فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال نهم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۱/ صفحات ۳۶-۱

مدل‌سازی پیش‌بینی بحران بانکی ایران با رویکرد مدل‌های میانگین‌گیری بیزین

سمانه شیخ‌لی
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، Samaneh.sheikhli@gmail.com
علی نصیری‌اقدم
استادیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، alin110@atu.ac.ir
حمید آماده
دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی amadeh@gmail.com
حسین درودیان
پژوهشگر، موسسه مطالعات و تحقیقات مبین، h_doroodian@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۸/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۲۲

چکیده

بحران‌های بانکی متناوباً در حال وقوع می‌باشند. این موضوع نشانگر این است که مدل‌های هشدار پیش از وقوع فعلی، در شناسائی قبل از وقوع این بحران‌ها موفق نبوده‌اند. بررسی مدل‌های موجود نشان می‌دهد دلیل شکست این مدل‌ها عمدتاً ناشی از شناسایی متغیرهای توضیحی و طراحی تجربی مدل می‌باشد، که در این پژوهش سعی گردیده بهبود یابند. این پژوهش برای تعدیل مشکل نااطمینانی مدل با متوسط‌گیری از تمامی مدل‌ها (میانگین‌گیری بیزی)، به تعیین عوامل مؤثر بر بحران‌های بانکی در ایران پرداخته است. روش تحقیق حاضر کاربردی است. بازه زمانی تحقیق ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ است. ۴۹ متغیر به عنوان عوامل موثر بر بحران بانکی وارد مدل گردیدند. جامعه تحقیق حاضر، اقتصاد ایران در حوزه بانکی است. نتایج بیانگر این است که از میان مدل‌های BMA، TVP-DMA و TVP-DMS، BVAR و OLS، مدل TVP-DMA به عنوان کاراترین مدل تعیین گردید. بر اساس مدل TVP-DMA، ۱۰ متغیر شکننده موثر بر بحران بانکی شناسایی شدند. در این پژوهش متغیرهای حجم اموال تملیکی؛ نسبت مطالبات سررسید شده و معوق به کل تسهیلات؛ کسری بودجه؛ نسبت خوداتکائی؛ Spread؛ انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی؛ دیرش دارایی‌ها و بدهی‌ها؛ دیرش نرخ بهره؛ شاخص نسبت کفایت سرمایه و نااطمینانی تورم مهم‌ترین متغیرهای موثر بر بحران بانکی شناسایی شدند. بر اساس نتایج تمامی متغیرهای فوق تأثیر مثبتی بر بحران بانکی دارند و در صورت تداوم این فرآیند افزایش احتمال وقوع بحران بانکی در سال‌های آتی را فراهم خواهد نمود. بر اساس نتایج، دیرش نرخ بهره، موثرترین شاخص بر بحران بانکی شناسایی گردید. با توجه به خروجی نتایج، می‌توان بیان داشت شاخص بحران بانکی در اقتصاد ایران معضلی با ابعاد گسترده است؛ چرا که متغیرهای مرتبط با سیاست‌گذارهای بخش پولی و مالی بر این شاخص اثرگذارند.

واژه‌های کلیدی: بحران، بحران بانکی، مدل‌های هشدار دهنده، بیزین.
طبقه‌بندی JEL:C11، C59، E44، G20، G33.

۱-مقدمه

این یک واقعیت شناخته شده است که مؤسسات بانکی برای رشد اقتصادی یک کشور ضروری هستند (النابولسی و همکاران[1]، ۲۰۲۲)؛ زیرا به گردش آسان اعتبارات کمک می‌کنند که منجر به فرصت‌های سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی می‌شود؛ بنابراین، سلامت موسسات بانکی عامل مهمی در ثبات کل سیستم مالی است. عملکرد کارآمد و مؤثر صنعت بانکداری در طول زمان تضمین کننده ثبات مالی هر کشوری است (گناوالی[2]، ۲۰۱۸). در مطالعات تجربی و نظری، طیف وسیعی از متغیرها به عنوان عوامل تعیین‌کننده بحران‌های مالی در بانک‌ها معرفی شده‌اند؛ اما روش‌های متعارف اقتصادسنجی برای ارزیابی اثر تمامی این متغیرها بر بحران مالی مفید نیستند؛ زیرا در روش‌های متعارف اقتصادسنجی نمی‌توان طیف زیادی از متغیرهای توضیحی را به دلیل کاهش درجه آزادی و نااطمینانی ضرایب وارد الگو کرد؛ بنابراین محققان به فراخور نوع مطالعه و سلیقه خود، ترکیب محدودی از متغیرها را در الگوهای اقتصادسنجی وارد می‌کنند؛ اما مشکل رویکرد مزبور آن است که اثر یک متغیر بر بحران مالی بانک‌ها، بستگی به ترکیب سایر متغیرهایی دارد که در کنار متغیر موردنظر در معادله بحران مالی وارد می‌شوند.

در واقع گستردگی طیف متغیرهای توضیحی مؤثر بر بحران بانک‌ها، این پرسش اساسی را در میان محققان مطرح کرده است که چه متغیرهایی باید در الگوی تجربی رگرسیون بحران بانکی وارد شوند؟ این مشکل با عنوان «نااطمینانی مدل»، شناخته می‌شود. عدم توجه به مسئله نااطمینانی مدل، می‌تواند منجر به تورش[3] و عدم کارایی در برآورد پارامترها شود که نتیجه آن پیش‌بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است؛ بنابراین در مطالعات تجربی لازم است نااطمینانی مدل مدنظر قرار گیرد. یکی از روش‌های مناسب برای تعدیل مشکل نااطمینانی مدل «متوسط‌گیری از تمامی مدل‌ها»، یا روش «میانگین‌گیری مدل بیزینی[4]» است. این رویکرد توسط جفریز[5] در سال ۱۹۶۱

---

[1] Alnabulsi et al.
[2] Gnawali
[3] Bias
[4] Bayesian Model Averaging (BMA)
[5] Jeffreys

پایه‌گذاری و بعدها توسط افرادی از جمله لیمر[1] (۱۹۷۸)، هویتینگ و همکاران[2] (۱۹۹۹)، واسرمن[3] (۲۰۰۰) و کوپ[4] (۲۰۰۳)، توسعه داده شد (مهرآرا و رضایی برگشادی[5]، ۱۳۹۵).

دو روش برای پیش‌بینی در سیستم‌های هشدار پیش از موعد وجود دارد؛ مدل‌های گسسته و مدل‌های پیوسته (که تا کنون در ادبیات بحران مالی در بانک‌ها استفاده نشده است)، هر کدام از این مدل‌ها دارای مزایا و معایبی می‌باشند.

در مدل‌های گسسته فرض بر این است که اگر هر یک از متغیرها از حد آستانه‌ای خود تجاوز کند، یک بحران رخ می‌دهد. درحالی‌که مدل پیوسته، نیازمند نظر کارشناس در خصوص وقوع بحران نیست؛ بلکه بر هزینه‌های اقتصادی واقعی اندازه‌گیری شده توسط داده‌ها تمرکز می‌کند؛ همچنین در مدل پیوسته، موضوع کمبود نوسانات متغیر وابسته هنگامی که تعداد اندکی بحران در داده‌های نمونه مورد بررسی اتفاق افتاده است، مشکل ساز نخواهد بود. از سوی دیگر، رویکرد پیوسته دارای معایبی می‌باشد، به طور مثال ظرفیت این گونه مدل‌ها برای انتشار مستقیم سیگنال بحران به سیاست‌گذاران(تصمیم‌گیرندگان)، محدود است. در حالی که مدل گسسته قادر است سیگنال بحران را راحت‌تر انتشار دهد (با این وجود، در خصوص نسبت‌های سیگنال به نویز ضعیف برای شاخص‌های گسسته نیز محدودیت وجود دارد)؛ همچنین، کاربرد عملی مدل گسسته به واسطه نیاز به یافتن یک رابطه بهینه میان سیگنال‌های غلط (هیچ بحرانی رخ نداده است؛ اما سیگنال منتشر می‌شود) و عدم انتشار سیگنال (سیگنالی منتشر نشده است، در حالی که بحران به وقوع پیوسته است)، به چالش کشیده شده است؛ بنابراین در این پژوهش و به منظور یافتن مدل بهینه، EWS توسط مدل پیوسته ارائه می‌شود. در نتیجه، پرسش اصلی پژوهش حاضر این است که چگونه می‌توان یک مدل EWS یا مجموعه‌ای از مدل‌ها را تبیین کرد که بتواند قبل از وقوع بحران مالی در بانک‌ها، سیاست‌گذاران صنعت بانکداری را در جریان وقوع آن قرار دهد و سیاست‌های پیشگیرانه لازم در جهت مقابله با آن اجرا شود.

---

[1] Leamer
[2] Hoeting et al.
[3] Wasserman
[4] Koop
[5] Mehrara & Rezaei Bargoshadi. (2016)

در تحقیق حاضر سعی بر آن است با استفاده از رویکرد پیوسته با استفاده از مدل‌های ترکیبی میانگین بیزین و فضا حالت به شناسایی عوامل موثر بر ایجاد بحران مالی در سیستم بانکی بپردازیم؛ همچنین استفاده از تعداد متعددی متغیر در جهت تعیین مدل بهینه تحقیق حاضر از مهم‌ترین عوامل موثر بر شناسایی بحران مالی در صنعت بانکداری ایران است.

۲- ادبیات موضوع

در ارتباط با بحران بانکی تعاریف زیادی توسط محققین در دهه‌های اخیر انجام شده است. به عنوان نمونه بر طبق تعریف صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۲)، بحران بانکی وضعیتی است که توانایی بانک‌ها در اجرای نقش واسطه‌ای به شدت آسیب دیده است و در این شرایط ورشکستگی بانک‌ها گسترش می‌یابد و بانک‌ها قادر به پرداخت دیون و بدهی خود نمی‌باشند. بر طبق تعریف لاون و والنسیا[1] (۲۰۰۸) و لاون و والنسیا (۲۰۱۸)، در یک بحران بانکی، شرکت‌های بزرگ مالی کشور موارد زیادی از نکول را تجربه می‌کنند و موسسات مالی و شرکت‌ها با مشکلات زیادی روبرو هستند. در نتیجه مطالبات غیرجاری به شدت افزایش می‌یابد و بیش‌تر سرمایه بخش بانکی از بین می‌رود این وضعیت ممکن است با کاهش قیمت دارایی مانند قیمت سهام و املاک و مستغلات)، افزایش شدید نرخ بهره واقعی و کاهش جریان‌های سرمایه همراه باشد. در برخی موارد، بحران توسط هجوم سپرده‌گذاران به بانک‌ها اجرا می‌شود. کنت و دیتراجیاچ[2] (۱۹۹۸)، بیان می‌کنند که بانک‌ها واسطه‌گرهای مالی هستند که بدهیشان اغلب سپرده‌های کوتاه‌مدت هستند و دارایی‌های شان عموماً وام‌های بلندمدت به کسب و کار و مصرف‌کنندگان هستند. زمانی که ارزش دارایی‌های بانک‌ها کم‌تر از ارزش بدهی‌هایش باشد بانک‌ها متوقف (ورشکسته) می‌شوند و بانک‌ها فاقد توان پرداخت دیون خود هستند ممکن است ارزش دارایی‌های بانک به دلیل عدم توانایی قرض‌گیرندگان یا عدم تمایل آن‌ها برای پرداخت بدهی خود به بانک کاهش یابد که به عنوان ریسک اعتباری شناخته می‌شود. بر طبق این دیدگاه عدم توانایی پرداخت دیون و مشکلات نقد شوندگی از عوامل مهم بروز بحران‌های بانکی هستند؛ همچنین برخی

[1] Laeven & Valencia
[2] Demirgüç-Kunt & Detragiache

دیگر تفکرات، علل بحران بانکی را در عدم تقارن اطلاعات جستجو می‌کنند. بدین صورت که عدم تقارن اطلاعات به دو شکل انتخاب نامناسب (گزگزینی و مخاطرات اخلاقی (کژ منشی) پدیدار می‌شود. انتخاب نامناسب زمانی ایجاد می‌شود که بانک‌ها با توجه به اطلاعات ناکافی قدرت تشخیص مشتری خوب از بد را ندارد و از این رو اعتبار را به سمت مشترین بد هدایت می‌کند. در مخاطرات اخلاقی حتی اگر بانک توانایی تشخیص مشتریان خوب از بد را داشته باشد و اعتبار را به سمت مشتریان خوب هدایت کند؛ اما این احتمال وجود دارد که این مشتریان رفتار خود را تغییر دهند. هر دوی این مسائل منجر به افزایش ریسک دارایی و مطالبات غیرجاری بانکی می‌شود. این به نوبه‌ی خود عدم تخصیص درست منابع و بحران‌های بانکی را به همراه دارد (زاقدودی[۱]، ۲۰۲۱).

