

شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران

ژاله زارعی،* اکبر کمیجانی**

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۷/۰۸ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۱/۱۹

چکیده

بخش بانکی ایران به دلیل حمایت‌های دولت، هیچ‌گاه با پدیده‌هایی مانند هجوم بانکی و ورشکستگی بانک‌ها مواجه نشده است. اما ارزیابی شاخص فشار بازار پول با استفاده از رهیافت الگوی چرخشی مارکف در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲ 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 تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ رشد قیمت مسکن، و رشد میانگین نرخ بهره حقیقی تسهیلات پیش‌بینی‌کننده احتمال وقوع بحران بانکی در ایران می‌باشند. مدل تصریح شده در این روش توانسته است در ۷۷ درصد مواردی که بحران اتفاق افتاده است، وقوع بحران را با احتمال بالای ۴۰ درصد پیش‌بینی نماید و تنها ۱۲ درصد سیگنال اشتباه داشته است.

طبقه‌بندی JEL: G01, G21, C24

واژگان کلیدی: بحران بانکی، آزمون هشدارهای اولیه، روش احتمالی.

*دکتری اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

zhalezarei@gmail.com

پست الکترونیکی:

komijani@ut.ac.ir

**استاد اقتصاد دانشگاه تهران، پست الکترونیکی:

۱. مقدمه

بحران بانکی وضعیتی است که توانایی بانک‌ها در اجرای نقش واسطه‌ای به شدت آسیب دیده باشد (دیویس و کریم^۱، ۲۰۰۸). در این شرایط ورشکستگی بانک‌ها گسترش یافته و بانک‌ها قادر به پرداخت دیون خود نمی‌باشند (صندوق بین‌المللی پول، ۱۹۹۸)^۲. وقوع بحران‌های بانکی، اگرچه همواره اتفاقات غیرمنتظره و غیرمتعارفی محسوب می‌شوند، اما مشاهده می‌شود که از سال ۱۹۷۰ میلادی امری متداول محسوب بوده، به طوری که در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۰ و ۲۰۱۱-۲۰۰۷ به ترتیب ۱۴۷ و ۲۵ بحران بانکی به وقوع پیوسته است (لیون و والنسیا^۳، ۲۰۱۲). از سوی دیگر، شواهد تاریخی نشان می‌دهد، بانک‌ها، منشأ اصلی بحران‌های مالی رخ داده، شناسایی شده‌اند (هاردی^۴، ۱۹۹۸). ضربه بزرگ این بحران‌ها به تولید حقیقی به خصوص در دهه ۱۹۹۰ میلادی، موجب گردید موجی از تحقیقات در جهت مطالعه علل و پیامدهای شکنندگی بانک در اقتصادهای معاصر صورت پذیرد. به طوری که این مطالعات در سه گروه دسته‌بندی گردید. در یک طیف، اثر بحران‌های مالی بر روی بخش حقیقی (برو، ۲۰۰۱؛ پارک و لی، ۲۰۰۰؛ لی و هی، ۲۰۰۰؛ دوماک و فری، ۱۹۹۸؛ لویازا و رانسری^۵، ۲۰۰۶) و در طیف دوم، موضوع تسری بحران‌های مالی در بین کشورها و بازارهای مختلف (پستی و تالی، ۲۰۰۰؛ کاواکی و همکاران، ۲۰۰۱؛ دی بانت و هارتمن^۶، ۲۰۰۲) مورد بررسی قرار گرفت. طیف سوم مطالعات، با استفاده از مدل‌های تجربی، بر ارزیابی شاخص‌های پیشرو و پیش‌بینی بحران‌های مالی متمرکز شد. به عبارتی در این مجموعه از مطالعات سامانه هشداردهی اولیه (EWS)^۷ برای پیش‌بینی بحران مالی طراحی و ایجاد گردید (کامینسکی، لیزوندو و رینهارت، ۱۹۹۸. لویازا و رانسیره، ۲۰۰۲؛ بوردو و همکاران^۸، ۲۰۰۰) تا بتواند علاوه بر بررسی علل بروز بحران‌ها، به جلوگیری از بروز مجدد آنها پردازد. آزمون هشدارهای اولیه به عنوان یک ابزار تجربی جهت بررسی آسیب‌پذیری اقتصاد کلان، راهکارهای عملکردی و برگرفته از داده‌های اقتصادی هستند که با جلب توجه کارشناسان به روند متغیرهای

^۱ E. Philip Davis, Dilruba Karim

^۲ International Monetary Fund

^۳ Laeven and Valencia

^۴ Hardy

^۵ Barro, Park & Lee, Lee & Rhee, Domac & Ferri, Loayaza & Ranciere

^۶ Pesenti & Tille, Kawaki & et al., De Bandt & Hartmann

^۷ Early Warning System

^۸ Kaminsky, Lizondo & Reinhart, Edison, Loayaza & Ranciere, Bordo & et al.

مربوط به بحران‌های گذشته، به سیاست‌گذاران در خصوص احتمال وقوع بحران‌های آینده هشدار دهند (گرملیچ و همکاران^۱، ۲۰۱۰).

بانک‌ها در ایران نیز مانند سایر کشورهای در حال توسعه، به علت محدودیت فعالیت‌های سایر مؤسسات مالی از نقش حساس‌تری در خصوص تأمین مالی برخوردار هستند. بنابراین وقوع بحران در این بخش، می‌تواند ثبات مالی را به مخاطره اندازد. بنابراین در این مقاله که در شش بخش ارایه شده است، پس از معرفی روش‌های شناسایی بحران‌های بانکی و بیان پیشینه تحقیق، این فرضیه مورد آزمون قرار خواهد گرفت که آیا ایران شرایط بحران بانکی را در دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۲ تجربه کرده است؟ به عبارتی بر این موضوع تأکید دارد که ایران بحران‌های بانکی را تجربه نموده است. اما به دلیل حمایت‌های مالی بانک مرکزی و دولت از بانک‌ها در زمان وقوع بحران بخش بانکی ایران با پدیده هجوم بانکی مواجه نشده است.^۱ در بخش پنجم این مقاله با استفاده از روش احتمالی (آزمون پروبیت)، متغیرهای پیش‌بینی کننده بحران بانکی در اقتصاد ایران شناسایی و در نهایت با استفاده از طراحی یک تابع احتمال، وقوع بحران بانکی مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

۲. ادبیات موضوع

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 (لیون و والنسیا، ۲۰۰۸).^۲ از دلایل عمده بروز ناگهانی ناگهانی و ریشه‌های بحران بانکی می‌توان به ریسک نقدینگی (دایموند و دیویگ^۳، ۱۹۸۳، و سانتوس^۴، ۲۰۰۰)، ریسک اعتباری (هرینگ و واچتر، ۱۹۹۸، بوریو و همکاران، ۲۰۰۱، دیویس و ژو^۵، ۲۰۰۵-۲۰۰۴)، ضعف سیستم‌های حسابرسی و مدیریتی (پرز کامپانرو و لئونه^۶، ۲۰۰۴)، اثر شوک‌های بین‌المللی و افزایش نرخ‌های بهره بین‌المللی (کانت و دترایگیاچ^۷، ۱۹۹۷)، ساختار

¹ Gramlich, Miller, Oet, Stephen

² Laeven and Valencia

³ Diamond, D., Dybvig, P

⁴ Santos, Joao

⁵ Herring and Wachter (1998); Borio et al. Davis and Zhu

⁶ Perez Campanero, Juan and Alfredo M. Leone

⁷ Demirguc Kunt & Detragiache

بانک‌ها و مداخلات دولت در سیستم بانکی (پورتا، سیلانوس و شلیفر^۱، ۲۰۰۲ و کاپریو و مارتینز^۲، ۲۰۰۰)، آزادسازی مالی (کاپریو و سامرز، ۱۹۹۹، استیگلitz و آلن^۳، ۲۰۰۵) و در نهایت نظام‌های ارزی و نوسانات نرخ ارز (دوماک و پنا^۴، ۲۰۰۰) اشاره نمود. اما جهت شناسایی بحران بانکی در مطالعات تجربی اغلب از دو روش وقایع و شاخص فشار بازار پول استفاده شده است. در این بخش از مقاله به معرفی هر یک از این روش‌ها پرداخته می‌شود.

