فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی ـ بانکی
سال سیزدهم، شمارهٔ ۴۵، پاییز ۱۳۹۹
صفحات ۳۹۳ ـ ۴۳۴

ارزیابی مدل‌های پانل پروبیت ساده و پویا در پیش‌بینی بحران‌های بانکی

محمد جواد ابوالحسنی [*] **سعید صمدی** [†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۳/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۱۶

چکیده

شواهد تجربی نشان می‌دهد بحران بانکی یکی از دلایل عمدهٔ بروز بحران‌های اقتصادی به‌شمار می‌رود. بروز مشکل یا بحران بانکی به‌دلیل به‌هم‌پیوستگی شبکهٔ بانکی با اقتصاد کشورها بررسی و پیش‌بینی آن‌ها را بسیار دشوار می‌سازد. روش تحقیق در این پژوهش از نوع کاربردی است و جامعهٔ آماری پژوهش شامل بانک‌های صادرات، ملت، تجارت، اقتصاد نوین، پارسیان، پاسارگاد، سینا، سرمایه، کارآفرین، آینده، حکمت ایرانیان، انصار، شهر، گردشگری، توسعهٔ اعتباری، سامان، دی، خاورمیانه، و پست‌بانک است و دورهٔ زمانی پژوهش از ۱۳۹۶ ـ ۱۳۸۶ است. در این تحقیق سعی شده است، پیش‌بینی بحران‌های بانکی با روش پانل پروبیت ساده و پویا در دو دورهٔ زمانی که دورهٔ اول شامل وقفهٔ اول و دوم و دورهٔ زمانی دوم شامل وقفهٔ سوم و چهارم است، موردارزیابی قرارگیرد. برای این منظور، از متغیرهای شاخص کل بورس، شاخص قیمت زمین، نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی، نسبت اهرم، سود و سرمایه هر بانک که نشان‌دهندهٔ وضعیت اقتصاد کشور و بانک‌هاست، استفاده می‌شود. طبق نتایج حاصل‌شده نرخ پیش‌بینی درست در پروبیت پویا بیشتر از نرخ پیش‌بینی پروبیت ساده است و پروبیت پویا توانایی بیشتری در پیش‌بینی بحران‌های بانکی دارد. از طرفی متغیر نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی نسبت به GDP و نسبت اهرم با احتمال وقوع بحران بانکی در ایران رابطه‌ای معنادار و مؤثر دارد.

واژه‌های کلیدی: بحران‌های اقتصادی، بحران بانکی، تولید ناخالص داخلی، بورس اوراق بهادار تهران
طبقه‌بندی JEL: E44، G01

[*] کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان (نویسندهٔ مسئول)؛ m.jabolhassani74@gmail.com
[†] دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان (نویسندهٔ مسئول)؛ s.samadi@ase.ui.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

۱ مقدمه

امروزه بانک‌ها با عملکرد بازار سرمایه ارتباطی تنگاتنگ‌تر برقرار کرده‌اند و با یکدیگر در ارتباط هستند و محصولات آن‌ها پیچیده‌تر شده است (بوریو و درهمان[1]، ۲۰۰۹؛ چن، سونگ، تاکور، وسان[2]، ۲۰۱۰). اهمیت بحران‌های بانکی به‌دلیل اثرگذاری بالای آن‌ها در تولید ناخالص داخلی است، طبق مطالعات کاپریو و کلینگل[3] (۱۹۹۶)، برای نجات اقتصاد کشوری که بحران بانکی در آن رخ داده است، باید به‌طور متوسط به‌اندازهٔ ۱۰ درصد از تولید ناخالص داخلی هزینه کرد. تعریف عملی از بحران بانکی «وقوع اختلال در نقش واسطه‌گری بانک‌ها» است (دیویس و کریم[4]، ۲۰۰۰). در چنین شرایطی ورشکستگی بانک‌ها گسترش می‌یابد و بانک‌ها قادر به پرداخت دیون خود نخواهند بود (صندوق بین‌المللی پول، ۱۹۹۸). بحران‌های بانکی در سال‌های اخیر به پدیده‌ای جهانی تبدیل شده است. از سال ۱۹۸۰، بسیاری از کشورهای عضو صندوق بین‌المللی پول مشکلاتی قابل‌توجه در بخش‌های بانکی خود تجربه کرده‌اند. تأثیر بحران‌های بانکی در رشد اقتصادی، تقاضا برای پول و نرخ بهره کاملاً قابل‌توجه است. بحران‌های بانکی می‌تواند به‌شکل بحران نقدینگی یا بحران پرداخت بدهی باشد.

گرچه بحران نقدینگی معمولاً کوتاه‌مدت است، بحران‌های پرداخت بدهی نشان‌دهندهٔ وخامت اساسی در سلامت بانک‌هاست و معمولاً برای رفع آن زمان بیشتری لازم است (گوپتا[5]، ۲۰۰۵). از سوی دیگر، شواهد تاریخی نشان می‌دهد بانک‌ها منشأ اصلی بحران‌های مالی رخ‌داده شناسایی شده‌اند (هاردی و همکاران[6]، ۱۹۹۸). ضربهٔ بزرگ این بحران‌ها به تولید حقیقی به‌خصوص در دههٔ ۱۹۹۰ میلادی، موجب شد موجی از تحقیقات درجهتِ مطالعهٔ علل و پیامدهای شکنندگی بانک در اقتصادهای معاصر صورت پذیرد (زارعی و کمیجانی، ۱۳۹۴). چنین تجربه‌های تاریخی از بحران‌های مالی و هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم زیاد آن‌ها، نیاز به سامانه‌های هشدار زودهنگام[7] برای پیش‌بینی کلی بحران بانکی را برجسته می‌کند؛ سامانهٔ هشدار زودهنگام مؤثر که نشان می‌دهد خطرهایی زیان‌بار در

---

[1] Borrio & Derhaman
[2] Chen, Song, Thakur & Sun
[3] Caprio & Klingel
[4] Davis & Karim
[5] Gopta
[6] Hardy et al.
[7] Early Warning System, EWS

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

بانک‌ها وجود دارد و سامانهٔ هشداردهنده می‌تواند اقدام به سیاست‌گذاری را تسهیل کند و بحران احتمالی را کاهش دهد یا آثار آن را محدود می‌کند (دیویس و کریم، ۲۰۰۰). اگر پیش‌بینی بحران‌های بانکی نوظهور با برخی پیش‌دستی‌ها به‌طور دقیق عملی باشد، سیاست‌گذاران می‌توانند تمام اقدامات لازم را برای جلوگیری از تحقق آن انجام دهند.

در سال‌های اخیر، شبکهٔ بانکی کشور تحت تأثیر عوامل خارجی نظیر تحریم‌های بین‌المللی، نوسانات قیمت کالاهای وارداتی، و عوامل داخلی نظیر کاهش رشد اقتصادی و نوسانات نرخ ارز، با شرایطی نامساعد نظیر افزایش مطالبات غیرجاری و کمبود نقدینگی مواجه شده است. با توجه به ارتباط بسیار نزدیک و تنگاتنگ بانک‌های کشور با یکدیگر و اثرگذاری در کل اقتصاد، هرگونه بی‌ثباتی و نوسان در سلامت هریک از بانک‌های کشور، کل شبکهٔ بانکی و درنتیجه کل اقتصاد تحت تأثیر قرار خواهد گرفت (احمدیان، ۱۳۹۸). از طرفی در دو دههٔ اخیر نظام بانکی کشور با رشد و گسترش بانک‌های خصوصی و مؤسسات اعتباری مجاز و غیرمجاز روبه‌رو بوده است. همچنین رقابت بین‌بانکی برای کسب سهم بزرگ‌تر از بازار افزایش یافته است و به‌دلیل نقش مهم نظام بانکی در تأمین مالی بخش تولید، هرگونه اختلالی در عملکرد آن در بخش تولید و در نهایت در سایر متغیرهای اقتصادی اثرگذار خواهد بود. به همین خاطر، آنچه در سال‌های اخیر برای سیاست‌گذاران و متصدیان شبکهٔ بانکی کشور اهمیت داشته است، بهبود توانایی در پیش‌بینی بحران بانکی و نگهداری سپر سرمایهٔ موردنیاز برای ممانعت از وقوع آن بوده است. هدف از این مقاله، کمک به بهبود ابزار هشدار زودهنگام وقوع بحران بانکی برای سیاست‌گذاران است.

با وجود مطالعات بسیاری که در زمینهٔ بحران‌های بانکی صورت گرفته، توجه کمتری به بحث پیش‌بینی این بحران‌ها شده است. وجه تمایز این مطالعه استفاده از روش پروبیت پویا، در دو دورهٔ زمانی متفاوت است. در این پژوهش، علاوه بر اینکه به ارزیابی دو روش پروبیت ساده و پویا در پیش‌بینی بحران‌های بانکی پرداخته می‌شود، اثرگذاری متغیرها و قدرت هشداردهی آنان موردبررسی قرار می‌گیرد. با وجود ادبیات غنی در مورد ابزارهای هشدار زودهنگام و انواع روش‌های مورداستفاده، پویایی‌های تعبیه‌شده در متغیر وابسته تاکنون موردبررسی واقع نشده است.

در قسمت اول مقاله به توضیح سیر مطالعات صورت‌گرفته در پیش‌بینی بحران‌های بانکی پرداخته شده است. در بخش دوم ادبیات موضوع بیان می‌شود و در بخش سوم مبانی نظری تحقیق و مطالعات پیشین مورداشاره قرار می‌گیرد. بخش چهارم به معرفی مدل و روش پژوهش اختصاص داده می‌شود. در بخش پنجم تفسیر نتایج انجام می‌شود و در بخش آخر نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

۲ ادبیات موضوع

۲.۱ مروری بر پیشینه

بحران بانکی یکی از انواع بحران‌های مالی (بحران بانکی، بحران تراز پرداخت‌ها، بحران ارزی، بحران پولی، و بحران بدهی) است که در آن بانک‌ها با هجوم ناگهانی سپرده‌گذاران برای برداشت سپرده‌هایشان (هجوم بانکی) مواجه می‌شوند (لائِون و والنسیا[1]، ۲۰۰۸). از دلایل عمدهٔ بروز ناگهانی و ریشه‌های بحران بانکی می‌توان به ریسک نقدینگی (دایموند و دی‌ویگ[2]، ۱۹۸۳؛ سانتوس[3]، ۲۰۰۰)، ریسک اعتباری (هرینگ و واچتر[4]، ۱۹۹۸؛ بوریو و همکاران[5]، ۲۰۰۱؛ دیویس و ژو[6]، ۲۰۰۵ ـ۲۰۰۴)، ضعف سیستم‌های حسابرسی و مدیریتی (کامپانرو و لئونه[7]، ۲۰۰۴)، اثر تکانه‌های بین‌المللی و افزایش نرخ‌های بهره بین‌المللی (کانت و دتراجاش[8]، ۱۹۹۷)، ساختار بانک‌ها و مداخلات دولت در نظام بانکی (پورتا، سیلانس، و شلایفر[9]، ۲۰۰۲؛ کاپریو و پریا[10]، ۲۰۰۰)، آزادسازی مالی (کاپریو و سامرز[11]، ۲۰۰۵)، و در نهایت نظام‌های ارزی و نوسانات نرخ ارز (دوماک و پریا[12]، ۲۰۰۰) اشاره کرد. در طول دهه‌های گذشته، مطالعات متنوع و بسیاری برای شناسایی عوامل اصلی بحران‌های مالی و کمک به سیاست‌گذاران در پیش‌بینی بحران بعدی صورت گرفته است. بخشی عمده از این ادبیات بر بحران‌های ارزی اقتصادهای نوظهور متمرکز است (کروگمن[13]، ۱۹۷۹؛ اوبسفلد[14]،

---

[1] Laeven & Valencia
[2] Diamond & Dybvig
[3] Santos
[4] Herring & Wachter
[5] Borio et al.
[6] Davis & Zhu
[7] Campanero & Leone
[8] Kunt & Detragiache
[9] Porta, Silanes & Shleifer
[10] Caprio & Peria
[11] Summers
[12] Domac
[13] Krugman
[14] Obstfeld

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

۱۹۸۶؛ چانگ و ولاسکو[۱]، ۲۰۰۱؛ برنساید و همکاران[۲]، ۲۰۰۱). همان‌طور که کمینسکی و راینهارت[۳] (۱۹۹۹) مدعی بودند، اغلب بحران‌های ارزی با بحران‌های بانکی همراه است. هنگامی که بحران مالی با اختلالات و ضررهای جدی در نظام بانکی بروز پیدا می‌کند، تأثیرات منفی در اقتصاد معمولاً بیشتر طول می‌کشد و برجسته‌تر خواهد بود (سی‌کِتی و همکاران[۴]، ۲۰۰۹؛ جردا و همکاران[۵]، ۲۰۱۱).