در مطالعات صورت گرفته در ارتباط با عوامل تاثیرگذار بر بحران‌های بانکی، محققین سعی کردند تا نقش عوامل مختلف بر بحران‌های بانکی را مورد بررسی قرار دهند.

النابولسی و همکاران (۲۰۲۲) (شاخص‌های کلان و نهادی)؛ کارتیکاساری و همکاران[۲] (۲۰۲۰) (شاخص‌های کلان، خرد و نهادی)؛ بایر[۳] (۲۰۱۹) (شاخص‌های کلان و خرد)؛ تمدن‌نژاد و همکاران[۴] (۲۰۱۶) (شاخص‌های کلان، خرد و سیاسی)؛ پنا[۵] (۲۰۱۶) (شاخص‌های کلان، خرد) ؛ جاستا سومپاکورن و همکاران[۶] (۲۰۱۴) (شاخص‌های کلان، خرد)، زیستلر[۷] (۲۰۱۰) (شاخص‌های کلان، مالی)؛ داتا گوپتا و کاشین[۸] (۲۰۰۸) (شاخص‌های کلان، نقدینگی خارجی، شرایط پولی)؛ دیویس و کریم[۹] (۲۰۰۸) (شاخص‌های کلان)، ون هاگن و هوا[۱۰] (۲۰۰۴) (شاخص‌های کلان، مالی و نهادی)؛

[1] Zaghdoudi
[2] Kartikasary et al.
[3] Bayar
[4] Tamadonejad et al.
[5] Pena
[6] Jutasompakorn et al.
[7] Zistler
[8] Duttagupta & Cashin
[9] Davis & Karim
[10] Ho & von Hagen

هاردی و پازار باسیگل[1] (۱۹۹۹) (شاخص‌های بخش واقعی، بخش بانکی، شوک‌ها)؛ کنت و دیتراجیاچ (۱۹۹۸) (شاخص‌های کلان).

کاهش رشد اقتصادی می‌تواند با کاهش کیفیت وام و کاهش چشم انداز وام دهی بانک‌ها، به بانک‌ها صدمه بزند؛ همچنین افزایش تورم علاوه بر ایجاد بی ثباتی اقتصاد کلان، می‌تواند بازده واقعی دارایی‌ها را کاهش دهد و موجب کاهش پس انداز و افزایش استقراض شود (بایر، ۲۰۱۹). از این‌رو مشکل انتخاب معکوس در یک محیط بسیار تورمی می‌تواند وام گیرندگان با کیفیت نسبتاً پایین را برای استقراض تشویق کند؛ همچنین بانک‌ها در بسیاری از کشورهای در حال توسعه به شدت در تملک دولت قرار دارند و باعث می‌شود که عملکرد آنها بر اساس موقعیت مالی، آسیب‌پذیر باشد. رشد بیش از حد اعتبار می‌تواند مشکلات بانک را از طریق فشردن نقدینگی بانک و یا بدتر شدن کیفیت دارایی افزایش دهد. گوپتا و کاشین (۲۰۰۸)، گاوین و هاوسن[2] (۱۹۹۶) و کنت و دیتراجیاچ (۱۹۹۸)، دریافتند که بحران‌های بانکی اغلب با نرخ رشد بالا از اعتبارات بانکی در ارتباط است. گلدشتاین[3] (۱۹۹۸)، نشان داد که اقتصادهای کشورهای آسیایی که در اواخر دهه ۱۹۹۰ بحران‌های بانکی را تجربه کرده بودند در سال‌های قبل با افزایش اعتبارات بانکی مواجه شدند. یکی دیگر از موارد در بروز بحران بانکی زمانی است که بانک‌ها در پول خارجی استقراض می‌کنند و بر اساس پول داخلی تسهیلات پرداخت می‌کنند. از این‌رو کاهش غیر منتظره در نرخ ارز سودآوری بانک را تهدید می‌کند. دیگر مواردی که می‌تواند احتمال ورشکستگی بانک‌ها را افزایش دهد ریسک اعتباری است زمانی که ارزش دارایی‌های بانک‌ها کم‌تر از ارزش بدهی‌هایش باشد بانک‌ها ورشکسته می‌شوند و بانک‌ها فاقد توان پرداخت دیون یا درمانده هستند. ممکن است ارزش دارایی‌های بانک به دلیل عدم توانایی قرض‌گیرندگان یا عدم تمایل آن‌ها برای پرداخت بدهی خود به بانک سقوط کند که به آن ریسک اعتباری می‌گویند. از دیدگاه دیویس و کریم (۲۰۰۸)، افزایش نسبت نقدینگی به ذخایر خارجی نشان‌دهنده شدت آسیب‌پذیری سیستم بانکی به هجوم افراد برای دریافت پول خارجی می‌باشد. از

[1] Hardy & Pazarbaşioğlu
[2] Gavin & Hausmann
[3] Goldstein

این ور این متغیر اثر معناداری بر شدت بحران بانکی دارد؛ همچنین کاهش این نسبت به معنی افزایش قدرت پول داخلی است.

در مورد دیگر احتمال ورشکستگی بانکی می‌تواند زمانی رخ دهد که نرخ بازده دارایی‌های بانک کم‌تر از نرخی باشد که باید روی تعهدات پرداخت شود. رایج ترین نمونه از این نوع مشکل افزایش نرخ بهره کوتاه‌مدت است که بانک‌ها مجبور می‌شوند تا نرخ بهره پرداختی به سپرده‌گذاران را افزایش دهند. علاوه بر این نرخ بهره بالا ممکن است به ترازنامه‌های بانکی آسیب برساند؛ زیرا اعطای تسهیلات با نرخ بهره بالا منجر به افزایش مطالبات غیرجاری می‌شود؛ بنابراین، افزایش در نرخ بهره کوتاه مدت یکی از دلایل عمده مشکلات سیستم‌های بانکی است. در ادامه پیشینه تحقیقات داخلی و خارجی صورت گرفته در راستای موضوع ارائه شده است.

در این بخش تحقیقاتی که در راستای موضوع مورد بررسی است پرداخته شده و خلاصه‌ای از این نتایج ارائه شده است.

النابولسی و همکاران (۲۰۲۲) با استفاده از روش سیستم دو مرحله تعمیم یافته، به بررسی عوامل تعیین‌کننده بحران بانکی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (۱۱ کشور منا) و طی بازه زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۵ پرداخت. نتایج بیانگر این واقعیت بود که بحران بانکی نسبت به عوامل کلان اقتصادی به ویژگی‌های بانکی حساس‌تر بودند. با این حال، هیچ اثر قابل توجهی در مورد تأثیر همه‌گیری COVID-19 بر بحران بانکی شناسایی نگردید.

دیویس و کریم (۲۰۲۱) در مقاله در ارتباط با بحران‌های دوقلو به بررسی ارتباط بین بحران‌های ارزی و بانکی در کشور ترکیه در بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۳ و عوامل تعیین‌کننده این نوع بحران‌ها پرداختند. برای این منظور این محققین از مدل‌های لاجیت استفاده کرده‌اند. یافته‌های تجربی مطالعه نشان می‌دهد که بحران ارزی ترکیه عمدتاً به دلیل کسری مالی بیش از حد دولت، افزایش بدهی‌های خارجی کوتاه مدت و ارزش‌گذاری بیش از اندازه لیر ترکیه و شوک‌های نامطلوب خارجی می‌باشد و بحران‌های بانکی بیش‌تر ناشی از عرضه بیش از اندازه پول است.

دمرگوک و دتراگیاچ[1] (۲۰۲۱) رابطه بین بحران‌های ارزی و بانکی را بررسی نمودند. با استفاده از مدل‌های لاجیت و پروبیت باینری برای کشورها توسعه یافته و در حال توسعه در بین سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۰ یافته‌ها نشان می‌دهند که بحران‌های بانکی مقدم بر بحران‌های ارزش است و بالعکس. بحران‌های ارز به طور غیر مستقیم بر احتمال بحران‌های بانکی آینده از طریق شوک‌های خارجی و بازارهای مالی آزاد تاثیر می‌گذارد. این مطالعه همچنین شواهدی وابستگی با ارتباط در همزمان بین دو بحران مشاهده کرد.

ایجیفینگر و کاراتاس[2] (۲۰۲۰)؛ در مقاله‌ای تحت عنوان «با هم یا جدا؟ رابطه بحران ارزی و بانکی»، را بررسی می‌نمایند. هدف از این مطالعه ارائه شواهد تجربی در مورد ارتباط بین بحران ارزی و بانکی است. مدل‌های پروبیت داده و صفحه دو متغیره برای نمونه ۲۱ کشور توسعه یافته و در حال توسعه با مشاهدات ماهانه بین سال‌های ۱۹۸۵ الی ۲۰۱۰ تخمین زده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که بحران‌های بانکی مقدم بر بحران‌های ارزی می‌باشند و بالعکس. این مطالعه همچنین شواهدی از همبستگی همزمان بین این دو بحران را پیدا می‌کند. نتایج ارتباط نظری بین بحران‌های بانکی و ارزی را تائید می‌کنند.

اکبر موسوی و همکاران[3] (۱۴۰۱)؛ اقدام به شناسایی عـوامل مؤثر در زیان بحران بانکی به‌ویژه متغیرهای چهارچوب سیاستی برای ۱۲ کشور طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۹ پرداختند. بدین منظور، با استخراج روندهای پیش از بحران و پس از بحران برای GDP حقیقی کشورها، مقدار زیان در تولید برای سال بحرانی و سه سال بعد از آن محاسبه شد. سپس مدل تحقیق به دو صورت مدل پایه و مدل با در نظرگرفتن متغیرهای چهارچوب سیاستی، به روش شبه‌حداکثر راست‌نمایی پواسون (PPML) برآورد شد. نتایج برآورد مدل پایه نشان داد که متغیرهای GDP سرانه حقیقی، تورم، نسبت اعتبارات بانکی به GDP تأثیر مثبت و معنادار و متغیرهای درجه بازبودن مالی و مخارج احتیاطی دولت تأثیر منفی و معنادار در مقدار زیان تولید ناشی از بحران بانکی دارند.

---

[1] Demirgüç-Kunt & Detragiache
[2] Eijffinger & Karataş
[3] Akbar Mousavi et al. (2021)

عسگریان و همکاران[1] (۱۳۹۹)؛ در پژوهشی با استفاده از مدل لاجیت دوگانه و چندگانه به برآورد احتمال وقوع بحران بانکی سیستماتیک در ۳۷ کشور منتخب در حال توسعه برای بازه زمانی ۱۹۹۴-۲۰۱۸ پرداختند حاصل از برآوردها حاکی از آن بود که در مدل لاجیت چندگانه نسبت به لاجیت دوگانه، درصد دوره‌های بحرانی پیش‌بینی شده صحیح بیش‌تر است و مدل لاجیت چندگانه مناسبت‌تر می‌باشد. نتایج حاصل از مدل لاجیت چندگانه حاکی از اثر مثبت متغیرهای نرخ تورم، نرخ بهره واقعی و روابط تجاری و اثر منفی متغیرهای نرخ رشد اقتصادی، تولید سرانه و جریان سرمایه و نسبت اعتبارات بانک‌ها به بخش خصوصی به تولید بر احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد بررسی می‌باشد. از طرفی نسبت پول گسترده به ذخایر، پیش‌بینی‌کننده خوبی برای احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای مورد بررسی نبوده است.

صادقی عمروآبادی و محمودی‌نیا[2] (۱۳۹۹)؛ در پژوهشی به بررسی وقوع همزمان بحران‌های بانکی، بدهی و ارزی (بحران‌های سه‌گانه) در اقتصاد ایران و عوامل تعیین کننده آن در طول دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۹ پرداختند. با استفاده از شاخص‌های بحران (غیرمجازی)، نتایج کوتاه مدت الگوی VAR نشان داد که متغیر بحران بانکی و بحران ارزی بر بحران بدهی مثبت و معنادار است و حاکی از آن است که افزایش احتمال بحران بانکی و ارزی منجر به افزایش بدهی دولت و کشور خواهد شد؛ همچنین اثرات بحران‌های بانکی و بدهی بر بحران ارزی مثبت و معنادار است که نشان دهنده وجود رابطه علی از طرف بحران‌های بانکی و بدهی بر بحران ارزی نتایج مدل باشد. نشان می‌لاجیت دهد که اثر متغیرهای تورم، رشد نقدینگی و رشد نرخ ارز بر شاخص‌های بحران‌های سه گانه در اکثر مدل‌ها مثبت معنادار است.

