0.009	0.003
BVAR – Minnesota	-	0.550	0.322	1.489	0.306	0.157
TVP – AR(1) DMA($\lambda = 0.99$)	-	0.162	0.231	5.954	0.167	0.325
TVP – AR(1) DMA($\lambda = 0.95$)	-	0.151	0.136	4.171	0.136	0.146
AR(1) – X OLS	-	0.169	0.028	1.463	0.026	0.061
AR(1)(OLS)	-	0.238	0.052	1.677	0.031	0.181

جدول ۴: مرحله اول فرایند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $\bar{K} = 12$
Table 4: The first stage of the sampling process and calculations assuming $K=12$

نماد	متغیر	نمونه اول شامل ۲ میلیون رگرسیون	نمونه اول شامل ۵ میلیون رگرسیون	احتمال پسین	احتمال پیشین	ضریب پیشین	احتمال پیشین	ضریب پیشین	احتمال پسین	احتمال پیشین
1	رشد اقتصادی	0.143	0.003	0.177	0.143	-0.004	0.198	-0.005	0.423	0.423
2	تورم	0.198	-0.005	-0.131	0.494	-0.131	-0.032	-0.427	0.696	0.539
3	ناالطمینانی تورم	0.494	-0.032	-0.236	0.381	-0.236	-0.427	-0.559	0.539	0.226
4	نرخ ارز	0.381	-0.427	-0.170	0.194	-0.170	-0.559	-0.074	0.408	0.714
5	قیمت نفت	0.194	-0.559	0.080	0.158	0.080	0.074	0.226	0.753	0.311
6	فضای کسبوکار	0.158	0.074	-1.056	0.477	-1.056	-0.197	-0.039	0.277	0.352
7	تحریم	0.477	-0.197	-0.046	0.228	-0.046	-0.039	-0.008	0.216	0.217
8	شاخص جهانی شدن	0.228	-0.039	-0.068	0.143	-0.068	-0.107	-0.107	0.293	0.321
9	شاخص فلاکت	0.143	-0.107	0.091	0.535	0.091	0.149	0.149	0.753	0.311
10	KOF	0.535	0.149	-0.536	0.163	-0.536	-0.129	-0.129	0.321	0.216
11	بیکاری	0.163	-0.129	-0.009	0.297	-0.009	-0.008	-0.008	0.217	0.293
12	نرخ سود بانکی	0.297	-0.008	0.170	0.137	0.170	0.803	0.803	0.216	0.978
13	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	0.137	0.803	0.029	0.174	0.029	0.052	0.052	0.217	0.312
14	نسبت نقدینگی	0.174	0.052	0.962	0.240	0.962	0.927	0.927	0.293	0.358
15	نسبت جاری	0.240	0.927	0.034	0.768	0.034	0.020	0.020	0.978	0.318
16	بازده سرمایه در گردش	0.768	0.020	0.099	0.204	0.099	0.084	0.084	0.312	0.261
17	سنجهش سودمندی وام	0.204	0.084	0.252	0.185	0.252	0.079	0.079	0.261	0.276
18	نسبت بازدهی سرمایه	0.185	0.079	0.280	0.887	0.280	0.155	0.155	0.276	0.798
19	نسبت آنی	0.887	0.155	0.159	0.255	0.159	0.053	0.053	0.798	0.320
20	بازده دارایی ها	0.255	0.053	0.099	0.116	0.099	0.101	0.101	0.320	0.358
21	نسبت دارایی جاری	0.116	0.101	0.732	0.765	0.732	0.173	0.173	0.358	0.318
22	نسبت کفایت نقد	0.765	0.173	0.019	0.275	0.019	0.023	0.023	0.318	0.261
23	نسبت گردش نقد	0.275	0.023	0.046	0.142	0.046	0.003	0.003	0.261	0.276
24	سرمایه در گردش خالص	0.142	0.003	0.042	0.926	0.042	0.080	0.080	0.276	0.798
25	نسبت بدھی	0.926	0.080	0.027	0.420	0.027	0.046	0.046	0.798	0.545
26	نسبت کل بدھی به ارزش ویژه	0.420	0.046	-0.076	0.291	-0.076	-0.251	-0.251	0.545	0.257
27	نسبت مالکانه	0.291	-0.251	-0.003	0.230	-0.003	-0.003	-0.003	0.257	0.354
28	نسبت بدھی بلندمدت به ارزش ویژه	0.230	-0.003	-0.075	0.520	-0.075	-0.072	-0.072	0.354	0.733
29	ضریب خسارت	0.520	-0.072	0.009	0.297	0.009	0.008	0.008	0.733	0.327
30	درصد سهام تحت تملک سهامدار عمده	0.297	0.008	0.017	0.173	0.017	0.035	0.035	0.327	0.175
31	تغییر اعضای هیئت مدیره	0.173	0.035	0.289	0.608	0.289	-0.528	-0.528	0.175	-0.645
32	شاخص هرفیندال-هیرشمن	0.608	-0.528	-0.101	0.510	-0.101	-0.053	-0.053	-0.645	0.773
33	ریسک ژئوپلیتیک	0.510	-0.053							