اگرچه هر بحران ویژگی‌های خاص خود را دارد (راینهارت و روگوف[۶]، ۲۰۱۱)، می‌توان ویژگی‌های مشترکی میان آن‌ها یافت. طیفی گسترده از روش‌ها در ادبیات پیش‌بینی بحران‌های بانکی استفاده شده است. از سال ۱۹۹۰ به‌طور خاص با به‌کارگیری تکنیک‌های آماری، سامانهٔ هشدار زودهنگام برای شناسایی بانک‌های ورشکسته و سالم در بخش بانکی طراحی شد. به‌طوری‌که این مطالعات در سه گروه قابل‌طبقه‌بندی است. در یک گروه، اثر بحران‌های مالی در بخش حقیقی (برو[۷]، ۲۰۰۱؛ پارک و همکاران[۸]، ۲۰۰۰؛ هو و همکاران[۹]، ۲۰۰۰؛ دوماک و فری[۱۰]، ۱۹۹۸؛ لویازا و رانسیه[۱۱]، ۲۰۰۴) و در گروه دوم موضوع تسری بحران‌های مالی در بین کشورها و بازارهای مختلف (کاوالی و همکاران[۱۲]، ۲۰۰۱) موردبررسی قرار گرفت. گروه سوم مطالعات با استفاده از مدل‌های تجربی، بر ارزیابی شاخص‌های پیشرو و پیش‌بینی بحران‌های مالی متمرکز شد. به عبارتی در این مجموعه از مطالعات سامانهٔ هشداردهی زودهنگام برای پیش‌بینی بحران‌های مالی طراحی و ایجاد شد تا بتواند علاوه بر بررسی علل بروز بحران‌ها، به جلوگیری از بروز مجدد آن‌ها بپردازد (زارعی و کمیجانی، ۱۳۹۴؛ گِرَملِک و همکاران[۱۳]، ۲۰۱۰).

---

[1] Chang & Velasco
[2] Burnside et al.
[3] Kaminsky & Reinhart
[4] Sichetti et al.
[5] Jorda et al.
[6] Rogoff
[7] Barro
[8] Park et al.
[9] Hu et al.
[10] Ferri
[11] Loayza & Ranciere
[12] Cavalli, et al.
[13] Gramlich et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

در مطالعات مربوط به سامانهٔ هشدار زودهنگام، اولین گروه از مطالعات نظیر مطالعهٔ کیمنسکی و راینهارت[1] (۱۹۹۶) و فرانکل و رز[2] (۱۹۹۶) سامانهٔ هشدار زودهنگام را با یک شاخص طراحی کرده‌اند. این الگوها الگوهای سیگنالی نامیده می‌شود و در آن از تکنیک آماری تک‌متغیره بهره برده شده است. بر اساس روند زمانی متغیر مؤثر در ایجاد بحران بانکی گذشته، احتمال ورشکستگی بانکی در دورهٔ آینده پیش‌بینی می‌شود. به همین دلیل برای متغیر موردنظر، یک آستانه تعیین می‌شود که کمتر از آستانه بودن متغیر، نشان‌دهنده وقوع بحران و ورشکستگی است (کیمنسکی و راینهارت، ۱۹۹۶) گروه دوم، الگوهای هشدار زودهنگام چندمتغیره است که بر اساس آن با توجه به شاخص‌هایی که در سامانه قرار گرفته است، احتمال وقوع بحران و ورشکستگی بانکی تخمین زده می‌شود. دمیرگچ‌ـ کانت[3] و دتراجاش (۲۰۰۵) از یک روش سیگنالی و یک مدل باینری چندمتغیره استفاده کرده که بر اساس مبانی استرلا و هاردوویلیس[4] (۱۹۹۱) بنا شده‌اند؛ آن‌ها از اولین کسانی بودند که نشان دادند استفاده از مدل‌های باینری برای پیش‌بینی بحران‌های بانکی موفقیت‌آمیز است.

گروه سوم از مطالعات هشدار زودهنگام، طراحی سامانه با به‌کارگیری تکنیک تجزیهٔ تشخیص، پروبیت و لاجیت، مارکوف سوئیچینگ، و روش گروه‌بندی غیرپارامتریک است. بر اساس این الگوها، امکان شناسایی عوامل تفکیک‌کنندهٔ بانک‌های ورشکسته و سالم وجود دارد و احتمال ورشکستگی نیز محاسبه می‌شود. بوسیر و فراتشر[5] (۲۰۰۶) و کاجیانو و همکاران[6] (۲۰۱۴) در تحقیقات خود بر بحران‌های بانکی از رویکرد لوجیت چندجمله‌ای استفاده کردند که امکان تمایز میان بیش از دو حالت را فراهم می‌کند (دوره‌های آرام، بحرانی، و پس از بحران). گروه چهارم از مطالعات با به‌کارگیری متغیرهای کیفی ورشکستگی بانکی را پیش‌بینی کرده‌اند. بر اساس این مطالعات متغیرهایی نظیر شاخص‌های مربوط به ریسک بانک‌ها با متغیرهای حاکمیت شرکتی برای پیش‌بینی بحران بانکی و به‌عنوان شاخص‌های پیشرو به‌کار گرفته شده است که برای کشف و بررسی وضعیت وخیم به‌صورت مشترک در

---

[1] Kaminsky & Reinhart
[2] Frankel & Rose
[3] Demirgüç-Kunt
[4] Estrella & Hardouvelis
[5] Bussière & Fratzscher
[6] Caggiano et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

چندین متغیر، داتاگوپتا و کاشین[1] (۲۰۱۱) از درختان طبقه‌بندی باینری استفاده کردند. گروه پنجم، از روش آماری مخاطرهٔ پویا استفاده می‌کنند، مطالعهٔ شامویِ[2] (۲۰۰۱) از مهم‌ترین مطالعاتی است که با این روش آماری انجام شده است. با استفاده از این روش، می‌توان احتمال وقوع بحران بانکی و زمان وقوع آن را تخمین زد.

فالچتی و تودلا[3] (۲۰۰۶) شاید اولین نویسندگانی بودند که برای بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ بحران‌های ارزی در بازارهای نوظهور با استفاده از حداکثر احتمال شبیه‌سازی‌شده[4] در یک مدل از متغیر وابسته با وقفه استفاده کردند، از این طریق این امکان وجود دارد که صریحاً از وجود پیوندهای زمانی بین بخش‌های مختلف بحران الگوبرداری کنند. از نظر روش‌شناسی، کائوپی و سایکونن[5] (۲۰۰۸) با استفاده از تفاوت نرخ بهرهٔ[6] به‌عنوان متغیر پیشرو، یک مدل پروبیت باینری پویا[7] را برای پیش‌بینی رکود ایالات‌متحده تخمین زدند. آن‌ها مشاهده کردند که مدل‌های پروبیت پویا از مدل‌های پروبیت استاتیک[8] در داخل و خارج از نمونه بهتر است. بیسمانز و مجیتی[9] (۲۰۱۳) از روشی مشابه برای پیش‌بینی رکود اقتصادی استفاده کردند. کاندلون و همکاران[10] (۲۰۱۲ ، ۲۰۱۴) مدل پروبیت پویا را که توسط کائوپی و سایکونن تهیه شده است، به مجموعه‌ای چندمتغیره تعمیم دادند و از آن برای پیش‌بینی بحران استفاده کردند. از طرفی الگوهای پروبیت، محبوبیت بیشتری در مقایسه با الگوهای لاجیت دارد؛ زیرا تحلیل پروبیت در مقایسه با تحلیل لاجیت به‌دلیل استفاده از برآوردهای غیرخطی به محاسبات بیشتری نیاز دارد (احمدیان و گرجی، ۱۳۹۴).

---

[1] Duttagupta & Cashin
[2] Shumway
[3] Falcetti & Tudela
[4] Maximum smoothly simulated likelihood
[5] Kauppi & Saikkonen
[6] interest rate spread
[7] dynamic binary probit model
[8] static probit models
[9] Bismans & Majetti
[10] Candelon et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

جان و همکاران[1] (۲۰۱۹) در مطالعات خود از مدل پیش‌بینی ورشکستگی آلتمن[2] برای بررسی نرخ ورشکستگی بانک‌های اسلامی در مالزی استفاده کرده‌اند. داده‌های این مطالعه از دورهٔ زمانی ۲۰۰۹ـ۲۰۱۳ جمع آوری شده است. نتایج تجزیه‌وتحلیل رگرسیون چندگانه نشان داده است که سودآوری بالاترین قدرت توضیح در کاهش ورشکستگی را دارد. این مطالعه نتیجه‌گیری می‌کند که در نظر گرفتن متغیر درون‌زا سودآوری در پیش‌بینی ورشکستگی امری ضروری است، در غیر این صورت، نتایج می‌تواند گمراه‌کننده باشد.

دیکس و همکاران[3] (۲۰۱۹) در تحقیقی به ساخت سیگنال‌های هشداردهنده از طریق شناسایی ویژگی‌های بحران‌های مالی بر اساس مشاهدات سری زمانی پرداخته‌اند. برای آزمایش این ایده، چهار بحران مالی تاریخی دوشنبهٔ سیاه ۱۹۸۷، بحران آسیا ۱۹۹۷، انفجار حباب دات‌ـکام[4] ۲۰۰۰، و بحران مالی ۲۰۰۸ امریکا موردتحقیق و بررسی قرارگرفته است. برای این منظور، چهار بحران مالی با استفاده از شش سری زمانی، در دو اندازهٔ متفاوت از نمونه‌های پیش از بحران، با برآورد سه شاخص هشداردهندهٔ زودهنگام AR(1)، MI(1)، و SD در طول زمان تجزیه‌وتحلیل شده است. نتایج اولیه روندهای مثبت و منفی را در شاخص‌های قبل از بحران نشان می‌دهد. در این مطالعه به‌منظور ارزیابی اهمیت این روندها، از سری زمانی بوت استرپ[5] برای به‌دست آوردن توزیع مرجع در شاخص‌ها استفاده شده است.

لوزیس[6] (۲۰۱۷) برای پیش‌بینی بحران بانکی یونان، تکنیک‌های کوچک‌سازی بیزین را بر اساس مدل‌سازی سلسله‌مراتبی پیاده‌سازی کرده است و محتوای اطلاعات چهل‌ودو متغیر کلان و اقتصادی ماهانه را موردارزیابی قرار داده است. مدل‌های به‌کاررفته در این تحقیق شامل اتورگرسیون بیزین[7] (BARs) و VAR است. نتایج تجربی در این مطالعه نشان می‌دهد، مقادیر متوسط BVAR به همراه متغیرهای گستردهٔ اقتصادی می‌تواند پیش‌بینی تورم کوتاه‌مدت را به‌طوری قابل‌ملاحظه بهبود بخشد.

---

[1] Jan et al.
[2] Altman
[3] Diks et al.
[4] The 2000 Dot-Com Bubble Burst
[5] Bootstrap
[6] Louzis
[7] Bayesian Autoregressions

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

برای شناسایی بحران‌های بانکی گاوین و همکاران[1] (۱۹۹۵) و ساکس، تورنل[2]، و ولاسکو (۱۹۹۶) پیشنهاد کردند که از رشد اعتبار به‌عنوان شاخص بحران برای تشخیص استفاده شود. میشکین[3] (۱۹۹۶) کاهش قیمت سهام را برجسته کرد، درحالی‌که کال‌وو[4] (۱۹۹۶) پیشنهاد کرد که نسبت پایهٔ پولی به ذخایر ارزی که قبل از بحران در مکزیک به‌شدت افزایش یافته بود، می‌تواند شاخص بحران بانکی باشد.

روخاس‌ـ‌سوارز و همکاران[5] (۱۹۹۸) بیان کردند اختلاف بین نرخ بهرهٔ وام و سپرده، نرخ رشد اعتبار، و نرخ رشد وام بین‌بانکی از مهم‌ترین شاخص‌های موردبررسی است. دمیرگچ‌ـ‌کانت و همکاران (۱۹۹۸) نیز در مطالعه‌ای، وجود بحران بانکی را مشروط به داشتن حداقل یکی از چهار شرط زیر می‌دانند: ۱ـ نسبت وام‌های معوق به کل دارایی‌های نظام بانکی از ۱۰ درصد فراتر رفته باشد، ۲ـ هزینهٔ عملیات نجات حداقل ۲ درصد از تولید ناخالص داخلی باشد، ۳ـ مشکلات بخش بانکی منجر به ملی شدن گستردهٔ بانک‌ها شود، و ۴ـ اقدامات اضطراری مانند مسدود کردن سپرده، تعطیلات بلندمدت بانکی، یا تضمین ضمانت‌های سپرده توسط دولت در پاسخ به بحران انجام شود.

گونزالس‌ـ‌هرموسیلو و همکاران[6] (۱۹۹۹) با استفاده از داده‌های اقتصادی و کلان بانکی دریافتند که وام‌های معوق و نسبت دارایی‌های سرمایه‌ای اغلب قبل از شروع بحران بانک به‌سرعت رو به وخامت می‌گذارد.