صادقی شریف و همکاران[3] (۱۳۹۸)؛ در مطالعه خود با عنوان «مقایسه شاخص‌های تعیین آستانه بحران مالی بانک‌ها در سیستم هشدار سریع بر اساس عامل چرخه‌های تجاری» به بررسی احتمال در آستانه ورشکستگی قرار گرفتن بانک‌ها و پیش‌بینی زمان بر اساس چرخه‌های تجاری و اقتصادی طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ و به‌کارگیری الگوی کاپلان مایر و الگوی مخاطرات متناسب کاکس در چارچوب تحلیل

[1] Asgarian et al. (2020)
[2] Sadeghi Amroabadi & Mahmoudi nia(2020)
[3] Sadeghi Sharif et al. (2019)

بقا پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بقای بانک‌های ایران تحت تأثیر ۵ متغیر نسبت سود عملیاتی به هزینه‌های عملیاتی، نسبت مجموع خالص درآمد بهره و درآمدهای عملیاتی به متوسط کل دارائی‌ها، درآمد کارمزد خدمات بانکی به کل درآمد، نسبت هزینه‌های اداری و عمومی به کل هزینه‌ها و اندازه بانک است. براساس تحقیق فوق رویکرد مزبور نشان می‌دهد آستانه ورشکستگی بانک‌های مورد بررسی به طور متوسط تا ۷ سال، در شرایط رکود تا ۵ سال و درصورت بازگشت دوران رونق به اقتصاد کشور، تا ۸ سال پس از آن خواهد بود.

بیانی و محمدی[1] (۱۳۹۸)؛ در تحقیقی تحت عنوان عوامل مؤثر بر بحران‌های مالی طی بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۵ و با استفاده از رویکرد مدل میانگین‌گیری بیزی، ۱۲ متغیر غیر شکننده مؤثر بر بحران مالی که عبارتند از کسری یا مازاد بودجه؛ انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی؛ نرخ تورم؛ نسبت بدهی خارجی به دارایی خارجی بانک مرکزی؛ ضریب فزاینده پول (نقدینگی/پایه پولی)؛ نسبت صادرات به GDP؛ نسبت واردات به GDP؛ نسبت مخارج دولت بهGDP؛ کسری بودجه به GDP؛ نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی؛ نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و مجذور نرخ تورم شناسایی شدند. با توجه به خروجی نتایج می‌توان بیان داشت شاخص بحران مالی در اقتصاد ایران معضلی چند بعدی است؛ چرا که متغیرهای مرتبط با سیاست مالی، سیاست پولی و سیاست ارزی بر این شاخص اثرگذارند.

در جمع‌بندی پیشینه تحقیقات انجام شده؛ با موضوع مقاله حاضر می‌توان بیان داشت شکاف بزرگی در حوزه مدل‌سازی بحران بانکی وجود دارد و در تحقیقات مختلف صرفاً به برخی از متغیرها اشاره شده و دیدگاه مشترکی در این حوزه وجود ندارد که این امر موجب ایجاد خطای تصریح در مدل‌سازی می‌گردد.

۳-روش‌شناسی تحقیق

پژوهش حاضر از منظر منطق اجرا (یا نوع استدلال)، استقرایی می‌باشد؛ زیرا از طریق گردآوری داده‌های بانک‌های فعال در بازار سهام تهران، نشان می‌دهد چه ارتباطی بین این دو متغیر وجود دارد و از منظر بُعد زمانی پژوهش طولی (پس رویدادی)، می‌باشد؛ زیرا داده‌های مورد مطالعه طی زمان (چند سال)، گردآوری و مورد تحلیل قرار

[1] Bayani & Mohammadi (2019)

می‌گیرند. این پژوهش در زمان حال انجام می‌شود؛ اما از اطلاعات و داده‌های سال قبل برای بررسی ارتباط بین متغیرها استفاده می‌کند. افق زمانی این پژوهش، یک دوره ۲۷ ساله از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ شمسی برای بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است، با توجه به قلمرو مکانی تحقیق و محدود بودن تعداد بانک‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران تمامی بانک‌های فعال در بازار سرمایه را مورد بررسی قرار می‌دهیم. در ادامه متغیرهای تحقیق و دیدگاه تئوریک درباره نحوه اثرگذاری بر متغیر بحران بانکی ارائه شده است. در ادامه با استفاده از روش BMA به بررسی اثر ۴۹ متغیر بالقوه اشاره شده در جدول شماره (۱)؛ بر بحران بانکی در ایران پرداخته شده است.

جدول (۱): متغیرهای تحقیق

نماد	انتظار تئوریک	نام متغیر	نوع متغیر
X1	تأثیر منفی بر بحران	دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	مستقل
X2	تأثیر مثبت بر بحران	بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	
X3	تأثیر مثبت بر بحران	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (میلیارد ریال)	
X4	تأثیر مثبت بر بحران	پایه پولی بر حسب منابع (میلیارد ریال)	
X5	تأثیر مثبت بر بحران	اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و موسسات اعتباری غیر بانکی (میلیارد ریال)	
X6	تأثیر مثبت بر بحران	افزایش حجم اموال تملیکی	
X7	تأثیر مثبت بر بحران	نسبت مطالبات سررسید شده و معوق به کل تسهیلات	
X8	تأثیر منفی بر بحران	دارایی‌های خارجی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	
X9	تأثیر منفی بر بحران	دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	
X10	تأثیر منفی بر بحران	دارایی‌های خارجی بانک‌ها (میلیارد ریال)	
X11	تأثیر مثبت بر بحران	بدهی‌های ارزی سیستم بانکی (میلیارد ریال)	
X12	تأثیر مثبت بر بحران	بدهی‌های ارزی بانک مرکزی (میلیارد ریال)	
X13	تأثیر مثبت بر بحران	بدهی‌های ارزی بانک‌ها (میلیارد ریال)	
X14	تأثیر مثبت بر بحران	هزینه تمام شده پول	
X15	تأثیر مثبت بر بحران	بدهی دولت به بانک مرکزی (میلیارد ریال)	
X16	تأثیر مثبت بر بحران	بدهی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی (میلیارد ریال)	
X17	تأثیر مثبت بر بحران	کل بدهی دولت به سیستم بانکی (میلیارد ریال)	

X18	تأثیر مثبت بر بحران	بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی (میلیارد ریال)	
X19	تأثیر مثبت بر بحران	پول (میلیارد ریال)	
X20	تأثیر منفی بر بحران	شبه پول (میلیارد ریال)	
X21	تأثیر مثبت بر بحران	نقدینگی بر اساس عوامل تشکیل دهنده آن (میلیارد ریال)	
X22	تأثیر مثبت بر بحران	سپرده‌های دیداری (میلیارد ریال)	
X23	تأثیر مثبت بر بحران	کسری (-) یا مازاد (+) بودجه (میلیارد ریال)	
X24	تأثیر مثبت بر بحران	ضریب فزاینده پول (پول/ پایه پولی)	
X25	تأثیر مثبت بر بحران	ضریب فزاینده پول (نقدینگی/ پایه پولی)	
X26	تأثیر مثبت بر بحران	نسبت خوداتکائی	
X27	تأثیر مثبت بر بحران	Spread	
X28	تأثیر مثبت بر بحران	انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی (ریال)	
X29	تأثیر مثبت بر بحران	نرخ رسمی ارز (ریال)	
X30	تأثیر مثبت بر بحران	نرخ ارز بازار غیر رسمی (ریال)	
X31	تأثیر مثبت بر بحران	تورم (٪)	
X32	تأثیر منفی بر بحران	نسبت پوشش وجوه نقد	
X33	تأثیر منفی بر بحران	صادرات کالاها و خدمات (میلیارد ریال)	
X34	تأثیر مثبت بر بحران	واردات کالاها و خدمات (میلیارد ریال)	
X35	تأثیر منفی بر بحران	دارایی درآمد زا به کل دارایی	
X36	تأثیر مثبت بر بحران	نسبت مخارج دولت به کسری بودجه دولت	
X37	تأثیر مثبت بر بحران	دیرش دارایی‌ها و بدهی‌ها	
X38	تأثیر مثبت بر بحران	خالص تسهیلات اعطایی به کل سپرده‌های غیر دولتی (پس از کسر سپرده قانونی)	
X39	تأثیر منفی بر بحران	تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	
X40	تأثیر مثبت بر بحران	نرخ رشد نقدینگی (٪)	
X41	تأثیر مثبت بر بحران	نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	
X42	تأثیر مثبت بر بحران	دیرش نرخ بهره	
X43	تأثیر منفی بر بحران	نسبت خالص وجوه پایدار	
X44	تأثیر مثبت بر بحران	نسبت نقدینگی به خالص دارایی‌های سیستم بانکی	

X45	تأثیر مثبت بر بحران	نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی تقسیم بر GDP	
X46	تأثیر مثبت بر بحران	نسبت بدهی دولت به GDP	
X47	تأثیر منفی بر بحران	شاخص نسبت کفایت سرمایه	
X48	تأثیر مثبت بر بحران	نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (٪)	
X49	تأثیر مثبت بر بحران	نااطمینانی تورم (مدل گارچ)	
Y		بحران	**وابسته**

* Y یا متغیر وابسته، شاخص فشار بازار پول می‌باشد؛ که بـه شکل میانگین تغییرات نسـبت وام‌های اعطا شده توسط بانک مرکزی بـه کل سپرده‌هـای نظام بانکی و تغییرات نرخ بهره کوتاه‌مدت حقیقی تعریف شده است. اگر مقدار این شاخص که میزان تنش در بازار پول را نشان می‌دهد، زیاد باشد، به عنوان علامت بحران بانکی تلقی می‌شود (ون هانگن و هو ۲۰۰۴، جینگ و همکاران ۲۰۱۳).

در ادامه به بررسی رویکردها و مدل‌های برآوردی در این مقاله پرداخته شده است.

۱-۳-روش TVP-DMA و TVP-DMS

شکل استاندارد مدل‌های فضا - حالت[1] به‌صورت زیر است:

$$y_t = z_t\theta_t + \epsilon_t \quad (۱)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \mu_t \quad (۲)$$

که در آن y_t متغیر وابسته، $z_t = [1, x_{t-1}, y_{t-1}, \cdots, y_{t-p}]$ یک بردار $1 \times m$ از تخمین‌زن‌های متغیر توضیحی مدل و $\theta_t = [\varphi_{t-1}, \beta_{t-1}, \gamma_{t-1}, \cdots, \gamma_{t-p}]$ 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 به ترتیب واریانس H_t و Q_t است. این مدل‌ها دارای مزایای زیادی هستند که عمده‌ترین آن‌ها این است که امکان تغییر ضرایب تخمینی را در هر لحظه زمان فراهم می‌کنند؛ اما عیب آن‌ها این بود که هرگاه z_t زیاد بزرگ شود، تخمین‌ها چندان قابل اعتماد نخواهد بود. مدل‌های تعمیم‌یافته TVP مانند $TVP-VAR$ نیز همین مشکلات را دارند. در این مدل توسط پرایمیکری[2] (۲۰۰۵)، صورت پذیرفت، شامل ورود نااطمینانی رفتار تخمین‌زن‌ها که مدل آن‌ها به شکل زیر بود:

$$y_t = \sum_{j=1}^{m} s_j \theta_{jt} z_{jt} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

[1] State – Space Methods
[2] Primiceri

که در آن θ_{jt} و z_{jt}، j^{th}امین عنصر θ_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 می‌تواند برای هر تخمین‌زن عدد یک یا صفر را بپذیرد (هوگرهاید و همکاران[1]، ۲۰۰۹). در ادامه رافتری و همکاران (۲۰۱۰)، روش DMA را ارائه می‌دهد که همه محدودیت‌های روش‌های پیشین را برطرف می‌نمود. درواقع این روش می‌توانست مدل‌های حجیم 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 زیر مجموعه از متغیرهای z_t به‌عنوان تخمین‌زن وجود دارند و $z^{(k)}$ با $k = 1,2,\cdots,K$ بیانگر K مدل زیرمجموعه فوق هستند، بر این اساس با فرض وجود K مدل زیرمجموعه در هر مقطع از زمان، مدل فضا-حالت به صورت زیر توصیف می‌شود:

$$y_t = z_t^{(k)}\,\theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)} \qquad (۴)$$

$$\theta_{t+1}^{(k)} = \theta_t^{(k)} + \mu_t^{(k)} \qquad (۵)$$

در این معادلات $\varepsilon_t^{(k)} \sim N\,(0, H_t^{(k)})$ و $\mu_t^{(k)} \sim (0, Q_t^{(k)})$ و $L_t \in (\theta_t^{(1)},\cdots,\theta_t^{(k)})$ $\vartheta_t = \{1,2,\dots,K\}$ بیانگر این است که هر مدل از K مدل زیر مجموعه، در کدام مقطع زمانی کاربرد بهتری دارد (همان). روشی که امکان تخمین یک مدل متفاوت را در هر لحظه‌ای از زمان فراهم آورد، مدل پویای میانگین‌گیری نامیده می‌شود (کوپ و کروبلیس[2]، ۲۰۱۱). در بیان تفاوت مدل‌های پویای DMA و DMS در پیش‌بینی یک متغیر در زمان t بر اساس اطلاعات $t-1$ 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 حداکثر احتمال خواهد بود.