خواهیم کرد. در مرحله دوم نیز ابتدا یک نمونه شامل ۱ میلیون رگرسیون بر روی ۱۷ متغیر منتخب اعمال شده و محاسبات ضرایب و احتمالات پسین صورت گرفته است. در ادامه با اعمال دو شرط مذکور «سطح آستانه ثانویه = ۱۲ تقسیم بر $0.705 = 0.000705$ »، مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر توانگری مالی در صنعت بیمه شناسایی خواهند شد. نتایج را در **جدول ۵** می‌توان دید.

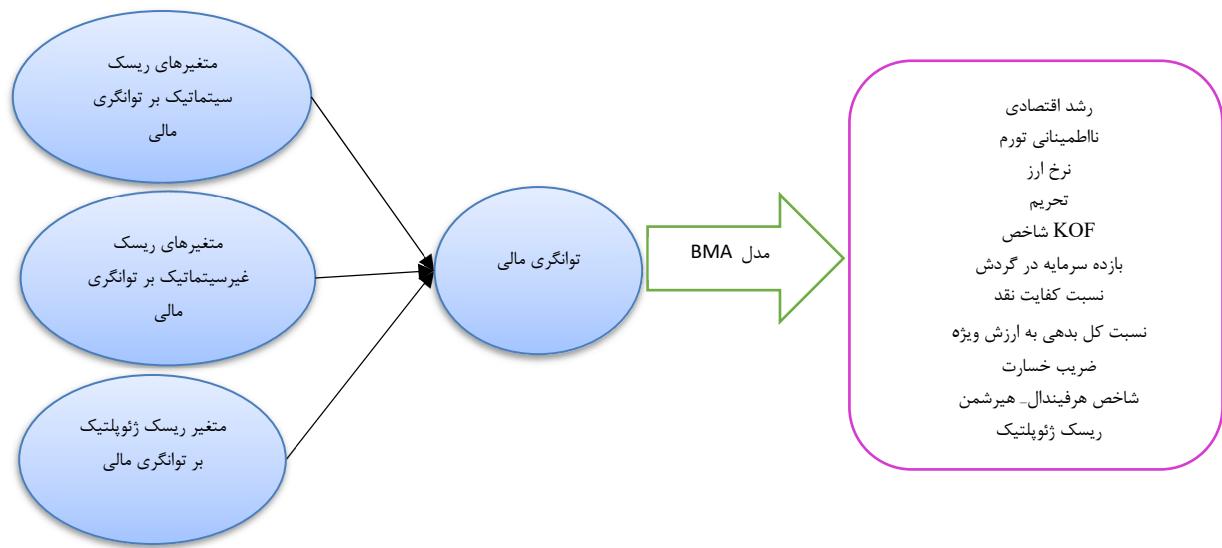
با اعمال شروط دوگانه پژوهش متغیرهای نهایی تعیین شدند که بر این اساس مدل نهایی پژوهش به شرح **نمودار ۴** است.

در **نمودار ۵** بخش آبی‌رنگ، فرایند همبستگی بین متغیرهای

در مرحله اول با استفاده از شروط دوگانه مذکور، برای تعیین متغیرهای غیرشکننده، ۱۷ متغیر انتخاب شدند. یعنی ۱۷ متغیر مقدار احتمال پسین بیشتری نسبت به احتمال پیشین داشتند و این ۱۷ متغیر سطح احتمال پسین بالاتر از سطح آستانه 0.000705 داشتند. همان‌گونه که نمودارهای بالا نشان می‌دهند در متغیرهای منتخب انطباق بالاتری در توزیع پیشین، پسین و توزیع مشترک بین آن‌ها وجود دارد که این امر دلالت بر اهمیت متغیرهای مذکور در پیش‌بینی توانگری مالی دارد. در ادامه تمامی مراحل انجام شده در مرحله اول را در مرحله دوم بر روی ۱۷ متغیر باقی‌مانده اعمال

جدول ۵: مرحله دوم فرایند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $K=10$
Table 5: The second stage of the sampling process and calculations assuming $K=10$

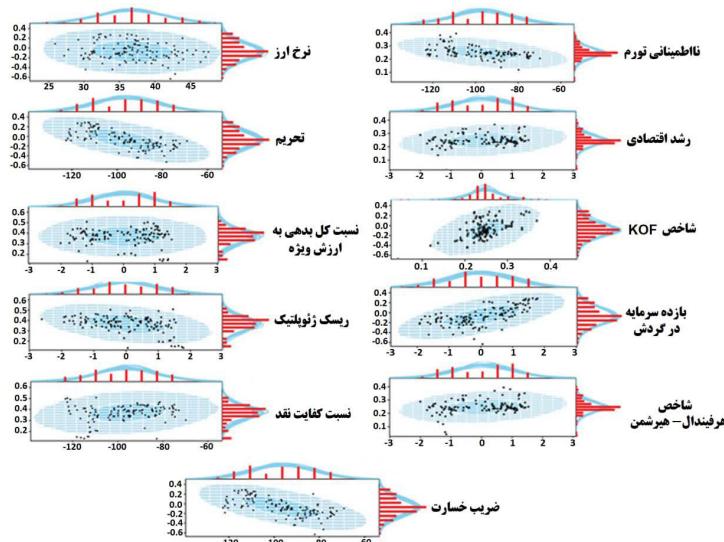
ردیف	متغیر	نمونه اول شامل ۱ میلیون رگرسیون	نمونه اول شامل ۲ میلیون احتمال پسین	ضریب پیشین	احتمال پیشین	ضریب پیشین	ضریب پسین
1	رشد اقتصادی	0.192	0.237	0.004	0.755	-0.005	0.482
2	تورم	0.265	-0.176	-0.007	0.482	-0.176	0.793
3	ناالطبیانی تورم	0.662	-0.316	-0.043	0.793	-0.316	0.814
4	نرخ ارز	0.511	0.107	-0.572	0.814	0.107	0.465
6	فضای کسبوکار	0.212	-1.415	0.099	0.465	-1.415	0.814
7	تحریم	0.639	-0.091	-0.264	0.814	-0.091	0.401
9	شاخص فلاکت	0.192	-0.143	0.200	0.401	0.122	0.858
10	شاخص KOF	0.717	0.046	0.027	0.858	0.046	0.8915
16	بازده سرمایه در گرددش	0.829	0.338	0.106	0.8915	0.338	0.408
18	نسبت بازدهی سرمایه	0.248	0.981	0.232	0.408	0.981	0.910
22	نسبت کفایت نقد	1.025	0.056	0.107	0.910	0.056	0.418
25	نسبت بدھی	1.241	0.036	0.062	0.418	0.036	0.771
26	نسبت کل بدھی به ارزش و پیژه	0.563	-0.004	-0.004	0.771	-0.004	0.404
28	نسبت بدھی بلند مدت به ارزش و پیژه	0.308	-0.101	-0.096	0.404	-0.101	0.836
29	ضریب خسارت	0.697	0.387	-0.708	0.836	0.387	0.835
32	شاخص هرفیندل-هیرشمن	0.815					