لیون و والنسیا (۲۰۱۲) در مقاله‌ای بیان کردند وقوع بحران بانکی در صورت تحقق دو شرط است: ۱ـ نشانه‌های قابل‌توجهی از بحران مالی در نظام بانکی وجود داشته باشد و ۲ـ اقدامات مداخله‌ای قابل‌توجه توسط دولت در پاسخ به خسارات در نظام بانکی اتفاق افتد. لیون و والنسیا در ادامه معتقدند که دو شرط بالا برای تشخیص بحران سیستمی در شبکهٔ بانکی است و برای تشخیص وجود بحران در هر بانک باید حداقل سه اتفاق زیر تشخیص داده شود: ۱ـ پشتیبانی گسترده با نقدینگی از بانک‌ها، ۲ـ هزینه‌های ناخالص بازسازی بانک (حداقل ۳ درصد از تولید ناخالص داخلی)، ۳ـ ملی شدن بانک، ۴ـ ضمانت‌های قابل‌توجه

---

[1] Hausmann & Gavin
[2] Sachs, Tornell
[3] Mishkin
[4] Calvo
[5] Rojas-Suarez et al.
[6] Gonzalez-Hermosillo et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

(وثیقه‌های سنگین)، ۵ـ خرید قابل‌توجه دارایی (حداقل ۵ درصد از تولید ناخالص داخلی باشد)، و ۶ـ مسدود کردن سپرده و یا تعطیلات بانکی بلندمدت.

احمدیان و گرجی (۱۳۹۶) در تحقیقی تلاش کردند با به‌کارگیری صورت‌های مالی بانک‌های کشور در دورهٔ زمانی ۱۳۸۵ـ۱۳۹۳ و با استفاده از شاخص ثبات بانکی به‌عنوان شاخص ورشکستگی، بانک‌های ورشکسته را موردشناسایی قرار دهند. در این مطالعه برای شناسایی بانک‌های ورشکسته، تابع کرنل این شاخص ترسیم و نقطهٔ استرس آن محاسبه شده است، به‌صورتی‌که بانک‌هایی که کمتر از نقطهٔ استرس قرار می‌گیرند، ورشکسته و درغیر این‌صورت سالم به‌حساب می‌آیند. برای تخمین مدل، در ابتدا با استفاده از روش تجزیه‌وتحلیل عواملی که بانک‌های سالم و در معرض خطر را می‌توانند بشناسند، شناسایی می‌شود و با استفاده از مدل لاجیت، الگوی مناسب برای پیش‌بینی ورشکستگی بانک‌ها طراحی شده است. نتایج تحقیق نشان‌دهندهٔ دقت ۸۷ درصدی الگوی تجزیهٔ تشخیص، و ۹۸/۲ درصدی الگوی لاجیت در انطباق با شرایط محیطی شبکهٔ بانکی کشور است.

زارعی و کمیجانی (۱۳۹۴) در تحقیقات خود به این نتیجه رسیدند که بخش بانکی ایران به‌دلیل حمایت‌های مالی دولت، هیچ زمانی با پدیده‌هایی مانند هجوم بانکی و ورشکستگی بانک‌ها روبه‌رو نبوده است. اما ارزیابی شاخص فشار بازار پول با استفاده از رهیافت الگوی چرخشی مارکف در دورهٔ زمانی ۱۳۶۹ـ۱۳۹۲ با تواتر فصلی نشان می‌دهد که ایران در دوره‌هایی بحران بانکی را تجربه کرده است. همچنین آزمون هشدارهای اولیه نشان می‌دهد که متغیرهای رشد نرخ ارز حقیقی، نرخ رشد قیمت مسکن، و رشد میانگین نرخ بهرهٔ حقیقی تسهیلات عوامل تعیین‌کننده در پیش‌بینی بحران بانکی در ایران است. مدل تصریح‌شده در این روش توانسته است در ۷۷ درصد از زمان‌هایی که بحران رخ‌داده است، وقوع بحران را با احتمال بالای ۴۰ درصد پیش‌بینی کند و تنها ۱۲ درصد سیگنال اشتباه داشته است.

۲.۲ مبانی نظری

مهم‌ترین متغیر برای تجزیه‌وتحلیل شاخص بحران باینری است. چندین پژوهشگر پایگاه‌داده‌ای گسترده از بحران‌های مالی ایجاد کرده‌اند (راینهارت و روگوف، ۲۰۱۱؛ لیون و والنسیا، ۲۰۱۲). بااین‌حال، همان‌طور که قدرون و دیهان[1] (۲۰۱۴) خاطرنشان کردند، تفاوت‌های زیادی میان بانک‌های اطلاعاتی بحران‌های بانکی وجود دارد. علاوه‌براین، بوید و

[1] Chaudron & De Haan

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

همکاران[1] (۲۰۰۹) استدلال می‌کنند که در بسیاری از موارد، تاریخ بحران نشان‌دهندهٔ اقدامات دولت است که در واکنش به بحران بانک صورت گرفته است و نه زمان ظهور بحران.

مقالات تأثیرگذاری که شاخص بحران بانکی را موردبررسی قرار داده‌اند: کاپریو و کلینگل (۲۰۰۳)، کامینسکی و رینهارت (۱۹۹۹)، لیون و والنسیا (۲۰۰۸، ۲۰۱۰، ۲۰۱۲)، یه‌یاتی و پانیزا[2] (۲۰۱۱)، دتراجاش و اسپیلیم‌برگو[3] (۲۰۰۱)، کامینسکی (۲۰۰۶) و رینهارت و روگوف (۲۰۰۸) است. این مقالات به سه دلیل تعریف جهانی از بحران ارائه نمی‌دهند. اول، درحالی‌که برخی از مطالعات با کمک یک متغیر خاص و مقدار آستانهٔ آن، بحران را شناسایی می‌کنند (به‌عنوان مثال کامینسکی و رینهارت، ۱۹۹۹؛ کامینسکی، ۲۰۰۶)، سایر مطالعات (به‌عنوان مثال کاپریو و کلینگل، ۲۰۰۳؛ لیون و والنسیا، ۲۰۰۸) متخصص استخدام می‌کنند و با نظرسنجی از کارشناسان بانکی قضاوت در مورد بحران بانکی را بررسی می‌کنند. دوم، در بسیاری از موارد اختلاف‌نظر قابل‌توجه در مورد زمان بحران وجود دارد. سوم، برخی از مطالعات به‌دلیل تمرکز خاص آن‌ها و همچنین به‌دلیل محدودیت‌های مختلف داده‌ها، همهٔ کشورهای را پوشش نمی‌دهد.

با توجه به مطالعات لیون و والنسیا (۲۰۱۲) و صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۲) که نشانه‌های بحران مالی را بررسی کرده‌اند، سعی می‌شود شاخص بحران مطابق با مطالعات آنان مورد بررسی قرارگیرد که توضیحات آن در قسمت ادبیات موضوع بیان شد.

از طرفی، بارل[4] (۲۰۱۰) معتقد است زمانی که مطالبات بانکی از ۱۰ درصد دارایی‌های بانک فراتر برود، بانک با بحران مواجه می‌شود. این عدم تعریف جهانی و همچنین محدودیت‌های آماری کشور باعث شد تا شاخص بحران بانکی با سه شرط تعریف شود:

۱) نسبت مطالبات غیرجاری به کل دارایی‌های بانک از ۱۰ درصد فراتر رفته باشد (بارل، ۲۰۱۰)؛

۲) بانک اقدام به گرفتن وام از بانک مرکزی کند (لیون و والنسیا، ۲۰۱۲)؛ و

۳) اقدامات اضطراری مانند مسدود کردن سپرده، تعطیلات بلندمدت بانکی اتفاق افتد (لیون و والنسیا، ۲۰۱۲).

بنابراین، پیش‌فرض این است که وقتی یک یا چند شرط فوق حاصل شود، باید آن را بحران بانکی قلمداد کرد و شاخص بحران مقدار ۱ را می‌گیرد، درحالی‌که وقتی هیچ‌یک از

---

[1] Boyd et al.

[2] Yeyati & Panizza

[3] Spilimbergo

[4] Barrell

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

موارد فوق اتفاق نیفتد، بحران نیست یا نسبتاً جزئی است و شاخص مقدار صفر را می‌گیرد. طبق اطلاعات و داده‌های ترازنامهٔ بانک‌ها که از مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران دریافت و موردبررسی قرارگرفته است، اگر میزان مطالبات غیرجاری از ده درصد کل دارایی‌های بانک بیشتر باشد، نشان‌دهندهٔ وجود بحران در بانک است؛ از طرفی طبق شرط دوم اگر میزان بدهی بانک به بانک مرکزی نسبت‌به سال قبل رشد بیش از ده درصد را تجربه کرده باشد، نشان‌دهندهٔ بحران در بانک است که برای بررسی این شرط نیز از داده‌های مؤسسه عالی آموزش بانکداری ایران استفاده شده است. همچنین اگر اطلاعاتی در خصوص مسدود کردن سپرده و تعطیلی بلندمدت بانک از طریق سامانهٔ اطلاع‌رسانی ناشران کدال بیان شود، نشان‌دهندهٔ وجود بحران در بانک است (گونزالس‌ـهرموسیلو، و همکاران، ۱۹۹۹؛ روخاس‌ـسوارز و همکاران، ۱۹۹۸؛ بارل و همکاران، ۲۰۱۰). در جدول ۱، سال‌هایی که طبق سه معیار شاخص بحران در بانک‌های موردبررسی بحران وجود داشته، اشاره شده است.

جدول ۱

بررسی سه معیار شاخص بحران در بانک‌های موردبررسی

بانک	نسبت مطالبات غیرجاری به کل دارایی‌های بانک از ۱۰ درصد فراتر رفته باشد	رشد بیش از ده‌درصدی وام از بانک مرکزی	مسدود کردن سپرده، تعطیلات بلندمدت بانکی
صادرات	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۸۷، ۱۳۹۳، ۱۳۹۵	–
ملت	۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۴	–
تجارت	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۵	–
اقتصاد نوین	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴	–
پاسارگاد	۱۳۹۴، ۱۳۹۵	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۲	–

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

پارسیان	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۳، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۹، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳	–
پست‌بانک	۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۹۲، ۱۳۹۴	–
سینا	۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۹۳، ۱۳۹۵	–
سرمایه	۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۸۶، ۱۳۸۸، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵	–
کارآفرین	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۸۹، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲	–
آینده	۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۹۰، ۱۳۹۵	–
خاورمیانه	۱۳۹۴، ۱۳۹۵	۱۳۹۲	–
دی	۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴	–
سامان	۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۸۷، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۳	–
حکمت ایرانیان	۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۹۵	–
انصار	۱۳۸۸، ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳، ۱۳۹۴، ۱۳۹۵، ۱۳۹۶	–	–
گردشگری	۱۳۹۵، ۱۳۹۶	۱۳۹۲	–
توسعهٔ اعتباری	–	۱۳۸۶، ۱۳۸۷	–
شهر	۱۳۹۱	۱۳۹۰	–

منبع: یافته‌های پژوهش

برای شناسایی متغیرهای دارای ویژگی‌های علامت‌دهی قوی از بحران، از چندین متغیر کلان اقتصادی و مالی در بازهٔ زمانی ده‌ساله به‌صورت شش‌ماهه از منابع مختلف استفاده شده

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

است: اعتبار خصوصی[1] (بانک مرکزی)؛ شاخص قیمت زمین (بانک مرکزی)؛ شاخص کل بورس (بورس اوراق بهادار تهران)؛ و تولید ناخالص داخلی واقعی (بانک مرکزی). علاوه‌براین، چندین متغیر بانکی نیز در نظر گرفته شد: سودآوری بانک‌ها، نسبت اهرم، مطالبات غیرجاری، و نسبت تسهیلات به سپرده و دارایی (سامانهٔ اطلاع‌رسانی ناشران کدال).

متغیرهای اقتصادی شاخص کل بورس، شاخص قیمت زمین، و تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص‌های وضعیت اقتصاد کشور در نظر گرفته شده است؛ در واقع، هرچه تولید ناخالص داخلی کشور افزایش یابد، نشان از بهبود وضعیت اقتصاد کشور است که موجب می‌شود متقاضیان دریافت تسهیلات از بانک‌ها توان مالی بیشتری برای تسویهٔ بدهی خود داشته باشند و در صورت بروز رکود و یا کاهش تولید ناخالص داخلی، توان مالی دریافت‌کنندگان کاهش می‌یابد و بازپرداخت تسهیلات به بانک‌ها با مشکل مواجه خواهد شد. وقفه در بازپرداخت اقساط موجب کاهش توان وام‌دهی بانک‌ها می‌شود که درآمدزایی بانک‌ها را با مشکل مواجه می‌کند و در نهایت، می‌تواند موجب ایجاد بحران برای بانک‌ها و اقتصاد شود (درهمان و همکاران[2]، ۲۰۱۰).

از طرفی متغیرهای شاخص قیمت زمین و شاخص کل بورس دو شاخص برای بررسی بازارهای رقیب بازار پول است، با توجه به اینکه بازار سرمایه و مسکن رقیب بازار پول هستند در نتیجه، رونق و افزایش بازدهی در این بازارها موجب کاهش جذابیت و رونق بازار پول می‌شود که در نهایت، موجب خروج نقدینگی و پس‌اندازکنندگان از بازار پول می‌شود؛ به‌عبارتی، بانک‌ها در پذیرش و جذب سپرده‌های بلندمدت با مشکل مواجه می‌شوند و همچنین به‌دلیل بازدهی بیشتر بازارهای رقیب، دریافت‌کنندگان وام‌ها تمایلی به بازپرداخت تسهیلات دریافتی ندارند و ترجیح می‌دهند با کسب بازدهی از بازارهای رقیب جریمهٔ بانک‌ها را بپردازند که این موجب افزایش مطالبات معوق و کاهش توان اعطای وام به متقاضیان دریافت وام و کاهش سودآوری می‌شود و در نهایت، ورشکستگی بانک را در پی خواهد داشت؛ ورشکستگی بانک همان‌طور که در مباحث یاد شد، توانایی ایجاد بحران مالی را دارد.

یک تغییر در متغیرهای اصلی انجام گرفته است. از طرفی این نکته نیز حائز اهمیت که بخشی از تسهیلات اعطایی بانک‌ها بر اساس ارزش‌گذاری وثیقه انجام می‌گیرد که اغلب وثیقه‌ها در شبکهٔ بانکی کشور شامل املاک و مستغلات آن است. زمانی که زمین و مسکن رشد قیمتی بالایی را تجربه کرده و دارای حباب بزرگی باشند، افراد برای دریافت وام بر اساس

---

[1] private credit

[2] Drehmann et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

ارزش مسکن یا زمین خود اقدام می‌کنند. ارزش اعتبار اعطایی به متقاضیان دریافت وام به‌مراتب بیشتر از ارزش واقعی املاک و زمین است. درصورتی‌که حباب از بین رفت و افراد توان یا علاقه‌ای برای بازپرداخت وام نداشته باشند، بانک اقدام به فروش وثیقه می‌کند که بانک متحمل زیان سنگینی می‌شود و اگر حجم این بخش از تسهیلات در شبکهٔ بانکی کنترل نشود، توان ایجاد بحران بانکی را دارد (دمیرگچ‌ـ کانت و همکاران، ۱۹۹۸).

سودآوری بانک‌ها نیز شاخصی برای سنجش وضعیت بانک است که در صورت کاهش سود، بانک قادر به اعطای وام نخواهد بود. با توجه به اینکه بسیاری از شرکت‌ها و بنگاه‌ها برای انجام دادن فعالیت اقتصادی خود نیاز به تأمین مالی دارند و بخشی وسیع از این امر توسط بازار پول در اقتصاد کشور انجام می‌شود، با کاهش توان اعطای تسهیلات بانک‌ها، شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی تأمین مالی نمی‌شوند و در نتیجه این بنگاه‌ها با مشکلات بسیاری مواجه و در نهایت، یا توسعهٔ فعالیت خود یا فعالیت خود را متوقف می‌کنند که در هر دو صورت موجب افزایش بیکاری و ایجاد رکود اقتصادی می‌شود. هر چه بانک‌های بیشتری در این وضعیت قرار گیرند، این چرخه بخش بزرگ‌تری از اقتصاد را درگیر خواهد کرد که می‌تواند به بحران مالی برای کشور تبدیل شود.

نسبت اهرم که از نسبت بدهی به دارایی بانک‌ها حاصل می‌شود، تناسب میزان بدهی را نسبت‌به دارایی بانک می‌سنجد تا میزان خلق بدهی بانک موردارزیابی قرار گیرد و هرچه این نسبت بیشتر باشد، نشان می‌دهد بانک بیش از حد اقدام به اعطای وام کرده است و با بروز مشکلی کوچک، بانک دچار بحران بزرگی می‌شود که می‌تواند به بحران مالی تبدیل شود (هونوهان[1]، ۱۹۹۷).

اندازهٔ بانک یکی دیگر از عوامل مؤثر در ایجاد بحران بانکی است. با افزایش اندازهٔ بانک، علاوه بر اینکه بانک می‌تواند از صرفه‌های ناشی از مقیاس و کاهش نسبی هزینه‌ها سود ببرد، موجب گسترش دامنهٔ فعالیت بانک در بخش‌های مختلف اقتصاد مانند کشاورزی، خدمات، صنعت، و... می‌شود که در نهایت، متنوع‌سازی فرصت‌های بانک برای وام‌دهی را موجب می‌شود. تنوع وام‌ها با ریسک‌ها و سودهای متفاوت موجب پوشش وام‌های پرریسک می‌شود و بانک را از بحران دور می‌کند (لوئیز و همکاران، ۲۰۱۲). ازآنجایی‌که لگاریتم دارایی نشان‌دهندهٔ اندازهٔ بانک است، در این پژوهش از لگاریتم دارایی برای بررسی اندازهٔ بانک استفاده می‌شود.

[1] Honohan

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

افزایش مطالبات غیرجاری موجب حبس نقدینگی بانک و جلوگیری از سودآوری بیشتر می‌شود. زمانی که مطالبات غیرجاری وارد طبقهٔ سوخت‌شده شود، به‌عنوان زیان برای بانک لحاظ می‌شود و افزایش مطالبات غیرجاری می‌تواند بانک را ورشکسته کند و باعث ایجاد بحران بانکی شود. در کنار مطالبات غیرجاری، نسبت تسهیلات به سپرده نیز متغیری است که می‌توان با آن بانک را در وام‌دهی موردارزیابی قرار داد. چنانچه بانک بیشتر از میزان سپرده‌های در اختیار خود اقدام به اعطای وام کند، در صورت بروز مشکل، بانک با خطر ورشکستگی مواجه می‌شود که در نهایت، می‌تواند موجب بروز بحران بانکی شود.

۳ روش تحقیق

پس از مطالعات استرلا و هاردوویلیس (۱۹۹۱)، مدل‌های واکنش باینری[1] نقشی مهم در برآورد و پیش‌بینی رکودها داشته است (کائوپی و سایکونن، ۲۰۰۸؛ نیبرگ[2]، ۲۰۱۰). در مدل‌هایی که در مطالعه از آن‌ها استفاده خواهد شد، y_{it} شاخص بحران بانکی در کشور i در دورهٔ t در نظرگرفته می‌شود که فقط مقادیر یک و صفر (باینری) می‌گیرد و x_{it} به‌عنوان بردار $(k \times 1)$ متغیرهای برون‌زا در نظر گرفته خواهد. $F_t := \sigma\{(y_{is}, x_{is}), S \leq t\}$ که مجموعه‌ای از اطلاعات در زمان t است، فرض می‌شود که مشروط بر F_{t-1}، y_{is} دارای توزیع برنولی با احتمال P_{it} است، یعنی $y_{it}|F_{t-1} \sim B(P_{it})$. هدف مدل‌سازی احتمال شرطی P_{it} به‌عنوان تابعی از متغیرها در F_{t-1} است؛ بنابراین مانند فرض کائوپی و سایکونن (۲۰۰۸)، فرض می‌شود که مکانیسم تولید y_{it} به این صورت است:

$$y_{it} = I(y_{it}^* \geq u_{it}) \qquad (۱)$$

که در آن I تابع نشانگر، u_{it} فرایند توزیع نرمال، و y_{it}^* متغیر پنهان مربوط به احتمال شرطی تابع توزیع تجمعی مشترک متغیرهای تصادفی u_{it} است. به‌طور خاص، فرض کنید که $y_{it}^* := F^{-1}(P_{it})$ است جایی که $F(.)$تابع توزیع تجمعی است و فرض بر این است که به‌صورت یکنواخت افزایش می‌یابد و دوبار به‌طور مداوم تشخیص پذیر است؛ بنابراین، با توجه به انتظار شرطی و احتمال شرطی با توجه به F_{t-1}، به این نتیجه می‌رسد که

[1] Binary Response Models

[2] Nyberg

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

$$E(y_{it}|F_{t-1}) = P(y_{it}^* \geq u_{it}|F_{t-1}) = F(y_{it}^*) = P_{it} \quad (۲)$$

در ادبیات معمولاً فرض بر این است که u_{it} دارای توزیع عادی یا توزیع لجستیک است به‌گونه‌ای که مدل حاصل به‌ترتیب یک پروبیت یا یک مدل لوجیت است. علاوه‌براین، همان‌طور که توسط جکمن[1] پیشنهاد شده است (۱۹۹۸)، می‌توان مدل‌های داده‌های گسسته را به دو دستهٔ کلی تقسیم کرد: ۱ـ به‌عنوان مدل‌های نهایی یا ۲ـ مدل‌های انتقالی[2].

۱.۳ مدل‌های نهایی

مدل‌های نهایی از طریق توضیح آثار همبستگی در نتایج احتمال که به‌عنوان عامل مزاحم از طریق پارامترهای مرتبط ظاهر می‌شود، عمل می‌کند. در این مدل‌ها شرط صریحی در تاریخچهٔ واکنش گسسته وجود ندارد. به‌منظور تحلیل تجربی، مدل نهایی که در نظر گرفته شده است، به‌صورت زیر است:

$$y_{it}^* = \alpha + \sum_{k=1}^{p} \sum_{j=1}^{d} \beta_{jk} x_{ij,t-k} + u_{it} \quad (۳)$$

این نکته قابل‌توجه است، مدل‌های معمولی پروبیت این فرض محدودکننده را ایجاد می‌کنند که همهٔ مشاهده‌ها مستقل هستند و ازاین‌رو هیچ پویایی از متغیر وابسته در نظر گرفته نمی‌شود. بااین‌حال، با توجه به اینکه وقتی مشاهده‌ها در طول زمان (سری‌های زمانی) در دسترس هستند، ممکن است وابستگی زمانی وجود داشته باشد و صریحاً واکنش این پویایی را موردتوجه قرار دهد.

تخمین‌های حاصل از مدل‌های پروبیت معمولی، یعنی برآوردهای حاصل از فرض استقلال، با همبستگی سریالی سازگار و بدون علامت است (پویریر و رودود[3]، ۱۹۸۸). بااین‌حال، خطاهای استاندارد پروبیت نادرست خواهد بود و منشأ استنباط اشتباه است. برای تشخیص این مشکل احتمالی، آزمون‌های مربوط به همبستگی سریالی و روش‌های تخمین قوی خطاهای استاندارد در ادبیات موجود است. مطالعات گوریروکس و همکاران[4]

---

[1] Jackman

[2] transitional models

[3] Poirier & Rudud

[4] Gourieroux et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

(۱۹۸۲) و لیانگ و زگر[1] (۱۹۸۶) در همین موضوع است. بااین‌حال، این روش به قابل‌فهم بودن مدل کمک نمی‌کند. آن‌ها فقط درجهت اصلاح خطاهای استاندارد برای بهبود استنباط هستند. روش جایگزین که در این مقاله دنبال می‌شود، این است که صریحاً پویایی به‌صورت پارامتری از طریق تقویت مدل با وقفه‌های متغیر نهفته یا نشانگر بحران باینری به‌حساب آورده شود.

۳. ۲ مدل‌های انتقالی

مدل‌های انتقالی همان‌طور که توسط جکمن (۱۹۹۸) بیان شده است، هرچه طول سری زمانی طولانی‌تر شود، مؤلفهٔ سریالی داده‌ها کمتر «مزاحم» و شاید بیشتر «ویژگی» داده‌هاست، بنابراین، در این شرایط ممکن است مدل انتقالی به مدل نهایی ترجیح داده شود. مدل‌های انتقالی صریحاً تاریخ واکنش را در محاسبهٔ متغیر بالقوه y_{it}^{*} می‌گنجانند؛ ازاین‌رو، می‌توان از تاریخ خاص هر واحد برای پیش‌بینی آن واحد خاص استفاده کرد، برخلاف مدل‌های نهایی که فقط پیش‌بینی‌ها را بر اساس اطلاعات در مورد متغیرهای برون‌زا انجام می‌دهند. علاوه‌براین، کاکس و همکاران[2] (۱۹۸۱) دو نوع مدل انتقالی را متمایز می‌کنند: الف- مدل‌های هدایت‌شدهٔ مشاهده که در آن، انتقال با توجه به داده‌های مشاهده‌شده است، و ب- مدل‌های پارامتر محور که در آن، انتقال با توجه به فرایندی نهفته و پارامتر آستانه است.

۳. ۲/۱ مدل‌های انتقالی مشاهده‌محور

مدل‌های انتقالی مشاهده‌محور فرض می‌کند که فهم گذشته از واکنش گسسته در مورد واکنش فعلی حاوی اطلاعات مفید است، و بنابراین، در مدل به‌عنوان پیش‌بینی کننده‌های اضافی معرفی می‌شود. زنجیرهٔ مارکوف دوحالته راهی ساده برای مدل‌سازی سری زمانی باینری است و اساس مدل انتقالی را تشکیل می‌دهد. ازآنجاکه با داده‌های باینری تنها دو عنصر منحصربه‌فرد از ماتریس انتقال ۲ بر ۲ زنجیرهٔ مارکوف مرتبهٔ اول وجود دارد، روشی ساده برای ارتباط متغیرها با احتمالات انتقالی از طریق تابع زنجیر و مدل رگرسیون برای هریک از این دو احتمال انتقال است (جکمن، ۱۹۹۸). ازاین‌رو، برای هدف تحلیل موردنظر، توصیف ساده مدل پویا پروبیت نیاز است (بارل و همکاران، ۲۰۱۰)،

---

[1] Liang & Zeger

[2] Cox et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

$$y_{it}^{*} = \alpha + \sum_{k=1}^{p}\sum_{j=1}^{d}\beta_{jk}\,x_{ij,t-k} + \sum_{k=1}^{p}\gamma_k y_{i,t-k} + u_{it} \qquad (۴)$$

جایی که $y_{i,t-k}$ و $k = 1, \dots, p$ که مطابق با متغیر شاخص بحران باینری است برای کشور i در زمان $t\text{-}k$. مدلی با عنوان انتقال محدود تعریف شود. اساساً، در این مدل متغیر پنهان y_{it}^{*} است که به‌سادگی با γ_k به بالا و پایین منتقل می‌شود، جایی که $k = 1, \dots, p$ و $y_{i,t-k}$ برابر ۱ است. بااین‌حال، همان‌طور که بک و همکاران[1] (۲۰۰۱) نشان دادند، احتمالات به‌عنوان تابعی ساده از γ_k، $k = 1, \dots, p$ است که به‌دلیل غیرخطی بودن پروبیت، تغییر نمی‌کنند. استدلال اصلی برای استفاده از این نوع مدل‌ها این است که مقادیر تحقق‌یافتهٔ گذشته می‌تواند در مورد ارزش فعلی آن حاوی اطلاعات مفید باشد.

۲.۲.۳ شاخص کثرت

در دوره‌هایی متغیرهای توضیحی، توضیح‌دهندگی بالایی را نشان می‌دهند، به‌منظور کنترل این رفتار مدل زیر در نظرگرفته شده است:

$$y_{it}^{*} = \alpha + \sum_{k=1}^{p}\sum_{j=1}^{d}\beta_{jk}\,x_{ij,t-k} + \sum_{k=1}^{p}\gamma_k y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{p}\sum_{j=1}^{d}\delta_{jk}D_{ij,t-k}^{k} + u_{it} \qquad (۵)$$

جایی که $D_{ij,t-k}^{k}$ متغیر مجازی است و برابر با ۱ است، زمانی که متغیر i در کشور j از صدک k فراتر می‌رود ($k\epsilon(0,1)$) و درغیر این‌صورت، صفر است. آستانهٔ k برای همهٔ متغیرهای در نظرگرفته‌شده لزوماً یکسان نیست. در تجزیه‌وتحلیل، انتخاب شامل انتخاب صدک برای هریک از متغیرهای در نظرگرفته شده است.

این اجازه می‌دهد تا متغیرهای مستقل غیرخطی وارد تجزیه‌وتحلیل شود. با توجه به فراوانی نادر بحران‌ها و غیرخطی بودن داده‌ها که معمولاً پیرامون این وقایع مشاهده می‌شود، این توسعهٔ مدل ممکن است به بهبود دقت پیش‌بینی برآوردهای مطالعه کمک کند.

۳.۲.۳ مدل‌های انتقالی پارامترمحور

برخلاف مدل‌های انتقالی مشاهده‌محور که در بالا توضیح داده شده است، در مدل‌های انتقالی پارامترمحور انتقال از طریق متغیر پنهان y_{it}^{*} به‌جای y_{it} تعیین می‌شود. این رویکرد ترکیبی از روش‌های سری زمانی آشنا برای متغیرهای پیوسته با مدل‌های واکنش استاندارد است. به‌ویژه، در تجزیه‌وتحلیل این موضوع در نظرگرفته می‌شود:

---

[1] Beck et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

$$y_{it}^{*} = \alpha + \sum_{k=1}^{p}\sum_{j=1}^{d} \beta_{jk}\, x_{ij,t-k} + \sum_{k=1}^{p} \varphi_k y_{i,t-k}^{*} + a_{it} \qquad (۶)$$

اختلاف بین مدل (۳) و مدل (۵) به این معناست که مدل سابق از مقادیر تحقق‌یافته $\{y_{it}\}$ استفاده می‌کند، درحالی‌که در دومی از متغیر پنهان بالقوه استفاده می‌شود (بک و همکاران ، ۲۰۰۲). اگرچه مدل (۵) بیشتر شبیه به مدل سری زمانی معمولی است، تخمین با آن سخت‌تر است. عملکرد احتمال به‌دست‌آمده برای مدل واکنش باینری با خطاهای خودرگرسیونی به‌طوری قابل‌توجه پیچیده‌تر از احتمال [۱]راست‌نمایی در مورد همبستگی سریالی است.

۳.۳ تخمین پارامترها

در مقالهٔ اخیر، دجونگ و ووترسن[۲] (۲۰۱۱) شرایطی را ارائه می‌دهند که تحت آن فرایندی پویا به‌صورت ثابت و ترکیبی دقیق است. همان‌طور که کائوپی و سایکونن (۲۰۰۸) استدلال کردند، منطقی است که شرط لازم برای چنین نتیجه‌ای این است که پارامترهای $\varphi_1, \dots, \varphi_p$ در (۵) شرط ثابت بودن را برآورده کنند، یعنی اینکه ریشه‌های چندجمله‌ای $1 - \varphi_1^z - \cdots - \varphi_p z^p$ خارج از دایرهٔ واحد قرار دارد. با توجه به تخمین پارامتر مدل‌های معرفی‌شده، نمایندگی کلی به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{it}^{*} = Z'_{it}\theta + u_{it} \qquad (۷)$$

جایی که Z_{it} بردار $(d \times 1)$ از متغیرهای توضیحی است که طبق مدل در نظر گرفته‌شده است؛ در (۲)، (۳)، (۴)، و (۵)، θ بردار متناظر از پارامترها و u_{it} دارای توزیع $(0,\sigma^2)$ است.

با توجه به اینکه داده‌های مربوط به y_{it} و Z_{it} را برای $t = 1, \dots, T$ مشاهده شده است و مقادیر اولیه $y_{i,-p+1}, \dots, y_{i,0}$ در دسترس است. سپس، تابع لگاریتم احتمال[۳] (مشروط) در چهارچوبی از نوع پروبیت شکل به‌صورت زیر است:

$$\ell(\theta) = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}[y_{it}\log\Phi\left(y_{it}^{*}(\theta)\right) + \left(1 - y_{it}\right)\log(1 - \Phi\left(y_{it}^{*}(\theta)\right))] \qquad (۸)$$

که در آن $\Phi(.)$ با عملکرد توزیع تجمعی عادی مطابقت دارد. توجه داشته باشید که وقتی از مشخصات (۵) استفاده می‌شود، همچنین مقادیر اولیه $y_{i,-p+1}^{*}, \dots, y_{i,0}^{*}$ لازم است.

---

[1] likelihood

[2] De Jong & Woutersen

[3] Log_ likelihood

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

به حداکثر رساندن تابع لگاریتم‌ـاحتمال (۷) مسئله‌ای غیرخطی است، اما می‌توان آن را به روش مستقیم با روش‌های عددی استاندارد انجام داد. در مورد مشخصات مدل (۵) در یک سری زمانی، دجونگ و ووترسن (۲۰۱۱) نشان دادند که نظریهٔ نمونه بزرگ طبق قرارداد تحت شرایط مناسب، برای تخمین بردار پارامتر θ از تخمین‌زنندهٔ ML استفاده می‌شود. که با $\hat{\theta}$ نشان داده می‌شود. شرایط منظم شامل ثابت بودن متغیرهای توضیحی و نرمال بودن متغیر تصادفی است و نتیجهٔ به‌دست‌آمده به‌صورت زیر است،

$$T^{\frac{1}{2}}(\hat{\theta}-\theta) \xrightarrow{d} N(0, I(\theta)^{-1}) \qquad (۹)$$

جایی که $I(\theta) = \text{plim} \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left[\left(\frac{\partial l_{it}(\theta)}{\partial\theta}\right)\left(\frac{\partial l_{it}(\theta)}{\partial\theta}\right)'\right]$ and $\xrightarrow{d}$ همگرایی در توزیع را نشان می‌دهد.

دجونگ و ووترسن (۲۰۱۱) همچنین نشان دادند که نتایج فرضیهٔ ML معتبر است و فرض عادی بودن را ندارد. هنگامی که از مدل برای پیش‌بینی استفاده می‌شود، ممکن است اشتباه انجام شود. اگر در زمان t هدف پیش‌بینی مقدار $y_{i,t+h}(h \geq 1)$ باشد، نیاز به پیش‌بینی متغیرهای توضیحی دارد. می‌توان با جایگزینی Z_{it} با $Z_{i,t-h}$ مشخصات مدل را تغییر داد و نیاز به طراحی مدل پیش‌بینی برای متغیرهای توضیحی را رفع کرد (استرلا و میشکین، ۱۹۹۸)؛ بنابراین، اگر در فرایند تولید داده در هریک از مدل‌هایی که قبلاً موردبحث قرار گرفت، $h > 0$ باشد، تغییرات ایجاد شده تأیید می‌شود.

برای اهداف استنتاج، از نوعی برآوردگر نیووی‌ـوست[1] ماتریس واریانس‌ـکوواریانس پارامترها استفاده می‌شود (چورتارا و همکاران[2]، ۲۰۱۰)، که با مدل داده‌های پانلی تجمعی تطبیق داده شده است و در آن ناهمگنی و خودهمبستگی باقیمانده‌ها قوی است. روش نیووی‌ـوست توسط استرلا و رودریگز (۱۹۹۸) و کائوپی و سایکونن (۲۰۰۸) در هنگام کار با مدل‌های پروبیت تنها با استفاده از داده‌های سری زمانی استفاده شده است.

برگ و کک[3] (۲۰۰۴) برآوردگر ماتریس کوواریانس قوی برای مدل‌های پروبیت پانل استاتیک جمع کرده‌اند. بااین‌حال، این برآوردگر حضور گروه‌های مختلف (به‌عنوان مثال کشورها) را دربرنمی‌گیرد؛ بنابراین، به‌دنبال پیشنهاد چورتارا و همکاران (۲۰۱۰)، برآوردگر

[1] Newey-West

[2] Chortareas et al.

[3] Berg & Coke

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

برگ و کک (۲۰۰۴) برای ماتریس کوواریانس پارامترها، مطابق توصیهٔ پیترسن[1] (۲۰۰۹) اصلاح شده است. این نویسنده با استفاده از برآوردگر NW برای هر گروه (به‌عنوان مثال کشور) در پانل مخلوط، بر ارزیابی خطاهای استاندارد مدل‌های داده پانل خطی متمرکز شده است.

در بخش بعدی تابع پیش‌بینی مدل‌های معرفی‌شده در (۲) و (۵) را به‌منظور تجزیه‌وتحلیل مشخصات مختلف و اجزای پویا در نظر گرفته‌شده تخمین زده خواهد شد و موردارزیابی قرار خواهد گرفت.

۴.۳ داده‌ها

شاخص بحران متغیر وابسته است که به‌صورت باینری تعریف می‌شود و به‌جای استفاده از متغیرهای اعتبار خصوصی و تولید ناخالص داخلی از نسبت اعتبار خصوصی به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. شکاف اعتبار به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان یکی از بهترین پیش‌بینی‌کننده‌های بحران بانکی شناخته شده است (درهمان و همکاران، ۲۰۱۰). شاخص قیمت زمین، شاخص کل بورس، سود، نسبت اهرم، مطالبات غیرجاری، نسبت تسهیلات به سپرده، و لگاریتم دارایی سایر متغیرهای توضیحی می‌باشد. داده‌های موردنظر به‌صورت شش‌ماهه در طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۶ ــ ۱۳۹۶ جمع‌آوری شده است.

در جدول ۲ آمار توصیفی در مورد این متغیرها برای کل نمونه ارائه شده است، درحالی‌که جدول ۳ و ۴ آمار خلاصه خاص هر بانک را نشان می‌دهد. برای برخی از بانک‌ها، هیچ اطلاعاتی در مورد برخی از متغیرهای مورداستفاده وجود ندارد، ازاین‌رو، در این پژوهش بانک‌های صادرات، تجارت، ملت، پارسیان، اقتصاد نوین، پاسارگاد، پست‌بانک، سینا، سرمایه، کارآفرین، دی، خاورمیانه، حکمت ایرانیان، انصار، سامان، گردشگری، آینده، شهر، و توسعهٔ اعتباری موردبررسی قرار می‌گیرند که اطلاعاتشان در دسترس است.

[1] Petersen

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

جدول ۲

آمار توصیفی

متغیر	N	Mean	St. dev.	Min	Median	Max
شاخص بحران	۴۱۸	۰/۵۷	۰/۴۹	۰	۱	۱
شاخص کل بورس	۴۱۸	۴۴۶۸۱/۴۱	۳۰۴۶۸/۵۶	۷۹۵۶/۵	۳۵۰۰۷	۹۶۲۹۰
شاخص قیمت زمین	۴۱۸	۵۹/۸۰	۳۲/۷۶	۱۸	۴۸/۱	۱۰۶/۸
نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی	۴۱۸	۰/۱۵	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۱۶	۰/۲۸
نسبت اهرم	۴۱۸	۷/۴۸	۳۷/۳۶	۰/۰۵	۰/۹۲	۴۰۷/۷
سود	۴۱۸	ـ۱۶۲۰۳۸/۱	۲۹۸۵۰۰۹	ـ۳۹۶۸۰۲۳۹	۱۲۰۲/۷۳	۴۷۵۳۶۶۵
مطالبات غیرجاری	۴۱۸	۱۳۵۹۱۵/۱	۳۰۹۶۵۷/۸	۰/۰۰	۲۷۸۲۳/۵	۲۳۰۱۷۱۲
نسبت تسهیلات به سپرده	۴۱۸	۰/۱۵	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۱۶	۰/۲۸
دارایی	۴۱۸	۹۴۵۳۱۷۲	۶۷۷۰۴۹۷۹	۴۲۴	۱۳۱۰۰۳	۶۴۱۰۰۰۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

جدول ۳

آمار توصیفی برای بانک‌ها

بانک	شاخص کل بورس		شاخص قیمت زمین		نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی		نسبت اهرم	
	N	Median	N	Median	N	Median	N	Median
صادرات	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۴
ملت	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۵
تجارت	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۴
اقتصاد نوین	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۴
پاسارگاد	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۸۵
پارسیان	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۴
پست‌بانک	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۱
سینا	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۵
سرمایه	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۲
کارآفرین	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۸۶
آینده	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۶۱
خاورمیانه	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۲
دی	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۵۵
سامان	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۴
حکمت ایرانیان	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۴۳
انصار	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۱۲۱/۲۷
گردشگری	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۶۷
توسعهٔ اعتباری	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۳
شهر	۲۲	۳۵۰۰۷	۲۲	۴۸/۱	۲۲	۰/۱۶	۲۲	۰/۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

جدول ۴

آمار توصیفی برای بانک‌ها

بانک	مطالبات غیرجاری		سود		شاخص بحران		نسبت تسهیلات به سپرده		دارایی	
	N	Median	N	Median	N	Median	N	Median	N	Median
صادرات	۲۲	۴۴۲۹۶	۲۲	۲۲۸۱/۱۲	۲۲	۰	۲۲	۶۷۲/۸۵	۲۲	۶۸۱۰۱۷/۶۴
ملت	۲۲	۸۴۵۸۰/۵	۲۲	۳۵۹۲/۲۸	۲۲	۰	۲۲	۹۲۷/۸۱	۲۲	۸۷۵۲۰۳/۱
تجارت	۲۲	۶۱۱۳۹	۲۲	۱۹۳۴/۵	۲۲	۱	۲۲	۷۷۷/۰۳	۲۲	۵۷۱۶۷۸/۵
اقتصاد نوین	۲۲	۲۹۵۰۰	۲۲	۱۷۰۴/۵۳	۲۲	۱	۲۲	۸۰۸/۴۸	۲۲	۲۱۴۶۱۵/۲
پاسارگاد	۲۲	۸۴۸۸/۵	۲۲	۵۵۴۵/۸۶	۲۲	۰	۲۲	۸۲۷/۸۴	۲۲	۲۷۶۹۵۲
پارسیان	۲۲	۶۳۱۹۱	۲۲	۳۰۴۱/۳۱	۲۲	۱	۲۲	۷۹۹/۶۱	۲۲	۳۴۶۲۶۹
پست‌بانک	۲۲	۶۸۷۹	۲۲	۹۵۸/۷۶	۲۲	۱	۲۲	۶۸۱/۶۸	۲۲	۸۸۶۶۳/۲
سینا	۲۲	۴۰۹۶	۲۲	۷۳/۸۵	۲۲	۱	۲۲	۶۹۶/۶۳	۲۲	۲۴۷۳۳/۷
سرمایه	۲۲	۱۱۳۲۵	۲۲	۳۳۴/۱۸	۲۲	۱	۲۲	۸۱۲/۵	۲۲	۸۳۷۳۸/۳
کارآفرین	۲۲	۸۴۵۳	۲۲	۲۱۰۷	۲۲	۱	۲۲	۰/۷۱	۲۲	۷۷۰۵۵
آینده	۲۲	۵۹۲۶	۲۲	۹۲۵/۵	۲۲	۰	۲۲	۰/۰۰۷	۲۲	۱۷۱۹۳۸/۵
خاورمیانه	۲۲	۶۲۷۴۹/۵	۲۲	۱۳۵۵	۲۲	۱	۲۲	۰/۸۶	۲۲	۴۱۳۷۸
دی	۲۲	۲۵۶	۲۲	۱۰۲۱/۵	۲۲	۰	۲۲	۰/۴۴	۲۲	۹۷۷۷۵
سامان	۲۲	۲۹۹۷۲	۲۲	۸۵۶	۲۲	۱	۲۲	۰/۶۸	۲۲	۱۲۰۱۵۸/۵
حکمت ایرانیان	۲۲	۱۳۵/۵	۲۲	۱۳۵/۵	۲۲	۰	۲۲	۰/۶۲	۲۲	۱۷۰۱۵
انصار	۲۲	۳۸۸۷/۵	۲۲	۲۶۲۶	۲۲	۱	۲۲	۰/۷۹	۲۲	۱۲۳۰
گردشگری	۲۲	۸۸۰	۲۲	۲۶۸	۲۲	۰	۲۲	۰/۲۵	۲۲	۷۴۳۲۰
توسعهٔ اعتباری	۲۲	۴۷۱	۲۲	۱۴۰۲۲۷	۲۲	۰	۲۲	۰/۳۹	۲۲	۱۸۴۵۱۱۱۴
شهر	۲۲	۹۱۳	۲۲	۹۹۱/۵	۲۲	۰	۲۲	۰/۴۸	۲۲	۱۰۶۴۷۳/۵

منبع: یافته‌های پژوهش

۴ نتایج حاصل از برآورد معادلات

در ابتدا مانایی متغیرهای پژوهش موردبررسی قرار می‌گیرد. در آزمون مانایی فرض H_0 نامانایی متغیرهاست و فرض H_1 مانایی متغیرها را نشان می‌دهد، اگر احتمال حاصل‌شده در هر آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، در این صورت، فرض نامانایی رد می‌شود و متغیر مانا خواهد بود. نتایج آزمون مانایی در جدول ۵ به‌صورت زیر آمده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

جدول ۵

نتایج آزمون مانایی فیشر- ADF برای متغیرهای پژوهش

نوع آزمون	روش ارزیابی	فیشر- ADF		مانایی یا نامانایی
		احتمال	آماره	
شاخص کل بورس	مقدار ثابت	۱/۰۰	-۴/۲۳	نامانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۵۴	-۰/۱۱	
شاخص قیمت زمین	مقدار ثابت	۱/۰۰	-۴/۱۷	نامانا
	مقدار ثابت و روند	۱/۰۰	-۳/۹	
نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی	مقدار ثابت	۰/۹۹	-۳/۴۹	نامانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۹۹	-۳/۷۷	
نسبت اهرم	مقدار ثابت	۰/۰۰	۱۷/۷۸	مانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۰۰	۱۵/۳	
سود	مقدار ثابت	۰/۰۶	۱/۵۱	نامانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۰۸	۱/۳۹	
مطالبات غیرجاری	مقدار ثابت	۱/۰۰	-۳/۹۴	نامانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۹۹	-۳/۰۹	
نسبت تسهیلات به سپرده	مقدار ثابت	۰/۰۰	۱۸/۹۳	مانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۰۰	۱۸/۳۷	
دارایی	مقدار ثابت	۱/۰۰	-۴/۰۱	نامانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۷۶	-۰/۷۳	

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج حاصل‌شده متغیرهای شاخص کل بورس، شاخص قیمت زمین، نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی، سود، مطالبات غیرجاری، و دارایی ناماناست و متغیرهای نسبت اهرم و نسبت تسهیلات به سپرده ماناست. تفاضل‌گیری مرتبهٔ اول غالباً می‌تواند یک سری نامانا را به یک سری مانا تبدیل کند. نتایج آزمون مانایی برای تفاضل متغیرها در جدول ۶ به‌صورت زیر آمده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

جدول ۶

نتایج آزمون مانایی فیشر_ ADF برای تفاضل مرتبهٔ اول و دوم متغیرهای پژوهش

نوع آزمون	روش ارزیابی	تفاضل مرتبه اول		تفاضل مرتبه دوم		مانایی یا نامانایی
		فیشر_ ADF		فیشر_ ADF		
		احتمال	آماره	احتمال	آماره	
شاخص کل بورس	مقدار ثابت	۰/۰۰	۱۳/۰۳			مانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۰۰	۶/۵۵			
شاخص قیمت زمین	مقدار ثابت	۰/۵۸	ـ۰/۲۲	۰/۰۰	۲۶/۳۷	مانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۹۹	ـ۳/۰۲	۰/۰۰	۱۶/۳۵	
نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی	مقدار ثابت	۰/۰۰	۳۴/۲۲			مانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۰۰	۳۰/۸۱			
سود	مقدار ثابت	۰/۰۰	۵۳/۰۸			مانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۰۰	۵۱/۷۳			
مطالبات غیرجاری	مقدار ثابت	۰/۰۰	۳۲/۲۳			مانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۰۰	۴۹/۴۵			
دارایی	مقدار ثابت	۰/۰۰	۴۰/۴۱			مانا
	مقدار ثابت و روند	۰/۰۰	۵۲/۲۶			

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیرهای شاخص کل بورس، نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی، سود، مطالبات غیرجاری، و دارایی با یک‌مرتبه تفاضل‌گیری ماناست و متغیر شاخص قیمت زمین با دومرتبه تفاضل‌گیری ماناست. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جداول بالا، برخی از متغیرها مانا و بعضی دیگر با یک یا دومرتبه تفاضل‌گیری مانا هستند؛ بنابراین از تفاضل متغیرها طبق جدول بالا برای برآورد استفاده می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

اولین مرحله از تجزیه‌وتحلیل شامل برآورد مدل‌های شرح داده‌شده در بخش ۴ و انواع آن‌هاست. برای اهداف مرجع، مدل (۲) به‌عنوان مدل پروبیت ساده، مدل (۳) به‌عنوان مدل پروبیت پویا اشاره خواهد شد؛ بنابراین، با توجه به y_{it}، شاخص واکنش باینری درون‌زای بحران بانکی، پیش‌بینی چندمرحله‌ای از طریق احتمال که در آن پیش‌بینی احتمال به‌شرط مشاهده یک بحران در زمان t، $P(y_{it}=1)$ ، با $\Phi(y_{it}^{*})$ انجام شده است.

مدل با دو وقفه مختلف برآورد شده است. در ابتدا ۱ تا ۲ وقفه برای متغیرهای توضیحی در نظرگرفته شده است $(Z_{i,t-1}, \dots, Z_{i,t-3})$. علاوه‌براین، عوامل تعیین‌کننده بحران با وقفه بین ۳ تا ۴ بررسی می‌شود. این شرایط باعث می‌شود متغیرهایی که دارای سیگنال‌های هشدار سریع‌تر هستند، شناسایی شوند؛ بنابراین، فرصت کافی را برای اقدام سیاست‌گذاران فراهم می‌کند. سرانجام، با استفاده از اطلاعاتی که جمع‌آوری شده است، مدل در دو بازهٔ وقفه متفاوت تخمین زده شده است تا مشخص شود کدام متغیرها ممکن است با سیگنال بحران در آینده نزدیک مرتبط باشد. برای همهٔ مدل‌ها، برآورد رگرسیون با تمام وقفه‌های موردنظر برای هشت متغیر توضیحی انتخاب‌شده (شاخص کل بورس، شاخص قیمت زمین، نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی، نسبت اهرم، سود، مطالبات غیرجاری، نسبت تسهیلات به سپرده، و دارایی) انجام می‌شود. در این برآورد معناداری نتایج از لحاظ آماری در سطح ۱۰ درصد موردبررسی قرار می‌گیرد. نتایج این تخمین‌ها در جدول ۷ و ۸ آمده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

جدول ۷

نتایج تخمین پروبیت ساده

متغیر	پروبیت ساده					
	دورهٔ زودرس ۳ـ۴ وقفه			دورهٔ دیررس ۱ـ۲ وقفه		
	وقفه‌ها	ضرایب	P>|Z|	وقفه‌ها	ضرایب	P>|Z|
شاخص بحران	L3			L1		
	L4			L2		
شاخص کل بورس	L3	۰/۰۱	۰/۰۶	L1	۰/۶۳	۰/۰۰
	L4	۰/۱۵	۰/۰۰	L2	۰/۴۹	۰/۰۴
شاخص قیمت زمین	L3	۰/۰۱	۰/۴۵	L1	۰/۰۰	۰/۰۰
	L4	ـ ۰/۰۰	۰/۷۱	L2	۰/۰۰	۰/۱۲
نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی	L3	۲/۱	۰/۰۰	L1	۴/۲۹	۰/۰۰
	L4	۳/۶۴	۰/۰۰	L2	۴/۵۷	۰/۰۰
نسبت اهرم	L3	۰/۰۰	۰/۸۹	L1	ـ۰/۰۰	۰/۰۷
	L4	۰/۰۰	۰/۵۱	L2	۰/۰۰	۰/۳۲
سود	L3	۰/۰۰	۰/۰۰	L1	۰/۰۰	۰/۰۰
	L4	۰/۰۰	۰/۰۱	L2	۰/۰۹	ـ۰/۰۰
مطالبات غیرجاری	L3	۶/۴	۰/۰۶	L1	۷/۱	۰/۰۳
	L4	۶/۷	۰/۰۹	L2	۵/۶۳	۰/۰۲
نسبت تسهیلات به سپرده	L3	ـ۱/۲	۰/۰۹	L1	ـ۰/۲۱	۰/۰۰
	L4	ـ۰/۸۴	۰/۰۰	L2	۰/۰۷	۰/۴۱
لگاریتم دارایی	L3	۰/۵۴	۰/۷۳	L1	۱/۱۴	ـ۰/۰۹
	L4	۰/۰۷	۰/۲۳	L2	۱/۳۶	ـ۰/۷۶
N	۲۷۰			۳۱۳		
R2	۰/۵۷			۰/۶۳		

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

جدول ۸

نتایج تخمین پروبیت پویا

متغیر	پروبیت پویا					
	دوره زودرس ۳ـ۴ وقفه			دوره دیررس ۱ـ۲ وقفه		
	وقفه‌ها	ضرایب	P>|Z|	وقفه‌ها	ضرایب	P>|Z|
شاخص بحران	L3	۰/۰۴	۰/۰۰	L1	۰/۷۴	۰/۰۰
	L4	۰/۳	۰/۰۰	L2	۰/۹۴	۰/۰۰
شاخص کل بورس	L3	۰/۰۰	ـ۰/۲۱	L1	۰/۰۰	۰/۰۰
	L4	۰/۰۰	۰/۰۶	L2	۰/۰۰	۰/۱۵
شاخص قیمت زمین	L3	ـ۰/۰۴	۰/۰۰	L1	۰/۲۳	۰/۰۰
	L4	۰/۰۰۱	۰/۰۰	L2	۰/۱۱	۰/۰۰
نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی	L3	۵/۱۶	۰/۰۴	L1	۸/۴۱	۰/۰۵
	L4	۵/۱۲	ـ۰/۰۹	L2	۷/۷۱	۰/۰۰
نسبت اهرم	L3	۰/۰۰۶	۰/۰۵	L1	۰/۰۰	ـ۰/۰۰
	L4	۰/۰۱	۰/۱۳	L2	۰/۰۰	۰/۴۹
سود	L3	ـ۰/۴۶	۰/۶۱	L1	ـ۰/۰۱	ـ۰/۰۹
	L4	۱/۱	۰/۱۹	L2	۰/۰۹	۰/۳۱
مطالبات غیرجاری	L3	۲/۸۳	۰/۰۰	L1	۵/۶۷	۰/۰۸
	L4	۲/۲۶	۰/۰۰	L2	۶/۸۹	۰/۰۲
نسبت تسهیلات به سپرده	L3	ـ۰/۸۵	ـ۰/۰۳	L1	ـ۲/۱۲	۰/۰۵
	L4	۰/۱۳	۰/۰۰	L2	ـ۱/۵۶	۰/۰۲
لگاریتم دارایی	L3	۰/۰۷	ـ۰/۰۰	L1	۰/۶۶	۰/۰۳
	L4	۰/۰۰	۰/۰۰	L2	۰/۳۲	۰/۰۳
N	۲۷۰			۳۱۳		
R^2	۰/۶۸			۰/۷۸		

منبع: یافته‌های پژوهش

در دورهٔ اولیه (t-3 تا t-4)، برای پروبیت ساده اغلب ضرایب معنادارند و تنها متغیرهای شاخص قیمت زمین، نسبت اهرم، و لگاریتم دارایی معنادار نیست. نتایج برای پروبیت پویا وضعیت بهتری دارد و در این حالت دوازده متغیر از لحاظ آماری در سطح ۱۰ درصد معنادار است که نشان می‌دهد ورود شاخص بحران در مدل به‌عنوان متغیر توضیحی موجب بهبود

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

توضیح‌دهندگی می‌شود، در این حالت وقفهٔ ۳ و ۴ متغیر اعتبار به تولید ناخالص داخلی و وقفه ۳ و ۴ متغیر مطالبات غیرجاری ضرایبی قابل‌توجه دارد.

در دورهٔ دیررس (t-1 تا t-2) برای پروبیت ساده اکثر ضرایب معنادارند و متغیر مطالبات غیرجاری ضرایبی قابل‌توجه دارد و پس‌ازآن متغیر اعتبار به تولید ناخالص داخلی بیشترین میزان اثرگذاری را داراست. برای پروبیت پویا با اضافه شدن شاخص بحران به‌عنوان متغیر توضیحی به مدل، میزان اثرگذاری مطالبات غیرجاری و نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی نسبت به پروبیت ساده افزایش یافته است. همچنین جهت و ارتباط برخی از متغیرهای در پروبیت پویا تغییر می‌یابد.

در هر دو دورهٔ موردبررسی در این پژوهش، متغیرهای شاخص کل بورس، شاخص قیمت زمین، سود، نسبت اهرم، و لگاریتم دارایی ضرایبی قابل‌توجه ندارد، اما متغیرهای نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی، مطالبات غیرجاری، و نسبت تسهیلات به سپرده هم ازلحاظ آماری و هم ازلحاظ ضرایب قابل‌توجه است. همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، در دورهٔ t-1 تا t-2 و t-3 تا t-4 ضرایب اعتبار به تولید ناخالص داخلی و مطالبات غیرجاری در هر دو مدل پروبیت ساده و پویا معنادار و ضرایب آن‌ها قابل‌توجه است که نشان می‌دهد متغیرها قدرت هشداردهی متفاوتی در افق‌های متفاوت دارد.

در جدول ۹ چندین شاخص برای ارزیابی کیفیت این مدل‌ها ارائه می‌دهد: تعداد مثبت‌های درست (TP، تعداد دوره‌های بحران پیش‌بینی‌شده درست)، تعداد منفی‌های درست (TN)، تعداد مثبت‌های غلط (FP)، و تعداد منفی‌های غلط (FN). این عناصر را می‌توان برای بررسی کارایی مدل باینری استفاده کرد: حساسیت، به‌عنوان نرخ مثبت درست تعریف‌شده ((TP / (TP + FN)) و اختصاصی، به‌عنوان ۱ منهای نرخ مثبت کاذب تعریف شده است. همچنین نتایج درصد هشدار کاذب، درصد بحران‌های ازدست‌رفته و درصد بحران‌های پیش‌بینی‌شده ارائه می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

جدول ۹

بررسی بحران‌های پیش‌بینی‌شده

	پروبیت ساده		پروبیت پویا	
	۳-۴ وقفه	۱-۲ وقفه	۳-۴ وقفه	۱-۲ وقفه
مثبت‌های درست (TP)	۱۵۲	۱۶۴	۱۷۱	۱۸۳
مثبت‌های غلط (FP)	۲۶	۲۳	۲۱	۱۹
منفی‌های درست (TN)	۷۶	۷۹	۷۸	۸۴
منفی‌های غلط (FN)	۲۳	۱۹	۱۲	۸
% هشدارهای کاذب	۱۷	۱۱	۱۰	۹
% بحران‌های پیش‌بینی‌نشده	۲۶	۲۰	۱۷	۱۱
% پیش‌بینی‌های درست	۷۳	۷۹	۸۲	۸۸
حساسیت (TP / (TP + FN)	۸۶	۸۹	۹۳	۹۵
اختصاصی ((TN / (FP+TN))	۷۶	۷۷	۷۳	۸۱

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور بررسی درستی مدل (McFaddenn's R^2) شاخصی را برای بررسی کیفیت مدل فراهم می‌کند. تخمین دورهٔ زودرس ضعیف‌ترین نتایج را ارائه می‌دهد. عملکرد مدل، توسط McFaddenn's R^2 ارزیابی‌شده است، هنگامی‌که مدل مؤلفه‌های پویا، یعنی متغیر وابسته با وقفه را شامل می‌شود، بهتر است. این نشان می‌دهد که کاوش در متغیر وابسته پویا با کلیهٔ افق‌های تخمین در نظرگرفته‌شده، باعث بهبود در عملکرد مدل می‌شود. علاوه‌براین، افزودن شاخص‌های برون‌زا مدل را بهبود می‌بخشد. همچنین لازم است در نظرگرفته شود که مدل چند بحران را به‌درستی پیش‌بینی می‌کند، چه تعداد از آن‌ها در پیش‌بینی شکست خورده است و چند هشدار کاذب وجود دارد. در واقع، همان‌طور که آلسی و دتکن (۲۰۱۱)، بتز و همکاران[1] (۲۰۱۴)، بویسر و همکاران[2] (۲۰۰۶)، و دیوید و همکاران[3] (۲۰۰۸) اشاره کردند، سیاست‌گذاران نسبت‌به پیش‌بینی نشدن بحران یا هشدارهای دروغین بی‌تفاوت نیست.

مدل‌های پروبیت پویا قادر به کاهش درصد هشدار کاذب است. باوجوداین، این درصد در کلیهٔ مدل‌ها بسیار اندک است. در مقابل، مدل‌های پروبیت پویا به‌طوری قابل‌توجه درصد

[1] Betz et al.

[2] Bussiere et al.

[3] Davis et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

بحران‌های ازدست‌رفته را کاهش می‌دهد. با توجه به اینکه فقدان بحران ممکن است هزینه‌ای بیشتر از صدور هشدار داشته باشد (بوریو و همکاران[1]، ۲۰۰۹). این نتیجه نشان می‌دهد که مدل‌های پویا ممکن است برای سیاست‌گذاران بسیار مفید باشد. علاوه‌براین، مدل‌های پویا قادرند درصد بیشتری از قسمت‌های بحران را به‌درستی پیش‌بینی کنند، مهم‌ترین آن‌ها در اواخر دوره است. همچنین مدل‌های پروبیت پویا حساسیتشان به‌طوری قابل‌توجه افزایش می‌یابد. همان‌طور که در بالا ذکر شد، حساسیت به‌عنوان تعداد مثبت‌های درست به‌عنوان درصدی از کل تعداد بحران‌ها تعریف می‌شود، در نتیجه یک نرخ مثبت درست نامیده می‌شود. این امر تأیید می‌کند که پروبیت پویا در شناسایی دوره‌های بحران نسبت‌به مدل ساده کمک‌کننده‌تر است. به‌نوبهٔ خود، ویژگی مدل که به‌عنوان درصد منفی کل دوره‌های غیربحرانی به‌عنوان منفی درست تعریف می‌شود، به‌جز در دورهٔ اولیه، در مدل‌های پویا اندکی افزایش می‌یابد.

۵ نتیجه‌گیری

بحران‌های بانکی نظام‌مند اتفاقات نادر و درعین‌حال بسیار پرهزینه است. با وجود مطالب گسترده در ادبیات موضوع، پیش‌بینی دقیق بحران‌ها هنوز هم فرایندی بسیار چالش‌برانگیز است. در این مقاله، با بررسی نقش پروبیت ساده و پروبیت پویا در پیش‌بینی این وقایع، به بررسی این روش‌ها در فرایند پیش‌بینی پرداخته شد. با استفاده از مجموعه داده‌های جامع بانک مرکزی، سامانهٔ اطلاع‌رسانی ناشران کدال، و بررسی‌ها و نتایج حاصل‌شده در این پژوهش مشخص شد نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی، مطالبات غیرجاری و نسبت تسهیلات به سپرده از مفیدترین شاخص‌ها برای هشدار بحران‌های نوظهور است. در بین متغیرهای موردبررسی، متغیرهای شاخص کل بورس، سود، نسبت اهرم، شاخص قیمت زمین، و لگاریتم دارایی هر بانک اثر و قدرت هشدار بسیار ناچیزی دارد و نشان‌دهندهٔ این امر است که برای پیش‌بینی بحران‌های آتی شاخص‌های مطمئنی نیستند.

همچنین در این تحقیق نشان داده شد که اضافه کردن یک مؤلفه پویا به مدل‌سازی چندمتغیره بحران‌های بانکی سیستمی، دقت مدل را بهبود می‌بخشد. ضریب تعیین مدل با اضافه کردن متغیر وابسته افزایش می‌یابد و پیش‌بینی تعداد بحران‌ها و غیربحران‌ها در مدل پروبیت پویا با دقت بیشتر و خطای کمتر که شامل هشدار کاذب کمتر و پیش‌بینی نکردن بحران است صورت می‌گیرد. نرخ حساسیت که نرخ تعداد بحران‌های درست پیش‌بینی‌شده

[1] Borio et al.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

است در پروبیت پویا نسبت‌به پروبیت ساده وضعیت بهتری دارد. برای بررسی بهتر هشدارهای صادرشده از متغیرهای موردبررسی، مدل در دو دوره با وقفه‌های متفاوت بررسی شد که نشان می‌دهد بحران‌های بانکی با کمترین وقفه ظاهر می‌شود و در نظام بانکی به‌سرعت اثرگذار خواهند بود. با در نظر گرفتن وقفه‌ها و اضافه کردن متغیر وابسته، کیفیت ابزارهای هشدار زودهنگام نیز بهبود می‌یابد. این تغییرات کوچک در برآورد مدل ممکن است توانایی سیاست‌گذاران را برای شناسایی بحران‌های نوظهور به‌طوری قابل‌توجه بهبود بخشد. در این پژوهش سعی شد تا مدل‌های پروبیت ساده و پویا در شناسایی بحران‌های بانکی و سیستم‌های هشدار زودهنگام موردارزیابی قرار گیرد که با توجه به ضریب تعیین و تعداد بحران‌های شناسایی‌شده، پروبیت پویا عملکرد بهتری دارد و می‌تواند نقش کمک‌کننده در ارزیابی بحران‌های مالی برای سیاست‌گذاران داشته باشد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

منابع و مآخذ

احمدیان، اعظم (۱۳۹۸). «بال ۳ و پیش‌بینی بحران بانکی». *فصلنامه تازه‌های اقتصادی*، (۱۵۶)، صص. ۳۷ـ ۴۰.