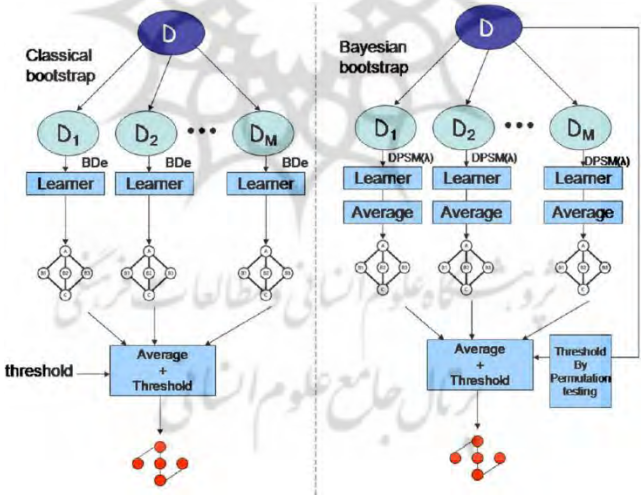
۲-۳-متوسط‌گیری مدل بیزی (BMA)

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

[1] Hoogerheide et al.
[2] Koop & Korobibis

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[1]، ۱۹۹۷).

امکان دارد توجه به متغیرهای معرفی شده، این سؤال را در ذهن ایجاد کند که بررسی مدل در صورت بروز مشکلاتی نظیر هم‌خطی 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 مقداراثرگذاری و حتی معنی‌داری متغیرهای درون مدل اثر بگذارد، با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی مدل سعی می‌شود متغیرهایی که در حضور همه متغیرهای ممکن بر متغیر موردنظراثر گذارند، شناسایی شوند. تفاوت این رویکرد با رویکرد سنتی رگرسیون به شرح نمودار ذیل است:



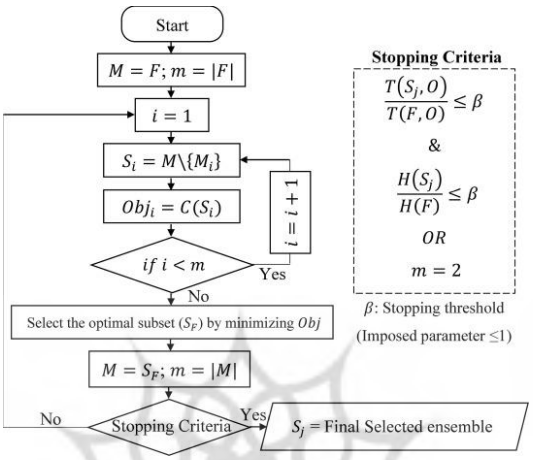
نمودار (۱): تفاوت فرآیند مدل‌های BMA و مدل‌های سنتی

منبع: یافته‌های تحقیق

همانگونه که مشاهده می‌گردد در روش کلاسیک تنها یک نمونه‌گیری صورت خواهد گرفت درحالی‌که در روش بیزین به علت خاصیت باز نمونه‌گیری تا رسیدن به سطح

[1] Gower

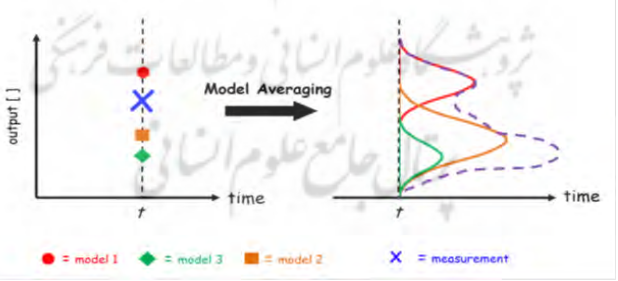
آستانه بهینه و تشخیص متغیر مهم، این فرآیند تکرار خواهد شد. در نتیجه خطای تصریح مدل در این روش حذف خواهد شد. چارت زیر فرآیند کدنویسی این مدل را بر اساس چارت نمایش می‌دهد.



نمودار (۲): الگوریتم مدل BMA

منبع: یافته‌های تحقیق

همانگونه که مشاهده می‌گردد تا احتمال حضور متغیر در مدل بهینه از سطح آستانه عبور ننماید؛ برآورد مدل ادامه خواهد یافت. در نتیجه تنها متغیرهایی در مدل حضور خواهند داشت که سطح آستانه را برآورده نمایند. جهت اپتیمال نمودن مدل بهینه به مانند شکل زیر عمل خواهد شد.



نمودار (۳): فرآیند میانگین‌گیری در مدل‌های بهینه توسط مدل BMA

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که مشاهده می‌گردد مدل میانگین‌گیری بیزین توانایی تجمیع سه توزیع برای سه مدل بهینه و ایجاد یک توزیع مشترک از میان آن‌ها جهت افزایش دقت و برآورد کاراتر را دارا است.

۴- یافته‌های پژوهش

مطالعات بسیاری با استفاده از رویکرد غیر خطی، متغیرهای کلان را مورد بررسی قرار داده‌اند. هدف از این مطالعات، بررسی توانایی مدل‌های غیرخطی مانند مارکف سوئیچینگ (همیلتون[۱]، ۱۹۸۹) و مدل‌های SETAR[۲] (کلمنتس و اسمیت[۳]، ۱۹۹۷)؛ جهت ارائه پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی بوده است. به عنوان نمونه، کلمنتس و کرولزیگ[۴] (۱۹۹۸)، عملکرد مدل‌های MS و SETAR را در دوره پس از جنگ جهانی دوم برای متغیرهای کلان کشور آمریکا، مورد مقایسه قرار دادند (همان). نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که اگرچه هر دو مدل مذکور، ویژگی‌های ادوار تجاری خاص را در نظر گرفتند و حتی این مدل‌ها نسبت به مدل‌های خطی برتری داشتند؛ اما توانایی پیش‌بینی با دقت بالاتری نسبت به مدل‌های رقیب را نداشتند.

بخشی از ادبیات مالی در دهه‌های اخیر، میزان اطلاعات لازم برای دستیابی به برآورد قوی از پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مالی را مورد بررسی قرار دادند (تحقیقات متعدد[۵]).

از جمله دستاوردهای مهم در این خصوص، استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی برای به کارگیری اطلاعات داده‌های حجیم (کلان داده)، برای پیش‌بینی بود. در چنین رویکردی، مدل‌های عاملی، بیش‌تر مورد توجه بوده و استفاده از آن‌ها بسیار رایج شده است. مدل‌های عاملی، اطلاعات را از یک مجموعه حجیمی (کلان داده)، از شاخص‌ها در تعداد کمی از مؤلفه‌های اساسی غیرقابل مشاهده خلاصه می‌کنند.

مطالعات استاک و واتسون[۶] (۲۰۰۰)، برای کشور آمریکا؛ فورنی و همکاران[۷] (۲۰۰۳) و مارسلینو و همکاران[۸] (۲۰۰۳)، آنجلینی و همکاران[۹] (۲۰۰۸)، برای منطقه یورو و

---

[1] Hamilton
[2] Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) models
[3] Clements & Smith
[4] Clements & Krolzig
[5] Marcellino et al.; Bernanke & Boivin; Forni et al; Boivin, & Ng; D'Agostino, & Giannone.
[6] Stock & Watson
[7] Forni et al.
[8] Marcellino et al.
[9] Angelini et al.

آرتیس و همکاران[1] (۲۰۰۵)؛ برای کشور انگلیس و شوماخر[2] (۲۰۰۷)، برای کشور آلمان، نمونه‌هایی از مطالعات تجربی با استفاده از مدل‌های عاملی هستند. استخراج اطلاعات از داده‌های حجیم (کلان داده)، می‌تواند در بهبود فرایند پیش‌بینی، کمک بسزایی کند. مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان (TVP)، روش‌های فضا- حالت (مانند فیلتر کالمن) را به کار می‌گیرند که این موضوع، عموماً در تحقیقات تجربی اقتصاد کلان در راستای تجزیه و تحلیل ساختاری و پیش‌بینی استفاده می‌شود. چنانچه مجموعه بزرگی از داده‌ها به منظور پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی استفاده گردد، مدل‌های TVP تمایل به بیش برازشی در داخل نمونه دارند؛ لذا عملکرد پیش‌بینی ضعیفی در خارج از نمونه خواهند داشت. برای تصحیح این کاستی‌ها در مدل‌های TVP از مدل‌های DMS و DMA، استفاده شده است (گوپتا و همکاران[3]، ۲۰۱۴).

دوره زمانی آموزش پیش‌بینی از ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ و در دوره زمانی بررسی عملکرد پیش‌بینی از ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ می‌باشد. پیش‌بینی‌ها با استفاده از $TVP-AR(1)-X\ DMA$ و $TVP-AR(1)-X\ DMS$ به‌صورتی‌که «$-X$»، بیانگر متغیرهای پیش‌بینی‌کننده برونزای حاضر علاوه بر آن، پویایی‌های $AR(1)$ هستند.

مقادیر عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA و DMS به صورت $(\alpha=\lambda=0/99)$ مشابه مطالعات مختلف تجربی از جمله کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲)، بلمونته و کوپ[4] (۲۰۱۴)، فریرا و پالما[5] (۲۰۱۵)، یوسوپوا و همکاران[6] (۲۰۱۹)، رایس و هل[7] (۲۰۱۷)، ناصر[8] (۲۰۱۶)، دراچل[9] (۲۰۲۰)، و ناصر و علایی[10] (۲۰۱۸)، در نظر گرفته شده است. مقادیر $(\alpha=\lambda=0/95)$ عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA و DMS به صورت مشابه مطالعات مختلف تجربی از جمله نیکولتی و پاسارو[11] (۲۰۱۲)،

[1] Artis et al.
[2] Schumacher et al.
[3] Gupta et al.
[4] Belmonte & Koop
[5] Ferreira & Palma
[6] Yusupova et al.
[7] Risse & Ohl
[8] Naser
[9] Drachal
[10] Naser & Alaali
[11] Nicoletti & Passaro

کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲)، بلمونته و کوپ (۲۰۱۳)، فریرا و پالما (۲۰۱۵)، ناصر (۲۰۱۶)، و دراچل (۲۰۲۰)، در نظر گرفته شده است. مقادیر $(\alpha = \lambda = 0/90)$ عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA و DMS به صورت مشابه مطالعات تجربی مختلفی همچون نیکولتی و پارسو (۲۰۱۲) و دراچل (۲۰۱۶)، در نظر گرفته شده است؛ همچنین مقادیر $(\alpha = 0/99, \lambda = 1)$، عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA به صورت مشابه مطالعات مختلف تجربی از جمله فریرا و پالما (۲۰۱۵)، و آی و همکاران[1] (۲۰۱۵)، در نظر گرفته شده است. در نهایت $(\alpha = 0/95, \lambda = 1)$ مقادیر عوامل فراموش شده برای مدل‌های DMA همانند نیکولتی و پارسو (۲۰۱۲)، در نظر گرفته شده است. مقادیر $(\lambda = 1)$، نشان می‌دهد که هیچ وزن فراموش شده‌ای بر ضرایب زمان متغیر وجود ندارد. به عبارت دیگر، تمام خطاهای گذشته در ضرایب تخمینی، به روز شده و همچنین در احتمالات پیشین، به اندازه مساوی وزن داده شده‌اند. به منظور مقایسه مدل‌های DMS و DMA از مدل‌های پیش‌بینی زیر استفاده شده است:

BMA حالت خاصی از DMA به صورت مقادیر فراموش شده $(\alpha = 1, \lambda = 1)$ است، که مدلی است که درآن ضرایب، بسیار آرام تکامل می‌یابند (همانطور که در تخمین OLS بازگشتی است) و ترکیب مدل‌ها (به طور میانگین)، در طول نمونه، ثابت است (همانطور که در مدل میانگین‌گیری بیزین است). به همین دلیل، این مدل همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲)، به صورت $TVP - AR(1) - X\ BMA$ در نظر گرفته شده است. در این مدل، هیچ وزن فراموش شده‌ای بر ضرایب زمان متغیر وجود ندارد $(\lambda = 1)$ و علاوه بر این، هیچ وزن فراموش شده‌ای بر احتمالات وجود ندارد $(= \alpha$ 1). به عبارت دیگر، تمام خطای گذشته در ضرایب تخمینی به‌روزرسانی شده و همچنین احتمالات پسین به میزان مساوی، وزن داده شده‌اند.