نمودار ۴: مدل نهایی پژوهش
Diagram 4: The final research model

آنچه در انتهای پژوهش حاضر باید بدان اشاره داشت این واقعیت است که رویکردهای TVP-DMS، TVP-DMA و BMA، جزو رویکردهای اقتصادسنجی مدل‌ساز هستند و چندان در برآورد و نحوه اثرباری ضرایب کاربردی ندارند. به عبارتی در این رویکردها مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر یک متغیر وابسته؛ شناسایی می‌شوند و با توجه به اینکه در این رویکردها یک حد آستانه برای تصمیم‌گیری

غیرشکننده و توانگری مالی را نمایش می‌دهد و توزیع‌های آبی قرمز بر روی شکل توزیع‌های پسین مختلف از برآوردهای متعدد نمایش داده شده و توزیع مشترک مابین این توزیع‌ها در سمت راست هر نمودار نمایش داده شده است. براساس توزیع پسین مشترک متغیرهای غیرشکننده فوق از دقت بالایی نسبت به پیش‌بینی توانگری مالی شرکت‌های بیمه برخوردارند.



نمودار ۵: توزیع پسین مشترک در مدل BMA
Fig. 5: Joint posterior distribution in BMA model

است که مدیران و سیاست‌گذاران برای بهبود توانگری مالی باید از یک دیدگاه سیستمی بهره برند و صرفاً در نظر گرفتن یک مدل مشخص یا سلسه متغیرهای مشخص نمی‌تواند دیدگاه جامعی در راستای تعیین مدل بهینه توانگری مالی در این صنعت ارائه کند.

نتایج پژوهش حاضر در راستای نتایج پژوهش‌های Haghverdilou et al. (2022); Peykarjou et al. (2022); Shahbazadeh Zaferani et al. (2020); Mazlomi and Nateghi (2020); Siddik et al. (2022); Abdel Jawad and Ayyash (2019)

قرار دارد. بر این اساس طراحی رویکردی جامع با در نظر گرفتن شرایط محیطی ایران، موجب کارتر شدن مدل پژوهش نسبت به سایر مدل‌ها خواهد شد. براساس نتایج پژوهش پیشنهادهای سیاستی زیر قابل ارائه خواهد بود:

از نظر توان بالای پیش‌بینی مدل بجزین در مقایسه با مدل‌های سنتی، مدل‌های بیزین با واقعیت سازگاری بالاتری دارند. به سرمایه‌گذاران، تحلیل گران مالی، بانک‌های تأمین سرمایه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و کارگزاران بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود برای ارزیابی وضعیت مالی بیمه‌های ایرانی و تصمیم‌گیری درباره سرمایه‌گذاری خود از این مدل استفاده کنند. همچنین استفاده از این مدل در سازمان بورس اوراق بهادار برای پذیرش شرکت‌ها در بورس کمک می‌کند تا بیمه‌های مورد بررسی با دقت بیشتری ارزیابی و سنجش شوند.

جمع‌بندی و پیشنهادها

نتایج نشان می‌دهد که توانگری مالی ماهیتی چندبعدی دارد و پیشنهاد می‌شود برای طراحی مدل‌های پیش‌بینی دهنده این متغیر از یک مدل سیستمی که تمامی ابعاد این پدیده را بررسی کند، بهره گرفته شود. اغلب صاحبان منافع از رتبه‌بندی شرکت‌ها

وجود دارد تعداد متغیرهای مهم براساس عبور از این آستانه شناسایی می‌شوند و پژوهشگر در تعیین تعداد آن‌ها نقشی ایفا نمی‌کند.