احمدیان، اعظم و گرجی، مهسا (۱۳۹۶). «تبیین الگوی پیش‌بینی ورشکستگی جهت شناسایی بانک‌های سالم و در معرض خطر». *فصلنامه علمی‌ـ پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۵(۱۸)، صص. ۱ـ ۱۸.

رنانی، سمیه؛ واعظ برزانی، محمد؛ دلالی اصفهانی، رحیم؛ و قاسمی، محمدرضا (۱۳۹۰). «بررسی اثر ارزش محصول واسطه‌گری بانک‌های تجاری در بی‌ثباتی اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۶۰ـ ۱۳۸۶. ۱۳(۲)، صص. ۱۰۷ـ ۱۲۸.

زارعی، ژاله و کمیجانی، اکبر (۱۳۹۴). «شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران». *فصلنامه علمی‌ـ پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۲۹)، صص. ۱ـ ۲۳.

Alessi, L., & Detken, C. (2011). "Quasi real time early warning indicators for costly asset price boom/bust cycles: A role for global liquidity." *European Journal of Political Economy*, 27(3), 520-533.

Barrell, R., Davis, E. P., Karim, D., & Liadze, I. (2010). "Bank regulation, property prices and early warning systems for banking crises in OECD countries." *Journal of Banking & Finance*, 34(9), 2255-2264.

Barro, R. J. (2001). "Human capital and growth." *American economic review*, 91(2), 12-17.

Beck, N., Epstein, D. L., Jackman, S., & O'Halloran, S. L. (2001). Alternative models of dynamics in binary time-series-cross-section models: The example of state failure. Paper presented at the 2001 Annual Meeting of the Society for Political Methodology.

Bismans, F., & Majetti, R. (2013). "Forecasting recessions using financial variables: the French case." *Empirical Economics*, 44(2), 419-433.

Borio, C. E., & Drehmann, M. (2009). "Assessing the risk of banking crises–revisited." *BIS Quarterly Review*, Marc.

Burnside, R. R., Wand, B., & Swanson, D. K. (2001). U.S. Patent No. 6,237,604. Washington, DC: U.S. Patent and Trademark Office.

Bussiere, M., & Fratzscher, M. (2006). "Towards a new early warning system of financial crises." *Journal of International Money and Finance*, 25(6), 953-973.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

Bussiere, M., & Fratzscher, M. (2006). "Towards a new early warning system of nancial crises." *Journal of International Money and Finance*, 25(6), 953-973.

Caggiano, G., Castelnuovo, E., & Groshenny, N. (2014). "Uncertainty shocks and unemployment dynamics in US recessions." *Journal of Monetary Economics*, 67, 78-92.

Calvo, G. A. (1996). "Capital flows and macroeconomic management: Tequila lessons." *International Journal of Finance & Economics*, 1(3), 207-223.

Candelon, B., Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). "How to evaluate an early-warning system: Toward a unified statistical framework for assessing financial crises forecasting methods." *IMF Economic Review*, 60(1), 75-113.

Caprio, G., & Klingebiel, D. (1996, April). Bank insolvency: bad luck, bad policy, or bad banking?. In Annual World Bank conference on development economics (Vol. 79).

Caprio, G., & Klingebiel, D. (2003). "Episodes of systemic and borderline banking crises. Managing the real and fiscal effects of banking crises," *World Bank Discussion Paper*, 428, 31-49.

Caprio, G., & Peria, M. S. M. (2000). "Avoiding disaster: policies to reduce the risk of banking crises (No. 47)." *The Egyptian Center for Economic Studies.*

Caprio, G., & Summers L. H. (1993). "Finance and its reform: beyond laissez-faire" (Vol. 1171) *World Bank Publications*.

Cavalli, V., Vilbois, F., Corti, M., Marcote, M. J., Tamura, K., Karin, M., … & Gruenberg, J. (2001). "The stress-induced MAP kinase p38 regulates endocytic trafficking via the GDI: Rab5 complex." *Molecular cell*, 7(2), 421-432.

Chang, R., & Velasco, A. (2001). "A model of financial crises in emerging markets." *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 489-517.

Chen, Y., Song, H., Thakur, R., & Sun, X. H. (2010, June). "A layout-aware optimization strategy for collective i/o." *In Proceedings of the 19th ACM International Symposium on High Performance Distributed Computing* (pp. 360-363).

Clement, P. (2003). A new model for assessing the risk of banking crises.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

Cox, D. R., Gudmundsson, G., Lindgren, G., Bondesson, L., Harsaae, E., Laake, P. & Lauritzen, S. L. (1981). "Statistical analysis of time series: Some recent developments [with discussion and reply]." *Scandinavian Journal of Statistics*, 93-115.

Davis, E. P., & Karim, D. (2008). "Comparing early warning systems for banking crises." *Journal of Financial stability*, 4(2), 89-120.

Davis, R. and Tiemen M.Woutersen (2008). "Comparing EarlyWarning System for Banking Crises." *Journal of Financial Stability*, 2(4), 89–120.

De Jong, R. M., & Woutersen, T. (2011). "Dynamic time series binary choice." *Econometric Theory*, 673-702.

Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (2005). "Cross-country empirical studies of systemic bank distress: a survey." *National Institute Economic Review*, 192(1), 68-83.

Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., & Min, H. G. (1998). "Opening to foreign banks: Issues of stability, efficiency, and growth." *The implications of globalization of world financial markets*, 83-115.

Detragiache, M. E., & Spilimbergo, M. A. (2001). "Crises and liquidity: evidence and interpretation" (No. 1-2) *International Monetary Fund*.

Diks, C., Hommes, C., & Wang, J. (2019). "Critical slowing down as an early warning signal for financial crises?" *Empirical Economics*, 57(4), 1201-1228.

Domac, I., & Ferri, G. (1998). *The real impact of financial shocks: evidence from Korea* (No. 2010). World Bank Publications.

Domaç, I., & Peria, M. MS (2000). "Banking crises and exchange rate regimes: is there a link?" *World Bank Policy Research Working Paper*, (2489).

Drehmann, M., Borio, C. E., Gambacorta, L., Jimenez, G., & Trucharte, C. (2010). "Countercyclical capital buffers: exploring options." *BIS Working Papers*, 317, 7-58.

Duttagupta, R., & Cashin, P. (2011). "Anatomy of banking crises in developing and emerging market countries." *Journal of International Money and Finance*, 30(2), 354-376.

Englund, P. (1999). "The Swedish banking crisis: roots and consequences." *Oxford review of economic policy*, 15(3), 80-97.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

Estrella, A., & Hardouvelis, G. A. (1991). "The term structure as a predictor of real economic activity." *The journal of Finance*, 46(2), 555-576.

Falcetti, E., & Tudela, M. (2006). "Modelling currency crises in emerging markets: A dynamic probit model with unobserved heterogeneity and autocorrelated errors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(4), 445-471.

Frankel, J. A. and A. K. Rose. (1996). "Currency crashes in emerging markets: An Conference in Central Bank of Iran." (In Persian).

Gavin, M., Hausmann, R., & Leiderman, L. (1995). "Macroeconomics of capital flows to Latin America: Experience and policy issues."

Gonzalez-Hermosillo, B., Pazarbaşioğlu, C., & Billings, R. (1997). "Determinants of banking system fragility: A case study of Mexico." *Staff Papers*, 44(3), 295-314.

González-Hermosillo, M. B. (1999). "Determinants of ex-ante banking system distress: A macro-micro empirical exploration of some recent episodes." *International Monetary Fund.*

Gourieroux, C., Monfort, A., & Trognon, A. (1982). "Estimation and test in probit models with serial correlation." *CEPREMAP*.

Gramlich, D., Miller, G., Oet, M. V., & Ong, S. J. (2010). "Early warning systems for systemic banking risk: critical review and modeling implications." *Banks and Bank Systems*, 5, 199-211.

Gupta, P. (2005). "Aftermath of banking crises: Effects on real and monetary variables." *Journal of International Money and Finance*, 24(4), 675-691.

Hardy, D., & Pazarbasioglu, C. (1998). "Leading indicators of banking crises: was Asia different? "

Hausmann, R., & Gavin, M. (1995, October). "The roots of banking crises: the macroeconomic context." *In conference on Banking Crises in Latin America* organized by the IDB and the Group of (Vol. 30, pp. 6-7).

Hausmann, R., & Gavin, M. (1995, October). "The roots of banking crises: the macroeconomic context." *In conference on Banking Crises in Latin America* organized by the IDB and the Group of (Vol. 30, pp. 6-7).

Honohan, P. (1997). "Banking system failures in developing and transition countries: Diagnosis and predictions."

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

Hryckiewicz, A., & Kozłowski, Ł. (2017). "Banking business models and the nature of financial crisis." *Journal of International Money and Finance*, 71, 1-24.

Hu, B. R., Liu, C. L., & Park, D. J. (2000). "Alteration of MAP kinase pathways after transient forebrain ischemia." *Journal of Cerebral Blood Flow & Metabolism*, 20(7), 1089-1095.

Jackman, S. (1998). "Time Series Models for Discrete Data: solutions to a problem with quantitative studies of international conflict." *Manuscript*, Department of Political Science, Stanford University.

Jan, A., Marimuthu, M., Shad, M. K., Zahid, M., & Jan, A. A. (2019). "Bankruptcy profile of the Islamic and conventional banks in Malaysia: a post-crisis period analysis." *Economic Change and Restructuring*, 52(1), 67-87.

Jordà, Ò., Schularick, M., & Taylor, A. M. (2011). "Financial crises, credit booms, and external imbalances: 140 years of lessons." *IMF Economic Review*, 59(2), 340-378.

Kaminsky, G. L. (2006). "Currency crises: Are they all the same?" *Journal of International Money and Finance*, 25(3), 503-527.

Kaminsky, G. L. and C. M. Reinhart. (1996). "The Twin crises: The causes of banking and balance of payments problems." Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*.544.

Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999). "The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems." *American economic review*, 89(3), 473-500.

Kauppi, H., & Saikkonen, P. (2008). "Predicting US recessions with dynamic binary response models." *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), 777-791.

Krugman, P. R. (1979). "Increasing returns, monopolistic competition, and international trade." *Journal of international Economics*, 9(4), 469-479.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2002). "Investor protection and corporate valuation." *The journal of finance*, 57(3), 1147-1170.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

Laeven, L., & Valencia, F. (2012). "Systemic banking crises database: An update."

Li, X., Escalante, C. L., & Epperson, J. E. (2014). "Agricultural banking and bank failures of the Late 2000s financial crisis: A Survival analysis using Cox proportional Hazard Model" (No. 1374-2016-109396, pp. 3-19).

Liang, K. Y., & Zeger, S. L. (1986). "Longitudinal data analysis using generalized linear models." *Biometrika*, 73(1), 13-22.

Loayza, N., & Ranciere, R. (2004). "Financial development, financial fragility, and growth." *The World Bank*.

Loukoianova, E., De Nicoló, M. G., & Boyd, J. H. (2009). "Banking crises and crisis dating: Theory and evidence (No. 9-141)." *International Monetary Fund.*

Louzis, D. P. (2017). "Macroeconomic and credit forecasts during the Greek crisis using Bayesian VARs." *Empirical Economics*, 53(2), 569-598.

Mayes, D. G., & Stremmel, H. (2012, December). "The effectiveness of capital adequacy measures in predicting bank distress." *In 2013 Financial Markets & Corporate Governance Conference.*

Mishkin, F. S. (1996). "Understanding financial crises: a developing country perspective (No. w5600)." *National Bureau of Economic Research*.

Nyberg, H. (2010). "Dynamic probit models and financial variables in recession forecasting." *Journal of Forecasting*, 29(1-2), 215- 230.

Obstfeld, M. (1986). "How integrated are world capital markets? Some new tests (No. w2075)." *National Bureau of Economic Research*.

Park, S. J., Kim, S., Lee, S., Khim, Z. G., Char, K., & Hyeon, T. (2000). "Synthesis and magnetic studies of uniform iron nanorods and nanospheres." *Journal of the American Chemical Society*, 122(35), 8581-8582.

Peltonen, T. A., Sarlin, P., Betz, F., & Oprică, S. (2014). "Predicting distress in European banks." *Journal of Banking and Finance*, 45, 225- 241.

Petersen, M. A. (2009). "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches." *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480.

Poirier, D. J., & Ruud, P. A. (1988). "Probit with dependent observations." *The Review of Economic Studies*, 55(4), 593- 614.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]

Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2008). "Is the 2007 US sub-prime financial crisis so different? An international historical comparison." *American Economic Review*, 98(2), 339-44.

Rojas-Suarez, L., & Weisbrod, S. (1998). "Early warning indicators of banking crises: what works for developing countries?" *Inter-American Development Bank.*

Sachs, J., Tornell, A., & Velasco, A. (1996). "Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995 (No. w5576)." *National bureau of economic research.*

Shumway, T. (2001). "Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model." *The journal of business*, 74(1), 101-124.

Sichetti, D., Di, K. B., Anino, N., Butta, R., Venturi, C., Bandieri, E & Romero, M. (2009). "The ECAD_O project: clinical caring epidemiology of pain in the hospital: the nurses' contribution." *Assistenza infermieristica e ricerca: AIR*, 28(2), 73-81.

Yeyati, E. L., & Panizza, U. (2011). "The elusive costs of sovereign defaults." *Journal of Development Economics*, 94(1), 95-105.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.45.4.7]