در مدل BVAR با تابع پیشین مینسوتا استفاده شده است. انتخاب توابع پیشین همانند مطالعه جیانون و همکاران[2] (۲۰۱۵) و بالسیلار و همکاران[3] (۲۰۱۸)، بوده است. سپس از مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان با عامل فراموش شده استفاده شده است. در ابتدا، پیش‌بینی‌ها را از یک مدل $TVP - AR(1)$ منفرد (بحران)، تخمینی با عامل

[1] Aye et al.
[2] Giannone et al
[3] Balcilar et al.

فراموش شده ارزیابی می‌شود، برای $\lambda = 0/99$ که در آن، ضرایب حرکت نسبتاً آرامی مانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۱ و ۲۰۱۲)، فریرا و پالما (۲۰۱۵) و ناصر و علایی (۲۰۱۸)، دارند و $\lambda = 0/95$ که که در آن، ضرایب حرکت سریعی همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲) دارند. در نهایت، از دو مدل $AR(1)$ به روش OLS بهره‌گیری به عمل آمده؛ به طوری که در مدل $AR(1) - X$ از تمامی متغیرها مربوطه و در مدل $AR(1)$ تنها از متغیر بحران بانکی همانند مطالعه کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۲)، استفاده شده است.

به منظور ارزیابی عملکرد پیش‌بینی (MSFE)، از مربع میانگین خطای پیش‌بینی (MAFE) قدرمطلق میانگین خطای پیش‌بینی (MAFE)، میانگین درصد قدر مطلق خطای پیش‌بینی (MAPE)، تورش خطای پیش‌بینی (Bias) و واریانس خطای پیش‌بینی (FEV) و مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی Log(PL) استفاده شده است. جدول شماره (۲)؛ بیانگر عملکرد بحران بانکی در مدل‌های مختلف در سه افق پیش‌بینی $(h = 1,4,8)$، می‌باشد. در افق پیش‌بینی $(h = 1)$ با بررسی معیارهای (MSFE)، (MAFE)، (MAPE) و (FEV) مدل $TVP - AR(1)\ DMA(\alpha = \lambda = 0/90)$ و با معیار (Bias) مدل $TVP - AR(1)\ DMS(\alpha = \lambda = 0/90)$ بهینه بودند؛ همانگونه که مشاهده می‌شود DMA و DMS در تمامی افق‌های پیش‌بینی، دارای بهترین عملکرد پیش‌بینی نسبت به سایر مدل‌ها هستند؛ بنابراین، به نظر می‌رسد، متوسط‌گیری یا گزینشی نمودن الگوی پویا با استفاده از برآورد دقیق مبتنی بر احتمال مدل‌های TVP با عوامل بلوکی، استراتژی بهینه‌ای است. از سوی دیگر، نتایج حاصل از (MSFE)، (MAFE)، (MAPE)، (FEV) و BIAS نسبت به احتمال‌های پیش‌بینی، قوی نیستند و تفاوت‌هایی دارند. دلیل این موضوع، آن است که این معیارها، تنها از پیش‌بینی‌های نقطه‌ای بهره می‌برند، در حالی که احتمال‌های پیش‌بینی از کل توزیع پیش‌بینی‌کننده استفاده می‌کنند؛ بنابراین، با بررسی مدل‌های مبتنی بر DMA و DMS با استفاده از معیار Log(PL)، این نتیجه حاصل شد که در تمامی افق‌های پیش‌بینی مدل $TVP - AR(1)\ BMA(\alpha = 1, \lambda = 1)$، مدل بهینه‌ای است.

در خصوص مقایسه مدل‌های $TVP - AR$ همانطور که مشاهده می‌شود، در افق پیش‌بینی $h(1)$، بنابر معیارهای (MSFE)، و (MAFE)، مدل $TVP -$

$AR(1)$ $BMA(\alpha = 1, \lambda = 1)$، دارای عملکرد بهتری است و بنا بر سایر معیارها و افق‌های پیش‌بینی همچنان مدل‌های $TVP - AR(1)$ $BMA(\alpha = 1, \lambda = 1)$ دارای عملکرد بهتری است؛ بنابراین؛ زمانی که تغییرات زمانی بیش‌تری در پارامترها وجود دارد $(\alpha و \lambda)$، عملکرد پیش‌بینی بهتر از حالت $(\alpha و \lambda)$ پایین می‌باشد. علاوه بر این DMA و DMS همیشه دارای عملکرد پایین‌تری نسبت به مدل BMA با پارامترهای با تغییرات آرام، بسیار آرام می‌باشد؛ که این موضوع، نشان می‌دهد که هر دو گونه تغییرات در پارامترها و مدل‌ها، دارای عملکرد بهتری در پیش‌بینی نمی‌باشد. مدل BVAR تقریباً در تمامی افق‌های پیش‌بینی، ضعف‌ترین عملکرد را نسبت به سایر مدل‌های مورد استفاده داشته است. نتیجه مقایسه مدل‌های $AR(1) - X\ OLS$ و $AR(1)\ OLS$، بیانگر آن است که در تمامی افق‌های پیش‌بینی، مدل $AR(1) - X\ OLS$ و $AR(1)\ OLS$، دارای عملکرد بدتری نسبت به $TVP - AR(1) \quad DMA(\lambda = 0/99)$ بوده است.

جدول (۲): معیارهای عملکرد پیش‌بینی در افق‌های پیش‌بینی مختلف

	h=1					
	LOG(PL)	MAFE	MSFE	MAPE	FEV	Bias
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0/99)$	۱۲۳/۹۵۹	۰/۰۱۶	۰/۰۰۲	۰/۱۲۰	۰/۰۲۴	۰/۰۰۶
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.95)$	۸۶/۲۲۹	۰/۰۷۰	۰/۰۰۸	۰/۲۰۷	۰/۰۰۸	۰/۰۱۶
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.90)$	۸۸/۱۴۱	۰/۰۶۴	۰/۰۰۷	۰/۱۹۰	۰/۰۰۷	۰/۰۱۵
$TVP - AR(1) - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.99)$	۷۸/۸۰۵	۰/۰۸۶	۰/۰۱۲	۰/۲۱۶	۰/۰۱۱	۰/۰۲۰
$TVP - AR(1) - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.95)$	۹۰/۹۴۶	۰/۰۷۶	۰/۰۰۹	۰/۱۹۱	۰/۰۰۹	۰/۰۱۲
$TVP - AR(1) - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.90)$	۱۱۳/۳۳۷	۰/۰۶۰	۰/۰۰۷	۰/۱۷۲	۰/۰۰۷	۰/۰۱۷
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = 0.99, \lambda = 1)$	۷۵/۲۵۷	۰/۰۸۲	۰/۰۱۱	۰/۲۱۹	۰/۰۱۰	۰/۰۱۸
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = 0.95, \lambda = 1)$	۸۰/۲۸۱	۰/۰۷۶	۰/۰۰۹	۰/۲۵۰	۰/۰۰۸	۰/۰۲۶
$TVP - AR(1) - X \quad BMA(\alpha = \lambda = 1)$	۷۷/۹۲۳	۰/۰۸۰	۰/۰۱۰	۰/۲۱۱	۰/۰۱۰	۰/۰۱۹
$BVAR \quad - Minnesota$	-	۰/۵۳۱	۰/۳۶۳	۰/۸۰۸	۰/۱۲۴	۰/۵۰۳
$TVP - AR(1) \quad DMA(\lambda = 0.99)$	-	۰/۰۸۸	۰/۰۱۲	۰/۲۵۸	۰/۰۱۱	۰/۰۳۴
$TVP - AR(1) \quad DMA(\lambda = 0.95)$	-	۰/۰۹۴	۰/۰۱۴	۰/۲۳۸	۰/۰۱۲	۰/۰۳۱

$AR(1) - X\ OLS$	-	۰/۱۱۳	۰/۰۱۹	۰/۳۴۴	۰/۰۱۷	۰/۰۵۲
$AR(1)(OLS)$	-	۰/۱۵۰	۰/۰۳۳	۰/۴۹۳	۰/۰۱۹	۰/۱۱۸
	h=4					
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.99)$	۱۰۵/۴۲۳	۰/۰۱۸	۰/۰۰۳	۰/۱۱۲	۰/۰۰۲	۰/۰۱۶
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.95)$	۸۱/۵۳۴	۰/۰۷۰	۰/۰۰۸	۰/۱۹۳	۰/۰۰۸	۰/۰۱۷
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.90)$	۸۲/۹۰۵	۰/۰۶۴	۰/۰۰۷	۰/۱۸۱	۰/۰۰۷	۰/۰۱۶
$TVP - AR(1) - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.99)$	۷۳/۹۱۹	۰/۰۸۹	۰/۰۱۲	۰/۲۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۲۳
$TVP - AR(1) - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.95)$	۸۴/۸۳۸	۰/۰۷۷	۰/۰۰۹	۰/۱۸۹	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰
$TVP - AR(1) - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.90)$	۱۰۴/۰۱۱	۰/۰۶۴	۰/۰۰۸	۰/۱۸۲	۰/۰۰۸	۰/۰۱۰
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = 0.99, \lambda = 1)$	۷۱/۲۳۱	۰/۰۸۴	۰/۰۱۱	۰/۲۰۹	۰/۰۱۰	۰/۰۱۷
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = 0.95, \lambda = 1)$	۷۷/۶۴۷	۰/۰۷۵	۰/۰۰۸	۰/۲۱۹	۰/۰۰۸	۰/۰۲۴
$TVP - AR(1) - X \quad BMA(\alpha = \lambda = 1)$	۷۳/۸۱۳	۰/۰۸۴	۰/۰۱۱	۰/۲۰۷	۰/۰۱۱	۰/۰۲۳
$BVAR \quad - Minnesota$	-	۰/۵۴۶	۰/۴۱۴	۱/۱۶۴	۰/۱۶۳	۰/۵۱۶
$TVP - AR(1) \quad DMA(\lambda = 0.99)$	-	۰/۱۱۳	۰/۰۳۸	۰/۴۵۲	۰/۰۳۶	۰/۰۳۸
$TVP - AR(1) \quad DMA(\lambda = 0.95)$	-	۰/۰۹۸	۰/۰۳۳	۰/۳۹۹	۰/۰۳۲	۰/۰۳۳
$AR(1) - X\ OLS$	-	۰/۱۱۵	۰/۰۲۰	۰/۳۳۴	۰/۰۱۸	۰/۰۵۱
$AR(1)(OLS)$	-	۰/۱۵۶	۰/۰۳۴	۰/۴۶۲	۰/۰۲۰	۰/۱۲۲
	h=8					
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.99)$	96/342	۰/۰۶۹	۰/۰۰۹	۰/۵۴۵	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.95)$	76/999	۰/۰۷۰	۰/۰۰۸	۰/۴۲۷	۰/۰۰۸	۰/۰۱۴
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0.90)$	78/125	۰/۰۶۳	۰/۰۰۷	۰/۳۳۷	۰/۰۰۷	۰/۰۱۵
$TVP - AR(1) - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.99)$	67/237	۰/۰۹۰	۰/۰۱۲	۰/۵۸۶	۰/۰۱۲	۰/۰۱۰
$TVP - AR(1) - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.95)$	81/014	۰/۰۸۰	۰/۰۱۱	۰/۴۸۸	۰/۰۱۰	۰/۰۰۹
$TVP - AR(1) - X \quad DMS(\alpha = \lambda = 0.90)$	69/511	۰/۰۸۶	۰/۰۱۱	۰/۵۸۳	۰/۰۱۱	۰/۰۱۱
$TVP - AR(1) - X \quad DMA(\alpha = 0.99, \lambda = 1)$	71/390	۰/۰۸۲	۰/۰۱۰	۰/۶۰۳	۰/۰۱۰	۰/۰۱۱

$TVP-AR(1)-X \quad DMA(\alpha = 0.95, \lambda = 1)$	77/063	۰/۰۷۰	۰/۰۰۸	۰/۵۰۳	۰/۰۰۷	۰/۰۱۴
$TVP-AR(1)-X \quad BMA(\alpha = \lambda = 1)$	88/428	۰/۰۱۸	۰/۰۰۲	۰/۰۸۴	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲
$BVAR \quad -Minnesota$	-	۰/۳۵۷	۰/۲۰۹	۰/۹۶۷	۰/۱۹۹	۰/۱۰۲
$TVP-AR(1) \quad DMA(\lambda = 0.99)$	-	۰/۱۰۵	۰/۱۵۰	۳/۸۶۷	۰/۱۰۸	۰/۲۱۱
$TVP-AR(1) \quad DMA(\lambda = 0.95)$	-	۰/۰۹۸۰	۰/۰۸۸	۲/۷۰۹	۰/۰۸۸	۰/۰۹۵
$AR(1)-X\ OLS$	-	۰/۱۱۰	۰/۰۱۸	۰/۹۵۰	۰/۰۱۷	۰/۰۴۰
$AR(1)(OLS)$	-	۰/۱۵۵	۰/۰۳۴	۱/۰۸۹	۰/۰۲۰	۰/۱۱۸

