

## Identifying the Function of Systematic Risks on the Financial Prosperity of the Insurance Industry over Time

Habib Shirafken Lamso <sup>1</sup> | Amir Gholami <sup>2</sup> | Seyyed Mehdi Ahmadi <sup>3</sup>

1. Ph.D. student in Economics, Department of Economics, College of Management and Social Sciences North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.  
 E-mail: [h.shirafkan.68@gmail.com](mailto:h.shirafkan.68@gmail.com) (0000-0002-9251-9357)
2. Corresponding Author, Assistant professor, Department of Economics, College of Management and Social Sciences North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran  
 E-mail: [a\\_gholami@iau-tnb.ac.ir](mailto:a_gholami@iau-tnb.ac.ir) (0000-0002-0815-9791)
3. Assistant professor, Department of Economics, College of Management and Social Sciences North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.  
 E-mail: [ahmadi\\_smm@yahoo.com](mailto:ahmadi_smm@yahoo.com) (0000-0002-1154-7840)

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	This research aims to model the effective systematic risks of financial recovery in the insurance industry. This research is a type of applied research. The period of research is 11 years (1400-1390). For this purpose, the information on 14 systematic risks affecting the financial solvency of insurance companies was entered into dynamic, selective, and Bayesian averaging models. Based on the error rate, the Bayesian averaging model had the highest accuracy among the selected models. After estimating the model, 5 economic growth risks, inflation uncertainty, exchange rate, sanctions, and KOF index were selected; Also, based on the results of the TVPFAVAR model, it was assessed that the impact shock of the selected variables in the long-term period is stronger than the short-term period, which indicates that the elasticity of financial prosperity is greater than the changes in systematic risk variables compared to the short-term elasticity. Based on the results of economic growth and the KOF index, the positive effect and uncertainty variables of inflation, exchange rate, and sanctions hurt financial wealth in the general trend.
Article history: Received: 15 Apr. 2023	
Received in revised form: 13 Oct. 2024	
Accepted: 23 Oct. 2024	
Keywords: Financial Wealth, Insurance, Systematic risk, Bayesian models.	

JEL:  
 G17, G22, G32

Cite this article: Shirafken Lamso, Habib., Gholami, Amir., & Ahmadi, Seyyed Mehdi. (2022). Identifying the Function of systematic risks on the financial prosperity of the insurance industry over time. Journal of Economic Modeling Research, 14 (52), 139-187.

DOI: 00000000000000000000

© The Author(s). Publisher: Kharazmi University



DOI: 00000000000000000000000000000000

Journal of Economic Modeling Research, Vol. 14, No. 52, 2022, pp. 139-187.

---

## شناسایی نحوه تأثیرگذاری ریسک‌های سیستماتیک بر توانگری مالی

صنعت بیمه

حبيب شيراف肯 لمسو<sup>۱</sup> امير غلامي<sup>۲\*</sup> سيد مهدى احمدى<sup>۳</sup>

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

۲. نویسنده مسئول، استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

### اطلاعات مقاله چکیده

نوع مقاله:	هدف تحقیق حاضر مدل‌سازی ریسک‌های سیستماتیک مؤثر بر توانگری مالی در صنعت بیمه است. این تحقیق از نوع تحقیقات کاربردی است. بازه زمانی تحقیق ۱۱ ساله (۱۴۰۰-۱۳۹۰) هست. برای این منظور، اطلاعات ۱۴ ریسک سیستماتیک مؤثر بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه وارد مدل‌های میانگین‌گیری پویا، انتخابی و بیزین شدن. بر اساس میزان خطأ، مدل میانگین‌گیری بیزین از میان مدل‌های منتخب از بالاترین دقت برخوردار بودند. پس از برآورد مدل، ۵ ریسک رشد اقتصادی، نااطمینانی تورم، نرخ ارز، تحریم، شاخص KOF منتخب شدند؛ همچنین بر اساس نتایج مدل TVPFAVAR ارزیابی گردید که شوک تأثیر متغیرهای منتخب در بازه زمانی بلندمدت قوی‌تر از بازه کوتاه‌مدت هستند که این امر بیانگر بزرگ‌تر بودن کشش توانگری مالی نسبت به تغییرات متغیرهای ریسک سیستماتیک نسبت به کشش‌های کوتاه‌مدت است. بر اساس نتایج رشد اقتصادی و شاخص KOF در روند کلی تأثیر مثبت و متغیرهای نااطمینانی تورم، نرخ ارز و تحریم تأثیر منفی بر توانگری مالی دارند.	مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت:	۱۴۰۲/۱۰/۲۶	
تاریخ ویرایش:	۱۴۰۳/۰۷/۲۲	
تاریخ پذیرش:	۱۴۰۳/۰۸/۰۲	
واژه‌های کلیدی:	توانگری مالی، بیمه، ریسک سیستماتیک، مدل‌های بیزین.	
طبقه‌بندی JEL:	G17, G22, G32	

استناد: شیراف肯 لمسو، حبيب؛ غلامي، امير؛ و احمدى، سيد مهدى (۱۴۰۲). شناسایی نحوه عملکرد ریسک‌های سیستماتیک بر توانگری مالی صنعت بیمه در طی زمان، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۴ (۵۲)، ۱۳۹-۱۸۷.



DOI: 00000000000000000000000000000000

© نویسنده‌گان.

ناشر: دانشگاه خوارزمی.

## ۱. مقدمه

صنعت بیمه با ثبات و سالم با ارائه یک مکانیسم کارآمد انتقال ریسک، نقش حیاتی در حفظ ثبات اقتصادی در برابر شوک‌های اقتصادی ایفا می‌کند (سیدیک<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۲۲). ثبات صنعت بیمه با ارائه مکانیزم مناسب برای انتقال ریسک، نقش حیاتی در حفظ ثبات اقتصادی در برابر شوک‌های مالی ایفا می‌کند. علاوه بر این، صنعت بیمه با بهره‌گیری از ماهیت تعهد به جای ماهیت تقاضا، حجم قابل توجهی از وجوده سرمایه‌گذاری را در یک اقتصاد فراهم می‌کند. شرکت‌های بیمه احساس امنیت را برای مردم، مشاغل و دولت‌ها ایجاد می‌کنند، آرامش روانی را ارتقا می‌دهند و اضطراب و افسردگی را کاهش می‌دهند (دین و همکاران، ۲۰۱۷). برای افراد، خرید بیمه‌نامه کمک می‌کند تا کالاهای بادوام خود را از بیشتر تهدیدها حفظ کنند. یک صنعت بیمه موفق می‌تواند با پوشش انواع ریسک‌های مالی، امنیت اموال و مشاغل را تأمین کند (فایتروس<sup>۲</sup>، ۲۰۲۱).

از سویی، ورشکستگی مالی بیمه‌گران یک پدیده رایج در دنیای کنونی است (پولوسکا<sup>۳</sup>، ۲۰۲۱). ورشکستگی مالی زمانی اتفاق می‌افتد که شرکت با مشکلات مالی مواجه می‌شود و به اعتقاد قانون‌گذاران، شرکت دیگر نمی‌تواند به تعهدات بلندمدت و کوتاه‌مدت خود عمل کند. درنتیجه پیش‌بینی عوامل مؤثر بر توانگری شرکت‌های بیمه‌ای موجب می‌گردد تا بتوان از هزینه‌های بالای ورشکستگی شرکت‌های بیمه جلوگیری نمود (دھیاب<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۲۱). 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 (حق وردیلو و همکاران، ۱۴۰۱). نهادهای ناظر بازار بیمه در دنیا به عنوان حافظ منافع بیمه‌گذاران و مدافع حقوق زیان‌دیدگان، به طور مستمر توانایی ایفاده تعهدات مؤسسات بیمه را رصد و کنترل می‌نمایند. از سوی دیگر، بیمه‌گذاران انتظار دارند که نهاد ناظر صنعت بیمه به نحوی عمل نماید که به محض مشاهده کوچک‌ترین آثار هرگونه بحران، اقدامات لازم در جهت حفظ حقوق

<sup>1</sup>. Siddik

<sup>2</sup>. Fytros

<sup>3</sup>. Pulawska

<sup>4</sup>. Dhiab

دارند گان بیمه‌نامه‌ها به عمل آید. به منظور نظارت دقیق و پیشگیرانه، در سالیان اخیر نهادهای ناظر بیمه در دنیا نیز همسو با سایر نهادهای مالی، اقدام به تدوین سیستم‌های پیش‌هشدار<sup>۱</sup> EWS نموده‌اند (پراتیوی<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۲۱).

سیستم‌های پیش‌هشدار به ساختاری اشاره دارد که با در نظر گرفتن مؤلفه‌های مختلف اقتصادی، مالی و مدیریتی، کوچکترین تغییراتی که ممکن است در آینده منجر به ایجاد بحران در یک مؤسسه بیمه گردند را مورد شناسایی و رصد قرار می‌دهد (حق وردیلو و همکاران، ۱۴۰۱). اساس این سیستم‌ها بر تخمین احتمال افت و کاهش توانایی ایفای تعهدات و ریسک‌های پذیرفته‌شده 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 (راچا<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۱۵).

تحقیق حاضر با دو مسئله اصلی روبرو است. مسئله اول، شناسایی عوامل موثر بر توانگری مالی است، این مسئله ناشی از تنوع نظریه‌ها و فقدان یک مدل معین در حوزه عوامل موثر بر توانگری مالی و تعدد متغیرهای توضیحی بالقوه تأثیرگذار بر این متغیر است؛ از سوی دیگر، استفاده از یک مدل اقتصادسنجی کلاسیک به علت فروض کلاسیک محدود کننده، تعیین مدل بهینه را دچار مشکل می‌کند. یکی از راه‌های غلبه بر ناطمنانی در انتخاب متغیرها و همچنین ناطمنانی در انتخاب مدل مناسب، استفاده از روش‌های مرسوم در اقتصادسنجی بیزینی از جمله روش میانگین‌گیری بیزینی غیرخطی است. این روش با به کارگیری قوانین احتمال در الگوسازی، به آزمون مدل‌های مختلف پرداخته و از میان انبوهی از متغیرهای توضیحی، مهم‌ترین و مؤثرترین متغیرهای تأثیرگذار بر متغیر BMA و TVP-DMS و TVP-DMA را مشخص می‌کند. این رویکردهای به سه گروه مدل‌های TVP و TVP-DMS تقسیم می‌گردد. مدل میانگین‌گیری پویا یکی از رویکردهای مدل‌های TVP است که با استفاده از آن می‌توان میانگین احتمال حضور هر متغیر در بهترین مدل پیش‌بینی کننده را محاسبه نمود. در این روش از مبانی تئوریک فیلتر کالمن استفاده می‌شود. به بیان دقیقت پیش‌بینی یک متغیر در زمان t

<sup>1</sup>. Early Warning Systems

<sup>2</sup>. Pratiwi

<sup>3</sup>. Raucha,Jannes;Wendeb,Sabine

براساس اطلاعات ۱-۱، شامل میانگین احتمال حضور محاسبه بوده و میانگین گیری پیش‌بینی‌ها در بین مدل‌ها براساس این احتمال است و مدل میانگین گیری پویا را مفهوم می‌نماید (کوب، ۲۰۱۱). در راستای استفاده از این روش‌ها و به منظور معرفی برتری‌های این مدل اشاراتی ضروری به نظر می‌رسد. اول اینکه ضرایب تخمین‌زن‌ها می‌توانند در طول زمان تغییر کنند؛ به عنوان نمونه می‌توان گفت که شب منحنی توانگری مالی در طول زمان تغییر می‌کند و بر اساس ضرایب تخمین آن‌ها که تغییرات شب را نشان می‌دهد، تغییر خواهد کرد. به طور گسترشده‌تر علاوه بر آن در اقتصاد کلان همواره به علت تغییرات شرایط، شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی مشاهده شده است (استاک و واتسون، ۲۰۰۸). دوم اینکه مدل‌های متداول توانایی کافی برای محاسبه‌ی پارامترها در این شرایط را نداشتند و بهتر است مدلی ساخته شود که بتواند این واقعیت‌ها را بازتاب دهد. تعداد متغیرها و تخمین‌زن‌ها می‌توانند زیاد باشند. گروین و همکاران (۲۰۱۱)؛ در مطالعه خود از  $T^{m*}$  تخمین‌زن استفاده کردند و حتی در مدل‌های فاکتور (استاک و واتسون، ۱۹۹۹) تعداد متغیرهاییش از اینها نیز هست. افزایش زیادی تعداد متغیرها باعث خلق مدل‌های بزرگ و حجمی می‌شوند. هرگاه  $m$  تخمین‌زن وجود داشته باشند، محقق باید  $2^m$  مدل را تخمین بزنند. در این شرایط در اکثر مطالعات، محققین از مدل‌های TVP بیزی استفاده می‌کنند؛ مانند: مطالعه هوبر (۲۰۲۱)، کوب و همکاران (۲۰۲۰)، آدریان (۲۰۲۰)، برایو و همکاران (۲۰۱۹). علاوه بر این، مدل‌های مربوط به پیش‌بینی در طول زمان دچار تغییر می‌شوند. مدلی که بتواند یک متغیر را پیش‌بینی کند؛ از ۱۹۷۰ تا به حال تغییر کرده است یا ممکن است بعضی از متغیرها در حالت رکود بهتر تخمین بزنند و بعضی از آن‌ها در حالت رونق (استاک و واتسون ۲۰۰۸). گارات و همکاران (۲۰۱۱)، به این نتیجه رسیدند در هر مقطعی ممکن است یک مدل بهتر عمل کند و در بعضی از مراحل (دوره‌ها) روش دیگری بهتر عمل نماید. در یک مطالعه دیگر برای بازار سهام پسران و تیمرمن (۲۰۰۵)، نشان دادند که چگونه مدل‌های تخمین در طول زمان تغییر می‌کنند. مطالعات متعددی در این زمینه انجام شده است که مناسب بودن هر مدل را در یک مقطع زمانی نشان داده است. با این اوصاف، هرگاه  $m$  متغیر در مدل حضور داشته باشند و در  $t$  مقطع زمانی  $2^{m*t}$  مدل تخمینی وجود خواهد داشت. در این شرایط، مدل‌های اقتصادسنجی متداول تخمین‌های درست و

کاملی را ارائه نخواهد داد (کوب و کوروپلیس، ۲۰۱۱). استفاده از مدلی که بتواند این تعداد از مدل‌ها را به طور همزمان تخمین بزند، هدف این مطالعه است که از مدل پویای میانگین‌گیری TVP-DMA پیشنهادی رافتی و همکاران (۲۰۱۰)، استفاده می‌شود. به موازات DMA، آنها مدل پویای انتخابی DMS را نیز پیشنهاد کردند که هر دو در هر لحظه‌ای از زمان برآورد را ارائه می‌دهند. برخلاف روش کلاسیک که برای آزمون معناداری آماری ضرایب از استنتاج آماری بهره می‌جوید، در روش بیزی، اساس کار مبتنی بر تحلیل آماری و بر اساس توزیع‌های احتمالی می‌باشد. روش بیزی مبتنی بر قضیه بیز است که آن نیز مبتنی بر منطق استقرایی است. برخلاف منطق قیاسی که در آن معمولاً «زمانی که قضیه درست باشد، حتماً نتیجه هم درست خواهد بود»، در منطق استقرایی، این صحت جنبه احتمالی پیدا می‌کند و بسته به تعداد تفسیرها و مدل‌هایی که قضیه در آن صدق می‌کند، میزان صحت نتایج سنجیده می‌شود (گاور، ۱۹۹۷). امکان دارد توجه به متغیرهای معرفی شده، این سؤال را در ذهن ایجاد کند که بررسی مدل در صورت بروز مشکلاتی نظری هم خطی متغیرها چگونه امکان‌پذیر است؟ نکته‌ای که در این روش اهمیت دارد این است که مسائلی از این قبیل، مشکلی را برای مدل ایجاد نمی‌کند. در این روش با توجه به اینکه حضور و عدم حضور هر متغیر می‌تواند بر مقدار اثرگذاری و حتی معنی‌داری متغیرهای درون مدل اثر بگذارد، با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی سعی می‌شود متغیرهایی که در حضور همه متغیرهای ممکن بر متغیر موردنظر اثرگذارند، شناسایی شوند.