۱-۲. روش وقایع^۵

در بسیاری از مطالعات تجربی شناسایی بحران‌های بانکی به مشاهدات وقایع قطعی مانند: بسته شدن، ادغام، فروش بانک‌ها به نهادهای مالی دیگر یا دولت و هزینه نجات بانک‌ها از بحران، اتکاء می‌کنند. این رویکرد در شناسایی بحران بانکی معروف به روش وقایع^۶ است. بر اساس این روش، روش، تعاریف زیر برای بحران بانکی تعریف می‌شود:

- مشکلات بخش بانکی منجر به ملی شدن بانک‌ها در مقیاس وسیع گردد (دمیرگوک-کونت و دتراگیاج، ۱۹۹۸).
- گسترش هجوم بانکی منجر به مسدود شدن حساب سپرده‌ها، تعطیلات اجباری بانک‌ها در ایام هفته یا ضمانت عمومی سپرده‌ها توسط دولت، برای مقابله با بحران باشد (دمیرگوک-کونت و دتراگیاج، ۱۹۹۸).
- اگر هیچ هجومی به بانک‌ها، تعطیلی، ادغام، تحویل یا کمک انبوه دولت به یک مؤسسه مالی مهم وجود نداشته باشد. روش شناختی بر رفتار نابهنجار برخی از متغیرهای پیش‌رو در خلال رخدادهای بحران تاکید می‌ورزد. زمانی که این متغیرها به سطح معینی برسند، مشکلات ممکن در سیستم مالی را هشدار می‌دهند (گایتان، جانسون^۷، ۲۰۰۲).
- هزینه‌های تجدید ساختار مالی بخش بانکی به طور قابل توجهی از ۵ درصد تولید ناخالص داخلی فراتر رود (لیون و والنسیا^۸، ۲۰۱۲).

¹ Porta, Lopez de Silanes, Shleifer

² Caprio and Martinez Peria

³ Caprio and Summers, Stiglitz and Allen

⁴ Domac & Martinez Peria.

⁵ Events Method

⁶ Alejandro Gaytán Christian A. Johnson

⁸ Laeven and Valencia

- بانک حداقل ۲۰ درصد از دارایی‌های سیستم بانکی خود را از دست می‌دهد و قادر به بازپرداخت دیون و بدهی‌های خود نباشند (لیون و والنسیا، ۲۰۱۲).
- اما استفاده از روش وقایع جهت شناسایی بحران بانکی با کاستی‌هایی همراه بوده است که می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:
- شناسایی بحران بانکی پس از گذشت زمان طولانی پس از وقوع بحران صورت می‌گیرد.
- وقایعی همچون ملی شدن یا ادغام بانک‌ها، و تعطیلی اجباری بانک‌ها زمانی که بحران به کل اقتصاد گسترش پیدا کرد، رخ می‌دهند. اما ممکن است دولت‌ها به دلایل سیاسی و اجتماعی در مراحل اولیه بحران به حمایت پنهانی از بانک‌ها بپردازند. یعنی مداخلات سیاسی اولیه دولت در ابتدای وقوع بحران ممکن است قابل مشاهده نباشند. بنابراین در این روش تعیین دوره زمانی بحران مشکل است (کاپریو و کلینگبیل^۱، ۱۹۹۶ الف).

۲-۲. روش شاخص فشار بازار پول

- رهیافت شاخص فشار بازار پول^۲ برگرفته از ادبیات بحران ارزی است (ایچنگرین، رز و ویپلوز^۳، ۱۹۹۵، ۱۹۹۶). در این روش شاخص فشار بازار پول بر این فرض استوار است که تقاضای کل بخش بانکی برای ذخایر بانک مرکزی به دلیل هزینه فرصت بسیار بالایی نگهداری ذخایر، با نرخ بهره کوتاه‌مدت رابطه منفی دارد. همچنین فرض می‌شود به سه دلیل، بحران بانکی با افزایش زیاد تقاضای کل سیستم بانکی برای ذخایر بانک مرکزی همراه است:
- افزایش شدید میزان مطالبات معوق که باعث افزایش ریسک نقدینگی در بخش بانکی می‌گردد. این مساله منجر به افزایش تقاضا برای ذخایر از سوی بانک‌ها جهت حفظ نقدینگی آنها می‌شود (هاگن و هو^۴، ۲۰۰۶).
- خروج ناگهانی سپرده توسط سپرده‌گذاران، که بانک‌ها را مجبور می‌کند برای تأمین مالی به سمت بازار بین بانکی و بانک مرکزی بروند (هاگن و هو، ۲۰۰۶).

¹ Capiro and Klingebiel

² Index of Money Market Pressure

³ Eichengreen, Rose and Wyplosz

⁴ Jürgen von Hagen and Tai kuang Ho

- مؤسسات مالی، نگهداری سایر دارایی‌های مطمئن‌تر را جایگزین پرداخت وام به مؤسسات دچار مشکل مالی، کرده و تمایلی به اعطای تسهیلات نداشته باشند (فرفاین^۱، ۲۰۰۲).

بنابراین بانک مرکزی به عنوان تنها عرضه‌کننده انحصاری ذخایر بانکی، می‌تواند به افزایش تقاضای ایجاد شده برای ذخایر توسط بانک‌ها به دو صورت واکنش نشان دهد: اول، اگر ذخایر بانکی هدف عملیاتی سیاست پولی باشد، عرضه کل ذخایر بانک‌ها را ثابت نگه داشته و از طریق افزایش نرخ بهره کوتاه‌مدت باشد، آن‌گاه بانک مرکزی بایستی ذخایر اضافی را به سیستم بانکی از طریق عملیات بازار باز یا از طریق اعطای وام ارزان قیمت، تزریق نماید. بنابراین بحران بانکی به وسیله افزایش شدید نرخ بهره کوتاه‌مدت، افزایش شدید حجم وام‌دهی بانک مرکزی به بانک‌ها یا ترکیب این دو عامل تعیین می‌شود. در واقع، این عوامل نشان‌دهنده درجه بالای تنش در بازار پول می‌باشند. بر اساس موارد فوق، شاخص فشار بازار پول به صورت زیر محاسبه می‌شود:

- ابتدا نسبت کل ذخایر نگهداری شده توسط سیستم بانکی به کل سپرده‌های بخش بانکی (γ) محاسبه می‌شود. در دوره‌های زمانی که تنش بالایی در بازار پول وجود دارد، این نسبت به دو علت افزایش می‌یابد:

- قرار دادن ذخایر اضافی توسط بانک مرکزی در دسترس سیستم بانکی.
 - جهت پاسخگویی سریع به خروج وجوه از بانک‌ها توسط سپرده‌گذاران.
- در مطالعات تجربی، شاخص بازار پول به شکل میانگین وزنی تغییرات نسبت تسهیلات اعطاء شده توسط بانک مرکزی به بانک‌ها به کل سپرده‌های شبکه بانکی به علاوه تغییرات نرخ بهره کوتاه‌مدت واقعی تعریف شده است. وزن انحراف معیار استاندارد نمونه دو جزء است. بنابراین شاخص فشار بازار پول به صورت زیر قابل بیان است:

$$MPI_t = \frac{\Delta \gamma_t}{\sigma_{\Delta \gamma}} + \frac{\Delta r_t}{\sigma_{\Delta r}}$$

Δ : عملکرد تفاضل، $\sigma_{\Delta \gamma}$: انحراف معیار نسبت کل ذخایر سیستم بانکی به کل سپرده‌های بانکی و $\sigma_{\Delta r}$: انحراف معیار نرخ بهره واقعی کوتاه‌مدت.

^۱ Furfine (2002)

۳. مروری بر مبانی نظری و تجربی

مدل‌های آزمون هشدارهای اولیه شامل مدل‌های ساختاری (مدل‌های لاجیت و پروبیت، سیستم منطقی فازی و مدل‌های مارکف سوئیچینگ) و مدل‌های غیرساختاری (روش سیگنالی (K.L.R)^۱) است. روش‌های سیگنالی برای اولین بار توسط کامینسکی و رینهارت (۱۹۹۹)^۲ جهت شناسایی بحران هم‌زمان بانکی و ارزی مورد استفاده قرار گرفت. کامینسکی و همکاران (۱۹۹۹) با استفاده از روش سیگنالی جهت بررسی بحران‌های پولی در ۱۵ کشور در حال توسعه و ۵ کشور توسعه یافته نشان دادند که صادرات، انحراف نرخ واقعی ارز از روند، نسبت نقدینگی به ذخایر خارجی، تولید ناخالص ملی و قیمت سهام به عنوان شاخص‌های پیش‌رو بحران‌های پولی بودند. آنها در سال ۱۹۹۹ با استفاده از این رویکرد به خوبی توانستند بحران مالی آسیا را در دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۹۸ پیش‌بینی نمایند و آزادسازی مالی را به عنوان یکی از دلایل اصلی وقوع بحران در مطالعه خود می‌دانستند. گاوین و هوسمن^۳ (۱۹۹۵) و ساش، تورنل و لاسکو^۴ (۱۹۹۶)، رشد تسهیلات را به عنوان شاخص پیش‌رو در بحران بانکی، پیشنهاد کرده‌اند. میشکن^۵ (۱۹۹۶) کاهش قیمت سهام را در نظر گرفته و کالوو^۶ (۱۹۹۶) نسبت نقدینگی به ذخایر خارجی را پیشنهاد کرده‌اند که قبل از بحران تک‌پولای مکزیک به شدت افزایش یافت. آزمون هشدارهای اولیه بر اساس مدل‌های احتمالی لاجیت و پروبیت جهت پیش‌بینی احتمال وقوع بحران‌های بانکی اولین بار توسط دمیرگاک - کانت و دترایچاچ^۷ (۱۹۹۸) مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج مطالعه دمیرگاک و همکارانش نشان داد در دوره‌هایی که رشد پایین و تورم بالا باشد، بحران رخ می‌دهد. هم‌چنین دمیرگاک و همکارانش (۲۰۰۵) با مطالعه بر ۷۷ بحران بانکی، نشان دادند که کاهش تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره و تورم بالا، کسری بودجه، نسبت نقدینگی به ذخایر و نسبت تسهیلات به بخش خصوصی به GDP و وقفه نرخ رشد اعتبارات متغیرهای پیش‌رو در احتمال وقوع بحران بانکی هستند. دیویس و دلربا^۸ (۲۰۰۸) به این نتیجه دست می‌یابند که رشد تولید ناخالص داخلی و

^۱ Graciela Kaminsky, Saul Lizondo, and Carmen Reinhart.

^۲ Kaminsky and Reinhart

^۳ Gavin and Hausman

^۴ Sachs, Tornell and Velasco

^۵ Mishkin

^۶ Calvo

^۷ Demircuguc Kunt and Detragiache

^۸ E.Phili I h,gdnhvihdp Davis,Dilruba Karim(2008).

نسبت رابطه مبادله (نسبت صادرات به واردات)، شاخص‌هایی هستند که احتمال وقوع بحران بانکی را هشدار می‌دهند. بارل، دیویس، کریم و لیادز^۱ (۲۰۱۰)، با استفاده از آزمون هشدارهای اولیه و رویکرد کانت و دیتراگیچ (۲۰۰۵) و دیویس و کریم (۲۰۰۸) نشان دادند شاخص‌هایی هم‌چون نسبت سرمایه و نسبت نقدینگی و رشد قیمت مسکن می‌توانند شاخص‌های پیش‌رو در احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) باشند. بارل و همکاران^۲ (۲۰۱۰) و السینا و دتکن^۳ (۲۰۱۱) بحران‌های بانکی در کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) را شناسایی نمودند. ونگ و همکاران (۲۰۱۰) بحران‌های بانکی کشورهای نشست اجرایی بانک‌های مرکزی شرق آسیا و پاسیفیک مرکزی (EMEAP)^۴ بررسی نموده و نشان دادند که متغیرهای اساسی اقتصاد کلان، نوسانات ارزی، ریسک اعتباری بانک‌ها و شرکت‌های غیرمالی، شکاف قیمت دارایی و رشد اعطای تسهیلات و تنش‌های اقتصادی از جمله شاخص‌های پیش‌رو در بحران بانکی بوده‌اند. نتایج پژوهش بابسکی و همکاران^۵ (۲۰۱۲) در کشورهای منطقه یورو و کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه نشان داد که قیمت مسکن، قیمت سهام و رشد اعتبارات و اعطای تسهیلات به بخش خصوصی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر وقوع بحران بانکی در کشورهای یاد شده هستند.

از رهیافت الگوی چرخشی مارکف به طور گسترده‌ای در مطالعات شناسایی بحران ارزی استفاده شده است. به طور نمونه مارتینز-پریا^۶ (۲۰۰۲) از الگوی چرخشی مارکف برای شناسایی هجوم سفته بازی بر روی سیستم پولی اروپا طی دوره (۱۹۹۳-۱۹۷۹)، سرا و ساکسینو^۷ (۲۰۰۲) برای بررسی بحران اندونزی و احتمال انتقال فشار بر بازار ارز از سوی کشورهای همسایه، آبیاد^۸ (۲۰۰۳) جهت شناسایی بحران ارزی در پنج کشور آسیایی بحران زده استفاده نموده‌اند. اما هو^۹ (۲۰۰۶) با تکمیل شیوه شناسایی بحران بانکی ارایه شده توسط هاگن و هو^{۱۰} (۲۰۰۴)، از شاخص

¹ Barrell, Davis b, Karim , Liadze

² Barrell et al.

³ Alesina et al.

⁴ The Executives' Meeting of East Asia Pacific Central Banks

⁵ Babecký et al.

⁶ Martinez Peria

⁷ Cerra and Saxena

⁸ Abiad

⁹ Ho

¹⁰ Hagan and Ho

فشار بازار پول، از مدل رژیم چرخشی مارکف جهت تعیین دوره‌های بحران و مدت بحران استفاده نموده است. الگوی چرخشی مارکف با درون‌زا کردن سطح آستانه‌ای بحران، کاهش اختیار در تعیین سطح آستانه‌ای و نیز مستثنی کردن دوره زمانی نزدیک زمان وقوع بحران برای جلوگیری از دوباره شماری بحران، کاستی روش قبل را از بین برد.

مطالعات اندکی در ایران درخصوص بحران‌های بانکی انجام شده است. نادعلی (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های ماهیانه در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ با استفاده از روش شاخص فشار بازار پول صرفاً اقدام به شناسایی بحران‌های بانکی در ایران نموده و فرضیه عدم وقوع بحران بانکی را رد می‌کند. شجری و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از رویکرد سیگنالی نشان دادند که شاخص قیمت سهام و نرخ بهره واقعی مناسب‌ترین متغیرها در پیش‌بینی بحران بانکی در ایران می‌باشند. زارعی و کمیحانی (۱۳۹۱) نیز بحران‌های بانکی در ایران را در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۹ با استفاده از روش وقایع شناسایی نموده‌اند. هم‌چنین شجری و همکاران (۱۳۸۹) نیز با استفاده از روش وقایع اقدام به شناسایی بحران‌های دوقلو (بحران‌های بانکی و تراز پرداخت‌ها) در ایران بر اساس رویکرد K.L.R. نموده‌اند. آنها شاخص بروز بحران بانکی را وجود بیش از ۱۰ درصدی نسبت مطالبات معوق به دارایی‌ها، عنوان نموده و از شاخص «فشار بازار ارز»^۱ (متوسط وزنی نرخ تغییرات فصلی نرخ ارز و ذخایر بین‌المللی) برای بررسی بروز بحران تراز پرداخت‌ها در ایران استفاده نموده‌اند. نتایج مطالعه شجری و همکارش نشان می‌دهد دو متغیر قیمت سهام و نرخ بهره واقعی به ترتیب معتبرترین شاخص‌ها برای پیش‌بینی بحران بانکی می‌باشند. چنانچه در بخش‌های قبلی اشاره گردید روش وقایع دارای کاستی‌هایی است و روش شاخص فشار بازار پول می‌تواند جایگزین مناسبی برای آن در شناسایی بحران‌های بانکی باشد. بنابراین در این مطالعه علاوه بر شناسایی بحران‌های بانکی در ایران در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۹، متغیرهای پیش‌رو در بحران بانکی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۴. الگوی تحقیق

هزینه بحران‌های مالی و ضربه بزرگ آنها به تولید حقیقی در بسیاری از کشورهای بحران زده، نیاز به بسط و گسترش الگوهای برای پیش‌بینی و جلوگیری از وقوع بحران‌ها را مورد توجه جدی

^۱ Exchange Market Pressure (EMP)

برنامه‌ریزان اقتصادی کشورها قرارداد. سؤال اصلی آنها این بود که آیا می‌توان الگویی برای پیش‌بینی بحران‌های مالی اتفاق افتاده در گذشته طراحی نمود و بتوان آن را برای آینده به کار برد؟ بنابراین الگوهایی را به نام آزمون هشدارهای اولیه بر اساس نظریه‌های اقتصادی بحران مالی و مشاهده‌های عینی از بحران‌ها پایه‌ریزی و طراحی نمودند.

در آزمون هشدارهای اولیه در رویکرد سیگنالی، که به روش K.L.R معروف می‌باشد، رفتار متغیرهای کلان اقتصادی انتخاب شده در دوره زمانی قبل و بعد از وقوع بحران‌ها با نظریه‌های اقتصادی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. یکی از مزیت‌های این الگو را می‌توان به عدم وجود مشکلات مرسوم مدل‌های اقتصادسنجی مانند خطای خودهم‌بستگی و هم‌بستگی سریالی دانست. اما از معایب این روش می‌توان به این موضوع اشاره داشت که با تمرکز بر روی سطح آستانه بحرانی و عبور متغیر مورد بررسی از آستانه مورد نظر، متدولوژی اطلاعات زیادی در داده‌ها را در نظر نمی‌گیرد. بنابراین روش تابع احتمالی یا به عبارتی مدل‌های لاجیت و پروبیت چند متغیره که توسط دمیترگوک-کونت و دتراکیاچ (۱۹۹۸) توسعه یافته است، مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدل‌های احتمالی پروبیت و لاجیت، مدل‌هایی غیرخطی برحسب پارامترها می‌باشند که متغیر وابسته در این مدل‌ها دو ارزشی بوده و مقدار صفر و یک می‌باشند.

تحلیل تجربی در این مقاله بر پایه استفاده از رگرسیون پروبیت استوار است. معادله پروبیت به شکل زیر است:

$$y_t^* = \alpha_t + X_t' \beta' + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = \begin{cases} 1 & \text{if } y_t^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_t^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

y_t^* متغیر وابسته در گونه‌ای از این مدل‌ها دو ارزشی بوده و مقدار صفر و یک می‌باشد. X_t برداری از متغیرهای توضیحی است. اما پارامترهای ساختاری برآورد شده در معادله پروبیت، حساسیت احتمال بحران و آرامش را به تغییر نهایی در هر متغیر توضیحی را نشان نمی‌دهند. به این منظور بایستی اثرات نهایی^۱ یا کشش (تغییر در احتمال وقوع بحران و آرامش به ازای تغییر در هر متغیر توضیحی) را محاسبه نمود.

^۱ Marginal Effect

$$e(X_i) = \frac{\partial}{\partial X_i} F(X_i\beta) = f(X_i\beta)\beta \quad (3)$$

که در رابطه ۳، X_i متغیر توضیحی α و f مشتق تابع چگالی تجمعی F است.

۵. آزمون تجربی مدل و داده‌های تحقیق

در این مقاله پس از شناسایی بحران‌های بانکی در ایران، با استفاده از آزمون هشدارهای اولیه، شاخص‌های پیش‌رو در بحران بانکی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱-۵. شناسایی بحران‌های بانکی در اقتصاد ایران

با توجه به کاستی‌های روش وقایع و ساختار دولتی حاکم بر سیستم بانکی کشور، از شاخص فشار بازار پول جهت شناسایی شاخص بحران بانکی، که انعکاس دهنده مازاد تقاضای نقدینگی در بازار پول است، استفاده می‌شود. بنابراین در این بخش از مقاله به محاسبه این شاخص پرداخته خواهد شد.

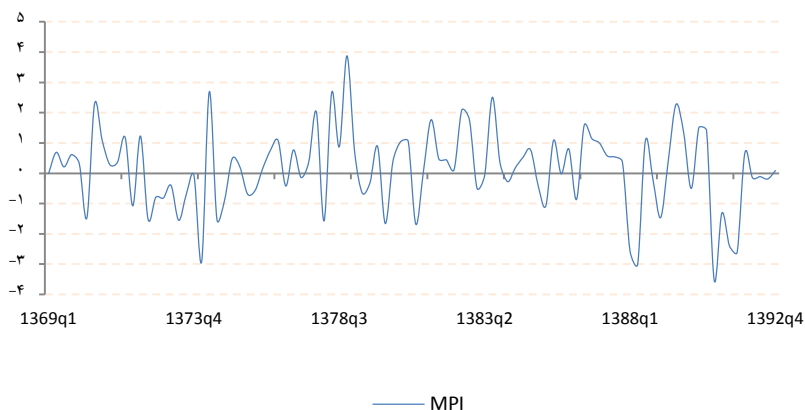
۱-۱-۵. محاسبه شاخص فشار بازار پول در اقتصاد ایران

بر اساس مطالعات تجربی هو (۲۰۰۷) و آبیاد (۲۰۰۳)، شاخص فشار بازار پول دارای دو جزء نسبت ذخایر سیستم بانکی به سپرده‌های بانکی (γ) و جزء نرخ سود واقعی کوتاه مدت (r) می‌باشد و تقسیم هر جزء، به انحراف معیار تغییرات جزء موزد نظر، شاخص نرمال شده و به شکل زیر درآمده است:

$$MPI_t = \frac{\Delta\gamma_t}{\sigma_{\Delta\gamma}} + \frac{\Delta r_t}{\sigma_{\Delta r}} \quad (4)$$

شاخص یاد شده نشان‌دهنده تنش در بازار پول است. در هنگام وقوع بحران بانکی به دلیل تزریق ذخایر اضافی توسط بانک مرکزی به سیستم بانک، هجوم سپرده‌گذاران برای خروج سپرده‌ها از بانک را از بین برده و ریسک نقدینگی بانک‌ها را کاهش می‌دهد. برای محاسبه شاخص فشار بازار پول در اقتصاد ایران، از اطلاعات فصلی متغیرهای پولی و بانکی انتشار یافته توسط بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۲ استفاده شده است. کل سپرده‌های بخش غیردولتی، اعتبارات اعطایی مقام پولی به بانک‌ها یا همان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، به عنوان به عنوان پروکسی متغیر کل ذخایر بانکی استفاده شده است. برای محاسبه نرخ سود واقعی کوتاه مدت؛ از تفاضل میانگین نرخ‌های سود (مورد

انتظار) تسهیلات بانکی در بخش‌های مختلف نرخ تورم استفاده شده است.
 نمودار ۱. شاخص فشار بازار پول محاسبه شده برای اقتصاد ایران



منبع: یافته‌های تحقیق

اما برای شناسایی بحران بانکی در این تحقیق از الگوی چرخشی مارکف ساده استفاده شده است. میانگین و واریانس در دو وضعیت مدل، متفاوت می‌باشند و انتظار می‌رود دوره‌های بحران دارای میانگین و واریانس بزرگ‌تر نسبت به دوره‌های آرامش باشند. با توجه به نتایج برآورد الگوی ساده چرخشی مارکف در جدول (۱)، ملاحظه می‌شود میانگین و انحراف معیار شاخص فشار بازار پول در دوره‌های بحران و آرامش تفاوت نسبتاً زیادی دارد.

جدول ۱. نتایج برآورد شاخص فشار بازار پول با الگوی ساده چرخشی مارکف

دوره بحران	دوره آرامش	شرح
۰/۵۹۱۲	۰/۰۰۶۳	میانگین
۰/۸۲	۰/۰۰۷	انحراف معیار

منبع: نتایج برآورد الگوی ساده چرخشی مارکف

بر این اساس نقاط بحرانی شناسایی شده توسط الگوی ساده چرخشی مارکف که در قالب دوره‌های زمانی طبقه‌بندی شده است به شرح زیر می‌باشد:

۱. فصل دوم در سال ۱۳۷۰

در راستای سیاست آزادسازی نظام بانکی در سال ۱۳۷۰، بانک‌ها مجاز گردیدند در حد جذب منابع پس از ایفای تعهدات قانونی خود، اقدام به اعطای تسهیلات نمایند. لذا در این سال بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی به میزان ۳۸ درصد افزایش یافت که بالاترین میزان رشد پس از انقلاب تا سال ۱۳۷۰ بوده است.

۲. فصل اول ۱۳۷۲ تا فصل چهارم ۱۳۷۴

اقتصاد ایران پس از تجربه رشد اقتصادی بالا در دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۶۸ (رشدی معادل ۱۴ و ۱۲ درصد)، در سال ۱۳۷۰ روند نزولی اقتصاد ایران آغاز گردید و رشد اقتصادی به مرز ۰/۵ درصد در سال ۱۳۷۳ رسید که تأییدی بر دیدگاه کالومیریس و گورتن (۱۹۹۱) است که بحران‌های بانکی بعد از رکود اتفاق افتاده است.

۳. فصل اول ۱۳۷۸ تا فصل دوم ۱۳۷۹ و فصل اول ۱۳۸۰ و فصل اول ۱۳۸۱

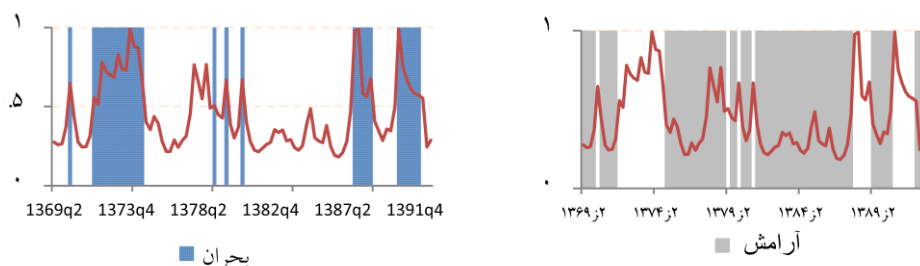
در سال ۱۳۷۸، متغیرهای اقتصادی همچون بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (۵۵ درصد)، بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها افزایش و از رقم (۱۰-) درصد در فصل دوم به ۵۶ درصد در فصل چهارم رسید و این امر موجبات افزایش نقدینگی و تورم در سال‌های آتی را نیز فراهم آورد.

۴. فصل اول ۱۳۸۸ تا فصل اول ۱۳۸۹

افزایش مجدد نقدینگی در سال ۱۳۸۸ (۲۳ درصد)، افزایش نسبت مطالبات سررسید گذشته، معوق و مشکوک الوصول به کل تسهیلات ریالی اعطایی بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی به بخش‌های دولتی و غیردولتی (۱۸/۳ درصد) و ادامه روند افزایشی آن در سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۰، نوسانات نرخ ارز و ورود اقتصاد به دوره رکود از تابستان سال ۱۳۹۰^۱ از جمله مشکلاتی بودند که در این دوره اقتصاد ایران تجربه نموده است.

^۱ برای مطالعات بیشتر به مقاله برکچیان و عینیان، پژوهش پولی و بانکی شماره ۲۰ مراجعه شود.

نمودار ۲. دوره‌های بحران بانکی شناسایی شده بر اساس الگوی ساده چرخشی مارکف



در این مقاله جهت برآورد شاخص‌های پیش‌رو در بحران بانکی، ابتدا بحران‌های بانکی در ایران، شناسایی شده‌اند. سپس بر اساس رویکرد دمیروک، کانت و دترایچیچ^۱ (۱۹۹۸)، کریم و دیویس (۲۰۰۸) و دیویس و کریم و بارل (۲۰۰۹) از ۹ متغیر در دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۲ با تواتر فصلی به عنوان متغیر مستقل استفاده شده است. این متغیرها عبارتند از نرخ رشد تولید ناخالص حقیقی، نرخ رشد قیمت مسکن (در تهران) نرخ رشد بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی، مازاد بودجه به GDP، نرخ رشد نرخ ارز حقیقی، نسبت نقدینگی به خالص ذخایر ارزی سیستم بانکی، تورم، نسبت مبادله و میانگین نرخ سود حقیقی تسهیلات بانکی.

- شواهد نشان داده است که بحران‌های بانکی بعد از رکود اتفاق افتاده است (کالومیریس و گورتین، ۱۹۹۱).^۲
- افزایش قیمت مسکن می‌تواند به عنوان یکی از شاخص‌های هشداردهنده بحران بانکی باشد مانند آن چه که در ایسلند در دوره زمانی ۲۰۰۳-۲۰۰۴ روی داد (دیویس و کریم، ۲۰۰۸).
- معمولاً در ماه‌های قبل و یا در اوایل بحران بانکی رشد تسهیلات اعطایی سیستم بانکی به بخش خصوصی افزایش می‌یابد. سپس با وقوع بحران و ادامه روند آن، فعالیت اعتباری بانک‌ها به شدت کاهش یافته و بانک‌ها با احتیاط بیشتری به ارائه اعتبارات

^۱ Demirgüç, Kunt and Detragiache

^۲ Calomiris and Gorton

- می‌پردازند که این امر باعث کاهش رشد اقتصادی و عمیق‌تر شدن بحران می‌گردد (بوسوزکا^۱، ۲۰۱۱).
- افزایش مداوم کسری بودجه در دوره قبل از وقوع بحران، کسری بالاتری را در دوره بحران موجب می‌شود و تمایل دولت به بازپرداخت بدهی‌هایش کاهش می‌یابد (کروگمن^۲، ۱۹۷۹).
 - در صورتی که فعالان اقتصادی انتظار کاهش ذخایر بین‌المللی یک کشور را داشته باشند، به شدت دچار نوسان خواهد شد و این امر فشار بیشتری را بر کاهش ارزش پول داخلی آورده و بحران بانکی را به دنبال خواهد داشت (کامینسکی و همکاران^۳، ۱۹۹۸).
 - دلیل تغییر ضریب فزاینده نقدینگی و کاهش ذخایر خارجی بانک مرکزی، نسبت نقدینگی به خالص ذخایر ارزی سیستم بانکی همواره با رشدی بیش از مقدار متوسط قبل از بحران همراه است (دیویس و کریم، ۲۰۰۸).
 - بالا بودن تورم و نرخ بهره حقیقی: می‌تواند با بحران بانکی مرتبط بوده و از شاخص‌های پیش‌رو در بحران بانکی باشند (دمیرگاک - کانت و دتراگیچ (۱۹۹۸)).
- نتایج حاصل از برآورد آزمون هشدارهای اولیه در جدول (۲) مشاهده می‌شود. چنانچه از آماره نسبت درست‌نمایی جدول (۲) مشهود است مدل در سطح اطمینان ۱۰۰ درصد، معنادار می‌باشد. با توجه به غیرخطی بودن مدل پروبیت، نمی‌توان ضرایب مدل را تفسیر نمود و ضرایب به دست آمده صرفاً جهت ارتباط بین متغیرهای توضیحی و مستقل در مدل می‌باشد که با توجه به آماره Z که معناداری متغیرها در مدل را بیان می‌نماید، متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی با یک وقفه، رشد نرخ ارز حقیقی با دو وقفه، رشد بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها و مؤسسات غیربانکی با یک وقفه، رشد قیمت مسکن با دو وقفه، میانگین نرخ سود حقیقی تسهیلات با دو وقفه معنادار می‌باشند.

¹ Bucevska

² Krugman

³ Kaminsky et al.

جدول ۲. برآورد ضرایب الگو با مدل پروبیت

مقادیر احتمال	ضرایب	نام متغیر		متغیر وابسته
۰/۰۱۱۱	-۰/۱۴۱۱	Drgdp(-1)	نرخ رشد حقیقی GDP با یک وقفه	شاخص فشار بازار پول (در دوره بحران برابر یک و در دوره آرامش برابر صفر)
۰/۳۲۸۱	-۰/۴۹۴۷	Dm(-1)	نسبت مبادله با یک وقفه	
۰/۰۳۱۳	۰/۰۲۹۸	Dex(-2)	رشد نرخ ارز حقیقی با دو وقفه	
۰/۰۱۲۰	-۰/۲۳۴۵	Rr(-2)	میانگین نرخ سود حقیقی تسهیلات بانکی با دو وقفه	
۰/۲۲۶۰	-۹/۹۳۰۱	Kgdp(-2)	کسری بودجه دولت به GDP با دو وقفه	
۰/۱۷۱۱	۰/۰۱۷۵	M2nfr(-1)	نسبت نقدینگی به ذخایر ارزی با یک وقفه	
۰/۰۱۰۹	۰/۰۸۳۴	Dcredit(-1)	نرخ رشد بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی با یک وقفه	
۰/۸۲۰۶	-۰/۰۰۵۲	Inf(-2)	تورم با یک وقفه	
۰/۰۰۰۵	۰/۰۳۲۳	Dhp(-2)	رشد شاخص قیمت مسکن با دو وقفه	
۰/۰۲۷۴	۳/۳۱۶۶	C	مقدار ثابت	
Log Likelihood= ۲۵/۰۴				
PseudoR ² = ۰/۵۵۰۰		Prob (Prob > chi2) = ۰۰۰۰		
QPS = ۰/۱۷				

منبع: خروجی نرم افزار استاتا ۱۳

صحت و درستی احتمال برآورد شده را با محاسبه امتیاز احتمال درجه دو (QPS)^۱ می‌توان ارزیابی نمود. اگر فرض شود P_t احتمال وقوع بحران بانکی برآورد شده از مدل و R_t متغیر دامی است که در صورت بروز بحران بانکی مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. QPS را می‌توان توسط فرمول زیر محاسبه نمود:

$$QPS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 2(P_t - R_t)^2 \quad (5)$$

^۱ Quadratic Probability Score

مقدار این آماره بین ۰ تا ۲ است. مقدار صفر این آماره دلالت بر صحت ۱۰۰ درصدی احتمال برآورد شده دارد. در مدل برآورد شده QPS، برابر ۰/۱۷ می‌باشد که نزدیک صفر است و نشان از خوبی برازش مدل می‌باشد.

در مدل‌های لاجیت و پروبیت پارامترهای تخمین‌زده شده مدل (β_x) را نمی‌توان همانند مدل رگرسیون خطی تفسیر نمود و در این مدل‌ها می‌بایستی اثرات نهایی^۱ یا کشش را برای متغیرهای مستقل و معنادار به صورت مجزا محاسبه نمود. ارزیابی اثرات نهایی متغیرهای معنادار مندرج در جدول (۳) نشان می‌دهد که:

- با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، با افزایش یک واحد درصد متغیرهای رشد نرخ ارز حقیقی، رشد قیمت مسکن و رشد بدهی بخش غیردولتی، احتمال وقوع بحران بانکی به ترتیب به میزان ۰/۰۰۴، ۰/۰۰۵ و ۰/۰۱۱ درصد افزایش می‌یابد.
- با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، با افزایش یک واحد درصد متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی و میانگین نرخ سود حقیقی تسهیلات بانکی، احتمال وقوع بحران بانکی به ترتیب به میزان ۰/۰۲۴ و ۰/۰۴ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۳. اثرات نهایی متغیرهای معنادار الگو

نام متغیر	نرخ رشد حقیقی GDP با یک وقفه	رشد نرخ ارز حقیقی با دو وقفه	میانگین نرخ سود حقیقی تسهیلات بانکی با دو وقفه	نرخ رشد بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی با یک وقفه	رشد شاخص قیمت مسکن با دو وقفه
اثر نهایی	-۰/۰۲۴۴	۰/۰۰۴	-۰/۰۴۰	۰/۰۱۱	۰/۰۰۵

منبع: خروجی نرم افزار استاتا ۱۳

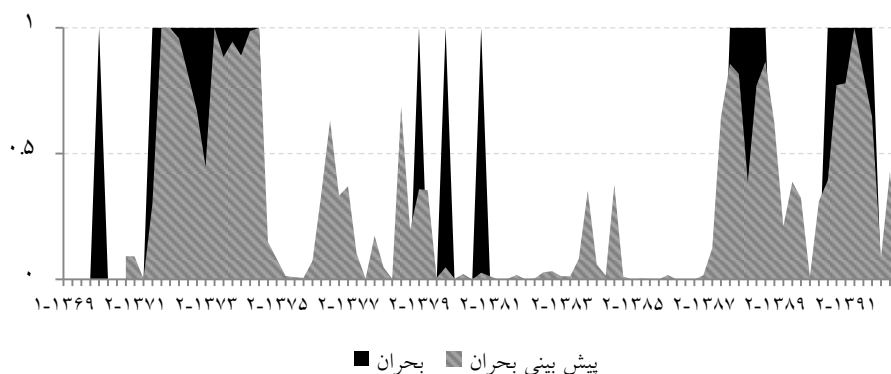
۱-۲-۵. ارزیابی برازش الگو

نتایج حاصل از برآورد الگوهای پروبیت این امکان را می‌دهد تا یک گام جلوتر رفته و میزان موفقیت مدل‌های برآورد شده را در پیش‌بینی بحران بانکی ارزیابی گردد. نتایج در نمودار (۲)

^۱ Marginal Effect

نشان داده شده است. در این نمودار نواحی طوسی نشان‌دهنده پیش‌بینی مدل از احتمال وقوع بحران بانکی و نواحی مشکی نشان‌دهنده بحران بانکی به وقوع پیوسته بوده است. در نمودار (۲) مشاهده می‌شود که مدل تصریح‌شده به خوبی توانسته است بحران بانکی را پیش‌بینی نماید.

نمودار ۳. ارزیابی عملکرد مدل



منبع: خروجی نرم‌افزار استاتا ۱۳

نتایج ارزیابی عملکرد مدل یعنی جدول (۴) نشان می‌دهد تقریباً در ۷۷ درصد مواردی که بحران اتفاق افتاده است، الگو توانسته است وقوع بحران را با احتمال بالای ۴۰ درصد پیش‌بینی نماید. تنها ۲۵ درصد سیگنال از دست رفته است و ۱۲ درصد سیگنال اشتباه داشته است. این امر نشان‌دهنده قدرت نسبی پیش‌بینی‌کنندگی الگو به هنگام وقوع بحران می‌باشد.

جدول ۴. ارزیابی عملکرد مدل

مقدار آستانه	درصد سیگنال دهی درست	درصد سیگنال از دست رفته	درصد سیگنال اشتباه
۰/۵	۷۴	۲۶	۱۲
۰/۴	۷۷	۲۲	۱۲
۰/۳۵	۸۰	۱۱	۱۴

منبع: خروجی نرم‌افزار استاتا ۱۳

همان‌طور که مشاهده می‌شود با کاهش آستانه در مدل، درصد سیگنال‌دهی درست افزایش یافته به طوری که در جدول (۴) درصد سیگنال‌دهی درست از میزان ۷۴ (در سطح آستانه ۰/۵)، به میزان ۸۰ (در سطح آستانه ۰/۳۵) محاسبه شده است. از طرف دیگر، پایین آوردن آستانه منجر به کاهش درصد سیگنال از دست‌رفته اشتباه می‌شود.^۱

۶. نتیجه‌گیری

استفاده از آزمون هشدارهای اولیه، به عنوان یکی از روش‌های ارزیابی ثبات مالی در بسیاری از بانک‌های مرکزی در جهان رایج بوده و از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. مؤسسات مالی بین‌المللی مانند صندوق بین‌المللی پول، بانک جهانی و بانک تسویه بین‌المللی از این رویکرد برای بررسی احتمال وقوع بحران مالی در کشورها استفاده می‌کنند. بنابراین با استفاده از این الگوها و به‌روز رسانی آنها می‌توان با نظارت و ارزیابی متغیرهای پیشرو احتمال وقوع بحران بانکی را کاهش داد. در این تحقیق نیز با استفاده از رویکرد الگوی ساده چرخشی مارکف، در دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۲ با تواتر فصلی، ابتدا زمان‌های وقوع بحران بانکی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل نشان داد بانک‌های ایران در فصل دوم سال ۱۳۷۰، فصل اول سال ۱۳۷۲ تا فصل چهارم سال ۱۳۷۴ به مدت ۱۲ فصل، فصل اول ۱۳۷۸ تا فصل دوم ۱۳۷۹ و فصل اول ۱۳۸۰ و فصل اول ۱۳۸۱، فصل اول سال ۱۳۸۸ تا فصل اول ۱۳۸۹ و فصل چهارم ۱۳۹۰ تا فصل اول ۱۳۹۲ بحران بانکی را تجربه کرده‌اند. اما به دلیل حمایت‌های مالی دولت از بانک‌ها در زمان وقوع بحران و دولتی بودن ساختار بانک‌ها، هیچ‌گاه بخش بانکی ایران با پدیده هجوم بانکی مواجه نشده است و همواره دولت از طریق منابع عمومی و یا ذخایر بانک مرکزی به کمک بانک‌های متضرر شتافته است. بنابراین فرضیه عدم وقوع بحران بانکی در ایران رد می‌شود. به عبارتی بحران‌هایی که به وسیله مداخلات دولت و یا بانک مرکزی کنترل و یا از احتمال وقوع آن جلوگیری شده است، چشم‌پوشی شده است، یعنی فقط بر تعریف هجوم بانکی جهت بیان وقوع بحران بانکی در ایران تأکید گردیده است. شاخص‌های پیشرو در بحران بانکی و نتایج حاصل از آزمون هشدارهای اولیه

^۱ لازمه انتخاب یک آستانه در طراحی یک مدل پیش‌بینی قابل قبول، تعادل تعداد سیگنال‌های اشتباه و تعداد سیگنال‌های از دست رفته است. به طور کلی، مقدار آستانه به هزینه مربوط به این دو نوع خطا و ارزیابی آنها توسط سیاست‌گذار بستگی دارد.

با استفاده از مدل پروبیت نشان می‌دهند که متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی با یک وقفه، رشد نرخ ارز حقیقی با دو وقفه، رشد بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها و مؤسسات غیربانکی با یک وقفه، رشد قیمت مسکن با دو وقفه، میانگین نرخ سود حقیقی تسهیلات با دو وقفه شاخص‌هایی هستند که می‌توانند احتمال وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران را هشدار دهند. بنابراین با توجه به ساختار دولتی حاکم بر بخش بانکی در اقتصاد ایران و نیز نتایج حاصل از این تحقیق، می‌توان با نظارت بر متغیرهای پیشرو در بحران بانکی و اتخاذ سیاست‌هایی از سوی مقام پولی یعنی بانک مرکزی از وقوع عملی بحران بانکی در کشور پیشگیری نمود. از جمله این اقدامات می‌توان به سیاست‌هایی هم‌چون برقراری انضباط پولی و تعریف قواعد پولی برای بانک مرکزی به عنوان مقام پولی، کنترل نوسانات نرخ ارز و جلوگیری از کاهش شدید ارزش پول ملی اشاره نمود. همچنین عدم تعیین دستوری نرخ بهره و در نهایت تعریف محدودیت در راستای اعطای تسهیلات بانک مرکزی به بانک‌ها و بانک‌ها به بخش غیر دولتی می‌تواند از دیگر اقدامات بانک مرکزی برای جلوگیری از احتمال وقوع بحران بانکی باشد. به عبارتی نرخ سود در نظام بانکی کشور باید بر اساس مکانیزم عرضه و تقاضا تعیین شود. اگر بانک‌ها در این بخش آزادانه عمل کنند البته به شرط نظارت بانک مرکزی می‌توان امید داشت که بانک‌ها از انجام خدمات حاشیه‌ای و غیرعملیاتی نیز دوری کنند. بنابراین با توجه به رشد بخش بانکی از یک سو و شرایط خاص بین‌المللی از سوی دیگر، لزوم پایش مستمر مخاطرات بخش بانکی از اهمیت مضاعفی برخوردار است. بنابراین پیاده‌سازی این الگوها و استفاده از آنها در اقتصاد ایران نیازمند توجه جدی بانک مرکزی بوده و ایجاد کمیته ارزیابی ریسک‌های بانکی در بانک مرکزی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

منابع

- افشاری، زهرا، یزدان‌پناه، احمد، باخدا، مریم (۱۳۸۸). تأثیر سیستم بیمه سپرده صریح بر وقوع بحران‌های بانکی در کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۳(۲): ۵۵-۲۵.
- برکچیان، سید مهدی، عینیان، مجید (۱۳۹۲). شناسایی و تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۲۰(۲): ۱-۳۶.
- زارعی، ژاله، کمیجانی، اکبر (۱۳۹۱). ارزیابی ثبات مالی در ایران با تأکید بر ثبات بانکی (رویکرد آزمون هشدارهای اولیه). *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۱۰(۳): ۱۲۷-۱۵۲.
- شجری، پرستو، محبی‌خواه، بیتا (۱۳۸۹). پیش‌بینی بحران‌های بانکی و تراز پرداخت‌ها با استفاده از روش علامت دهی KLR (مطالعه موردی: ایران). *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۴(۲): ۱۱۵-۱۵۲.
- صیادنیا طیبی، عزت‌الله، شجری، هوشنگ، صمدی، سعید، ارشدی، علی (۱۳۹۰). تبیین یک سیستم هشداردهنده جهت شناسایی بحران‌های مالی در ایران. *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۶(۲): ۱۶۹-۲۱۱.
- مشیری، سعید، نادعلی، محمد، (۱۳۸۹). شناسایی بحران‌های بانکی در اقتصاد ایران. *مجله نامه مفید*، ۶(۱۶): ۵۹-۸۸.
- نادری، مرتضی (۱۳۸۶). توسعه مالی، بحران‌های مالی و رشد اقتصادی مقایسه تطبیقی وضعیت ایران در یک مطالعه جهانی. انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی، تهران.
- Alejandro, G., & Christian .A.j., (2002). A review of the literature on early warning systems for banking crises. Working Papers Central Bank of Chile with number 183.
- Babecký, J., Havránek, T., Matějů, J., Rusnák, M., Šmídková, K., & Vašíček, B. (2013). Leading indicators of crisis incidence: Evidence from developed countries. *Journal of International Money and Finance*, 35: 1-19.
- Borio, C., Furfine, C., & Lowe, P. (2001). Procyclicality of the financial system and financial stability: Issues and policy options. *BIS papers*, 1: 1-57.
- Bussière, M., & M. Fratzscher. (2002). Towards a new early warning system of financial crisis. *ECB Working Paper No. 145*.
- Caprio, G., & M Soledad Martinez-Peria. (2000). Avoiding disaster: Policies to Reduce the Risk of Banking Crises, Discussion Paper, Cairo, Egypt: Egyptian Center for Economic Studies.
- Caprio, G., & Klingebiel, D. (1996). Bank insolvencies: cross-country experience. World Bank policy research working paper, (1620).

- Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing early warning systems for banking crises. *Journal of Financial stability*, 4(2): 89-120.
- Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Could early warning systems have helped to predict the sub-prime crisis? *National Institute Economic Review*, 206(1): 35-47.
- Davis, E.P., Zhu, H. (2004). Bank lending and commercial property prices, some cross country evidence. BIS Working Paper No. 150.
- Davis, E.P., Zhu, H. (2005). Commercial property prices and bank performance. BIS Working Paper No. 175.
- Demigruc-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developed and developing countries. *International Monetary Fund*, 45(1): 81-109.
- 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., & Detragiache, E., & Gupta, P. (2004). Inside the crisis: An empirical analysis of banking systems in distress. *Journal of International Economics and Finance*.
- Detragiache, E., & Demirgüç-Kunt, A. (1997). *The determinants of banking crises- evidence from developing and developed countries*. International Monetary Fund.
- Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *The journal of political economy*: 401-419.
- Domac, I & Martinez, Peria. M.S. (2003). Banking crises and exchange rate regimes: Is There a Link? *Journal of International Economics*, 61: 41-72.
- Edison, H. J. (2003). Do indicators of financial crises work? An evaluation of an early warning system. *International Journal of Finance & Economics*, 8(1), 11-53.
- Eichengreen, B., & Hausmann, R. (1999). Exchange rates and financial fragility (No. w7418). National bureau of economic research.
- Eichengreen, B., Rose, A. & Wyplosz, Charles. (1996). Contagious currency crises: First Tests. *Scandinavian Journal of Economics*, 98, (4).
- Garry, J. S., & Schinasi, G. (2004). Defining financial stability. IMF Working Paper, 2004: 128-190.
- Goldstein, M., & Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2000). Assessing financial vulnerability: An early warning system for emerging markets. Peterson Institute.
- Gramlich, D., & Miller, G. L., & Oet, Mikhail V. Ong, Stephen, J. (2010). Early warning systems for systemic banking risk: Critical review and modeling implications. *Banks and Bank Systems*, 5(2): 2010.
- Herring, R. J., & Wachter, S. M. (1998). Real Estate Cycles and Banking Crises: An International Perspective (No. 298). Wharton School Samuel Zell and Robert Lurie Real Estate Center, University of Pennsylvania.
- Ho, Tai-kuang. (2007). Potential pitfalls of markov switching models in the studies of currency crises. *Taiwan Economic Review*, (35): 213-247.

- Hoggarth, G., & Reis, R., & Saporta, V. (2002). Costs of banking system instability: some empirical evidence. *Journal of Banking & Finance*, 26(5): 825-855.
- Honohan, P. (2000). Banking system failures in developing and transition countries: diagnosis and prediction. *Economic Notes*, 29(1): 83-109.
- J.Schinasi, Garry.(2006). Safeguarding financial stability: Theory and practice. International Monetary Fund.
- Kaminsky, G. L. (1999). Currency and banking crises-the early warnings of distress. International Monetary Fund.
- Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999). The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems. *American economic review*: 473-500.
- Kaminsky, G., & Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. Staff Papers-International Monetary Fund: 1-48.
- Lindgren, C. J., & Garcia, G. G., & Saal, M. I. (Eds.). (1996). Bank soundness and macroeconomic policy. International Monetary Fund.
- Perez-Campanero, J., & Leone, A. M. (1991). Liberalization and financial crisis in Uruguay, 1974-87. *Banking crises: Cases and issues*, 276-375.
- Santos, J. A. (2001). Bank capital regulation in contemporary banking theory: A review of the literature. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 10(2), 41-84.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1989). New indexes of coincident and leading economic indicators. In NBER Macroeconomics Annual 1989, Volume 4: 351-409. MIT press.
- Wong, J., & Wong, T. C., & Leung, P. (2010). Predicting banking distress in the EMEAP economies. *Journal of Financial Stability*, 6(3): 169-179.