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج مدل $TVP-AR(1)-X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0/99)$ در تمامی حالت‌ها از عملکرد مطلوب‌تری برخوردار است. در نتیجه در ادامه به بررسی نتایج مدل $TVP-AR(1)-X \quad DMA(\alpha = \lambda = 0/99)$ پرداخته می‌شود؛ همچنین بر اساس نتایج سطر آخر که با لحاظ عدم انعطاف‌پذیری در کل متغیرهای موثر بر بحران بانکی در مدل لحاظ شده؛ که معادل برآورد روش OLS است؛ این نتیجه حاصل می‌گردد که خطای مدل برآوردی بدون لحاظ نمودن انعطاف در ضرایب کل متغیرهای موثر بر بحران بانکی بسیار بیش‌تر بوده در نتیجه منعطف در نظر گرفتن ضرایب متغیرها موجب بهبود نتایج پیش‌بینی می‌شود. در مدل‌های سنتی متغیرهای مستقل (۴۹ متغیر در تحقیق حاضر) در کل دوره زمانی (در تحقیق حاضر بازه زمانی ۲۷ ساله) یا تأثیر معنی‌داری بر متغیر وابسته (بحران بانکی) دارد یا این تأثیر بی‌معنی است؛ اما در روش‌های پارامتر متغیر زمان، متغیرهای توضیحی در کل بازه مورد بررسی در برخی سال‌ها تأثیر معناداری دارند. در جدول شماره (۳)، در هر سطر نام متغیرهایی که ارائه شده است، بدین معنا است در سال مذکور آن متغیرها بر بحران بانکی تأثیر معناداری داشته‌اند. به‌عنوان مثال در سال ۱۳۷۰ متغیرهای X1؛ X7 بر بحران بانکی تأثیر معنی‌داری داشته‌اند. یا به عنوان مثال برای سال ۱۳۹۹ متغیرهای X9؛ X12؛ X15؛ X17؛ X18؛ x19؛ X24؛ X25؛ X26؛ X27؛ X29؛X31؛ X32 تأثیر معناداری بر بحران بانکی داشته‌اند.

جدول (۳): متغیرهای مؤثر بر بحران بانکی در بازه‌های زمانی مختلف[1]

1370	constant	x1	X7	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]

[1] به علت حجیم بودن جدول، فاصله بین سال های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۰ از نتایج حذف شده است.

1371	constant	x1	X49	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]
1372	constant	x1	x8	x9	x11	x13	X47	X49	[]	[]	[]	[]	[]	[]
1373	constant	x7	x8	x9	x13	X49	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]
1374	constant	x1	x11	x13	X49	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]
1375	constant	x1	x3	x11	x13	X49	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]
1396	constant	X4	X8	X9	X11	X16	x19	X23	X27	X30	X31	X33	X47	X49
1397	constant	x1	x2	x3	x5	x6	x11	x13	x17	x18	x19	X20	X21	X22
1398	constant	X6	X7	X10	X11	X13	x17	X20	X21	X22	X23	X24	X27	X29
1399	constant	X9	X12	X15	X17	X18	x19	X24	X25	X26	X27	X29	X31	X32

منبع: یافته‌های تحقیق

برای آنکه بتوان جدول شماره (۳)، را جمع‌بندی نمود؛ لازم است برای متغیرها اقدام به شمارش تعداد دوره‌هایی نماییم که نام هر متغیر ارائه شده است؛ مجموع کل تکرارها بیانگر تعداد دوره‌هایی است که متغیر مذکور بر بحران بانکی تأثیر معناداری داشته است. از این فرآیند جهت اولویت‌بندی متغیرهای موثر بر بحران بانکی بهره گرفته می‌شود. نتایج این جمع‌بندی در جدول (۴)، خلاصه شده است:

جدول (۴): اولویت‌بندی متغیرهای مؤثر بر بحران بانکی

نماد	نام متغیر	نماد	نام متغیر
X1	دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (۱۲ دوره)	X26	نسبت خوداتکائی (۲۲ دوره)
X2	بدهی‌های خارجی بانک مرکزی (۱۳ دوره)	X27	Spread(۲۳ دوره)
X3	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (۱۴ دوره)	X28	انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی (۲۴دوره)
X4	پایه پولی بر حسب منابع (۱۰ دوره)	X29	نرخ رسمی ارز (۱۴ دوره)
X5	اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و موسسات اعتباری غیر بانکی (۸ دوره)	X30	نرخ ارز بازار غیر رسمی (۱۱ دوره)
X6	افزایش حجم اموال تملیکی (۲۱ دوره)	X31	تورم (۱۰ دوره)
X7	نسبت مطالبات سررسید شده و معوق به کل تسهیلات (۲۳ دوره)	X32	نسبت پوشش وجوه نقد (۱۲ دوره)
X8	دارایی‌های خارجی سیستم بانکی (۹ دوره)	X33	صادرات کالاها و خدمات (۱۳ دوره)
X9	دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (۸ دوره)	X34	واردات کالاها و خدمات (۱۲دوره)
X10	دارایی‌های خارجی بانک‌ها (۱۰ دوره)	X35	دارایی درآمد زا به کل دارایی (۱۴دوره)
X11	بدهی‌های ارزی سیستم بانکی (۱۲ دوره)	X36	نسبت مخارج دولت به کسری بودجه دولت (۱۳دوره)
X12	بدهی‌های ارزی بانک مرکزی (۱۴ دوره)	X37	دیرش دارایی‌ها و بدهی‌ها (۲۱ دوره)

X13	بدهی‌های ارزی بانک‌ها (۱۳ دوره)	X38	خالص تسهیلات اعطایی به کل سپرده‌های غیر دولتی (پس از کسر سپرده قانونی) (۱۰ دوره)
X14	هزینه تمام شده پول (۱۲ دوره)	X39	تولید ناخالص داخلی (۱۲ دوره)
X15	بدهی دولت به بانک مرکزی (۱۰ دوره)	X40	نرخ رشد نقدینگی (۱۴ دوره)
X16	بدهی دولت به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی (۷ دوره)	X41	نسبت نقدینگی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (۱۳ دوره)
X17	کل بدهی دولت به سیستم بانکی (۱۰ دوره)	X42	دیرش نرخ بهره (۲۵ دوره)
X18	بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی (۱۱ دوره)	X43	نسبت خالص وجوه پایدار (۱۱ دوره)
X19	پول (۱۴ دوره)	X44	نسبت نقدینگی به خالص دارایی‌های سیستم بانکی (۱۳ دوره)
X20	شبه پول (۱۳ دوره)	X45	نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی تقسیم بر GDP (۱۲دوره)
X21	نقدینگی بر اساس عوامل تشکیل دهنده آن (۹ دوره)	X46	نسبت بدهی دولت به GDP (۱۴ دوره)
X22	سپرده‌های دیداری (۱۱ دوره)	X47	شاخص نسبت کفایت سرمایه (۱۹ دوره)
X23	کسری (-) یا مازاد (+) بودجه (۱۹ دوره)	X48	نرخ رشد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (۱۱ دوره)
X24	ضریب فزاینده پول (پول/ پایه پولی) (۱۳ دوره)	X49	نااطمینانی تورم (۲۰ دوره)
X25	ضریب فزاینده پول (نقدینگی/ پایه پولی) (۱۱ دوره)		

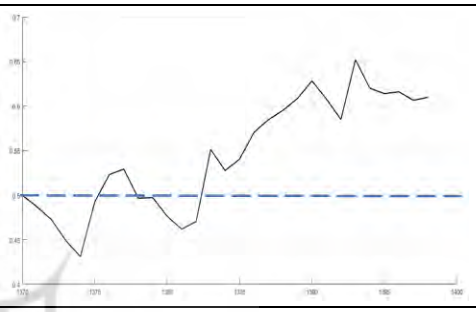
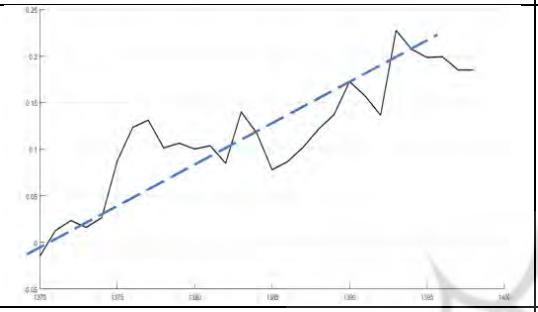
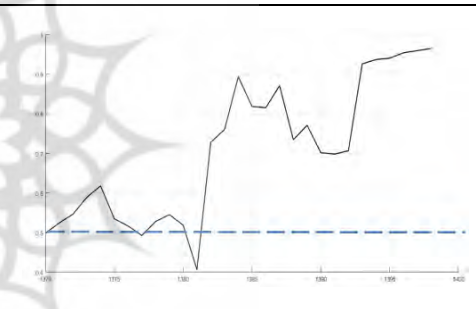
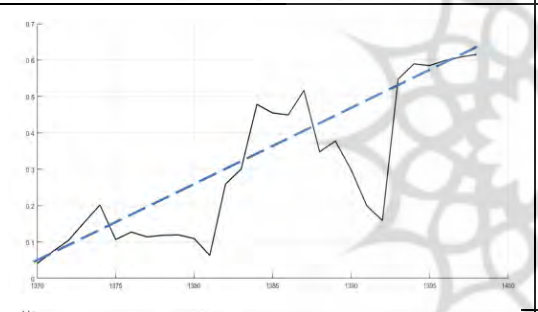
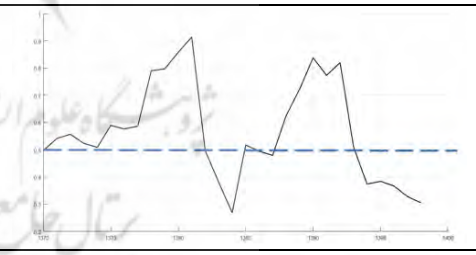
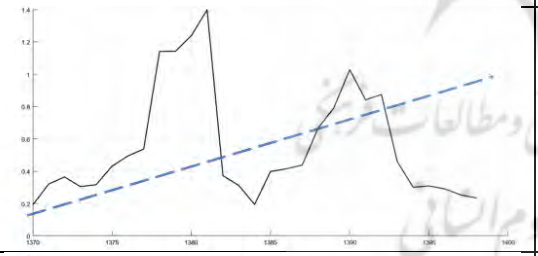
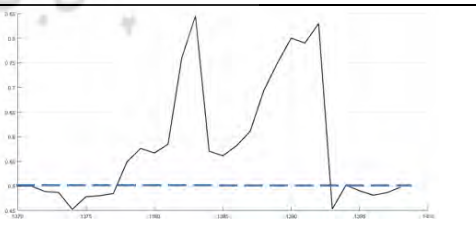
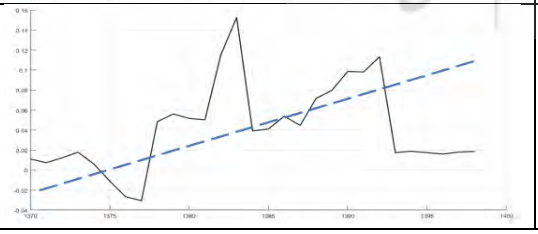
منبع: یافته‌های تحقیق