مسئله دوم اینکه، در خصوص اثرات شوک‌های مؤثر بر توانگری مالی مطالعات صورت گرفته است؛ اما با این حال مطالعه‌ای که به طور مستقیم آثار شوک‌های مؤثر بر توانگری مالی را با استفاده از متداول‌تری اقتصادسنجی پارامتر قابل تغییر طی زمان با عامل تعديل شده خود بازگشت برداری بررسی کند، صورت نگرفته است؛ در واقع نتایج مطالعات متعدد نشان می‌دهد که فرض ثابت بودن پارامتر در طول زمان برای الگوهای ثبات مالی فرضی نادرست است؛ چراکه در عمل ضرایب برای دوره‌های زمانی مختلف می‌تواند متفاوت باشند و عدم توجه به این موضوع مهم می‌تواند به نتایج نادرست اقتصادی منجر گردد. در شرایط شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی که

<sup>۱</sup> Gower

ویژگی اصلی سری‌های زمانی اقتصادی و مالی است، مدل‌های متداول توانایی کافی برای محاسبه پارامترها را ندارند. در این شرایط مدل‌های پارامتر متغیر با تخمین ضرایب متغیر در طول زمان، امکان مدل‌سازی واقعیت‌های فوق را فراهم می‌کند بر این اساس جهت رفع این مشکل در تحقیق حاضر از روش TVP-FAVAR استفاده گردیده است و از این جنبه مدل جدیدی در مطالعات تجربی مدل‌سازی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت در حوزه توانگری مالی به شمار می‌رود. مدل‌سازی توانگری مالی و لحاظ نمودن ویژگی تغییر ضرایب در بازه‌های زمانی مختلف از نوآوری‌های تحقیق حاضر است. مقاله حاضر در ۵ بخش موردبررسی قرار خواهد گرفت.

## ۲. مبانی نظری

ریسک سیستماتیک ریسکی است که مربوط به کل بازار یا بخشی از آن می‌شود، ریسک سیستماتیک گفته می‌شود. این نوع ریسک که به «ریسک غیرقابل حذف»، «نوسان پذیری» یا «ریسک بازار» نیز شناخته می‌شود بر کل بازار و نه فقط سهام یک شرکت یا صنعت خاص تأثیر می‌گذارد (درایی و همکاران، ۲۰۲۴). این نوع ریسک هم غیرقابل پیش‌بینی بوده و هم اجتناب کامل از آن غیرممکن است. صنعت بیمه به عنوان یکی از ارکان اصلی پذیرنده ریسک در بازار مالی، پایگاه اقتصادی مهمی برای جامعه محسوب می‌شود که بروز هر گونه مشکلات مالی و به دنبال آن رسایی تحت عنوان ورشکستگی مالی برای بخش‌های ذیل آن - که شرکت‌های بیمه‌ای هستند - چالش بزرگی است؛ به طوری که بسیاری از افراد جامعه از جمله بیمه‌گذاران و سهامداران از نتایج این آسیب‌ها متضرر می‌شوند. بخشی از این آسیب‌ها نوسان در متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی، نرخ ارز، نرخ بهره، نقدینگی و تورم است، موضوع بسیار مهمی که هم در ادبیات و هم در تحقیقات به آن پرداخته شده تعیین میزان وابستگی بازار بیمه به محیط کلان اقتصاد در شرایط و دوره‌های زمانی مختلف است (لی و همکاران<sup>۱</sup>؛ دانکیویچ و سیمیونسک<sup>۲</sup>).

<sup>1</sup>. Li

<sup>2</sup>. Dankiewicz & Simionesc

در اغلب موارد، نتایج مطالعات نشان می‌دهند که بین متغیرهای کلان اقتصادی و توانگری صنعت بیمه یک رابطه مستقیم وجود دارد؛ بنابراین میزان توسعه بازار بیمه به سطح توسعه اقتصادی کشور وابستگی دارد (منیر و همکاران<sup>۱</sup>؛ سان و همکاران<sup>۲</sup>؛ دانکویچ و سیمیونسک، ۲۰۲۰).

### رشد اقتصادی و توانگری مالی

تاکنون به ارزیابی رابطه بین توسعه ارکان بازار مالی و رشد اقتصادی توجه زیادی شده است؛ اما بیشتر این مطالعات، بر بخش‌های بانکی و بازار سرمایه تمرکز داشته و در رابطه با بخش بیمه، چنین نبوده است. محققان در مورد ماهیت و علت وجود رابطه بین رشد اقتصادی و صنعت بیمه، بحث‌ها و سوال‌های فراوانی داشته‌اند که آیا توسعه و ثبات مالی در صنعت بیمه، به رشد اقتصادی منجر می‌شود یا رشد اقتصادی، به ثبات بخش بیمه می‌انجامد یا اینکه هر دو طرف، علت یکدیگرند (والتنیا و همکاران، ۲۰۱۹). به عنوان مثال، پژوهشگرانی از جمله هونگ و همکاران (هونگ و همکاران، ۲۰۱۴)، تانگ (۲۰۱۵)، وانگ (۲۰۱۹) و تینگ (۲۰۲۰)، رابطه بخش بیمه و رشد اقتصادی را در کشور چین تحلیل کرده‌اند. آن‌ها دریافتند که رشد اقتصادی به طور قابل توجهی، باعث بهبود بخش بیمه شده است؛ زیرا از یک سو، رشد اقتصادی منعکس کننده تقاضای بیمه‌های عمر و سرمایه‌گذاری است و از سوی دیگر، سطح درآمدی جامعه، نشان دهنده قدرت خرید بیمه است. به گفته کریستیا<sup>۳</sup> به نقل از والتنیا و همکاران (۲۰۱۹)، سهم بیمه در تولید ناخالص داخلی برخی از کشورهای اروپایی مانند هلند، انگلستان و فنلاند در سال ۲۰۱۴، بیش از ۱۰ درصد بوده است که با رشد و توسعه اقتصادی، از این سطح نیز فراتر خواهد رفت. نتایج مطالعه کمیته اروپایی و دیگر مطالعات علمی در زمینه بیمه، نشان می‌دهد که صنعت بیمه با حمایت از فعالیت بنگاه‌ها، جبران خسارت‌های بزرگ، تسهیل در معاملات تجاری، ایجاد اعتبار و توانمندسازی کارآفرینان ریسک‌گریز به منظور انجام سرمایه‌گذاری‌های پربازده، به رشد اقتصادی کمک کرده و از آن نیز تأثیر می‌پذیرد (والتنیا و همکاران، ۲۰۱۹).

<sup>۱</sup>. Munir et al.,

<sup>۲</sup>. Sun et al.,

### نرخ تورم و توانگری مالی

تورم که همان افزایش مستمر سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد است، به عنوان یک متغیر کلیدی بر تمامی بخش‌های اقتصاد از جمله صنعت بیمه، تأثیر بسزایی دارد. تورم هزینه‌های خسارت را برای بیمه‌گران اعم از بیمه‌گران اتکایی، زندگی و غیرزنندگی افزایش می‌دهد که در نتیجه آن، سودآوری آن‌ها را به عنوان یک شاخص کلیدی کاهش می‌دهد. به عنوان نمونه، تورم برای بیمه‌گران زندگی، از طریق افزایش نرخ بهره خطرساز است؛ به این دلیل که افزایش نرخ تورم، به افزایش نرخ بهره منجر شده و این موضوع از طریق کاهش بازدهی موردانتظار بیمه‌گذاران و کاهش تقاضا برای بیمه، به ابطال و بازخرید بیمه‌نامه‌های عمر و سرمایه‌گذاری منتهی می‌شود (فرانسیس و همکاران، ۲۰۱۸). بر اساس نظریه روین، ورشکستگی شرکت‌های بیمه، بر این فرض استوار است که حق بیمه، با نرخ ثابت از بیمه‌شدگان دریافت می‌شود و مطالبات با نرخ متفاوتی به دست می‌آید؛ به طوری که با طولانی شدن سرسید مطالبات، بازدهی سرمایه‌گذاری آن‌ها نیز کاهش می‌یابد؛ که به از دست رفتن فرصت و کاهش در درآمد سرمایه‌گذاری بیمه‌گران اتکایی و بیمه‌گران غیرزنندگی منجر می‌شود (فرانسیس و همکاران، ۲۰۱۸)؛ لذا متغیر تورم، می‌تواند عاملی بی‌ثبات‌کننده برای شرکت‌های بیمه تلقی شود.

### نرخ ارز و توانگری مالی

برای بسیاری از بازارها به ویژه بخش بیمه، نوسانات نرخ ارز، یک عامل بی‌ثبات‌کننده و پرریسک است. این دست از نوسانات، تهدیدی برای شرکت‌هایی است که بالاخص سهام آن‌ها در بازار سرمایه معامله می‌شود؛ همچنین، برای برخی از مؤسسات مالی، از جمله شرکت‌های بیمه که در تجارت و معاملات خارجی حضور دارند، یک چالش جدی با آثار سود و زیانی به همراه دارد. برای صنعت بیمه، نوسانات نامطلوب نرخ ارز، ممکن است که به زیان یا کاهش بازدهی سرمایه‌گذاری، کاهش وصول حق بیمه و کاهش درآمد منجر شود (آمینو و همکاران، ۲۰۲۰). به طور کلی، می‌توان عنوان کرد که وقتی نرخ ارز افزایش می‌یابد، ارزش دارایی و سرمایه برخی از شرکت‌ها که موازنه ارزی مثبت دارند، بدون ورود جریان نقدینگی جدید، بالاتر می‌رود که به افزایش حق بیمه پرداختی آن‌ها به شرکت‌های بیمه منجر می‌شود؛ بنابراین درآمد بیمه‌گران، اعم از

بیمه‌گران اتکایی و بیمه‌گران عمومی از این شیوه تغییر در نرخ ارز، به نوعی تأثیر مثبت می‌پذیرد؛ به طوری که هر بخشی که وابستگی بیشتری به نرخ ارز داشته باشد، حق بیمه بیشتری به شرکت‌های بیمه می‌پردازد؛ که از جمل، می‌توان به بیمه‌نامه‌های باربری، درمان تکمیلی، بیمه‌های نفت و انرژی بخصوص بخش اتکایی بیمه‌گران اشاره کرد (ناظمی و همکاران، ۱۴۰۰). طبق تئوری «گذار نرخ ارز»، افزایش نرخ ارز، موجب افزایش قابل توجه در قیمت کالاهای وارداتی می‌شود. از آنجا که بسیاری از آنها، کالاهای واسطه‌ای می‌باشند، این عامل می‌تواند بر بخش تولیدی و خدماتی از جمله خدمات صنعت بیمه، اثر نامطلوب بر جای گذاشته و رشد تورم را در برخی از بخش‌ها، تسریع بخشد (اسلاملوئیان و خلیل‌نژاد؛ ۱۳۹۴؛ امیری و همکاران ۱۳۹۹).

### آثار تحریم بر صنعت بیمه

اثر تحریم بر صنعت بیمه کشور از دو بعد قابل بررسی است که در این بخش به تفکیک به هر یک از آن‌ها پرداخته می‌شود.

۱- آثار مستقیم تحریم بر صنعت بیمه که از اعمال محدودیت بر واگذاری ریسک به شرکت‌های بیمه اتکایی خارجی و اعمال محدودیت در ارتباط با شرکت‌های بیمه خارجی بر صنعت بیمه کشور ایجاد می‌شود.

۲- آثار غیر مستقیم تحریم بر صنعت بیمه که از طریق فشار بر متغیرهای کلان اقتصادی و در نتیجه تأثیرپذیری از آن‌ها دارای اهمیت است متغیرهایی همچون واردات، صادرات، نرخ ارز، نرخ تورم داخلی و تأثیر بر تولید ناخالص ملی.

#### الف: آثار مستقیم تحریم بر صنعت بیمه

اثرات مستقیم تحریم بر صنعت بیمه در جدول (۱)، ارائه شده است.