جمع‌بندی و پیشنهادها

درماندگی مالی و ورشکستگی شرکت‌های بیمه باعث هدر رفتن منابع و عدم بهره‌گیری از فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود. پژوهشگران با بررسی عوامل مؤثر بر توانگری مالی می‌توانند شرکت‌های بیمه را از وقوع ورشکستگی آگاه کنند تا با توجه به این هشدارها سیاست مناسبی اتخاذ کنند. از سوی دیگر فعالان بازار مالی و بازار پول نیازمند آگاهی و دانش از وضعیت مالی شرکت‌های موجود هستند. اهمیت استفاده از مدل‌ها و روش‌های مناسب، از آن جهت است که باید مطابق با شرایط بازار بیمه هر کشور تعیین شود. بنابراین هدف پژوهش حاضر مدل‌سازی و تعیین متغیرهای غیرشکننده مؤثر بر شرکت‌های بیمه‌ای بود. برای دست یافتن به این منظور، اطلاعات شاخص‌های ۳۳ عامل مؤثر بر توانگری مالی وارد مدل‌های TVP-DMS و BMA، TVP-DMA و BVAR شد. براساس میزان خطأ، مدل BMA از بالاترین دقت برخوردار بود. پس از برآورد مدل، ۱۱ متغیر غیرشکننده شناسایی شدند که عبارت‌اند از: رشد اقتصادی، ناطمنانی تورم، نرخ ارز، تحريم، شاخص KOF، بازده سرمایه در گردش، نسبت کفایت نقد، نسبت کل بدھی به ارزش و پیوه، ضریب خسارت، شاخص هرفیندال، هیرشمن و رسک زنوبليتك.

در این مطالعه از طریق بررسی ارتباطات تجربی نشان دادیم که با توجه به احتمالات مختلف محاسبه شده بین مدل‌های جایگزین، اعتماد به یک مدل مفهومی منفرد در فرایند مدل‌سازی توانگری مالی به ایجاد پیش‌بینی‌های غیرصحیح منجر شده، در نهایت تصمیمات مدیریتی در رابطه با آن مدل با خطر شکست در پیش‌بینی مواجه خواهد شد. تعدد عوامل مؤثر بر توانگری مالی نشان‌دهنده آن

سرپرستان با استفاده از سیاست اقتصادی کنترل و رهبری می‌تواند از عوامل بالا متناسب با شرایط مختلف گام اصلی را در افزایش کارابی افراد بردارند، گامی که در نهایت موجب ارتقای بهره‌وری سازمان‌ها و کمک مؤثر در نیل به اهداف خواهد شد.

مشارکت نویسنده‌گان

حیب شیرافکن لمسو: جمع‌آوری مطالعات مرتبط و تدوین مدل و کنترل چهارچوب تدوین و استانداردهای پژوهشی، امیر غلامی: برآورد مدل و نتیجه‌گیری، سید محمد مهدی احمدی: مروری بر ادبیات پژوهش و روش پژوهش و متداول‌وزی.

تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله از تلاش و زحمات ارزشمند و صادقانه اساتید راهنما و مشاور و داوران محترم به جهت بازیبینی متن مقاله و ارائه نظرهای ساختاری تشکر و قدردانی می‌شود.

تعارض منافع

نویسنده‌گان اعلام می‌دارند که در مورد انتشار این مقاله تضاد منافع وجود ندارد. علاوه‌بر این، موضوعات اخلاقی شامل سرقت ادبی، رضایت‌آگاهانه، سوءرفتار، جعل داده‌ها، انتشار و ارسال مجدد و مکرر توسط نویسنده‌گان رعایت شده است.

دسترسی آزاد

کپیرایت نویسنده‌(ها) ©2023: این مقاله تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 4.0 اجازه استفاده، اشتراک‌گذاری، اقتباس، توزیع و تکثیر را در هر رسانه یا قالبی مشروط بر درج نحوه دقیق دسترسی به مجوز CC منوط به ذکر تغییرات احتمالی بر روی مقاله می‌داند. لذا به استناد مجوز مذکور، درج هرگونه تغییرات در تصاویر، منابع و ارجاعات یا سایر مطالب از اشخاص ثالث در این مقاله باید در این مجوز گنجانده شود، مگر اینکه در راستای اعتبار مقاله به اشکال دیگری مشخص شده باشد. در صورت عدم درج مطلب مذکور و یا استفاده فراتر از مجوز فوق، نویسنده ملزم به دریافت مجوز حق نسخه‌برداری از شخص ثالث است.

به منظور مشاهده مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 4.0 را برای افزايش کاري و افزايش سهامداران خود به ارمغان بياورند. برای افزايش کاري و افزايش هماهنگي بين مدیران در سطوح مختلف، تقسيم کار صحیح، گزینش مناسب افراد، توجه به جنبه‌های روانی کار و کارکنان، ایجاد زمینه‌های خلاقیت فکری و تقویت روحیه کارکنان توجه به نظام و انصباط در کار، توجه کافی به محیط کار و ... الزامی است. در این میان نقش مدیران و سرپرستان در بهره جستن از «هنر مدیریت»، در کنار علم مدیریت خودنمایی می‌کند، بدین معنا که مدیران و

و ارزیابی تداوم فعالیت آن‌ها استفاده می‌کنند؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود همه سرمایه‌گذاران و صاحبان منافع این صنعت، از الگوهای پیشنهادی پژوهش حاضر برای صنایع بهصورت مجزا در کنار سایر بررسی‌ها و تحلیل‌ها استفاده کنند. با توجه به معناداری تحریم‌ها شاخص KOF و آسیب‌پذیری اقتصادی توسعه روابط تجاری و ورود به بازارهای جهانی بیمه باید در دستور کار مدیران شرکت‌های بیمه قرار گیرد. با توجه به تأثیر معناداری رشد اقتصادی و تورم بر توانگری مالی اجرای سیاست‌های سمت عرضه (سیاست‌های سمت عرضه موجب بهبود سطح تولید و کاهش تورم می‌شود، سیاست‌های انگیزشی، کاهش سطح قوانین دستوپاگیر، افزایش سطح شفافیت و رقابت در بازار از جمله این سیاست‌های هستند) باید در دستور کار قرار گیرد، چراکه در صورت اجرای سیاست‌های سمت عرضه منحنی عرضه کل به سمت راست و پایین منتقل می‌شود و موجبات بهبود رشد اقتصادی و کاهش تورم را فراهم می‌کند. با توجه به معناداری شاخص رقابت‌سنگی هریندال هیرشمن بر توانگری مالی اجرای سیاست‌های خصوصی‌سازی و افزایش تنوع و بهبود سهم بخش خصوصی در این صنعت باید مورد توجه قرار گیرد. با توجه به معناداری ضریب خسارت و نسبت‌های بدھی بر توانگری مالی سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های کمریسک و تشکیل پرتفوی بهینه در سرمایه‌گذاری شرکت‌های بیمه باید در دستور کار سیاست‌گذاران این صنعت قرار گیرد.

شرکت‌های بیمه برای ارائه خدمات بهتر و باکیفیت بیمه‌ای لازم است ساختار اداره شرکت‌های بیمه در استقرار سیستم‌های مدیریت ریسک و کنترل‌های داخلی برای استقرار حاکمیت شرکتی و پاسخ‌گویی به ذی‌نفعان توسعه یابد و ساختار حاکمیتی مناسب، مقدمه‌ای برای سیستم کارای مدیریت ریسک و توانگری مالی است. شرکت‌های بیمه می‌توانند با سنجش عوامل مربوط به نظارت و کنترل بر فرایندهای داخلی سازمان و به کارگیری نیروی متخصص در سطوح مختلف، ریسک‌های عملیاتی را کاهش دهند و راهبردهای سازمان را به شکل بهینه‌تری طراحی کنند. سازمان‌های بیمه‌ای می‌توانند از طریق ارزیابی و کنترل بهینه‌عامل به وجود آورنده ریسک اعتباری مقدمات کنترل این عامل را در شرکت به وجود آورند و علاوه‌بر کنترل و رشکستگی سازمان، موجبات سودآوری هرچه بیشتر را برای سهامداران خود به ارمغان بیاورند. برای افزایش کاری و افزایش هماهنگی بین مدیران در سطوح مختلف، تقسیم کار صحیح، گزینش مناسب افراد، توجه به جنبه‌های روانی کار و کارکنان، ایجاد زمینه‌های خلاقیت فکری و تقویت روحیه کارکنان توجه به نظام و انصباط در کار، توجه کافی به محیط کار و ... الزامی است. در این میان نقش مدیران و سرپرستان در بهره جستن از «هنر مدیریت»، در کنار علم مدیریت خودنمایی می‌کند، بدین معنا که مدیران و

یادداشت ناشر

ناشر نشریه پژوهشنامه بیمه با توجه به مرزهای حقوقی در نقشه‌های منتشرشده بی‌طرف باقی می‌ماند.

منابع

- Abakah, E.J.A.; Tiwari, A.K.; Alagidede, I.P.; Gil-Alana, L.A., (2022). Re-examination of risk-return dynamics in international equity markets and the role of policy uncertainty, geopolitical risk and VIX: Evidence using Markov-switching copulas. *Finance. Res. Lett.*, 47(7): 102-135 (34 Pages).
- Abdel Jawad, Y.A.L.; Ayyash, I., (2019). Determinants of the solvency of insurance companies in Palestine. *Int. J. Financ. Res.*, 10(6): 188-195 (8 Pages).
- Ahmadi Quchan Atiq, M.; Sehat, S.; Nikumram, H.; Khalili Iraqi, M., (2022). The effects of efficiency and financial risk (Credit risk, operational risk, liquidity risk and financial wealth) on the performance of insurance companies admitted to the Tehran stock exchange: A case study in Iran. *Financ. Econ. Policy. Q.*, 10(37): 167-219 (53 Pages). [In Persian]
- Alizadeh, E.; Vakilifard, H.; Hamidian, M., (2022). Investigation of micro and macro economic factors affecting corporate financial performance: A fuzzy dimensional approach. *Investment. Knowl.*, 11(41): 405-428 (24 Pages). [In Persian]
- Aye, G.; Gupta, R.; Hammoudeh, S.; Kim, W., (2015). Forecasting the price of gold using dynamic model averaging. *Int. Rev. Financ. Anal.*, 41(5): 257-266 (10 Pages).
- Belmonte, M.; Koop, G., (2014). Model switching and model averaging in time-varying parameter regression models. *Adv. Econom.*, 34(3): 45-69 (25 Pages). [In Persian]
- Bloomberg, (2012). SWOT, PESTEL, Porterás 5 forces and value chain. Available online.
- Caldara, D. & Iacoviello, M., (2022). Measuring geopolitical risk. *Am. Econ. Rev.*, 112(4): 1194-1225 (32 Pages).
- Charitou, A., Neophytou, E., & Charalambous, C., (2007). Predicting corporate failure: Empirical evidence for the UK. *Eur. Accounting. Rev.*, 13(3): 465-497 (33 Pages).
- Dhiab, B., (2021). Determinants of insurance firms' profitability: An empirical study of Saudi insurance market. *J. Asia. Finance. Econ. Bus.*, 8(6): 235-243 (9 Pages).
- Fytros, C., (2021). The aporetic financialisation of insurance liabilities: Reserving under solvency II. *Finance. Soc.*, 7(1): 20-39 (20 Pages).
- Haghverdilou, M.; Peykarjou, K.; Zomorodians, G.R., (2022). Introducing early warning system for solvency of Iranian insurance companies, using pane data method. *Investment. Knowl.*, 11(44): 417-452 (36 Pages). [In Persian]
- Hamilton, J.D., (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *J. Econom.*, 45(1/2): 39-70 (32 Pages).
- Koop, G., (2012). Using VARS and TVP-VARs with many macroeconomic variables. *Center. Eur. J. Econ. Model. Econom.*, 4(1): 143-167 (25 Pages).
- Koop, G.; Korobilis, D., (2010). Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics. *Found. Trends. Econom.*, 3(4): 267-358 (92 Pages).
- Litterman, R.B., (1986). Forecasting with bayesian vector autoregressions—five years of experience. *J. Bus. Econ. Stat.*, 4(1): 25-37 (13 Pages).
- Mazloomi, N.; Nateghi, A.A., (2020). A model of existing risks in Iran's insurance industry. *Sci. J. Bus. Strategies.*, 16(13): 39-58 (20 Pages). [In Persian]
- Mei, D.; Ma, F.; Liao, Y.; Wang, L., (2020). Geopolitical risk uncertainty and oil future volatility: Evidence from MIDAS models. *Energy. Econ.*, 86: 104-124 (21 Pages).
- Moreira, R.R.; Chaiboonsri, C.; Chaitip, P., (2014). Analyzing monetary policy's transmission mechanisms through effective and expected interest rates: An application of ms models: Bayesian VAR and co-integration approach for Brazil. *Int. J. Monetary. Econ. Finance.*, 7(1): 1-12 (12 Pages).
- Motiee, A.; Ismailzadeh, A.; Jahanshad, A., (2017). The relationship between financial solvency and financial variables of insurance companies. *Iran. J. Insur. Res.*, 32(1): 23-42 (20 Pages). [In Persian]
- Naser, H.; Alaali, F., (2018). Can oil prices help predict US stock market returns? Evidence using a dynamic model averaging (DMA) approach. *Empirical. Econ.*, 55: 1757-1777 (21 Pages).
- Peykarjou, K.; Haghverdilou, M.; Zomorodian, G., (2022). Introducing early warning system for solvency of Iranian insurance companies, using logit panel data method. *Financ. Manage. Strategy.*, 10(3): 187-202 (16 Pages). [In Persian]
- Rajabian, M.A.; Sabahi, A.; Lotfalipour, M.R.; Behnameh, M., (2019). The Effect of Macroeconomic Stability Indices Shocks on "TEPIX" by Bayesian VAR Model Approach. *Econ. Growth. Dev. Res.*, 9(33): 79-90 (12 Pages). [In Persian]
- Rauch, J.; Wende, S., (2015). Solvency prediction for property-liability insurance companies: Evidence from the financial crisis. *Geneva. Pap. Risk. Insur. Issues. Pract.*, 40: 47-65 (19 Pages).
- Sahebhonar, H.; Nadri, K., (2014). The economic analysis of the oil revenues increase impact on income distribution with a BVAR approach: Case study of Iran. *Iran. Energy. Econ.*, 3(9): 115-149 (35 Pages). [In Persian]
- Sala-i-Martin, X., Doppelhofer, G. and Miller, R. I. (2004). Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach. *American economic review*, 94: 813-835.
- Shahbazadeh Zaferani, S.F.; Abbasi, E.; Didekhani, H.; Khozin, A., (2020). The behavior of nonlinear models in predicting the financial strength of stock exchange companies. *Iran. J. Insur. Res.*, 9(1): 103-129 (27 Pages). [In Persian]
- Siddik, N.A.; Hosen, E.; Miah, F.; Kabiraj, S.; Joghjee, S.; Ramakrishnan, S., (2022). Impacts of insurers' financial insolvency on non-life insurance companies' profitability: Evidence from Bangladesh. *Int. J. Financ. Stud.*, 10(3): 80-98 (19 Pages).
- Sims, C., (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica.*, 48(1): 1-48 (48 Pages).
- Stock, J.H.; Watson, M.W., (1998). Diffusion indexes. *NBER. Work. Pap.*
- Stock, J.H.; Watson, M.W., (2005). An empirical comparison of methods for forecasting using many predictors. *Princeton. Univ.*, 1-43 (43 Pages).
- Zellner, A., (1996). An introduction to Bayesian inference in econometrics. *General & introductory statistics*.

معرفی نویسندها

AUTHOR(S) BIOSKETCHES

حبيب شيرافكن لمسو، دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، تهران، ایران

- Email: h.shirafkan.68@gmail.com
- ORCID: 0000-0002-9251-9357
- Homepage: <https://ntb.iau.ir/human/fa>

امیر غلامی، استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، تهران، ایران

- Email: a_gholami@iau-tnb.ac.ir
- ORCID: 0000-0002-0815-9791
- Homepage: <https://ntb.iau.ir/faculty/gholami/fa/page/>

سید محمد مهدی احمدی، استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، تهران، ایران

- Email: drahmadi@iau-tmb.ac.ir
- ORCID: 0000-0002-1154-7840
- Homepage: <https://ntb.iau.ir/faculty/smahmadi/fa>

HOW TO CITE THIS ARTICLE

Shirafkan Lamso, H.; Gholami, A.; Ahmadi, S.M.M., (2023). Determining non-fragile risks on financial solvency in insurance industry: A new approach to averaging models. *Iran. J. Insur. Res.*, 12(4): 299-316.

DOI: 10.22056/ijir.2023.04.04

URL: https://ijir.irc.ac.ir/article_160300.html?lang=en