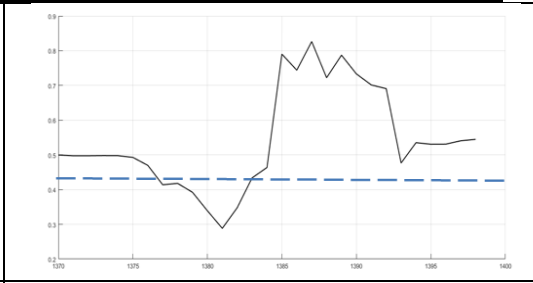
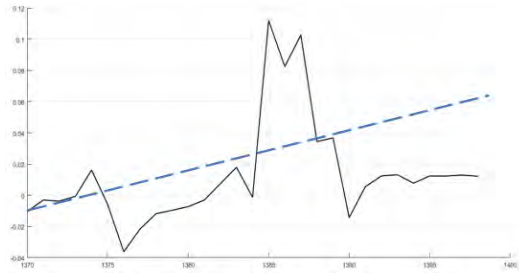
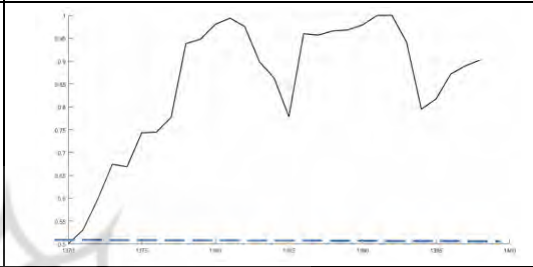
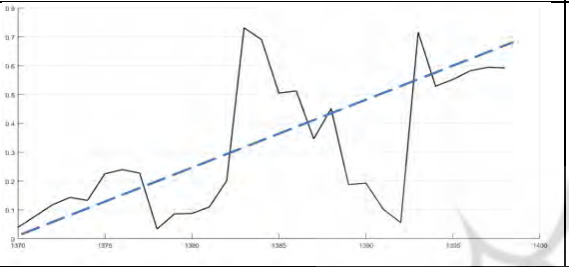
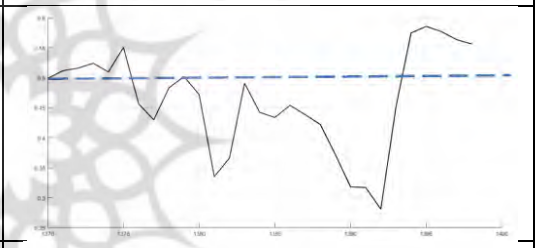
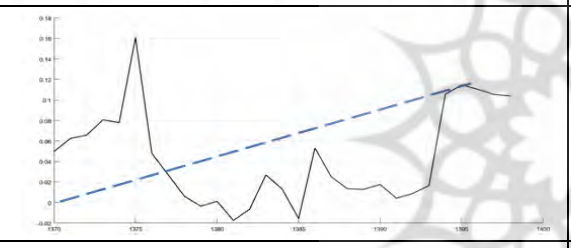
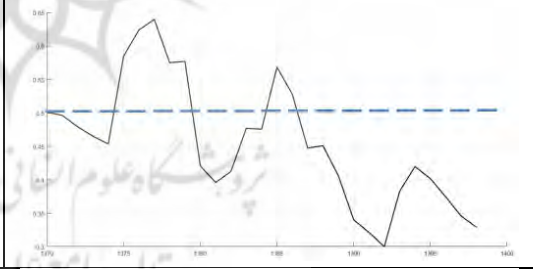
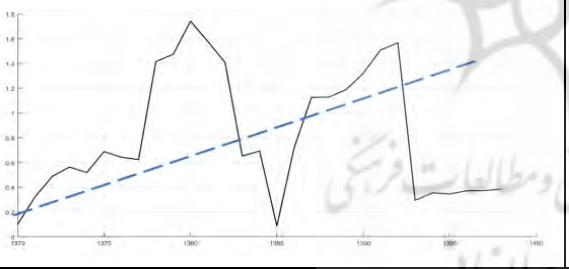
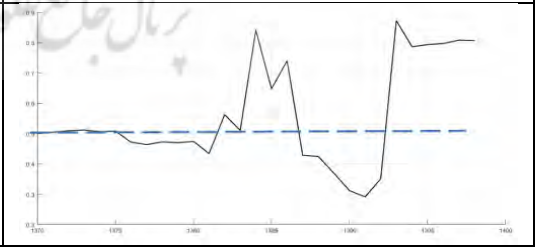
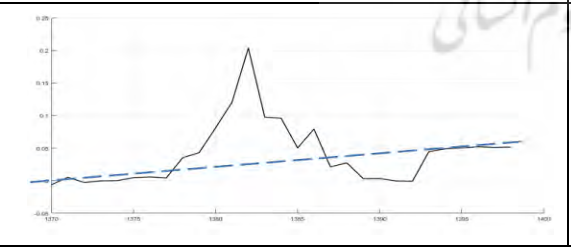
بر اساس نتایج، دیرش نرخ بهره با بیش‌ترین دوره اثرگذاری مهم‌ترین متغیر موثر بر بحران بانکی در ایران است. به ترتیب متغیرهای نسبت خوداتکائی؛ Spread؛ انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی و نسبت مطالبات سررسید شده و معوق به کل تسهیلات، مهم‌ترین متغیر موثر بر بحران بانکی ارزیابی شده‌اند. در ادامه میزان احتمال و ضریب اثرگذاری مهم‌ترین متغیرهای موثر بر بحران بانکی در دوره‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است.

بررسی میزان احتمال حضور هر متغیر در پیش‌بینی بحران بانکی کمک می‌نماید تا سیاست‌گذاران در صورت اجرای یک سیاست دیدگاه صحیحی درباره نحوه، شدت و میزان احتمال اثرگذاری بر بحران بانکی را داشته باشند. نتایج مذکور در جدول زیر ارائه

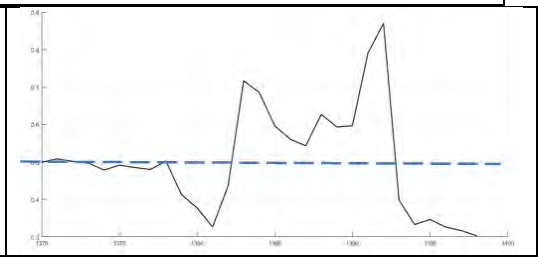
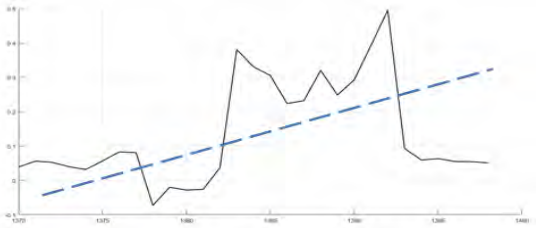
شده است. در نمودارهای ارائه شده در بخش راست، میزان احتمال وقوع بهترین مدل و در قسمت چپ میزان احتمال مؤثر بودن متغیر در زمان هر متغیر ارائه شده است.

جدول (۵): میزان احتمال و اثرگذاری متغیرهای منتخب بر بحران بانکی

نام متغیر	میزان احتمال وقوع متغیر	میزان اثرگذاری متغیر مورد نظر بر بحران بانکی
افزایش حجم اموال تملیکی		
نسبت مطالبات سررسید شده و معوق به کل تسهیلات		
کسری بودجه		
نسبت خوداتکائی		

Spread		
انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی		
دیرش دارایی‌ها و بدهی‌ها		
دیرش نرخ بهره[1]		
شاخص نسبت کفایت سرمایه		

[1] دیرش نرخ بهره عموماً موجب تغییرات در دیرش دارایی‌ها و بدهی‌ها می‌گردد؛ اما به این دلیل کل تغییرات این دیرش به دارایی‌ها منتقل نمی‌گردد؛ هر دو متغیر در مدل لحاظ گردیده است.

نااطمینانی تورم		

در ستون اول، خط افقی بیانگر احتمال موثر بودن متغیر مذکور بر بحران بانکی است؛ در بالای خط منقطع متغیر مذکور بالاترین تأثیر را بر متغیر بحران بانکی داشته و در پایین این خط در دوره‌های مذکور تأثیر پایین‌تری بر بحران بانکی دارد (در صورت نبود خط بدین معنی است که در کل دوره دارای تأثیر بالایی بر بحران بانکی است) و در ستون دوم خط نقطه چین روند اثرگذاری متغیر را بر بحران بانکی در طی کل دوره نمایش می‌دهد. به عبارتی در این نمودارها برخلاف روش‌های سنتی که تنها یک ضریب را ارائه می‌دهند، در هر دوره ضریب اثرگذاری برای آن دوره ارائه شده است. بر اساس نتایج مدل میانگین‌گیری پویا تمامی متغیرها بر بحران بانکی تأثیر مثبت دارند و تنها در میزان و شدت اثرگذاری بر بحران بانکی و دوره‌های مختلف بر بحران بانکی تأثیر دارند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با انجام بررسی، ۴۹ عامل موثر بر بحران بانکی، در مطالعات تجربی شناسایی شد. در این پژوهش ۴۹ متغیر موثر بر بحران بانکی وارد مدل گردید و در نهایت با استفاده از رویکرد مدل میانگین‌گیری پویا ۱۰ متغیر غیر شکننده مؤثر بر بحران مالی که عبارتند از حجم اموال تملیکی؛ نسبت مطالبات سررسید شده و معوق به کل تسهیلات؛ کسری بودجه؛ نسبت خوداتکائی؛ Spread؛ انحراف نرخ ارز غیر رسمی از رسمی؛ دیرش دارایی‌ها و بدهی‌ها؛ دیرش نرخ بهره؛ شاخص نسبت کفایت سرمایه و نااطمینانی تورم شناسایی شدند. با توجه به متغیرهایی که در مدل معنادار شده‌اند این نتیجه حاصل می‌گردد که شاخص بحران بانکی در اقتصاد ایران معضلی چند بعدی است چرا که متغیرهای مرتبط با سیاست مالی، سیاست پولی و سیاست ارزی بر این شاخص تأثیر مثبت و معناداری دارند، در نتیجه لازم است که در ارائه راه‌کارهای سیاستی جهت

کاهش بحران، از بسته‌های سیاستی که ناهماهنگی‌های زمانی و اجرایی در آن‌ها لحاظ شده است، مدنظر قرار بگیرد.

شایان ذکر است که در این روش، ضریب متغیرها در هر مدل (حتی در مدل نهایی) به تنهایی ملاک نیست و نمایانگر میزان تأثیرگذاری آن متغیر بر متغیر وابسته هم نمی‌باشد، بلکه میانگین وزنی ضریب هر متغیر معین در همه مدل‌ها به روش بیزی (و با وزن مخصوص) باید مدنظر قرار گیرد. این روش به ما نشان می‌دهد که برای رسیدن به مدل مناسب برای توضیح یک متغیر خاص (وابسته) به کدام متغیرها باید بیش‌تر توجه نماییم. نکته دیگر اینکه در این روش و با توجه به فرض عدم اطمینان مدل، هیچ‌گونه پیش‌زمینه ذهنی برای مدل اقتصادی در نظر گرفته نمی‌شود تا تمام متغیرها و در حقیقت تمام مدل‌ها مورد بررسی قرار گیرند.

با توجه به اینکه از لحاظ نظری تمام متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل بر بحران اثرگذار هستند و تعداد ۴۹ متغیر در مقابل ۱۰ متغیر به دست آمده در محاسبات مرحله دوم شکننده شده و تأثیر خود را از دست داده‌اند، می‌بایست به این نکته دقت شود که نحوه‌ی اثرگذاری چنین متغیرهایی نسبت به متغیرهای غیر شکننده به دست آمده به نوعی بوده است که اثر چندانی را بر بحران نداشته‌اند. پس شکننده بودن چنین متغیری نه به معنی بی‌اهمیت بودن آن بلکه نشان از ضرورت توجه بیش‌تر به اثرگذاری مناسب این متغیر دارد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. اکبرموسوی، صالح، سلمانی، بهزاد، حقیقت، جعفر و اصغرپور، حسین (۱۴۰۱). عوامل مؤثر در زیان بحران بانکی با تأکید بر چهارچوب‌های *سیاستی*. *فصلنامه پژوهش پولی و بانکی*، ۱۵(۵۱)، ۳۲-۱.

۲. بیانی، عذرا و محمدی، تیمور (۱۳۹۸). عوامل موثر بر بحران‌های مالی در اقتصاد ایران: رویکرد میانگین‌گیری بیزین. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۶(۲)، ۱۸۰-۱۴۵.

۳. سلیمانی امیری، غلامرضا (۱۳۸۲). نسبت‌های مالی و پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه تحقیقات مالی*، ۵(۱۵)، ۱۳۶-۱۲۱.

۴. صادقی شریف، محمد، طالبی، سید جلال، عالم تبریز، اکبر و کاتوزیان، محمدرضا (۱۳۹۸). مقایسه شاخص‌های تعیین آستانه بحران مالی بانک‌ها در سیستم هشدار سریع براساس عامل چرخه‌های تجاری. *فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۱۱(۳۸)، ۵۳۴-۵۰۱.

۵. صیادنیا طیبی، عزت الله، ارشدی، علی، صمدی، سعید و شجری، هوشنگ (۱۳۸۹). تبیین یک سیستم هشداردهنده جهت شناسایی بحران‌های مالی در ایران. *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۲(۶)، ۲۱۱-۱۶۹.

۶. طالب نیا، قدرت‌اله، جهانشاد، آزیتا و پورزمانی، زهرا (۱۳۸۸).ارزیابی کارایی متغیرهای مالی و متغیرهای اقتصادی در پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها. *نشریه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۶(۵۵)، ۸۴- ۶۷.