### جدول ۱. آثار مستقیم تحریم‌های اقتصادی بر صنعت بیمه کشور

آثار مستقیم	تحلیل
محدودیت انعقاد قراردادهای اتکایی با بیمه گران بین‌المللی و تجمع ریسک در داخل	الزام آئین نامه ۵۵ شورای عالی بیمه در انتخاب بیمه گران اتکایی با حداقل رتبه A از مؤسسه رتبه بنده اس اند پی و نظر به آنکه چنین بیمه گرانی در شرایط تحریم با ایران قرارداد نمی‌بندند بیمه گران داخلی را با مشکلات زیادی روپرداز نموده است ضمن آنکه در شرایط تحریم شرکت‌ها برای دادن نرخ و شرایط از تجربیات گذشته خود در این مورد استفاده می‌نمایند و نرخ‌های متعارف جهانی مد نظر نیست.
ریسک نکول طرف تجار:	در دوره تحریم دریافت مطالبات از شرکت‌های خارجی به طرق مختلف نظیر تهاتر جابجایی از شرکت به شرکت دیگر یا با واسطه یک شرکت ثالث انجام می‌شود. روش‌های پرداخت حق بیمه نیز عمدتاً از طریق صرافی‌ها یا با استفاده از توافقات دوجانبه پولی نیز انجام می‌گردد که این روش گرچه باعث حل شدن نسبی قضیه می‌شود؛ ولی مشکلات خاص خود را مانند امنیت جریان انتقال وجوه به همراه دارد. بعلاوه، مشکل دیگر وصول مطالبات قبلی است که موجب شده مطالبات صنعت بیمه نزد بیمه گران خارجی باقی بماند.
ممنوعیت تأمین پوشش بیمه‌ای پی‌اندآی و اچ اندام	قبل از اعمال تحریم‌ها علیه ایران کشتیهای ایرانی پوشش بیمه‌ای پیاندای خود را از کلوب ۱۳ گانه‌ای جی دریافت می‌کردند. در زمان تحریم صنعت با فقدان پوشش‌های بیمه‌ای مذکور مواجه شده و ناوگان‌های بزرگ همچون شرکت کشتیرانی ج.ا.ایران و شرکت ملی نفت کش ایران اجازه تردد در آبهای بین‌المللی را ندارند؛ البته عدم استفاده از پوشش‌های بین‌المللی توجه بیشتر به بازار بیمه داخلی از جمله کلوب پی‌اندآی کیش و قشم را به همراه داشته است که به نوبه خود، توسعه صنعت بیمه در ایران را تسهیل می‌نماید.
بیمه‌های هوایپما	بیمه هوایپما پوشش‌های مورد نیاز بیمه گذاران را در قبال خطرات مربوط به هوایپما مانند مالکیت اداره تعمیر و نگهداری و یا فروش ارائه می‌دهد. بیمه هوایپما در صورت بروز حادثه هم خسارت مالی به وسیله نقلیه و هم خسارت مالی و جانی وارد به افراد

<p>ثالث را شامل می‌شود. تحریم‌های دو دهه گذشته صنعت هواپیمایی ایران مشکلات عمده‌ای به بار آورده است که مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>○ خروج شرکت‌های بنام صنعت هواپیمایی نظیر املین و چویسر از ایران</li> <li>○ مشکل در خرید قطعات یدکی برای هواپیماها</li> <li>○ عدم امکان تهیه پوشش بیمه‌ای هواپیما از خارج از کشور</li> </ul>	
<p>در دوران تحریم دو مشکل ظرفیت مالی و شکاف دانش بیمه‌ای با دنیای خارج به وجود می‌آید که مشکل اول در کوتاه مدت و مشکل دوم در بلندمدت اثرات خود را نشان می‌دهند هزینه جبران مشکل ضعف دانش، هزینه‌های فرصت از دست رفته است که قابل ترمیم نیست؛ ولی هزینه‌های مالی قابل جبران است. بعلاوه عدم انتقال دانش فنی روز منجر به رواج افکار و دانش نادرست بیمه‌ای در داخل خواهد شد که اصلاح این افکار نادرست بسیار زمان برخواهد بود.</p>	ممنوعیت اخذ مدارک حرفه‌ای بین‌المللی و عدم انتقال دانش فنی
<p>مشکل دیگر تحریم‌ها خودداری مؤسسات معتبر رتبه‌بندی در دنیا از رتبه‌بندی شرکت‌های بیمه ایرانی است این موضوع با توجه به الزام قانونی مطرح در بند ۶-ب ضوابط اجرایی ماده ۲۰ آینه نامه ۴۰/۵ شورای عالی بیمه مقررات قبولی اتکایی اختیاری از خارج مبنی بر آنکه که راهبر اتکایی ریسک‌های پذیرفته شده باید حداقل رتبه A از مؤسسه رتبه‌بندی اس اند پی یا معادل آن از سایر مؤسسات رتبه‌بندی بین‌المللی مانند ای. ام بست فیچ و مودیز داشته باشد؛ مانع در قبولی اتکایی از خارج و ارزآوری برای کشور خواهد بود.</p>	ممنوعیت رتبه‌بندی اعتباری
<p>تأثیر تحریم صنعت بیمه را به تفکیک در دو بخش حمل و نقل ریلی و دریایی می‌توان مورد بررسی قرارداد در حمل و نقل ریلی اثر مستقیم تحریم‌ها شامل (۱) افزایش هزینه‌های تأمین مالی خرید واگن (۲) کاهش حمل بارهای ترانزیتی (۳) ایجاد مشکل در زمینه خرید و تأمین قطعات لکوموتیو است. در حوزه حمل و نقل دریایی با توجه به آن که تمامی کشتی‌ها برای انجام سفرهای دریایی خود نیازمند پوشش‌های بیمه‌ای می‌باشند و همچنین با توجه به سهم بالای حمل و نقل در تجارت جهانی تحریم‌های</p>	عدم پذیرش بیمه نامه‌های باربری شرکت‌های بیمه ایرانی توسط سازمان‌ها و مجامع بین‌المللی

<p>مربوط به بیمه و بیمه اتکایی علیه ایران یک چالش بزرگ در حمل و نقل دریایی ایجاد کرده است.</p>	
<p>زیان همگانی یا خسارت مشترک هنگامی مصدق می‌باید که مسئولان امور کشتی با توجه به اختیاراتی که به آن‌ها تفویض شده است به خاطر نجات کشتی و محمولات آن از خطری که در صورت وقوع یا توسعه آن خطر، سرنوشت کشتی مورد تهدید قرار می‌گیرد به کشتی یا محمولات آن یا هر دو وارد می‌کنند تا به این ترتیب از نابودی کشتی جلوگیری به عمل آورند. به دلیل وجود تحریم‌ها دریافت زبان همگانی با مشکلاتی مواجه شده است چراکه بسیاری از کشورها در خصوص ارائه تضامین این توافقنامه به مشکلاتی بر می‌خورند و از انجام این کار سر باز می‌زنند.</p>	<p>ایجاد مشکلاتی برای آرائه تضامین بین‌المللی جهت زیان همگانی محمولات دریایی</p>
<p>تحریم‌های جدید آمریکا مانع از استفاده از بستر فناوری اطلاعات لویدز لندن برای بیمه کشور ایران شده است چون بخشی از آن متعلق به یک شرکت آمریکایی است ریجستر لویدز که یک شرکت پیشرو در زمینه مدیریت خطر دریایی است به دلیل تحریم‌ها فعالیت خود را در ایران خاتمه داده است بدین ترتیب ارزیابی حدود ۶۰ تانکر و کشتی متعلق به شرکت ملی نفت کش ایران و خطوط حمل و نقل جمهوری اسلامی ایران را متوقف کرده است برای کمک به تضمین کیفیت و اطمینان از قرارداد یک منبع واحد از مدل‌های وردینگ برای استفاده در لویدز ایجاد شده است که با لمس یک دکمه مخزن وردینگ لویدز این امکان را می‌دهد تا بتوان عبارت‌ها و بندهای مورد نیاز را مشاهده و بارگیری کرد. با شروع تحریم‌ها استفاده از خدمات وردینگ لویدز نیز میسر نیست.</p>	<p>قطع همکاری سندیک بیمه‌گران لویدز لندن</p>

مأخذ: موران و سالیس بوری (۱۳۹۶)، یوسفی رامنی (۱۳۹۶)، مجیدی و همکاران (۱۳۹۷)، خزایی (۲۰۱۴)، راشدی اشرفی (۱۳۹۷)، مقصودی (۱۳۹۱)

### ب: آثار غیر مستقیم تحریم بر صنعت بیمه

در این بخش در جدول (۲)، اثرات غیر مستقیم تحریم بر صنعت بیمه ارائه شده و حوزه‌هایی چون صنایع نفت و گاز، بانک و متغیرهای کلان اقتصادی مورد توجه قرار می‌گیرد.

## جدول ۲. آثار غیر مستقیم تحریم‌های اقتصادی بر صنعت بیمه کشور

آثار غیرمستقیم	تحلیل
قیمت‌های پایین نفت نوسانات و عدم قطعیت در وضعیت اقتصاد کشورهای ثروتمند نفتی	با وجودی که بسیاری از کشورهای نفتی نسبت به قیمت پایین نفت برای دوره زمانی کوتاه تا میان مدت توانایی مقابله دارند؛ اما طولانی شدن این دوره می‌تواند اثرات ویران کننده‌تری نسبت به سایر اقتصادها بر آن‌ها بگذارد. بر اساس گزارش مؤسسه ای.ام. بست این اتفاق می‌تواند بر بخش بیمه کشورهای نفتی اثرات منفی گذاشته و توان آن‌ها را در مواجهه با نوسانات و عدم حتمیت‌های اقتصادی به دلیل تغییر برنامه اقتصادی به چالش بکشد در گزارش ای.ام. بست در خصوص کشورهای نفت خیز صحبت شده و پیش‌بینی کلی در این زمینه نشان‌گر آن است که با کاهش قیمت نفت بیمه‌گران می‌بایست انتظار کاهش رشد میزان حق بیمه‌های تولیدی و در نتیجه کاهش سودآوری را داشته باشند.
کاهش معاملات بانکی بین المللی	در تحریم سوئیفت دسترسی بانک‌های ایرانی به پیام‌رسان سوئیفت قطع می‌شود و این موضوع تراکنش‌های ارزی ایران را دچار مشکل می‌نماید در این شرایط، طبیعتاً همکاری بیمه‌گران داخلی و طرف خارجی به دلیل مشکلات ارزی و امکان تبادل آن کاهش خواهد یافت و با توجه به مشکل گشايش اعتبار پذیرش ریسک بانک‌های طرف قرارداد در حوزه تجارت خارجی مشکل است همچنین فعالیت شرکت‌های بیمه داخلی در عرصه بین‌الملل و پذیرش اتکایی و یا سرمایه‌گذاری به سهولت قبل نخواهد بود.
ریسک حاصل از مبادله ریال و دلار و سایر ارزها	با توجه به ریسک حاصل از مبادله ریال و دلار و سایر ارزها، شرکت‌های دارای تعهدات ارزی با افزایش بدھی و خسارتهای خود مواجه خواهند شد. حتی اگر تأمین ارز مورد نیاز در دستور کار باشد باز هم برای رشته‌های تجاری مانند بیمه کشتی هوایپمایی نفت و انرژی که تحت تأثیر نوسانات تبادلات قرار دارند می‌بایست سرمایه شرکت‌های بیمه افزایش یابد تا توانگری مالی خود را حفظ نمایند. از سوی دیگر، ارزش دارایی‌های برخی شرکت‌های بیمه شده نیز به دلیل رشد ارزش دلار و سایر ارزها بالا رفته و به همان میزان باید پوشش بیمه‌ای آن‌ها تغییر نموده و افزایش یابد و این کار نیز نیازمند پرداخت حق بیمه بیش‌تر به شرکت‌های بیمه است؛ زیرا در

<p>صورتی که یک دارایی کمتر از ارزش واقعی آن بیمه شود بیمه‌گران باید مبلغ جبران را به نسبت نوسانات نرخ ارز افزایش دهند و در نتیجه شرکت‌های بیمه باید در عقد قراردادها قوانین لازم را رعایت کنند و متناسب با رشد نرخ ارز حق بیمه و پوشش خسارت‌ها؛ همچنین بیمه اتکابی خود را احیاء کنند تا در زمان وقوع خسارت بتوانند خسارت را تأمین کنند.</p>	
<p>این انجمن‌ها سازمان‌هایی هستند که استانداردهای لازم برای ایمنی و نگهداری را ثبت نموده و تلاش دارند تا این استانداردها را نسبت به تمامی کشتی‌ها جهان اعمال نمایند. برای ورود یک کشتی به بنادر جهان معمولاً به یک طبقه‌بندی معتبر نیاز است. تحريم‌ها و دغدغه‌های مرتبه با ریسک‌های اعتبار و شهرت، این سازمان‌ها را از ارائه طبقه‌بندی برای کشتی‌های ایرانی بازداشتی است. اتحادیه اروپا منویت ویژه‌ای برای ارائه طبقه‌بندی و دیگر خدمات مشابه به تانکرها نفتی و کشتی‌های کالای ایرانی دارد.</p>	عدم طبقه‌بندی کشتی‌ها و نفت‌کش‌های جمهوری اسلامی ایران از سوی انجمن‌های ایرانی

مأخذ: زین الدینی (۱۳۹۹) معاونت پژوهش‌های اقتصادی - مرکز تحقیقات استراتژیک (۱۳۹۱)، معاونت اقتصادی اتاق بازرگانی، صنایع معدن و کشاورزی ایران شماره شهریور (۱۳۹۷)، مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۷)، میر عباسی و همکاران (۱۳۹۵).

### شاخص جهانی شدن و صنعت بیمه

به طور کلی در زمینه رابطه علیت بین توسعه مالی که بیمه به عنوان یکی از شاخص‌های اندازه گیری آن محسوب می‌شود و باز بودن اقتصادی شامل بازبودن تجاری و مالی به عنوان شاخص جهانی شدن چهار فرضیه اصلی بر اساس مطالعات تجربی انجام شده، قابل طرح است که در ادامه مورد بررسی قرار میدهیم. گفتنی است هر چند موضوع اهمیت توسعه مالی به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده توسعه تجارت موردن توجه اقتصاددانان قرار گرفته است اما این مطالعات برخلاف ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی، بسیار بدیع و محدود و در هر دو بعد نظری و تجربی در ابتدای کار قرار دارد. در واقع، بجز موارد بسیار محدودی مانند مطالعه کلتزر و باردهان، که اشاره‌هایی در این زمینه داشته‌اند، اقتصاددانان این موضوع را از هر دو بعد نظری و تجربی از سال ۲۰۰۲ به ویژه از سال ۲۰۰۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. نخستین فرضیه را فرضیه باز بودن اقتصادی که به توسعه مالی منجر شده یا فرضیه دنباله روی تقاضا می‌نامند که نشان دهنده علیت یک طرفه از سمت باز بودن

اقتصادی به توسعه مالی است (کیندربئو گو، ۲۰۱۲)؛ به این صورت که هر چه اقتصاد یک کشور در ارتباط با کشورهای دیگر پویاتر عمل نماید با افزایش مبادلات اقتصادی، از سرریز فنی و انتقال بین‌المللی دانش بهره مند شده و با افزایش بازدهی موجات افزایش انگیزه و عامل تحریک برای سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کند و از این طریق باعث توسعه مالی می‌شود (بالتجی و همکاران، ۲۰۰۹) در این راستا بارو و مارتین (۱۹۹۵)، معتقدند که اقتصادهای بازتر فن آوری پیشرفته را در جهت توسعه مالی بهتر وارد می‌کنند. لی (۱۹۹۳)، بیان می‌کند که کشورهای در حال توسعه می‌توانند با واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای به توسعه مالی بالاتری دست پیدا کنند مطالعه تجربی بالتجی و همکاران (۲۰۰۹)، نشان می‌دهد که برای هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه درجه باز بودن به توسعه مالی کمک می‌کند به خصوص درجه باز بودن مالی برای کشورهایی که درآمد پایین‌تری دارند بسیار مناسب است. فرضیه دوم را فرضیه توسعه مالی که به باز بودن اقتصادی منجر شده یا فرضیه رهبری عرضه می‌نامند که نشان دهنده علیت یک طرفه از سمت توسعه مالی به باز بودن اقتصادی است. توسعه نهادها و بازارهای مالی از طریق تنوع بخشیدن به ریسک می‌تواند به کاهش موانع و محدودیت‌های تجاری کمک کرده و باعث گسترش تجارت شود (اسوالریده و ولاجوس ۲۰۰۵)؛ همچنین از آنجا که توسعه مالی انگیزه تولید‌کنندگان را به سمت تولید کالاهای بازده صعودی نسبت به مقیاس سوق می‌دهد، پدیده تخصصی شدن در بین بخش‌های اقتصادی و به دنبال آن جریان‌های تجاری به وسیله سطح نسبی واسطه‌های مالی تعیین می‌شود. در این راستا یافته‌های بکر و گرینبرگ (۲۰۰۵)، نشان دهنده این موضوع است که سیستم مالی بهتر موجب افزایش صادرات می‌شود. مطالعات تجربی مختلفی مانند مطالعات ولد رافائل (۲۰۰۹) و رحمان و همکاران (۲۰۱۲)، از این فرضیه حمایت می‌کند.

فرضیه سوم به رابطه علیت دو طرفه بین توسعه مالی و بازبون اقتصادی معتقد است به این معنا که توسعه مالی سبب باز بودن اقتصادی شده و باز بودن اقتصادی بالاتر نیز سبب توسعه مالی می‌شود. این فرضیه را فرضیه بازخورد نیز می‌نامند که نشان می‌دهد توسعه مالی و باز بودن اقتصادی یکدیگر را تقویت می‌کنند. نتایج تجربی مطالعات حسن و اسلام (۲۰۰۵) و اصغر و حسین (۲۰۱۴)، تأیید کننده این فرضیه است. سرانجام، فرضیه چهارم معتقد است که هیچ رابطه علیتی بین توسعه

مالی و بازبودن اقتصادی وجود ندارد؛ این فرضیه را فرضیه خنثی می‌نامند. نتایج تجربی مطالعه گریس و همکاران (۲۰۰۹)، از این فرضیه حمایت می‌کند.

### ۳. پیشینه تحقیق

در این بخش به بررسی مطالعات صورت گرفته توسط محققان داخلی و خارجی در حوزه موضوع تحقیق پرداخته شده است.

گودرزی فراهانی و همکاران (۱۴۰۳)؛ اقدام به بررسی اثر نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی بر توانگری مالی صنعت بیمه در ایران نمودند. در این راستا اطلاعات شرکت‌های بیمه‌ای طی دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۱ گردآوری شده است. به منظور دستیابی به فرضیات پژوهش و آزمون آنها از روش خودرگرسیون برداری استفاده شده است. در این مطالعه ابتدا با استفاده از مدل خود همبسته واریانس ناهمسان شرطی تعییم یافته به استخراج شاخص نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته شد سپس در قالب نمودارهای کنش-واکنش به بررسی اثر شوک نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه پرداخته شد. نتایج به دست آمده بیانگر این بود که در اکثر شرکت‌های بیمه مورد استفاده در نمونه آماری شوک نوسانات تولید، نرخ ارز و نرخ تورم منجر به کاهش در توانگری مالی شرکت بیمه شده است. بر این اساس بی ثباتی و نوسانات در متغیرهای کلان اقتصادی منجر به افزایش ناطمینانی در اقتصاد شده و این موضوع توانگری مالی شرکت بیمه و قدرت پاییندی به تعهدات مالی شرکت‌ها را کاهش می‌دهد.

حق وردیلو و همکاران (۱۴۰۱)؛ به ارائه سیستم پیش‌بینی شدای توانگری مالی برای شرکت‌های بیمه بهویژه شرکت‌های فعال در بازار بیمه ایران پرداخته‌اند. الگوی پژوهش با استفاده از روش اقتصادسنجی با رویکرد داده‌های ترکیبی (پانلی) برای ۱۸ شرکت فعال در بازار بیمه ایران و برای دوره مورد بررسی ۱۳۹۶-۱۳۸۷ بود. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که نرخ سود بانکی با یک دوره وقفه و تغییر اعضای هیأت مدیره به ترتیب بیشترین و کمترین تأثیر را بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه مذبور داشته‌اند؛ همچنین ضریب خسارت به دلیل توان سوم بودن، اثر آن در مقادیر مختلف متفاوت بوده است.

عیسوند و همکاران (۱۴۰۱)؛ به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز، نرخ بهره، رشد اقتصادی و رشد مانده حقیقی پول بر ثبات مالی صنعت بیمه ایران پرداخته‌اند. در این تحقیق، از روش مارکوف سوئیچینگ استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد، رفتار ثبات مالی صنعت بیمه در تأثیرپذیری از متغیرهای کلان اقتصادی در طول رژیم‌های اول (فصل اول ۲۰۰۵ تا فصل سوم ۲۰۰۸) و دوم (فصل چهارم ۲۰۰۸ تا فصل چهارم ۲۰۱۵)، تفاوت دارد؛ به طوری که تأثیر متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره، رشد اقتصادی بر ثبات مالی صنعت بیمه در رژیم اول، عکس رژیم دوم بوده، در حالی که متغیر رشد مانده حقیقی پول در هر دور رژیم، رابطه مستقیمی با ثبات مالی صنعت بیمه داشته، ولی اثر آن در رژیم دوم که یک رژیم رکودی محسوب می‌شود، بر ثبات مالی ناچیز است.

پیکارجو و همکاران (۱۴۰۱)؛ اقدام به ارائه الگوی سیستم پیش‌هشدار بر مبنای احتمال افت توانگری از مقدار بحرانی آن از دیدگاه ناظر بیمه برای شرکت‌های بیمه ایرانی پرداختند. برای برآشش مدل پیش‌هشدار از روش اقتصادسنجی لاجیت پانل و داده‌های ۱۸ شرکت بیمه برای دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۷ استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد متغیرهای مالی؛ نسبت جاری، شاخص هرفیندال - هیرشمن رشته‌ای و ضریب خسارت و متغیرهای اقتصادی؛ نرخ سود بانکی، رشد اقتصادی و تحریم‌های اقتصادی بین‌المللی و متغیر حاکمیت شرکتی تغییرات اعضای هیئت مدیره، توضیح‌دهنده احتمال افت توانگری مالی به سطح بحرانی (سطح توانگری ۲ و کم‌تر)، بوده‌اند. نرخ سود بانکی و تغییرات اعضا هیئت مدیره به ترتیب بیشترین و کم‌ترین تأثیر و ضریب خسارت در مقادیر بالای آن، بیشترین اثر را بر احتمال افت توانگری نشان می‌دهند.

عیسوند حیدری و همکاران (۱۴۰۰) تحلیل وضعیت ثبات مالی صنعت بیمه ایران را با استفاده از مؤلفه‌های اصلی انجام دادند. در مطالعه آن‌ها برای استخراج شاخص ثبات مالی صنعت بیمه از ۵ متغیر رشد اقتصادی، نرخ بهره، نرخ ارز، تورم و توانگری مالی به عنوان متغیرهای کلان اقتصادی و ۲۲ زیر شاخص عملکردی شرکت بیمه استفاده شده است. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که ثبات مالی صنعت بیمه در بلندمدت دارای روند نزولی است.

مظلومی و همکاران (۱۳۹۸)؛ به ارائه مدلی برای ریسک‌های موجود در صنعت بیمه ایران پرداختند. برای این هدف، از ترکیبی از روش‌های داده‌بنیاد (GT) و مدل‌سازی معادلات ساختار (SEM)، استفاده

شده و داده‌های موردنیاز تحقیق از طریق مصاحبه با تعدادی از خبرگان و پژوهشگران صنعت بیمه و پرسشنامه جمع‌آوری شده است. درنتیجه کدگذاری باز مصاحبه‌ها، ۹۷ مفهوم شناسایی شد که پس از طبقه‌بندی، ریسک‌های مدیریت استراتژیک صنعت بیمه ایران در قالب ریسک‌های تجاری (محیطی)، ریسک‌های سازمانی، ریسک‌های عملیاتی (فرآیندی)، ریسک‌های فنی، ریسک‌های دانشی، ریسک‌های منابع انسانی و ریسک‌های رویدادی شناسایی شدند و از طریق مدل‌سازی معادلات ساختاری نیز اعتبار مدل طراحی شده مورد تأیید قرار گرفت.

لی<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۲۴)؛ به بررسی ریسک‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک مؤثر بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه‌ای پرداختند. بر اساس نتایج هر دو گروه ریسک‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک تأثیر معناداری بر توانگری مالی دارند و تأثیر ریسک‌های غیرسیستماتیک نسبت به سیستماتیک بر توانگری مالی قوی‌تر است.

سیاپی<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۲۳)؛ به بررسی نقش متغیرهای اقتصادی و همچنین قوانین و مقررات مالی بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه در کشورهای اروپایی پرداختند. در این مطالعه از اطلاعات آماری ۲۹ شرکت بیمه در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۲۰ استفاده شد. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که قوانین و مقررات نهادهای نظارتی منجر به افزایش در توانگری مالی شده است؛ همچنین نتایج نشان داد که تغییرات در نرخ تورم و ارز کشورها بر توانگری مالی اثرگذاری معنی‌داری داشته است.

یامو<sup>۳</sup> (۲۰۲۳)؛ به بررسی تأثیر تورم بر توانگری مالی در صنعت بیمه پرداختند. بدین منظور، از مدل رگرسیونی داده‌های پنلی در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۹ استفاده شد. نتایج نشان داد تورم، نسبت جاری و نسبت مالکانه بر توانگری مالی تأثیر مثبت و معنادار دارند؛ در حالی که ضریب خسارت، نسبت ذخایر بر توانگری مالی تأثیر منفی داشته‌اند.

لورنزو و همکاران (۲۰۲۲)؛ اقدام به طراحی یک مدل سیستم پیش‌هشدار مشکل از شاخص‌های مالی کلان و شرکتی برای بیمه‌های اروپا نمودند. بر اساس نتایج رشد اقتصادی، تورم و نرخ بهره، تأثیر

<sup>1</sup>. Li

<sup>2</sup>. Siopi

<sup>3</sup>. Yamoah

منفی بر توانگری شرکت‌های ییمه داشتند. در سطح شرکتی، کاهش بازده دارایی‌ها و ارزش دفتری به ارزش بازار و هزینه‌های عملیاتی بر توانگری مالی شرکت‌های ییمه تأثیرگذار بودند.

گیرالدز و مورنو<sup>۱</sup> (۲۰۲۲)؛ در پژوهش خود، ثبات مالی و مناقشات شرکتی در صنعت ییمه غیرزنده‌گی را بررسی کردند. آن‌ها برای بررسی و تجزیه و تحلیل اثربازی‌بری ثبات مالی صنعت ییمه از شرایط محیطی اجتماعی و حاکمیتی، از داده‌های ۶۱ شرکت ییمه از ۱۲ کشور طی دوره سال‌های ۲۰۱۸–۲۰۱۲ و از رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) و تخمین‌های GMM استفاده کردند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که شرکت‌های ییمه با شرایط حاکمیتی بالاتر ثبات مالی بیشتری داشته‌اند.

بوختیار و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۹)؛ اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد شرکت‌های ییمه غیرزنده‌گی را طی دوره سال‌های ۲۰۰۹–۲۰۱۵ بررسی کردند. در مطالعه آن‌ها این عوامل به دو گروه متغیرهای کلان اقتصادی و متغیرهای خرد تقسیم‌بندی شدند؛ متغیرهای کلان بررسی شده آن‌ها شامل نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی، نرخ بهره و نرخ ارز است. نتایج نشان می‌دهد که به جز نرخ بهره هیچ یک از متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر آماری معنی‌داری بر عملکرد شرکت‌های ییمه غیرزنده‌گی ندارند.

ساسیدهران و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۹)؛ عوامل سطح خرد و کلان تعیین‌کننده عملکرد مالی شرکت‌های ییمه امارات متحده عربی را بررسی کردند. آن‌ها از ۸ شاخص عملکردی شرکت ییمه و دو متغیر تورم و تولید ناخالص داخلی سرانه استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که متغیرهای کلان بررسی شده اثر ناچیزی بر عملکرد مالی بخش ییمه امارات نشان می‌دهند.

بر اساس پیشینه تحقیق و مبانی نظری مشاهده می‌گردد که ریسک‌های سیستماتیک بر توانگری مالی شرکت‌های ییمه‌ای تأثیرگذارند؛ اما تحقیق حاضر از دو بعد با تحقیقات دیگران متفاوت است، در بعد اول در تحقیق حاضر به ۱۳ ریسک سیستماتیک مؤثر بر توانگری مالی در شرکت‌های ییمه‌ای پرداخته است. این ۱۳ متغیر تجمعی شده متغیرهای استفاده شده در تمامی تحقیقات مورد بررسی توسط محقق است. به عنوان مثال در تحقیق گودرزی و همکاران ۱۴۰۳ صرفاً به بررسی متغیرهای رشد اقتصادی، تورم و نرخ ارز بر توانگری مالی پرداخته شده است. عیسی‌وند و همکاران ۱۴۰۱ به بررسی

<sup>1</sup>. Giraldez-Puiga and Morenob

<sup>2</sup>. Bokhtiar et al.,

<sup>3</sup>. Sasidharan et al.,

متغیرهایی مانند نرخ ارز، نرخ بهره، رشد اقتصادی و نقدینگی بر توانگری مالی پرداخته‌اند. در بعد دوم اثرات متغیرهای منتخب با استفاده از مدل TVP-FAVAR در سه بازه زمانی مورد بررسی قرار خواهد گرفت. بر اساس مبانی نظری و تجربی ارائه شده ریسک‌های سیستماتیک شناسایی شده موثر بر توانگری مالی عبارتند از:

جدول ۳. ریسک‌های موثر بر توانگری مالی شرکت‌های بیمه

نوع ریسک	جایگاه	نام متغیر	منبع
ریسک سیستماتیک	توضیحی	رشد اقتصادی	کاپورال و همکاران (۲۰۱۷)؛ کرستانی و همکاران (۲۰۲۱)
توضیحی	تورم		سیدیک و همکاران (۲۰۲۲)؛ حق وردیلو و همکاران (۱۴۰۱)
توضیحی	نااطمینانی تورم		مورنو و همکاران (۲۰۱۶)، شیج (۲۰۱۲)
توضیحی	نرخ ارز		مورنو و همکاران (۲۰۱۶)، لیو و همکاران (۲۰۱۶)، لی و همکاران (۲۰۱۶)
توضیحی	قیمت نفت		مورنو و همکاران (۲۰۱۶)؛ فزانگان و مارکوارت (۲۰۰۹)
توضیحی	نقدینگی		مورنو و همکاران (۲۰۱۶)، شیج (۲۰۱۲)
توضیحی	تحریم		حق وردیلو و همکاران (۱۴۰۱)
توضیحی	شاخص جهانی شدن		بلوج و همکاران (۲۰۱۱)
توضیحی	شاخص فلاکت		مورنو و همکاران (۲۰۱۶)، لیو و همکاران (۲۰۱۶)، هرینگتون (۲۰۰۹)؛ لی و همکاران (۲۰۱۶).
توضیحی	KOF	شاخص	بلوج و همکاران (۲۰۱۱)، هرینگتون (۲۰۰۹).
توضیحی	بیکاری		مورنو و همکاران (۲۰۱۶)، لیو و همکاران (۲۰۱۶)، لی و همکاران (۲۰۱۶).
توضیحی	نرخ سود بانکی (میانگین نرخ سود کوتاه‌مدت و بلند‌مدت)		حق وردیلو و همکاران (۱۴۰۱)؛ کاپورال و همکاران (۲۰۱۷).
توضیحی	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی		مورنو و همکاران (۲۰۱۶)، شیج (۲۰۱۲)
توانگری مالی	وابسته	توانگری مالی (سرمایه‌الزامی تقسیم‌بر سرمایه موجود)	مورارا و همکاران (۲۰۲۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

#### ۴. مدل تحقیق و روش برآورده

این تحقیق به جهت تکیه بر مبنای نظری و پیشینه تحقیق در ایران و جهان کاربردی، و از جهت هدف از نوع تحلیلی (به روش همبستگی)، است. پژوهش حاضر از منظر منطق اجرا (نوع استدلال)، استقرایی هست، زیرا از طریق گردآوری داده‌های بانک مرکزی و سازمان آمار سعی می‌گردد نشان داده شود، چه ارتباطی بین متغیر توانگری مالی با ریسک‌های سیستماتیک وجود دارد و از منظر بعد زمانی پژوهش طولی (پس رویدادی) هست؛ زیرا داده‌های مورد مطالعه طی زمان (چندسال) گردآوری و مورد تحلیل قرار می‌گیرند. این پژوهش در زمان حال انجام می‌شود؛ اما از اطلاعات و داده‌های سال قبل برای بررسی ارتباط بین متغیرها استفاده می‌کند.

جامعه این تحقیق صنعت بیمه کشور ایران است. نمونه تحقیق به صورت هدفمند از شرکت‌های بیمه‌ای فعال در بازار سرمایه ایران که در بازه زمانی مذکور فعال هستند انتخاب خواهد شد. علت انتخاب این بیمه‌ها در دسترس بودن اطلاعات آن‌ها می‌باشد. بازه زمانی تحقیق حاضر ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ است. در ادامه روش‌های بهره گرفته در این تحقیق ارائه شده است.

در پژوهش حاضر از دو رویکرد مدل‌های بیزین غیرخطی و TVP-FAVAR بهره گرفته شده است؛ که در ادامه به معرفی آن‌ها پرداخته شده است. متغیرهای پژوهش در جدول (۴)، ارائه شده است. در ادامه رویکردها و علیت استفاده از آن‌ها در تحقیق حاضر ارائه شده است. از رویکردهای TVP-DMS و TVP-DMA، BMA مهم‌ترین متغیرهای موثر بر توانگری مالی مورد استفاده قرار گرفته است. در ادامه اثر متغیرهای شناسایی شده بر توانگری مالی در بازه‌های زمانی مختلف توسط مدل TVPFAVAR مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

#### جدول ۴. مدل‌های کاربردی در تحقیق

کاربرد	تعریف	مدل	عملت استفاده
انتخاب مهم‌ترین متغیرهای موثر بر توانگری مالی	مدل‌های میانگین‌گیری بیزین	BMA	رویکردهای مدلساز
انتخاب مهم‌ترین متغیرهای موثر بر توانگری مالی	مدل‌های میانگین‌گیری پویا پارامتر متغیر زمان	TVP-DMA	
انتخاب مهم‌ترین متغیرهای موثر بر توانگری مالی	مدل‌های میانگین‌گیری انتخابی پارامتر متغیر زمان	TVP-DMS	
این رویکرد جهت برآورد ضرایب رگرسیونی در طی زمان به کار گرفته می‌شود. برخلاف رویکردهای سنتی که هر متغیر توضیحی بر متغیر وابسته دارای یک ضریب در $n$ سال است؛ در این مدل‌ها هر متغیر دارای $n$ ضریب در $n$ سال است. به عبارتی به ازای هر سال یک ضریب برآورد می‌گردد.	پارامتر متغیر زمان	TVP	رویکرد برآوردها
بررسی شوک اثربخشاری مهم‌ترین متغیرهای موثر بر توانگری مالی در طی زمان	مدل‌های خودرگرسیون برداری تعییم‌یافته پارامتر متغیر زمان	TVPFAVAR	

#### ۴-۱- روشن TVP-DMS و TVP-DMA

سه روش مدل میانگین‌گیری پویایی پارامتر متغیر زمان TVP-DMA، پویایی میانگین‌گیری انتخابی پارامتر متغیر زمان TVP-DMS و متوسط‌گیری مدل بیزی (BMA) در مباحث اقتصادسنجی مهم‌ترین رقیب هم در حوزه مدلسازی رفتار یک متغیر هستند. به عبارتی این سه رویکرد رقیب یکدیگر هستند و از میان این سه رویکرد، یکی از این رویکردها جهت مدلسازی رفتار متغیر یک متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرند. رویکرد TVP-DMS و TVP-DMA زمانیکه نوسانات اطلاعات در داده‌ها کم‌تر باشد؛ عموماً مناسب‌تر هستند و در داده‌هایی که نوسانات داده‌ها

بالاتر هستند، رویکرد BMA کارایی بالاتری از خود نمایش داده است (توونچی، موسوی جهرمی و مهرآرا، ۱۳۹۸).

برای توصیف اینکه فرآیند روش DMA چگونه اقدام به شناسایی مدل بهینه می‌کند؛ فرض می‌شود که  $K$  مدل زیر مجموعه از متغیرهای  $z_t$  به عنوان تخمین زن وجود دارند و  $(k)$  با  $k = 1, 2, \dots, K$  بیانگر  $K$  مدل زیر مجموعه فوق می‌باشد، بر این اساس با فرض وجود  $K$  مدل زیر مجموعه در هر مقطع از زمان، از رویکردهای فضای-حالت بهره گرفته می‌شود. شکل استاندارد مدل‌های فضای-حالت<sup>۱</sup> به صورت زیر است:

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

که در آن  $y_t$  متغیر وابسته،  $z_t = [1, x_{t-1}, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}]$  یک بردار  $m \times 1$  از تخمین زن‌های متغیر توضیحی مدل و  $\theta_t = [\varphi_{t-1}, \beta_{t-1}, \gamma_{t-1}, \dots, \gamma_{t-p}]$  یک بردار  $m \times 1$  از ضرایب (حالات) است، مقادیر  $(0, H_t)$  و  $(0, Q_t) \sim N(0, H_t)$  و  $\mu_t \sim N(0, Q_t)$  دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و به ترتیب واریانس  $H_t$  و  $Q_t$  است. این مدل‌ها دارای مزایای زیادی هستند که عمدۀ ترین آن‌ها این است که امکان تغییر ضرایب تخمینی را در هر لحظه‌ی زمان فراهم می‌کنند؛ اما عیب آن‌ها این است که هرگاه  $z_t$  زیاد بزرگ می‌شود تخمین‌ها چندان قابل اعتماد نخواهد بود. مدل‌های تعمیم‌یافته TVP – VAR نیز همین مشکلات را دارند. گروین و دیگران (۲۰۰۸)، راهکاری را ارائه نمودند که با افزایش تعداد متغیرهای توضیح دهنده؛ کارایی ضرایب کاهش نیابد؛ بر این اساس آن‌ها رابطه دو را با حضور متغیر  $\{s_j \in \{0, 1\}\}$  ارائه نمودند:

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

که در آن  $\theta_{jt}$  و  $z_{jt}$  امین عنصر  $\theta_t$  و  $z_t$  هستند. نکته اضافه شده به مدل آن‌ها وجود متغیر  $s_j \in \{0, 1\}$  است که امکان تغییر در طول زمان را نداشته و تنها حکم یک متغیر دائمی را دارد که

<sup>۱</sup>. State – Space Methods

می‌تواند برای هر تخمین زن عدد یک یا صفر را پذیرد (هوگرهايد و دیگران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹). در ادامه رافتری<sup>۲</sup> (۲۰۱۰)، روش DMA را ارائه می‌دهد که همه محدودیت‌های روش‌های پیشین را برطرف می‌نمود. در واقع این روش می‌توانست مدل‌های حجمی را در هر لحظه از زمان تخمین زده و امکان تغییر متغیرهای ورودی به مدل را در هر لحظه از زمان فراهم آورد. برای توصیف اینکه فرآیند روش DMA چگونه است فرض می‌شود که  $K$  مدل زیرمجموعه از متغیرهای  $z_t$  به عنوان تخمین زن وجود دارند و  $z^{(k)}$  با  $k = 1, 2, \dots, K$  بیانگر  $K$  مدل زیرمجموعه فوق هستند، بر این اساس با فرض وجود  $K$  مدل زیرمجموعه در هر مقطع از زمان، مدل فضای-حالت به صورت زیر توصیف می‌شود:

$$y_t = z_t^{(k)} \theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)}$$

$$\theta_{t+1}^{(k)} = \theta_t^{(k)} + \mu_t^{(k)} \quad (3)$$

در این معادلات  $\theta_t = (\theta_t^{(1)}, \dots, \theta_t^{(K)})$   $L_t \in \{1, 2, \dots, K\}$  بیان گر این است که هر مدل از  $K$  مدل زیرمجموعه، در کدام مقطع زمانی کاربرد بهتری دارد. روشی که امکان تخمین یک مدل متفاوت را در هر لحظه‌ای از زمان فراهم آورد، مدل پویای میانگین‌گیری نامیده می‌شود (کوب و کروبليس، ۲۰۱۱). در بیان تفاوت مدل‌های پویای DMA و DMS در پیش‌بینی یک متغیر در زمان  $t$  بر اساس اطلاعات  $1 - t$  می‌توان گفت 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 بر اساس 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.

## ۲-۴ روش BMA

برخلاف روش کلاسیک که از استنباط آماری برای آزمایش اهمیت آماری ضرایب استفاده می‌کند. در روش بیزی اساس کار بر اساس توزیع‌های احتمالی است. روش بیزی توسط توماس بیز

<sup>1</sup>. Hoogerheide et al.,

<sup>2</sup>. Raftery et al.,

معرفی شد. روش بیزی با گسترش قوانین احتمال در مدل‌سازی توانسته است تغییر چشم‌گیری در این زمینه ایجاد کند. متخصصان اقتصادسنجی برای داشتن یک مدل خوب همیشه با دو نوع عدم قطعیت روبرو بوده‌اند:

**الف:** پاسخ عدم اطمینان در انتخاب متغیرها.

**ب:** عدم اطمینان در انتخاب مدل (نوع، تعداد و ترکیب متغیرها) (Moser<sup>1</sup>, ۲۰۱۵).

مدل‌سازی برای مدل‌های معمولی غیر بیزی شامل انتخاب متغیرهای مستقل، توابع وابسته و تقریب بر اساس آزمون‌های واریانس است. با این حال هر ترکیب احتمالی از انتخاب‌های مختلف مدل متفاوتی را با پاسخ‌های متفاوت تعریف می‌کند استراتژی‌های انجام این کار معمولاً توسط مجموعه‌ای از آزمون‌های معنی‌داری ایجاد می‌شوند. انتخاب متغیر مناسب یکی از پیچیده‌ترین مشکلات در انتخاب مدل در تحلیل اقتصادی است. به عبارت دیگر، با توجه به سطح مطالعات متعدد انجام شده توسط محققان مختلف بر روی موضوعی که عموماً به نتایج ناهمگن منجر شده است. فقدان یک مدل قوی که نشان دهد کدام متغیرها باید در مدل وجود داشته باشند؛ کاملاً آشکار به نظر می‌رسید. اقتصاد سنجی بیزی توانسته است با وارد کردن اطلاعات قبلی محقق در محاسبه برآورد ضرایب متغیرها نقش محقق را در تصمیم‌گیری در مورد این محاسبه مهم‌تر کند. در میانگین‌گیری روش بیزی دو طرف مشکل انتخاب مدل (معیارهای جستجوی مدل و انتخاب مدل)، به طور طبیعی در میانگین‌گیری مدل ادغام شده است، که ترکیبی از اطلاعات همه مدل‌های را به جای استفاده از تنها یک مدل پیش‌بینی می‌کند؛ بنابراین این روش از قدرت لازم برای برآورد مدل‌ها اطمینان از انتخاب متغیرها و مدل‌هایی که با وجود این متغیرها تعریف می‌شوند برخوردار است.

روش میانگین‌گیری بیزین رویکرد جامع برای حل عدم قطعیت مدل است و این توانایی را دارد که با محاسبه توزیع‌های بعدی برای ضرایب و مدل‌ها مقاومت نتایج را در برابر مشخصات جایگزین

<sup>1</sup> Moser

ارزیابی کند. این روش به عنوان یک روش مفید در آمار از دهه ۱۹۹۰ شناخته شد و در زمینه اقتصادسنجی گسترش یافته است (درaper<sup>۱</sup>؛ Raftery<sup>۲</sup>؛ ۱۹۹۵).

تفاوت مدل‌های DMA با مدل‌های DMS در این واقعیت است که در مدل‌های DMA صرفاً مدلی که بالاترین سطح احتمال وقوع را دارد به عنوان مدل بهینه تعیین می‌شود؛ اما در مدل‌های DMA از میان مدل‌های برآورده اقدام به میانگین‌گیری می‌شود. لازم بذکر است که رویکرد حالت خاصی از TVP-DMA است که در این حالت تأسی پذیری ضرایب و احتمال‌های دوره جاری از دوره گذشته به صورت کامل در نظر گرفته شده است. با توجه به اینکه از یک تابع میانگین‌گیری پویای بیزین بهره گرفته شده است در کنار ضریب اثرگذاری میزان احتمال اثرگذاری ضریب نیز باید در نظر گرفته شود. مدل اولیه تحقیق به شرح رابطه ذیل است:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{it} = & \beta_1 \Pr(\beta_1) X_1 + \beta_2 \Pr(\beta_2) X_2 + \beta_3 \Pr(\beta_3) X_3 + \beta_4 \Pr(\beta_4) X_4 + \\ & \beta_5 \Pr(\beta_5) X_5 + \beta_6 \Pr(\beta_6) X_6 + \beta_7 \Pr(\beta_7) X_7 + \beta_8 \Pr(\beta_8) X_8 + \beta_9 \Pr(\beta_9) X_9 + \\ & \beta_{10} \Pr(\beta_{10}) X_{10} + \beta_{11} \Pr(\beta_{11}) X_{11} + \beta_{12} \Pr(\beta_{12}) X_{12} + \beta_{13} \Pr(\beta_{13}) X_{13} + \end{aligned} \quad (4)$$

در این مدل متغیرهایی به عنوان متغیرهای شکننده شناسایی می‌گردند که دارای بالاترین احتمال حضور ( $\Pr(\beta_i)$ ) در مدل باشند.  $i = 1, 2, \dots, 12, 13$ .

### TVP-FAVAR - ۴-۳

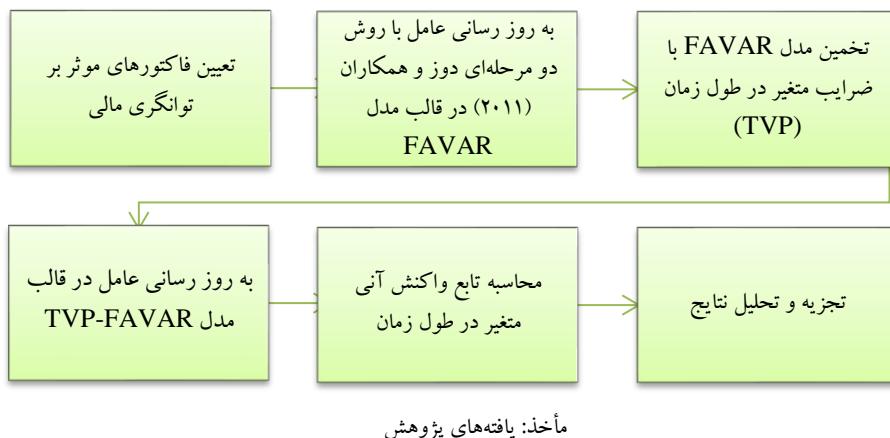
بر اساس نظر استاک و واتسون (۲۰۰۸)، از مهم‌ترین مشکلات مدل‌های قبلی سری زمانی این بود که نمی‌توانستند پیش‌بینی درستی را در طول زمان انجام دهند و برخی مدل‌ها در دوران رونق و برخی دیگر در دوران رکود تخمین مناسبی داشتند. همین امر باعث ظهر مدل‌های پارامتر متغیر بازمان و مدل‌های مونت‌کارلو زنجیره مارکوف (MCMC)، شد که می‌توانستند مدل‌های عظیم (با تعداد متغیرهای زیاد) را در طول زمان پیش‌بینی کنند. در این مدل‌ها ضرایب تخمین می‌توانند در طول زمان تغییر کنند. به علت شکستهای ساختاری و تغییرات سیکلی مشاهده شده، مدل‌های قبلی توانایی کافی برای محاسبه پارامترها را در این شرایط نداشتند. خلل در پایداری هر یک از

<sup>1</sup> Draper

<sup>2</sup> Raftery

پارامترهای برآورده موجب ایجاد شکست ساختاری در مدل می‌گردد (حیدری و همکاران، ۱۴۰۱). در مطالعات اولیه آزمون شکست ساختاری در مدل‌های رگرسیون خطی در یک نقطه زمانی از پیش تعیین شده و به صورت بروزنزا انجام می‌گرفت (چاو، ۱۹۷۵)؛ اما در سال‌های بعد روش‌های آزمون شکست ساختاری به طور درونزا و در نقطه یا نقاط از پیش تعیین نشده انجام می‌گیرد (بای و پرون، ۲۰۰۳)، در سال‌های اخیر نیز جهت تبیین بهتر مدل‌هایی که شکست ساختاری دارند از مدل‌های تغییر رژیم بهره گرفته شد (الوی و جمازی، ۲۰۱۰)؛ اما با توجه به محدودیت تعداد رژیم در مدل‌های برآورده این مدل‌های به مدل‌های ضرایب پارامتر زمان تعیین داده شد (کوب و همکاران، ۲۰۲۰). بر این اساس هرگونه تغییر در رفتار یک سری زمانی که شامل تغییر در عرض از مبدأ و روند سری است، در علم اقتصادسنجی جدید شکست ساختاری تعریف می‌شود (حیدری و همکاران، ۱۴۰۱). بر این اساس در تحقیق حاضر در هر دوره زمانی که رفتار سری زمانی تغییر کرده باشد برای آن دوره شبیه و عرض از مبدأ جداگانه‌ای محاسبه شده است؛ همچنین تعداد متغیرها و تخمین‌زن‌ها می‌توانند زیاد باشند. افزایش تعداد متغیرها باعث خلق مدل‌های بزرگ و حجمی می‌شوند. در این دسته از مدل‌ها هرگاه  $m^t$  متغیر در  $t$  مقطع زمانی در مدل وجود داشته باشد،  $2m^t$  مدل باید تخمین زده شوند (کوب و کروبیلس، ۲۰۱۱). در قالب مدل‌های ساختاری و با استفاده از روش‌های TVP مطالعات متعددی انجام شده است. در ادامه این روش‌ها مدل‌های FAVAR جهت تعیین عوامل مؤثر بر متغیر وابسته در دوره‌های زمانی مختلف گسترش یافته‌ند به گونه‌ای که ترکیب مدل‌های TVP و FAVAR توانست ابزار بسیار قدرتمندی را در اختیار تحلیل‌گران مالی قرار دهد. در نمودار (۱)؛ نمودار مفهومی تحقیق حاضر نمایش داده شده است:

## نمودار ۱. مبانی روش و نمودار مفهومی تحقیق



با توجه به اینکه در مدل‌های VAR تمامی متغیرها درون‌زا در نظر گرفته می‌شوند در نتیجه  $it$  لاهه در تحقیق حاضر متغیرهای ۱۴ گانه که عبارتند از ریسک‌های ۱۳ گانه سیستماتیک و متغیر توانگری مالی منتخب حکم  $it$  لاهه را دارند، در این مدل‌ها بیانگر متغیرهایی هستند که درون‌زا در نظر گرفته شده‌اند؛ اما با توجه به اینکه متغیرهایی وجود دارند که رابطه مابین این متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهند درنتیجه فاکتورهای اثرگذار بر این رابطه وارد مدل می‌شود. در این حالت مدل تبدیل به مدل FAVAR می‌گردد. بر این اساس عامل‌های  $f$  (۸) متغیری که در رویکرد مدل میانگین گیری حذف گردیدند (تورم، قیمت نفت، نقدینگی، شاخص جهانی شدن، شاخص فلاکت، بیکاری، نرخ سود بانکی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی)؛ اما مبانی نظری مؤید مهم بودن آن‌ها می‌باشد)، وارد مدل می‌شوند. درنهایت به علت وارد کردن شسکت‌های ساختاری در مدل از ضرایب مختلف در دوره‌های مختلف بهره گرفته می‌شود ( $\tilde{\Phi}_{pt}, \dots, \tilde{\Phi}_{1t}$ ). در این حالت از مدل‌های FAVAR به مدل TVP-FAVAR تغییر مدل می‌دهیم. در ادامه شرح کامل تری از روش TVP-FAVAR ارائه شده است. ساختار کل مدل TVP-FAVAR در کوب و کروبلیس<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) با استفاده از رابطه‌های (۵) و (۶)، نشان داده شده است:

1. Koop & Korobilis

$$y_{it} = \lambda_{0it} + \lambda_{it}f_t + \gamma_{it}r_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} f_t \\ r_t \end{pmatrix} = \tilde{\Phi}_{1t} \begin{pmatrix} f_{t-1} \\ r_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \tilde{\Phi}_{pt} \begin{pmatrix} f_{t-p} \\ r_{t-p} \end{pmatrix} + \tilde{\varepsilon}_t^f \quad (6)$$

در این رابطه فرض می‌شود هر  $\varepsilon_{it}$  از یک فرآیند نوسانات تصادفی یک متغیره پیروی می‌کند. واریانس عبارت هر  $\varepsilon_{it}$  با  $\text{var}(\tilde{\varepsilon}_t^f) = \tilde{\Sigma}_t^f$  نشان داده می‌شود. ضرایب  $\lambda_{0it}, \lambda_{it}, \gamma_{it}, \tilde{\Phi}_{1t}, \tilde{\Phi}_{pt}$  به ازای  $M = 1, \dots, n$  اجازه داده می‌شوند بر اساس یک الگوی گام تصادفی تغییر یابند. الگوریتم مونت کارلو زنجیره مارکوف MCMC برای این مدل توضیح داده نمی‌شود. تنها این نکته اشاره می‌شود که آن صرفاً بلوک‌های بیشتری را برای FAVAR به الگوریتم MCMC اضافه می‌کند. به طور خلاصه مانند بسیاری از مدل‌ها در اقتصاد کلان عملی، استنباط بیزی در TVP-FAVAR با کنار هم نگهداشتن یک الگوریتم MCMC که شامل بلوک‌هایی از چندین نمونه و الگوریتم‌های مشابه است به پیش می‌رود. فرض کنید برای دوره زمانی  $T = 1, \dots, T$  یک بردار  $y_t \in \mathbb{R}^n$  از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیرقابل مشاهده موجود در مدل باشد. به علاوه  $y_t$  یک بردار از متغیرهای اصلی موجود در مدل باشد که در تحقیق حاضر شامل متغیرهای ۵ گانه منتخب (رشد اقتصادی، نااطمیانی تورم، نرخ ارز، تحریم، شاخص KOF)؛ است. مدل TVP-FAVAR به صورت رابطه زیر است:

$$\begin{aligned} x_t &= \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t \\ \begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} &= c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

در رابطه فوق  $\lambda_t^y$  ضرایب رگرسیون،  $\lambda_t^f$  فاکتور در حال بارگذاری و  $f_t$  فاکتور است.  $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$  ضرایب VAR است.  $u_t$  جزء خطاباً توزیع نرمال و میانگین صفر و کوواریانس  $Q_t$  می‌باشد. با توجه به فرضیات ادبیات مدل‌های فاکتور، فرض شده است که ماتریس  $V_t$  قطعی است. ضرایب در حال بارگذاری  $\beta_t = (\lambda_t^f)' (\lambda_t^y)'$  و ضرایب مدل  $c_t'$  بر طبق یک فرآیند گام تصادفی در طول زمان استخراج  $(c_t', \text{vec}(B_{t,1}), \dots, \text{vec}(B_{t,p}))'$  می‌شوند:

$$\begin{aligned}\lambda_t &= \lambda_{t-1} + v_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_t\end{aligned}\quad (۸)$$

در این رابطه  $v_t \sim N(0, W_t)$  و  $\eta_t \sim N(0, R_t)$  است. همه خطاهای در تابع بالا با یکدیگر و بر روی زمان ناهمبسته هستند، بنابراین ساختاری به صورت زیر دارند:

$$\begin{pmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \\ v_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = N \left( 0, \begin{bmatrix} V_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W_t & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_t \end{bmatrix} \right) \quad (۹)$$

معادله (۹) را مدل TVP-FAVAR می‌گویند. با اعمال چندین محدودیت، مدل‌های دیگری نیز از مدل فوق استخراج می‌شوند که بدین شرح است: مدل VAR پارامتر متغیر زمانی عامل افزوده شده (FA-TVP-VAR): این مدل هنگامی حاصل می‌شود که ضرایب در حال بارگذاری معادله اول در رابطه (۳)، ( $\lambda_t$ ) ثابت باشد (در همه دورهای زمانی  $t$ ،  $W_t = 0$  بوده که در این صورت  $\lambda_0 = \lambda_t$  است). مدل افزوده شده (FAVAR): این مورد هنگامی حاصل می‌شود که  $\lambda_t$  و  $\beta_t$  در طول زمان ثابت باشند ( $W_t = R_t = 0$ ). مدل VAR پارامترهای متغیر زمانی (TVP-VAR): این مدل هنگامی حاصل می‌شود که تعداد فاكتورها صفر باشد (یعنی  $f_t = 0$ ). مدل VAR: این مدل هنگامی حاصل می‌شود که تعداد فاكتورها صفر بوده و  $\lambda_t$  و  $\beta_t$  در طول زمان ثابت باشد. توجه شود که در تمام مدل‌های ذکر شده در بالا کوواریانس و واریانس  $Q_t$  ثابت هستند.

## ۵. داده‌ها و نتایج تجربی

### ۱-۱-۵- برآورد مدل میانگین‌گیری بیزین و پویا

با توجه به اینکه مدل‌های DMS و DMA به مقادیر گذشته ضرایب و احتمال وابسته هستند در جدول زیر به تحقیقاتی که از این مقادیر بهره گرفته‌اند؛ اشاره شده است.

### جدول ۵. مقادیر $(\alpha, \lambda)$ در مدل‌های DMA و DMS

مقادیر $\alpha$ و $\lambda$	محققین
$(\alpha = 0.95, \lambda = 1)$	کوب و کوروپیلس (۲۰۱۹)، فلیپو (۲۰۱۵)، گوپتا و همکاران (۲۰۱۴).
$(\alpha = 1, \lambda = 1)$	کوب و کوروپیلس (۲۰۱۱)، کوب و کوروپیلس (۲۰۱۰) و بالسلاور و همکاران (۲۰۱۸).
$(\alpha = 0.99, \lambda = 1)$	کوب و کوروپیلس (۲۰۱۱ و ۲۰۱۲)، فریرا و پالما (۲۰۱۵)، باونسیکا و مورتوب (۲۰۱۵) و ناصر و علایی (۲۰۱۸).
$(\alpha = \lambda = 0.99)$	رافتری و همکاران (۲۰۰۷)، کوب و کوروپیلس (۲۰۱۲)، بلمونته و کوب (۲۰۱۳)، سالیله (۲۰۱۵)، فریرا و پالما (۲۰۱۵)، فلیپو (۲۰۱۵)، ای و همکاران (۲۰۱۵)، رایس و کرن (۲۰۱۶)، ناصر (۲۰۱۶)، دراچل (۲۰۱۶) و ناصر و علایی (۲۰۱۸).
$(\alpha = \lambda = 0.95)$	نیکولتی و پارسو (۲۰۱۲)، کوب و کوروپیلس (۲۰۱۲)، بلمونته و کوب (۲۰۱۳)، سالیله (۲۰۱۵)، فریرا و پالما (۲۰۱۵)، فلیپو (۲۰۱۵)، ناصر (۲۰۱۶)، باور و همکاران (۲۰۱۶) و دراچل (۲۰۱۶).
$(\alpha = \lambda = 0.90)$	نیکولتی و پارسو (۲۰۱۲)، باور و همکاران (۲۰۱۶) و دراچل (۲۰۱۶).

مأخذ: یافه‌های پژوهش

در ادامه نتایج اعمال  $\alpha$  و  $\lambda$ ‌های مختلف، جهت تبیین مدل بهینه ارائه شده است.

در نتیجه برای اطمینان از این امر در بازه‌ها زمانی کوتاه مدت (یک ساله  $h=1$ ، میان مدت (چهار ساله  $h=4$ ) و بلند مدت (۸ ساله  $h=8$ ، پرداخته شده است. به عبارتی برای انتخاب از بین مدل‌های مورد بررسی با استفاده از معیارهای پیش‌بینی از بخشی از داده‌ها برای برآورد مدل و از بخشی برای پیش‌بینی جهت ارزیابی عملکرد مدل‌ها استفاده می‌شود و در نهایت از مدلی که بالاترین دقت را داشته است؛ جهت تعیین مهم‌ترین متغیرهای غیرشکننده موثر بر توانگری مالی بهره گرفته شده است. نتایج در جدول (۶)، ارائه شده است.

جدول ۶. معیارهای عملکرد پیش‌بینی در افق‌های پیش‌بینی مختلف<sup>۱</sup>

	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
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
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

<sup>۱</sup>نماد  $X$  در تحقیق حاضر اشاره به متغیرهای ۱۳ گانه موثر بر توانگری مالی دارد.  $\alpha$  اشاره به میزان تأسی پذیری ضریب متغیرهای موثر بر توانگری مالی در دوره جاری از دوره گذشته خودشان است.  $\lambda$  اشاره به میزان تأسی پذیری احتمال حضور متغیرهای موثر بر توانگری مالی در دوره جاری از دوره گذشته خودشان دارد.

$TVP - AR(1) - X$	$DMA(\alpha = \lambda = 0.90)$	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

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج؛ مدل BMA در تمامی حالت‌ها از عملکرد مطلوب‌تری برخوردار است. درنتیجه در ادامه به بررسی نتایج مدل BMA پرداخته شده است. در ادامه اقدام به بررسی بهترین مدل برآورده نموده و ضرایب متغیر و احتمال وقوع هر ضریب را در طی زمان ارائه می‌کنیم. در این روش چندین نکته حائز اهمیت است. اول اینکه یک متغیر در تمامی مدل‌های ممکن حضور ندارد. نکته دوم اینکه لزوماً متغیر مذکور در تمامی مدل‌هایی که حضور دارد تأثیر معناداری بر متغیر توانگری مالی ندارد؛ بر این اساس نسبت تعداد مدل‌هایی که متغیر مذکور معنادار شده به تعداد مدل‌هایی که حضور دارد؛ شاخصی جهت حضور متغیر مذکور در مدل بهینه است؛ سوم اینکه با افزایش تعداد متغیرها محاسبه تمامی حالت‌ها امکان‌پذیر نیست. درنتیجه بر اساس دیدگاه سالای و مارتین از یک تعداد برآورد به بعد، نسبت حضور معنادار یک متغیر به تمامی حالت‌ها، به سمت یک عدد مشخص میل می‌نماید و در نتیجه نیازی به برآورد تمامی حالت‌ها نیست. در تحقیق حاضر به علت پایین بودن تعداد متغیرهای توضیحی تمامی حالت‌ها برآورد شده است. در نهایت k نیاز به یک آستانه تصمیم‌گیری جهت 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 محقق بالاترین تأثیر را بر متغیر وابسته دارند). این  $k$  تجربی بوده و بر اساس دیدگاه محقق انتخاب می‌شود. برای دستیابی به نتیجه می‌بایست محاسبات روی تمام مدل‌ها در فضای مدل انجام شود. با توجه به تعداد متغیرهای بررسی شده، مدل‌های موجود (بر اساس حضور یا عدم حضور هر متغیر)، در فضای مدل برابر  $2^{13}$  مدل می‌باشد که بیش از ۸,۱۹۲ مدل رگرسیونی است. به عبارت دیگر

فضای مدل شامل  $2^{13}$  مدل می‌باشد که با توجه به فرض عدم اطمینان مدل یعنی به دوراز اعمال نظر شخصی در انتخاب مدل می‌بایست همهٔ مدل‌ها بررسی شده و از اطلاعات همهٔ مدل‌ها برای دستیابی به نتیجه استفاده شود. مقدار  $k$  در این مقاله مساوی ۵ در نظر گرفته شده است. این عدد بازگوکننده‌ی این مطلب است که انتظار می‌رود در نهایت ۵ متغیر به عنوان متغیرهای غیرشکننده توسط فرآیند محاسبات معرفی شود؛ اما کاملاً روش می‌باشد که امکان دارد در نهایت تعداد کمتر و یا بیشتر از ۵ متغیر غیرشکننده باشند. جهت غیرشکننده معرفی نمودن 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  $= 5$  تقسیم بر  $13 = 0.384$ »). شایان ذکر است که در مرحله‌ی اول به دلیل فرض عدم اطمینان مدل، از اطلاعات غیرداده‌ای و در مرحله‌ی دوم به دلیل دستیابی سریع تر به همگرایی از اطلاعات داده‌ای استفاده شد؛ همچنین متغیرهایی که احتمال پسینی کمتر از احتمال پیشین در نظر گرفته شده داشتند، به دلیل شکننده بودن در مقابل سایر متغیرها از مدل خارج شدند (در مرحله‌ی اول ۸ متغیر غیرشکننده بودند که در مرحله‌ی دوم با این متغیرها که احتمال پسین بیشتری نسبت به احتمال پیشین داشته‌اند محاسبات را ادامه می‌دهیم).

#### جدول ۷. مرحله اول فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض $K = 5$

مدل توانگری مالی				متغیر	نماد
احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پیشین	ضریب پیشین		
0.662	0.177	0.143	0.003	رشد اقتصادی	1
0.423	-0.004	0.198	-0.005	تورم	2
0.696	-0.131	0.494	-0.032	نااطینانی تورم	3
0.539	-0.236	0.381	-0.427	نرخ ارز	4
0.226	-0.170	0.194	-0.559	قیمت نفت	5

0.408	0.080	0.158	0.074	نقدینگی	6
0.714	-1.056	0.477	-0.197	تحریم	7
0.277	-0.046	0.228	-0.039	شاخص جهانی‌شدن	8
0.392	-0.068	0.143	-0.107	شاخص فلاکت	9
0.753	0.091	0.535	0.149	شاخص KOF	10
0.311	-0.536	0.163	-0.129	بیکاری	11
0.321	-0.009	0.297	-0.008	نرخ سود بانکی	12
0.216	0.170	0.137	0.803	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	13

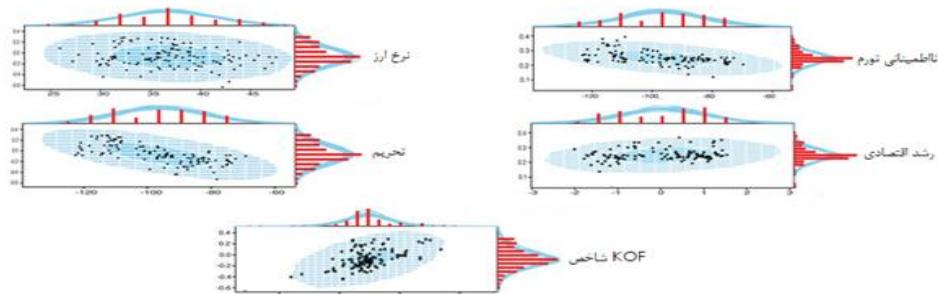
با توجه به نتایج جدول فوق ۸ متغیر وارد مرحله دوم مدل میانگین‌گیری بیزین شده‌اند. ۱) افزایش احتمال پسین هر متغیر نسبت به احتمال پیشین؛ ۲) بالا بودن سطح احتمال پسین از سطح آستانه تعریف شده («سطح آستانه اولیه  $5=8/625 \times 100$ ٪»).

جدول ۸. مرحله دوم فرآیند نمونه‌گیری و محاسبات با فرض  $\bar{K} = 5$ 

مدل توانگری مالی				متغیر	نماد
احتمال پسین	ضریب پسین	احتمال پیشین	ضریب پیشین		
0.7375	0.1972	0.1593	0.0033	رشد اقتصادی	1
0.4712	-0.0045	0.2206	-0.0056	تورم	2
0.7753	-0.1459	0.5503	-0.0356	نااطمینانی تورم	3
0.7004	-0.2629	0.4244	-0.4757	نرخ ارز	4
0.7954	-1.1764	0.5314	-0.2195	تحریم	7
0.3086	-0.0512	0.2540	-0.0434	شاخص جهانی شدن	8
0.8388	0.1014	0.5960	0.1660	شاخص KOF	10
0.3576	-0.0100	0.3309	-0.0089	نرخ سود بانکی	12

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با اعمال شروط دوگانه تحقیق متغیرهای رشد اقتصادی، نااطمینانی تورم، نرخ ارز، تحریم و شاخص KOF به عنوان متغیرهای نهایی تعیین شدند. در نمودار شماره (۲)؛ بخش آبی‌زنگ، فرآیند همبستگی بین متغیرهای 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. بر اساس توزیع پسین مشترک متغیرهای غیرشکننده فوق از دقت بالایی نسبت به پیش‌بینی توانگری مالی شرکت‌های یمه برخوردارند.



نمودار ۲. توزیع پسین مشترک در مدل BMA

در ادامه جهت خلاصه‌سازی برآوردها و توضیحات صورت پذیرفته اقدام به ارائه فرآیند تعیین مدل بهینه توانگری بیمه بر اساس رویکرد BMA شده است.



نمودار ۳: فرآیند تعیین مدل بهینه توانگری بیمه بر اساس رویکرد BMA

## ۲-۵- برآورده مدل TVP-FAVAR

در ادامه پس از تخمین مدل TVP-FAVAR با استفاده از نرم افزار MATLAB و استفاده از یک وقفه (سال ۱۴۰۰ از محاسبات حذف شده است)، متغیرهای درونزای مدل، نتایج آنالیز واکنش آنی متغیرهای مدل روی توانگری مالی تا ۱۰ دوره ارائه شده است. با توجه به اینکه تابع واکنش آنی تحقیق حاضر در طول زمان متغیر است. نتایج در جدول (۶)، ارائه شده است. در علم اقتصادستنجه معناداری یک متغیر توضیحی بر یک متغیر وابسته به تعداد دوره هایی است که بر متغیر وابسته تأثیر معناداری دارد. در مدل های TVP-FA-VAR شوک متغیرهای توضیحی (در تحقیق حاضر متغیرهای ۵ گانه غیر شکننده)، زمانی بر متغیر وابسته (در تحقیق حاضر توانگری مالی) تأثیر معناداری دارد که نمودار شوک آنی متغیر غیرشکننده مذکور یا در زیر نقطه تعادلی (نقطه تعادلی عدد صفر است) و یا در روی نقطه تعادلی باشد. درصورتی که نمودار بر خط تعادلی منطبق گردد متغیر مذکور دارای تأثیر معناداری بر متغیر وابسته نخواهد داشت. در جدول (۹)، خلاصه ای از نتایج نحوه عملکرد متغیرهای منتخب بر توانگری مالی به صورت اجمالی مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول ۹. نتایج نحوه عملکرد متغیرهای منتخب بر توانگری مالی در بازه های زمانی مختلف

نتیجه	نمودار	نام متغیر
با توجه به نمودار تغییرات یک انحراف معیار در متغیر رشد اقتصادی در طی زمان موجب افزایش (حرکت بر روی محور افقی = مسیر)، توانگری مالی شده است. با توجه به نمودار نقش این متغیر در افزایش توانگری مالی در دوره های اخیر افزایش یافته است (CF). تغییرات یک انحراف معیار در متغیر مذکور در هر دوره (با حرکت بر روی محور عرضی AB و EF، CD، AB و EF) در ابتدای دوره کوتاه مدت (AB)، تأثیر منفی و ضعیف، اواسط دوره (میان مدت)، تأثیر مثبت و متوسط و اواخر دوره (بلند مدت EF)، تأثیر مثبت و نسبتاً قویی بر توانگری مالی داشته است.		رشد اقتصادی

<p>با توجه به نمودار تغییرات یک انحراف معیار در نرخ ارز در طی زمان موجب کاهش توانگری مالی شده است. با توجه به نمودار نقش این متغیر در تغییر توانگری مالی در دوره‌های اخیر کاهش یافته است. تغییرات یک انحراف معیار در این متغیر در ابتدای دوره (کوتاه‌مدت) تأثیر مثبت و ضعیف و اواسط دوره (میان‌مدت) تأثیر منفی و ضعیف و در اواخر دوره ( بلند‌مدت)؛ این شاخص تأثیر لا شکلی بر توانگری مالی داشته است.</p>		تحریم
<p>با توجه به نمودار تغییرات یک انحراف معیار در نااطمینانی تورم در طی زمان موجب کاهش توانگری مالی شده است. با توجه به نمودار نقش تأثیر منفی این متغیر در تغییر توانگری مالی در دوره‌های اخیر افزایش یافته است. تغییرات یک انحراف معیار در ابتدای دوره (کوتاه‌مدت) تأثیر مثبت و اندک و اواسط دوره (میان‌مدت) تأثیر مثبت و متوجه و در اواخر دوره ( بلند‌مدت)؛ این شاخص تأثیر منفی و قویی بر توانگری مالی داشته است.</p>		نااطمینانی
<p>با توجه به نمودار تغییرات یک انحراف معیار در KOF در طی زمان موجب کاهش توانگری مالی شده است. با توجه به نمودار نقش تأثیر منفی این متغیر در تغییر توانگری مالی در دوره‌های اخیر افزایش یافته است. تغییرات یک انحراف معیار در ابتدای دوره (کوتاه‌مدت) تأثیر مثبت و اندک و اواسط دوره (میان‌مدت) تأثیر مثبت و متوجه و در اواخر دوره ( بلند‌مدت)؛ این شاخص تأثیر منفی و قویی بر توانگری مالی داشته است.</p>		تورم
<p>با توجه به نمودار تغییرات یک انحراف معیار در متغیر شاخص KOF در طی زمان موجب بهبود توانگری مالی شده است. با توجه به نمودار نقش تأثیر مثبت این متغیر در تغییر توانگری مالی در دوره‌های اخیر افزایش یافته است. تغییرات یک انحراف معیار در این متغیر در ابتدای دوره (کوتاه‌مدت) تأثیر مثبت و متوجه و در اواخر دوره ( بلند‌مدت)؛ این شاخص تأثیر مثبت و قویی بر توانگری مالی داشته است.</p>		شاخص KOF

مأخذ: یافته‌های پژوهش

## ۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

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 نسبت به وقوع ورشکستگی آگاه کنند تا با توجه به این هشدارها سیاست مناسبی را اتخاذ نمایند. از سوی دیگر فعالان بازار مالی و بازار پول نیازمند آگاهی و دانش نسبت به وضعیت مالی شرکت‌های موجود هستند؛ اهمیت استفاده از مدل‌های مناسب، از آن‌جهت است که باید مطابق با شرایط بازار بیمه هر کشور تعیین گردد؛ بنابراین هدف تحقیق حاضر مدل‌سازی و تعیین متغیرهای غیرشکننده مؤثر بر شرکت‌های بیمه‌ای بود. برای دست یافتن به این منظور، اطلاعات شاخص‌های ۱۳ عامل مؤثر بر توانگری مالی وارد مدل‌های TVP-DMS و TVP-DMA شد. بر اساس میزان خطأ، مدل BMA از بالاترین دقت برخوردار بود. پس از برآورد مدل، ۵ متغیر غیر شکننده شناسایی گردیدند؛ که عبارتنداز: رشد اقتصادی، ناطمینانی تورم، نرخ ارز، تحریم، شاخص KOF. همچنین بر اساس نتایج مدل TVPFAVAR ارزیابی گردید که شوک تأثیر متغیرهای منتخب در بازه زمانی بلندمدت قوی‌تر از بازه کوتاه‌مدت هستند که این امر یانگر بزرگ‌تر بودن کشش توانگری مالی نسبت به تغییرات متغیرهای ریسک سیستماتیک نسبت به کشش‌های کوتاه‌مدت است. بر اساس نتایج رشد اقتصادی و شاخص KOF دررونده کلی تأثیر مثبت و متغیرهای ناطمینانی تورم، نرخ ارز و تحریم تأثیر منفی بر توانگری مالی دارند. نتایج تحقیق حاضر در راستای نتایج تحقیقات حق وردیلو و همکاران (۱۴۰۱)؛ عیسوند و همکاران (۱۴۰۱)؛ پیکارجو و همکاران (۱۴۰۱)؛ عیسوند حیدری و همکاران (۱۴۰۰)؛ مظلومی و همکاران (۱۳۹۸)؛ راغفر و همکاران (۱۳۹۷)؛ لورنزو و همکاران (۲۰۲۲)؛ گیرالدز و مورنو (۲۰۲۲)؛ قرار دارد و نتایج با تا حدودی مخالف با نتایج تحقیقات بوختیار و همکاران (۲۰۱۹)؛ ساسیدهران و همکاران (۲۰۱۹)، می‌باشد. بر این اساس طراحی یک رویکرد جامع با در نظر گرفتن شرایط محیطی ایران، موجب کاراتر شدن مدل تحقیق نسبت به سایر مدل‌ها خواهد شد. بر اساس نتایج تحقیق و مبحث سیستماتیک بودن ریسک‌ها پیشنهادات سیاستی در دو بخش قابل ارائه خواهد بود:

### الف: سیاست‌های در حوزه صنعت بیمه

با توجه به توان بالای پیش‌بینی مدل میانگین‌گیری بیزین در مقایسه با سایر مدل‌ها به سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران مالی، بانک‌های تأمین سرمایه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و کارگزاران بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود برای ارزیابی وضعیت مالی بیمه‌های ایرانی و تصمیم‌گیری در ارتباط با سرمایه‌گذاری خود از این مدل بهره بگیرند؛ همچنین استفاده از این مدل توسط سازمان بورس اوراق بهادار برای پذیرش شرکت‌ها در بورس کمک می‌کند تا بیمه‌های مورد بررسی با دقت بیشتری مورد ارزیابی و سنجدش قرار گیرند.

کاملاً از نتایج مشهود است که توانگری مالی ماهیتی چند بعدی دارد. درنتیجه پیشنهاد می‌شود جهت طراحی مدل‌های پیش‌بندنده این متغیر لازم است از یک مدل سیستمی که تمامی ابعاد این پدیده را موردنبررسی قرار دهد بهره گرفته شود. اغلب صاحبان منافع از رتبه‌بندی شرکت‌ها و ارزیابی تداوم فعالیت آن‌ها استفاده می‌کنند؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود کلیه سرمایه‌گذاران و صاحبان منافع این صنعت، از الگوهای پیشنهادی پژوهش حاضر برای صنایع به صورت 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. پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاران، مدیران بنگاه‌ها و به اتخاذ تصمیم‌های اقتصادی، در مدل‌های ارزیابی و تحلیل صنعت بیمه، به اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر صنعت بیمه، توجه داشته باشند؛ همچنین واحدهای نظارتی و سیاست‌گذاران صنعت بیمه، برنامه‌ها و استراتژی‌های کلان توسعه‌ای صنعت بیمه را با توجه به رفتار متغیرهای کلان اقتصادی، تنظیم نمایند.

### ب: سیاست‌های در حوزه کلان

با توجه به معناداری رشد اقتصادی و تورم بر توانگری مالی اجرای سیاست‌های سمت عرضه باید در دستور کار دولت و بانک مرکزی قرار گیرد چراکه در صورت اجرای سیاست‌های سمت عرضه منحنی عرضه کل به سمت راست و پایین منتقل شده و موجبات بهبود رشد اقتصادی و کاهش تورم را فراهم می‌نمایند. با توجه به اثر گذاری تحریم‌ها پیشنهاد می‌گردد:

- ۱- همکاری بین المللی: مشارکت در همکاری‌های فرامرزی جهت بهبود روابط بین المللی و دیپلماتیک که موجبات انعطاف‌پذیری و پایداری اقتصاد را فراهم می‌آورد و موجب کاهش هزینه‌های مبادلاتی می‌گردد.
- ۲- همکاری منطقه‌ای: تشویق همکاری بین کشورها با سایر کشورها برای رسیدگی به بهبود ثبات در منطقه.

## ۷. تقدیر و تشکر

در پایان لازم می‌دانم از نظرات ارزشمند داوران محترم مقاله و همچنین زحمات کلیه عوامل فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی که زمینه به اشتراک گذاشتن تحقیقات علمی را فراهم آورده‌اند، تقدیر و تشکر به عمل آورم.

## References

- Alizadeh, E., Vakilifard, HR., & hamidian, M. (2022). Investigation of Micro and Macro Economic Factors Affecting Corporate Financial Performance: A Fuzzy Dimensional Approach, Journal of Investment knowledge, 11(41), 405-428. (in Persian)
- Asghar, N. & Z. Hussain. (2014). Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in Developing Countries Recent Evidence from Panel Data. Pakistan Economic and Social Review, 52(2): pp. 99-126.
- Aye, G., Gupta, R., Hammoudeh, S., & Kim, W. J. (2015). Forecasting the price of gold using dynamic model averaging. International Review of Financial Analysis, 41, 257-266.
- Aysan, A. F., Polat, A. Y., Tekin, H., & Tunali, A. S. (2022). The Ascent of Geopolitics: Scientometric Analysis and Ramifications of Geopolitical Risk. Defence and Peace Economics, 1-19.
- Baltagi, B. H., Demetriades, P. O., & Law, S. H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. Journal of development economics, 89(2), 285-296.

- Barro, R.J & X. Martin. (1995). Economic Growth. New York: McGraw-Hill, Inc.
- Belmonte, M., & Koop, G. (2014). Model switching and model averaging in time-varying parameter regression models. In Bayesian Model Comparison. Emerald Group Publishing Limited. 45-69.
- BEN DHIAB, L. (2021). Determinants of Insurance firms' profitability: an empirical study of Saudi insurance market. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(6), 235-243.
- Brokešová, Z., & Vachálková, I. (2016). Macroeconomic environment and insurance industry development: The case of Visegrad group countries.
- Buncic, D., & Moretto, C. (2015). Forecasting copper prices with dynamic averaging and selection models. *The North American Journal of Economics and Finance*, 33, 1-38.
- Caporale, G. M., Cerrato, M., & Zhang, X. (2017). Analysing the determinants of insolvency risk for general insurance firms in the UK. *Journal of Banking & Finance*, 84, 107-122.
- Danieli, L., & Jakubik, P. (2022). Early warning system for the European insurance sector. *Ekonomický časopis (Journal of Economics)*, 70(1), 3-21.
- Di Filippo, G. (2015). Dynamic model averaging and CPI inflation forecasts: A comparison between the Euro area and the United States. *Journal of Forecasting*, 34(8), 619-648.
- Drachal, K. (2016). Forecasting spot oil price in a dynamic model averaging framework—Have the determinants changed over time?. *Energy Economics*, 60, 35-46.
- Draper, D. (1995). Assessment and Propagation of Model Uncertainty, (with discussion) *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, 57, 45 -97.
- Fatahi, Shahram, & Golkhandan, Abulqasem. (2014). Insurance and Globalization: A Case Study of D8 Group Countries: Bootstrap-Based Pooled Granger Causality. *Economic analysis of Iran's development*, 3 (1), 117-142. doi: 10.22051/edp.2016.2461(in Persian)
- Ferreira, D., & Palma, A. A. (2015). Forecasting inflation with the Phillips curve: A dynamic model averaging approach for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 69, 451-465.
- Fytros, C. (2021). The aporetic financialisation of insurance liabilities: Reserving under Solvency II. *Finance and Society*, 7(1), 20-39.

- Gries, T., Kraft, M., & Meierrieks, D. (2009). Linkages between financial deepening, trade openness, and economic development: causality evidence from Sub-Saharan Africa. *World development*, 37(12), 1849-1860.
- Haghverdilou, M., Peykarjou, P., & Zomorodian, Gh. (2022). Introducing Early Warning System for Solvency of Iranian Insurance Companies, Using Panel data method, *Journal of Investment knowledge*, 11(44), 417-452. (in Persian)
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 357-384.
- Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of econometrics*, 45(1-2), 39-70.
- Hamzeh A, Hozarmoghadam N, Ghanbarzadeh M. (2022). Consequences of sanctions on the insurance industry. *qjsep*; 10 (38) :39-65(in Persian)
- Hassan, A.F. & M.R. Islam. (2005). Temporal Causality and Dynamics of Financial Development, Trade Openness, and Economic Growth in Vector Auto Regression (VAR) for Bangladesh, 1974-2003: Implication for Poverty Reduction. *Journal of Nepalese Business Studies*, 2(1), 1-12.
- Iesvand H., Mousavi MH., & GhavidelDostokou S., Safarzadeh E. (2022). The Effects of Macroeconomic Variables on the Financial Stability in the Iranian Insurance Industry, *Journal of Economic research (sustainable growth and development)*, 22(3), 29-58. (in Persian)
- Iesvand H., Mousavi MH., & GhavidelDostokou S., Safarzadeh E. (2021). Analysis of the Financial Stability of the Iranian Insurance Industry, *Journal of Financial Management Strategy*, 9(4), 107-130. (in Persian)
- Kiendrebeogo, Y. (2012). The effects of financial development on trade performance and the role of institutions. *La serie des Etudes et Documents du CERDI est consultable sur le site: <http://www.cerdi.org/ed>*.
- Kletzer, K. & P. Bardhan. (1987). Credit Markets and Patterns of International Trade. *Journal of Development Economics*, 27(1-2), 57-70.
- Koop, G. (2012). Using VARs and TVP-VARs with many macroeconomic variables. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, (3),143-153.
- Koop, G., & Korobilis, D. (2009). Manual to accompany MATLAB package for Bayesian VAR models. Retrieved, 10, 2012.

- Koop, G., & Korobilis, D. (2010). Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics. *Foundations and Trends® in Econometrics*, 3(4), 267-358.
- Koop, G., & Korobilis, D. (2011). UK macroeconomic forecasting with many predictors: Which models forecast best and when do they do so?. *Economic Modelling*, 28(5), 2307-2318.
- Koop, G., & Korobilis, D. (2012). Forecasting inflation using dynamic model averaging. *International Economic Review*, 53(3), 867-886.
- Koop, G., & Korobilis, D. (2013). A new index of financial conditions. Available at SSRN 2374980.
- Koop, G., McIntyre, S., Mitchell, J., & Poon, A. (2020). Regional output growth in the United Kingdom: More timely and higher frequency estimates from 1970. *Journal of Applied Econometrics*, 35(2), 176-197.
- Korobilis, D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy using time-varying parameter dynamic factor models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(2), 157-179.
- Lee, J. W. (1993). International trade, distortions, and long-run economic growth. *Staff Papers*, 40(2), 299-328.
- Li, Ting, & Li, Menggang (2020). An Empirical Analysis of the Factors Influencing the Development of Insurance Industry in China. *SAGE open October -December 2020*: 1 –10.
- Majidi, A., Nedjat, S., Mohammadi, A., Jamshidi, E., & Majdzadeh, R. (2014). Impact of sanctions on Iranian airlines: How people in Iran feel about air travel safety? *International Journal of Disaster Risk Reduction*, Volume 10, Part A, 67 - 74.
- Maqsoodi, Nasrallah, (2011). Investigating transportation price optimization with an approach on railways using the SAM analysis method, *Quarterly Journal of Financial Economics*, No. 19, 9-28. (in Persian)
- Mazloomi N., & Akbar Nateghi A. (2019). A model of existing risks in Iran insurance industry, *Journal of Business Strategies*, 16(13), 39-58. (in Persian)
- Moran, M., & Salisbury, D. (2013). Sanctions and the insurance industry challenges and opportunities. King's College London - Centre for Science & Security Studies, 1 -56.
- Moreira, R. R., Chaiboonsri, C., & Chaitip, P. (2014). Analysing monetary policy's transmission mechanisms through effective and expected interest rates: an

- application of MS-models, Bayesian VAR and cointegration approaches for Brazil. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 7(1), 1-12.
- Moser, M. (2015). Macroeconomic Applications of Bayesian Model Averaging (Doctoral dissertation, WU Vienna University of Economics and Business).
- Naser, H. (2014). An Econometric Investigation of Forecasting GDP, Oil Prices, and Relationships among GDP and Energy Sources (Doctoral dissertation, University of Sheffield).
- Naser, H., & Alaali, F. (2018). Can oil prices help predict US stock market returns? Evidence using a dynamic model averaging (DMA) approach. *Empirical Economics*, 55, 1757-1777.
- Ndaru, A. P. H., & Soesetio, Y. (2021). Early Warning System Analysis of General Insurance Companies. *KnE Social Sciences*, 72-86.
- Peykarjou, P., Haghverdilou, M., & Zomorodian, GH. (2022). Introducing Early Warning System for Solvency of Iranian Insurance Companies, Using Logit Panel Data method, *Journal of Financial Management Strategy*, 10(3), 187-202. (in Persian)
- Raftery, A.E. (1995). Bayesian model selection in social research (with discussion). In Marsden, P.V., editor, *Sociological Methodology*, 111 -195. Blackwells Publishers, Cambridge.
- Raghfar, H., safarzadeh, E., & Qafourboroujerdi, M. (2018). Effect of Inflation on Solvency of Insurance Companies in Iran, *Quaterly Journal of Economic Modelling*, 12(42), 23-47. (in Persian)
- Rashidi Ashrafi, Alireza. (2016). Collection of information needed in commercial business. Commercial publishing company. (in Persian)
- Rauch, J., & Wende, S. (2015). Solvency prediction for property-liability insurance companies: Evidence from the financial crisis. *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 40, 47-65.
- Rehman, M.Z., Ail, N., & Nasir, N. M. (2014). Linkage between financial development, trade openness and economic growth: evidence from Saudi Arabia. *Journal of Applied Finance & Banking*, 5(6), 127-141.
- Siddik, M. N. A., Hosen, M. E., Miah, M. F., Kabiraj, S., Joghee, S., & Ramakrishnan, S. (2022). Impacts of Insurers' Financial Insolvency on Non-Life Insurance Companies' Profitability: Evidence from Bangladesh. *International Journal of Financial Studies*, 10(3), 80.

- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American statistical association*, 97(460), 1167-1179.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2), 147-162.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2005). An empirical comparison of methods for forecasting using many predictors. Manuscript, Princeton University, 46.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2006). Forecasting with many predictors. *Handbook of economic forecasting*, 1, 515-554.
- Stock, J., & Watson, M. (1998). Diffusion indexes. NBER Working Paper No.w6702.
- Svaleryd, H., & Vlachos, J. (2005). Financial markets, the pattern of industrial specialization and comparative advantage: Evidence from OECD countries. *European Economic Review*, 49(1), 113-144.
- Ul Din, S. M., Abu-Bakar, A., & Regupathi, A. (2017). Does insurance promote economic growth: A comparative study of developed and emerging/developing economies. *Cogent Economics & Finance*, 5(1), 1390029.
- Wolde-Rufael, Y. (2009). Re-examining the financial development and economic growth nexus in Kenya. *Economic Modelling*, 26(6), 1140-1146.
- Yousefi Ramandi, Reza. (2016). The effect of sanctions and its removal on the financial indicators of the insurance industry. Islamic Azad University Electronic Department. (in Persian)