۷. قوام، محمد حسین، عبادی، جعفر و محمدی، شاپور (۱۳۹۴). طراحی مدل هیبریدی هشداردهنده پیش از موعد بحران مالی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۳)، ۸۶-۳۵.

۸. کمیجانی، اکبر و زارعی، ژاله (۱۳۹۱). ارزیابی ثبات مالی در ایران با تأکید بر ثبات بانکی (رویکرد آزمون هشدارهای اولیه). *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۳(۱۰)، ۱۵۲-۱۲۷.

۹. مشیری، سعید و نادعلی، محمد (۱۳۹۲). شناسایی عوامل مؤثر در بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۳(۴۸)، ۲۷-۱.

۱۰. نصراللهی، محمد، یاوری، کاظم، نجارزاده، رضا و مهرگان، نادر (۱۳۹۵). طراحی یک سیستم هشدار زود هنگام بحران‌های ارزی در ایران:رویکرد رگرسیون لجستیک. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۲(۱)، ۲۱۴-۱۸۷.

۱۱. صادقی، عمروآبادی، بهروز و محمودی‌نیا، داود (۱۳۹۹). وقوع همزمان بحران‌های بانکی، بدهی و ارزی (بحران‌های سه‌گانه) در اقتصاد ایران و عوامل تعیین‌کننده آن در طول دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۹. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۳۹، ۲۴۰-۱۸۷.

۱۲. عسگریان، محمدرضا، دائی کریم زاده، سعید و شریفی رنانی، حسین (۱۳۹۹). پیش بینیاحتمال وقوع بجران‌های بانکی سیستماتیک در کشورهای منتخب درحال توسعه (رویکردی از مدل لاجیت چندگانه). *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۴)، ۱۳۸-۱۱۷.

1. Akbar Mousavi, S., Salmani, B., Haghighat, J., & Asgharpour, H. (2021). Effective factors in banking crisis losses with emphasis on policy frameworks. *Monetary and Banking Research Quarterly*, 15(51), 1-32 (In Persian).

2. Alnabulsi, K., Kozarević, E., & Hakimi, A. (2022). Assessing the determinants of non-performing loans under financial crisis and health crisis: evidence from the MENA banks. *Cogent Economics & Finance*, *10*(1), 2124665.

3. Angelini, E., Banbura, M., & Rünstler, G. (2008). Estimating and forecasting the euro area monthly national accounts from a dynamic factor model.

4. Artis, M. J., Banerjee, A., & Marcellino, M. (2005). Factor forecasts for the UK. *Journal of forecasting*, *24*(4), 279-298.

5. Asgarian, M. R., Dai Karimzadeh, S., & Sharifi Renani, H. (2020). Predicting the possibility of systematic banking failures in selected developing countries (multiple logit model approach). *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 7(4), 117-138 (In Persian).

6. 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.

7. Bayar, Y. (2019). Macroeconomic, institutional and bank-specific determinants of non-performing loans in emerging market economies: A dynamic panel regression analysis. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, *8*(3), 95-110.

8. Bayani, O., & Mohammadi, T. (2019). Factors affecting financial crises in Iran's economy: Bayesian averaging approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 16(2), 145-180 (In Persian).

9. Balcilar, M., Gupta, R., Van Eyden, R., Thompson, K., & Majumdar, A. (2018). Comparing the forecasting ability of financial conditions indices: The case of South Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *69*, 245-259.
10.Belmonte, M., & Koop, G. (2014). Model switching and model averaging in time-varying parameter regression models. In *Bayesian Model Comparison*. Emerald Group Publishing Limited.
11.Bernanke, B. S., & Boivin, J. (2003). Monetary policy in a data-rich environment. *Journal of monetary economics*, *50*(3), 525-546.
12.Boivin, J., & Ng, S. (2006). Are more data always better for factor analysis?. *Journal of Econometrics*, *132*(1), 169-194.
13.Clements, M. P., & Smith, J. (1997). The performance of alternative forecasting methods for SETAR models. *International Journal of Forecasting*, *13*(4), 463-475.
14.Clements, M. P., & Krolzig, H. M. (1998). A comparison of the forecast performance of Markov switching and threshold autoregressive models of US GNP. *The Econometrics Journal*, *1*(1), 47-75.
15.Collins, S. M. (2001). A Model of the Timing of Currency Crises. *Georgetown University, unpublished manuscript, August*.
16.CRISES, F. (1998). Financial Crises: Characteristics and Indicators of Vulnerability in Financial Crises: Causes and Indicators. *World Economic and Financail Surveys, IMF World Economic Outlook*, 74-75.
17.D'Agostino, A., & Giannone, D. (2012). Comparing alternative predictors based on large panel factor models. *Oxford bulletin of economics and statistics*, *74*(2), 306-326.
18.Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing early warning systems for banking crises. *Journal of Financial stability*, *4*(2), 89-120.
19.Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *Staff Papers*, *45*(1), 81-109.
20.Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *Staff Papers*, *45*(1), 81-109.
21.Drachal, K. (2020). Dynamic Model Averaging in economics and finance with fDMA: A package for R. *Signals*, *1*(1), 4.
22.Drachal, K. (2016). Forecasting spot oil price in a dynamic model averaging framework—Have the determinants changed over time?. *Energy Economics*, *60*, 35-46.
23.Duttagupta, R., & Cashin, P. (2008). The anatomy of banking crises. *IMF Working Papers*, *2008*(093).

24.Eijffinger, S. C., & Karataş, B. (2020). Together or apart? The relationship between currency and banking crises. *Journal of Banking & Finance*, *119*, 105631.

25.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.

26.Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L. (2003). Do financial variables help forecasting inflation and real activity in the euro area?. *Journal of Monetary Economics*, *50*(6), 1243-1255.

27.Gavin, M., & Hausmann, R. (1996). The roots of banking crises: the macroeconomic context.

28.Gnawali, A. (2018). Non-performing asset and its effects on profitability of Nepalese commercial banks. *International Journal of Research in Business Studies and Management*, *5*(9), 39-47.

29.Ghavam, M. H., & Ebadi, J., & Mohammadi, Sh. (2015). Designing of Hybrid Early Warning Model of Financial Crisis in Iran's Economy. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies Iran*, 4(13), 35- 86 (In Persian).

30.Giannone, D., Lenza, M., & Primiceri, G. E. (2015). Prior selection for vector autoregressions. *Review of Economics and Statistics*, *97*(2), 436-451.

31.Goldstein, M. (1998). *The Asian financial crisis: Causes, cures, and systemic implications* (Vol. 55). Peterson Institute.

32.Gower, B. (1997). *Scientific method: A historical and philosophical introduction*. Routledge.

33.Gupta, R., Hammoudeh, S., Kim, W. J., & Simo-Kengne, B. D. (2014). Forecasting China's foreign exchange reserves using dynamic model averaging: The roles of macroeconomic fundamentals, financial stress and economic uncertainty. *The North American Journal of Economics and Finance*, *28*, 170-189.

34.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.

35.Hardy, D. C., & Pazarbaşioğlu, C. (1999). Determinants and leading indicators of banking crises: further evidence. *IMF staff papers*, *46*(3), 247-258.

36.Hoeting, J. A., Madigan, D., Raftery, A. E., & Volinsky, C. T. (1999). Bayesian model averaging: a tutorial (with comments by M. Clyde, David Draper and EI George, and a rejoinder by the authors. *Statistical science*, *14*(4), 382-417.

37.Hoogerheide, L., Kleijn, R., Ravazzolo, F., Van Dijk, H. K., & Verbeek, M. (2010). Forecast accuracy and economic gains from Bayesian model

averaging using time varying weights. *Journal of Forecasting*, *29*(1 2), 251-269.
38.Ho, T. K., & von Hagen, J. (2004). Money market pressure and the determinants of banking crises. *Available at SSRN 628776*.
39.Jeffreys, H. (1961). Theory of probability (3rd edt.) oxford university press. *MR0187257*, *432*.
40.Jutasompakorn, P., Brooks, R., Brown, C., & Treepongkaruna, S. (2014). Banking crises: Identifying dates and determinants. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *32*, 150-166.
41.Kartikasary, M., Marsintauli, F., Serlawati, E., & Laurens, S. (2020). Factors affecting the non-performing loans in Indonesia. *Accounting*, *6*(2), 97-106.
42.Komijani, A., & Zarei, Zh. (2012). Evaluation of Financial Stability in Iran with Emphasis on Banking Stability. *Quarterly Iranian Journal of Applied Economics*, 3(10), 127- 152 (In Persian).
43.Koop, G. (2003). *Bayesian econometrics*. John Wiley & Sons.
44.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.
45.Koop, G., & Korobilis, D. (2012). Forecasting inflation using dynamic model averaging. *International Economic Review*, *53*(3), 867-886.
46.Larry Wasserman. (2000). Bayesian Model Selection and Averaging, Journal of Athematical Psychology, 44(1) 92-107.
47.Laeven, L., & Valencia, F. (2008). Systemic banking crises: a new database.
48.Laeven, M. L., & Valencia, M. F. (2018). *Systemic banking crises revisited*. International Monetary Fund.
49.Leamer, E. E. (1978). *Specification searches: Ad hoc inference with nonexperimental data* (Vol. 53). John Wiley & Sons Incorporated.
50.Marcellino, M., Stock, J. H., & Watson, M. W. (2003). Macroeconomic forecasting in the euro area: Country specific versus area-wide information. *European Economic Review*, *47*(1), 1-18.
51.Mehrara, M., & Rezaei Bargoshadi, S. (2016). The Determinants of Economic Growth in Iran Based on Bayesian Model Averaging and Weighted Averaging Least Square. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 6(23), 89-114. (In Persian).
52.Moshiri, S., & Nadali, M. (2013). The Determinants of Banking Crises in Iranian. *Economics Research*, 13(48), 1-27 (In Persian).
53.Naser, H. (2016). Estimating and forecasting the real prices of crude oil: A data rich model using a dynamic model averaging (DMA) approach. *Energy Economics*, *56*, 75-87.

54.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*(4), 1757-1777.
55.Nasrollahi, M., Yavari, K., Najarzadeh, R., & Mehregan, N. (2016). The design of an early warning system of currency crisis in Iran: A logistic regression approach. *Journal of Economic Research*, 52(1), 187-2014 (In Persian).
56.Nicoletti, G., & Passaro, R. (2012). Sometimes it helps: the evolving predictive power of spreads on GDP dynamics.
57.Pena, G. (2016). The determinants of Banking Crises: Further Evidence (MPRA_paper_70093). *Munich Personal RePEc Archive(MPRA)*.
58.Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, *72*(3), 821-852.
59.Risse, M., & Ohl, L. (2017). Using dynamic model averaging in state space representation with dynamic Occam's window and applications to the stock and gold market. *Journal of Empirical Finance*, *44*, 158-176.
60.Sadeghi, Amroabadi, B., & Mahmoudinia, D. (2020). The simultaneous occurrence of banking, debt and currency crises (triple crises) in Iran's economy and its determining factors during the period of 1980-2017. *Economic Modeling Research Quarterly*, 39, 187-240 (In Persian).
61.Sayyadnia Tayebi, E. A., Arshadi, A., Samadi, S., & Shajari, H. (2010). Explanation of a warning system to identify financial crises in Iran. *Journal of Monetary & Banking Research*, 2(6), 169-211 (In Persian).
62.Sadeghi Sharif, M., TALEBI, s. j., Alem Tabriz, A., & Katozian, M. R. (2019). Comparison of indicators for determining the threshold of banks' financial crisis in the rapid warning system based on the factor of business cycles. *Journal of Monetary & Banking Research*, 11(38), 501-534 (In Persian).
63.Schumacher, C. (2007). Forecasting German GDP using alternative factor models based on large datasets. *Journal of Forecasting*, *26*(4), 271-302..
64.Soleimani Amiri, Gh. (2003). Financial Ratios and predicting Financial Crisis in Iranian Companies. *Financial Research Journal*, 5(15), 121-136 (In Persian).
65.Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(2), 147-162.
66.Talebnia, Gh. A., Jahanshad, A., & Pourzamani, Z. (2009). Efficiency Evaluation of Financial variables and Economic variables in Financial Distress Prediction Models in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Review*, 16(55), 67-84 (In Persian).

67.Tamadonejad, A., Abdul-Majid, M., Abdul-Rahman, A., Jusoh, M., & Tabandeh, R. (2016). Early warning systems for banking crises? Political and economic stability. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, *50*(2), 31-38.
68.World Bank. (2022). Global outlook: Global economic prospects.
69.Zistler, M. (2010). Banking crises; determinants and crises' impact on fiscal cost and economic output..
70.Zaghdoudi, T. (2016). Banking Crisis Early Warning Model based on a Bayesian Model Averaging Approach. *Acta Universitatis Danubius. Œconomica*, *12*(4), 275-288.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی