فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هفتم، شماره‌ی ۲۷، پاییز ۱۳۹۷
صفحات: ۸۳-۱۱۱
DOI: 10.22084/aes.2017.14182.2499

بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی سیستم بانکی ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ

محسن پورعبادالهان کویچ[1*]
حسین اصغرپور[2]
فیروز فلاحی[3]
همت ستاررستمی[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۴/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۱۷

چکیده

شیوع بحران‌های مالی در دو دهه اخیر، به بانک‌ها و مؤسسات مالی متعدد آسیب رسانده و موجب ورشکستگی برخی از آن‌ها شده است. بنابراین شناسایی منابع بروز بحران در جهت تصمیم‌گیری برای کاهش شدت و اثرات آن، اهمیت پیدا می‌کند. هدف این مطالعه، بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی سیستم بانکی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۸۱:۱ در چارچوب مدل مارکوف سوئیچینگ می‌باشد. برای این منظور، ابتدا شاخص شکنندگی سیستم بانکی ایران طی دوره زمانی مورد بررسی ساخته می‌شود و در مرحله بعد به منظور بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شاخص شکنندگی سیستم بانکی، مدل رگرسیون مارکوف سوئیچینگ سه رژیمی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از محاسبه شاخص شکنندگی سیستم بانکی ایران نشان می‌دهد طی دوره مورد بررسی سه دوره اصلی ریسک‌پذیری بیش از حد، دو دوره با شکنندگی بالا و در بقیه دوره‌ها ثبات وجود دارد. همچنین، یافته‌های مبتنی بر رگرسیون مارکوف سوئیچینگ نشان می‌دهند که متغیرهای اقتصاد خرد مانند پایین بودن کفایت سرمایه، پایین بودن کیفیت دارایی‌ها و پایین بودن نقدینگی بانک‌ها در کنار متغیرهای اقتصاد کلان همچون کاهش رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، تورم بالا و افزایش کسری بودجه دولت از عوامل مهم شکنندگی سیستم بانکی ایران می‌باشند.

کلیدواژه‌ها: شکنندگی سیستم بانکی، تعیین‌کننده‌های شکنندگی سیستم بانکی، مدل مارکوف سوئیچینگ، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C25 ,G21 ,E44 ,G01.

۱. دانشیار گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز(*نویسنده مسئول) **Email:** Mohsen_p54@hotmail.com
۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه تبریز **Email:** Asgharpurh@gmail.com
۳. دانشیار گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز **Email:** Firfal@yahoo.com
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه تبریز **Email:** H.sr38@yahoo.com

۱. مقدمه

بانک‌ها، به‌واسطه کارکردهای مهم خود از اجزای مهم نظام مالی هر کشور محسوب می‌شوند. از جمله این کارکردها می‌توان به ارائه خدمات دسترسی به نظام پرداخت‌ها و نقدینگی، تبدیل دارایی‌ها، مدیریت ریسک، پردازش اطلاعات و نظارت بر قرض‌گیرندگان اشاره کرد (فریکزاس و روچت[1]، ۲۰۰۸: ۴). هر چند بانک‌ها به‌واسطه عملکرد خویش به نحوی از سایر صنایع متمایز می‌شوند، اما وجود بستر قانونی و مقرراتی بانک‌ها برای ورود به بنگاه‌داری و در نتیجه تلاش برای کسب سود به‌عنوان یک هدف اصلی، آنها را در وضعیتی مشابه سایر بنگاه‌ها قرار می‌دهد. بانک‌ها در معرض انواع مختلفی از ریسک‌ها همچون اطلاعات نامتقارن، هجوم بانکی، انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی قرار دارند که باعث افزایش آسیب‌پذیری آن‌ها در بحران‌ها شده و آن‌ها را شکننده می‌سازد. منظور از شکنندگی بانکی، آسیب‌پذیری در زمان بحران‌ها می‌باشد که در نهایت می‌تواند به اختلال جدی در عملکرد آنها مانند اختلال در واسطه‌گری مالی، بحران اعتباری و یا عدم تأمین مالی برای سرمایه‌گذاری‌های جدید و فعالیت‌های مصرفی منجر شود. شواهد تاریخی نشان می‌دهد که بانک‌ها به عنوان منشأ اصلی بحران‌های مالی شناسایی شده‌اند (هاردی[2]، ۱۹۹۸: ۳۲-۱ ؛ ایگنر و توماس[3]، ۲۰۱۵: ۵۳-۱). ضربه بزرگ این بحران‌ها به تولید حقیقی به خصوص در دهه ۱۹۹۰ میلادی باعث شد تا موجی از تحقیقات در جهت مطالعه علل و پیامدهای شکنندگی بانک‌ها در اقتصادهای معاصر صورت پذیرد. دلایل مختلفی برای شکنندگی سیستم بانکی در این مطالعات ذکر شده است. برخی از آن‌ها به تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد (خاص بانکی) و برخی دیگر به تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان پرداخته‌اند. با این حال به نظر می‌رسد که شکنندگی سیستم بانکی تحت تأثیر هر دوی متغیرهای اقتصاد خرد و کلان قرار می‌گیرد.

در سال‌های اخیر اقتصاد ایران با فراز و نشیب‌های بسیاری در فعالیت‌های کلان اقتصادی مواجه بوده است. مسائلی مانند بحران مطالبات معوق، ناکافی بودن سرمایه بانک‌ها، بالا بودن تورم و رکود اقتصادی، نظام بانکی را با چالش‌های جدی مواجه کرده است. بررسی شرایط حاکم بر بانک‌های ایران و مقایسه آن با شرایط کشورهایی که شکنندگی بانکی را تجربه کرده‌اند، به‌خصوص کشورهای درحال‌توسعه، بیانگر آن است که اقتصاد ایران شرایط شکنندگی بانکی را داشته است. هر چند به علت دولتی بودن بانک‌ها و حمایت‌های مالی بانک مرکزی، این شرایط در عمل به بروز بحران آشکار در اقتصاد منجر نشده است. از این رو، با پذیرش احتمال شکنندگی بانکی در ایران، هدف اصلی این مطالعه، بررسی عوامل مؤثر بر شکنندگی سیستم بانکی ایران[4] طی دوره زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۸۱:۱

1. Freixas and Rochet
2. Hardy
3. Eigner and Thomas

۴. شامل تمامی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی دارای مجوز از بانک مرکزی می‌باشد.

می‌باشد. برای این منظور ابتدا شاخص شکنندگی سیستم بانکی (BSFI)[1]، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های روش آماری، محاسبه شده و روند زمانی آن مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس با استفاده از آن به‌عنوان متغیر وابسته و با بهره‌گیری از مدل مارکوف سوئیچینگ سه رژیمی، تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی سیستم بانکی ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. ادامه مقاله به شرح ذیل سازماندهی شده است:

در بخش دوم به مروری بر ادبیات تحقیق که شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق است، پرداخته می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق می‌پردازد. بخش چهارم به تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها اختصاص دارد. در نهایت، بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات می‌پردازد.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

در این بخش، با توجه به هدف مقاله، ابتدا مفهوم شکنندگی و شاخص‌های اندازه‌گیری آن براساس ادبیات نظری و تجربی تعریف و سپس عوامل مؤثر بر آن بیان می‌شود.

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. تعریف شکنندگی و شاخص‌های اندازه‌گیری آن

منظور از شکنندگی بانکی، آسیب‌پذیری در زمان بحران‌ها می‌باشد که در نهایت می‌تواند به اختلال جدی در عملکرد بازار همچون اختلال در واسطه‌گری مالی، بحران اعتباری و یا عدم‌تأمین مالی برای سرمایه‌گذاری‌های جدید و فعالیت‌های مصرفی منجر شود. همچنین ممکن است سطح اطمینان سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی در بخش مالی کاهش یابد (آلن و گیل[2]، ۲۰۰۰: ۲۵۵-۲۳۶). از دیدگاه لاگوناف و شرفت[3] (۲۰۰۱: ۲۶۴-۲۲۰)، شکنندگی بانکی به میزان حساسیت بخش بانکی به بحران‌های بزرگ مالی به وجود آمده از شوک‌های کوچک و معمول اقتصادی اشاره دارد. فلذا شکنندگی بانکی به‌عنوان آسیب‌پذیری سیستم بانکی در زمان بحران‌ها تعریف می‌شود.

در یک تقسیم‌بندی کلی، روش‌های شناسایی بحران‌های بانکی در دو دسته روش سنتی مبتنی بر وقایع (رویداد) و روش آماری (شاخص) طبقه‌بندی می‌شوند. از آن‌جا که بر خلاف بحران ارزی، ساختن شاخص سری زمانی برای شناسایی بحران‌های بانکی، به دلایلی همچون عدم وجود اطلاعات قابل‌اعتماد در فعالیت‌های مالی بانک‌ها، دشوار است (هاوکینز و کلاو[4]، ۲۰۰۰: ۴۶-۱) ، لذا عمده روش‌های مورد استفاده برای شناسایی بحران‌های بانکی مبتنی بر وقایع (مبتنی بر سوابق مربوط به

1. Banking System Fragility Index
2. Allen and Gale
3. Lagunoff and Schreft
4. Hawkins and Klau

ضرر و زیان بانک‌ها و هزینه‌های کمک مالی دولت) می‌باشند (کاپریوو و کلینگ ابیل[1]، ۲۰۰۲: ۴۹-۳۱). با این حال، رویکرد آماری دارای مزایای بیشتری نسبت به رویکرد مبتنی بر وقایع می‌باشد. از سوی دیگر، با عنایت به این امر که تمامی بانک‌ها به‌طور بالقوه در معرض سه نوع عمده از ریسک‌های اقتصادی و مالی شامل ریسک نقدینگی (هجوم‌های بانکی)، ریسک اعتباری (افزایش مطالبات معوق) و ریسک نرخ ارز (افزایش بدهی‌های خارجی) قرار دارند و از میان شاخص‌های مختلف آماری، تنها شاخص BSFI است که به‌صورت همزمان همه این ریسک‌ها را مدنظر قرار می‌دهد (کیبریتچی اوغلو[2]، ۲۰۰۳: ۶۶-۵۱)، لذا در مطالعات اخیر از این شاخص برای اندازه‌گیری شکنندگی سیستم بانکی استفاده می‌شود.

۲-۱-۲. عوامل مؤثر بر شکنندگی سیستم بانکی

عوامل مؤثر بر شکنندگی سیستم بانکی در دو دسته کلی متغیرهای اقتصاد خرد (خاص بانکی) و محیط کلان طبقه‌بندی می‌شوند (گونزالس- هرموسیلو[3]، ۱۹۹۶: ۱۴۲-۹۶). در متغیرهای اقتصاد خرد که برای تمامی بانک‌ها مشترک می‌باشند، معمولاً از نسبت‌های مالی در چارچوب معیار CAMELS[4] استفاده می‌شود. این نسبت‌ها شامل کفایت سرمایه (C)، کیفیت دارایی (A)، کیفیت مدیریت (M)، درآمد (E)، نقدینگی (L) و اندازه (S) می‌باشد. مؤثر بودن هر یک از نسبت‌های مذکور بر شکنندگی سیستم بانکی چه از لحاظ نظری و چه از لحاظ تجربی توسط مطالعات متعددی[5] به اثبات رسیده است.

متغیرهای مورد استفاده برای اندازه‌گیری محیط کلان به چهار گروه متغیرهای اقتصاد کلان، ویژگی‌های مالی، ساختار مالی و شوک‌های خارجی تقسیم‌بندی می‌شوند. متغیرهای اقتصاد کلان شامل رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم، نرخ بهره واقعی و همچنین نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی می‌باشد. گروه دوم متغیرها که دربرگیرنده ویژگی‌های بخش مالی می‌باشند عبارتند از: نسبت M_2 به ذخیره ارزی، نقدینگی (نسبت پول نگهداری شده توسط بانک‌ها به کل دارایی آن‌ها)، نرخ رشد اعتبارات داخلی، نسبت اعتبارات عمومی به تولید ناخالص داخلی، نسبت اعتبارات خصوصی به تولید ناخالص داخلی. به‌منظور اندازه‌گیری متغیرهای ساختار مالی از متغیرهای مجازی برای آزادسازی مالی، نظارت و سیاست‌های نظارتی ضعیف، بیمه سپرده صریح یا ضمنی و

1. Caprio and Klingebiel
2. Kibritcioglu
3. Gonzalez-Herosillo
4. Capital Adequacy, Asset Quality, Managment Quality, Earnings, Liquidity, Size
۵. برای مثال می‌توان به Martin (1977)، Avery and Hanweck (1984)، Espahbodi (1991)، Persons (1999)، Molina (2002)، Kolari et al. (2002)، Canbas et al. (2004) و Rahman et al. (2004) اشاره نمود.

رژیم نرخ ارز واقعی استفاده می‌شود. در نهایت، شوک‌های خارجی به‌وسیله دو متغیر تغییر در رابطه مبادله و کاهش ارزش نرخ ارز نشان داده می‌شوند (گانسل[1]، ۲۰۰۶: ۱۱۵-۱۱۳).

۲-۲. پیشینه تجربی تحقیق

مطالعات تجربی صورت پذیرفته در زمینه شکنندگی بانکی را می‌توان به دو بخش مجزا تقسیم کرد. در بخش اول مطالعاتی قرار دارند که شکنندگی را در سطح بانک‌ها مورد بررسی قرار داده‌اند (از جمله این مطالعات می‌توان به مارتین (۱۹۷۷)، اوری و هانوک (۱۹۸۴)، اسپهبدی (۱۹۹۱)، کولاری و همکاران (۲۰۰۲)، پرسونس (۱۹۹۹)، کانباس و همکاران (۲۰۰۴)، رحمان و همکاران (۲۰۰۴) و مولینا (۲۰۰۲) اشاره کرد)[2]. در بخش دوم، مطالعات مربوط به شکنندگی در سطح سیستم بانکی قرار دارند که موضوع مطالعه حاضر می‌باشند. خلاصه‌ای از این‌گونه مطالعات در ادامه بیان شده است.

گونزالس-هرموسیو و همکاران[3] (۱۹۹۶) شکنندگی بانکی در مکزیک را به طور تجربی با استفاده از مدل لاجیت و ویژگی‌های لگاریتم لجستیک برای داده‌های فصلی طی دوره ۱۹۹۵-۱۹۹۱ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌داد که اگر چه شوک‌های منفی اقتصادی، شکنندگی بخش بانکی مکزیک را افزایش داده است، اما رشد سریع در وام‌دهی بانک‌ها، دلیل اصلی بی‌ثباتی فزاینده بخش بانکی توسط این شوک‌ها بوده است.

هفرنان[4] (۱۹۹۶) از یک مدل لاجیت و ترکیبی با داده‌های تابلویی جهت بررسی شکست بانکی در کشورهای استرالیا، فنلاند، فرانسه، نروژ، سوئد و ایالات‌متحده آمریکا در طول دوره ۱۹۹۲-۱۹۸۹ استفاده کرد. نتایج نشان می‌داد که از بین متغیرهای اقتصاد کلان، نرخ‌های بهره اسمی، نرخ ارز و نرخ تورم و از بین متغیرهای اقتصاد خرد، اندازه دارایی، سودآوری (نسبت سود خالص به کل دارایی) و کفایت سرمایه از مهم‌ترین عوامل تعیین شکست بانکی بوده‌اند.

گونزالس-هرموسیلو (۱۹۹۹) با به کارگیری مدل لاجیت و تحلیل بقا، سهم عوامل اقتصاد خرد و اقتصاد کلان در پنج بحران بانکی اخیر در جنوب غربی آمریکا (۱۹۹۲-۱۹۸۶)، شمال شرق آمریکا (۱۹۹۲-۱۹۹۱)، مکزیک (۱۹۹۵-۱۹۹۴) و کلمبیا (۱۹۸۷-۱۹۸۲) را ارزیابی کرد. مطابق نتایج وی، نسبت بالای مطالبات معوق به کل دارایی و نسبت پایین سرمایه به دارایی، احتمال شکست را افزایش می‌دهند. همچنین ریسک نقدینگی و ریسک بازار، عوامل مهمی در آشفتگی‌های بانکی بوده‌اند.

برویکوا[5] (۲۰۰۰) با استفاده از مدل لاجیت و تصریح لگاریتم لجستیک، عوامل شکست بانکی و زمان بقا را در بانک‌های بلاروس طی دوره ۱۹۹۹-۱۹۹۲ مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داد. نتایج نشان

1. Gunsel
2. Martin (1977), Avery and Hanweck (1984), Espahbodi (1991), Kolari et al. (2002), Persons (1999), Canbas et al. (2004), Rahman et al. (2004), Molina (2002).
3. Gonzalez-Hermosillo et al.
4. Heffernan
5. Borovikova

می‌داد که سودآوری، اندازه دارایی، کیفیت دارایی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی شاخص‌های مهمی هستند که احتمال شکست را توضیح می‌دهند. از سوی دیگر، شاخص‌های سودآوری، نرخ بهره و نرخ ارز کاهش‌دهنده زمان بقای بانک‌ها در بلاروس بوده است.

لنگرین[1] (۲۰۰۱) با استفاده از داده‌های تابلویی و به کارگیری مدل‌های لوجیت و تحلیل بقا، شکنندگی سیستم بانکی جامائیکا را طی دوره ۱۹۹۷-۱۹۹۶ مورد بررسی قرار داد. براساس این نتایج، اندازه دارایی، نسبت سرمایه به دارایی، دارایی‌های مشکل‌دار، نسبت اعتبارات خصوصی به GDP و نرخ اسمی ارز، احتمال و زمان شکست بانکی را تعیین می‌کنند.

ییلماز[2] (۲۰۰۳) با استفاده از اطلاعات ۳۶ بانک تجاری خصوصی شده و استفاده از یک مدل پروبیت، احتمال شکست بانکی در ترکیه را بین سال‌های ۱۹۸۸ و ۲۰۰۰ مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داد. یافته‌های وی نشان می‌داد که نسبت وام به کل دارایی، نسبت سرمایه به دارایی، حضور بیمه سپرده، نرخ بهره واقعی و نرخ رشد GDP مهم‌ترین عوامل تعیین احتمال شکست بانکی هستند.

شن و هسیه[3] (۲۰۱۱) با استفاده از داده‌های اقتصاد خرد و کلان و بهره‌گیری از یک مدل پروبیت به پیش‌بینی شکست بانکی در پنج کشور اندونزی، مالزی، تایلند، کره و فیلیپین پرداختند. یافته‌ها نشان می‌داد که متغیرهای اقتصاد خرد شامل نسبت هزینه‌های غیر بهره‌ای به کل دارایی‌ها، بازده دارایی (ROA) و نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها در کنار متغیرهای اقتصاد کلان شامل نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز مهم‌ترین متغیرهایی هستند که احتمال شکست سیستم بانکی را توضیح می‌دهند.

گانسل[4] (۲۰۱۲) شکنندگی سیستم بانکی در قبرس شمالی را با استفاده از یک مدل لاجیت چند متغیره طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۴ مورد بررسی قرار داد. این مدل، احتمال مشکلات بانکی را به مجموعه‌ای از عوامل خاص بانکی و عوامل محیط کلان که می‌توانند باعث تشدید مشکلات بانکداری داخلی شوند، ارتباط می‌داد. نتایج حاکی از آن بود که نرخ بالای تورم، نرخ پایین رشد GDP، شوک‌های نامطلوب تجاری و فشار بازار در ترکیه از عوامل مهم شکنندگی بخش بانکی در قبرس شمالی بوده است.

مازلان و همکاران[5] (۲۰۱۴) با استفاده از مدل لجستیک به شناسایی عوامل مؤثر بر شکنندگی سیستم بانکی مالزی طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۶ پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌داد که بانک‌های تجاری مالزی از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۰ در شرایط شکننده بوده و در بین سال‌های ۱۹۹۶ تا ۱۹۹۸ بسیار شکننده بوده است. علاوه بر این، یافته‌های مبتنی بر تجزیه و تحلیل رگرسیون لجستیک نشان می‌داد

1. Langrin
2. Yilmaz
3. Shen and Hsieh
4. Gunsel
5. Mazlan et al.

که شکنندگی بخش بانکی به‌طور معنی‌داری به وسیله نسبت کل وام به کل دارایی و نرخ بهره بین بانکی تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

ترنکا و همکاران[1] (۲۰۱۵) به تجزیه و تحلیل عوامل اقتصاد خرد و کلان مؤثر بر نقدینگی بانکی در گروه خاصی از کشورها (یونان، پرتغال، ایتالیا، اسپانیا، کرواسی و قبرس) که اخیراً در شرایط نامطلوب اقتصادی و مالی قرار گرفته‌اند، می‌پردازند. آن‌ها با به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته بر روی ۴۰ بانک تجاری در طول دوره ۲۰۱۱:۴-۲۰۰۵:۱ با این نتیجه دست یافتند که نرخ تورم، کسری بودجه دولت، نرخ بیکاری، رشد تولید ناخالص داخلی و نسبت نقدینگی دوره قبل، عوامل مؤثر بر سطح نقدینگی بانکی می‌باشند که در این میان، نرخ تورم و نسبت نقدینگی دوره قبل، بیشترین اثر و رشد تولید ناخالص داخلی کمترین اثر را دارا بوده‌اند.

در داخل کشور نیز مطالعات چندی در خصوص موضوع تحقیق وجود دارد که در ذیل به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود:

شجری و همکاران (۱۳۸۹) 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 (متوسط وزنی نرخ تغییرات فصلی نرخ ارز و ذخایر بین‌المللی) برای بررسی بروز بحران تراز پرداخت‌ها استفاده نموده‌اند. نتایج حاکی از آن بوده است که دو متغیر قیمت سهام و نرخ بهره واقعی، به‌ترتیب معتبرترین شاخص‌ها برای پیش‌بینی بحران بانکی می‌باشند.

شایگانی و همکاران (۱۳۹۰) به ارزیابی ثبات مالی سیستم بانکی کشور و همچنین عوامل مؤثر بر آن با استفاده از شاخص Z-Score پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که اولاً همه بانک‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ از درجه ثبات مالی کمی برخوردار بوده‌اند. ثانیاً عوامل مؤثر بر درجه ثبات مالی کل سیستم بانکی، بانک‌های خصوصی و دولتی یکسان نیستند. ثالثاً از میان متغیرهای اقتصاد کلان، رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، سبب افزایش ثبات مالی گردیده و تنزل ارزش پول ملی موجب کاهش ثبات مالی بانک‌ها شده است. در بین متغیرهای نسبت‌های مالی، افزایش نسبت وام به دارایی بانک‌ها، بیشترین اثر را بر کاهش ثبات مالی بانک‌ها داشته است. همچنین بانک‌های خصوصی بیشتر از بانک‌های دولتی از نسبت‌های مالی متأثر شده‌اند.

طالبلو (۱۳۹۰) برای بررسی روابط بین متغیرهای مقررات بانکی، رقابت و ریسک بانکی در ایران، از یک الگوی داده‌های تابلویی در سطح بانک‌های دولتی تخصصی و تجاری و بانک‌های خصوصی تجاری (مشتمل بر ۱۷ بانک) استفاده کرده است. یافته‌های وی نشان می‌دهد که افزایش نسبت سرمایه به دارایی‌های موزون شده باعث کاهش ریسک‌پذیری آن‌ها شده است.

1. Trenca *et al.*

زارعی و کمیجانی (۱۳۹۱) بحران‌های بانکی ایران را در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۹ شناسایی نموده‌اند. نتایج حاصل از آزمون هشدارهای اولیه برای ارزیابی ثبات مالی در ایران با تأکید بر بخش بانکی و با استفاده از روش احتمالی (مدل‌های پروبیت) نشان می‌دهد که سه متغیر میانگین موزون نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی، میانگین موزون نرخ سود حقیقی تسهیلات بانکی و نرخ رشد قیمت مسکن می‌توانند احتمال وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران را هشدار دهند.

مشیری و نادعلی (۱۳۹۲) با استفاده از شاخص فشار پول و داده‌های ماهیانه دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ اقدام به شناسایی بحران‌های بانکی در ایران با استفاده از الگوی چرخشی مارکف دو وضعیتی نموده و فرضیه عدم وقوع بحران بانکی را رد کرده‌اند. نتایج همچنین حاکی از آن است که متغیرهای تورم و مجذور آن، نرخ سود حقیقی و نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی نسبت به GDP با احتمال وقوع بحران بانکی در ایران رابطه معنی‌داری دارند. همچنین ارتباط بین نرخ تورم و بحران بانکی در ایران به شکل U می‌باشد. نرخ ارز، به‌دلیل عدم ارتباط شبکه بانکی ایران با بازارهای مالی و مؤسسه‌های مالی بین‌المللی، اثر معنی‌داری بر احتمال ایجاد بحران بانکی در ایران ندارد.

احمدیان (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به ارزیابی شکنندگی مالی بانک‌ها در ایران با به‌کارگیری روش شبکه عصبی پرداخته است. در نمونه مورد بررسی، ابتدا شاخص شکنندگی مالی متناسب با ساختار شبکه بانکی کشور تعریف شده و سپس با به‌کارگیری آزمون t، معنی‌داری نسبت‌های مالی مورد نظر و بر اساس آماره لوین، میانگین دو نمونه در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد آزمون قرار گرفته و سپس با انتخاب نسبت‌های مالی معنی‌دار که قدرت توضیح‌دهی در مدل داشته باشند، مدل شبکه عصبی طراحی گردیده است. براساس یافته‌های این مطالعه، ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی از مهم‌ترین عوامل توضیح‌دهنده شکنندگی مالی در ایران هستند.

میرباقری هیر و همکاران (۱۳۹۵) در ارزیابی ثبات مالی و تبیین عوامل مؤثر بر ثبات مالی بانک‌های کشور با استفاده از شاخص ثبات مالی Z-Score و عوامل اقتصاد خرد و کلان، به شاخص‌سازی ثبات مالی در بانک‌های ایرانی پرداخته و نشان داده‌اند که ثبات مالی بر عملکرد مؤسسات مالی و بانک‌ها تأثیر مثبتی دارد و کارایی فعالیت‌های آن‌ها را ارتقا می‌دهد. همچنین وضعیت مالی کل سیستم بانکی با استفاده از شاخص Z-Score نشان می‌دهد که در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۳ ثبات و پایداری بخش بانکی دارای روند افزایشی بوده و بهبود یافته است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در اکثر مطالعات داخلی برای تعیین شکنندگی سیستم بانکی از روش مبتنی بر وقایع و یا شاخص فشار بازار پول بهره گرفته شده است. همچنین جهت شناسایی عوامل مؤثر بر شکنندگی سیستم بانکی غالباً از مدل‌های لاجیت و یا پروبیت استفاده شده است. با وجود این که مطالعات نادعلی (۱۳۹۵) و پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۹۶) به ارزیابی شکنندگی

سیستم بانکی ایران با استفاده از شاخص BSFI پرداخته‌اند و نیز مطالعه احمدیان (۱۳۹۴) با بهره‌گیری از همین شاخص به بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر شکنندگی سیستم بانکی ایران با استفاده از روش شبکه عصبی پرداخته است، اما مطالعه‌ای داخلی که به‌صورت همزمان از شاخص BSFI برای سنجش شکنندگی سیستم بانکی و از مدل مارکوف سوئیچینگ برای شناسایی عوامل مؤثر بر آن استفاده کرده باشد، مشاهده نمی‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این قسمت، ابتدا شاخص شکنندگی سیستم بانکی به‌صورت سری زمانی برای دوره‌های فصلی[۱] ساخته می‌شود. همچنین از آن‌جا که متغیرهای سری زمانی اقتصادی که طی یک دوره زمانی به اندازه کافی طولانی گسترده شده‌اند، معمولاً به دلایل مختلفی همچون جنگ، هراس مالی، تغییرات قابل‌توجه در سیاست‌های دولت و ... برخی شکست‌های ساختاری را تجربه می‌کنند و یا به عبارت دیگر دچار تغییر وضعیت (رژیم) می‌شوند، لذا برای تبیین رفتار چنین متغیرهایی، به جای یک مدل ساده، باید از چندین مدل (معادله) استفاده کرد. مدل مارکوف سوئیچینگ این امکان را فراهم می‌آورد که از طریق مکانیسم انتقال چندین مدل با هم ترکیب گردند. از این‌رو در ادامه به معرفی مدل مارکف سوئیچینگ پرداخته می‌شود و در نهایت مدل تجربی عوامل مؤثر بر شکنندگی سیستم بانکی معرفی می‌شود.

۳-۱. شاخص شکنندگی سیستم بانکی

روش‌های شناسایی بحران‌های بانکی به دو دسته شاخص‌های مبتنی بر روش وقایع و روش آماری تقسیم شده‌اند. در روش وقایع، با استفاده از ترکیبی از رویدادهای بازار مانند تعطیلی، ادغام، هجوم به مؤسسات مالی و اقدامات اضطراری دولت، یک سال به عنوان سال بحرانی شناسایی می‌شود. این روش‌ها تنها زمانی قادر به شناسایی بحران‌ها هستند که وقایع بازار به اندازه کافی برای رخ دادن، شدید باشند و در مقابل، بحران‌هایی که به طور موفقیت‌آمیزی به وسیله سیاست‌های اصلاحی مهار گردیده‌اند، نادیده گرفته می‌شوند (فون هاگن و هو[۲]، ۲۰۰۷: ۳۹). از این روی، مطالعاتی که متکی بر روش وقایع هستند، از تورش انتخاب رنج می‌برند. این در حالی است که روش آماری بر معیارهای کمّی اتکا دارند و قادر به شناسایی سطوح مختلف شکنندگی بانکی بوده و تورش انتخاب را از بین می‌برند.

---

۱. با توجه به کوتاه‌بودن دوره پژوهش و فقدان وجود اطلاعات برخی متغیرها در داده‌های سالانه، از داده‌های فصلی استفاده شده است.

2. Von Hagen and Ho

در روش آماری، برای بررسی شکنندگی بانکی از شاخص‌های مختلفی استفاده شده است. لیندگرن و همکاران[1] (۱۹۹۶) برای اولین بار یک طبقه‌بندی از شاخص‌های شناسایی بحران‌ها ارائه کرده‌اند. بر این اساس، این شاخص‌ها به سه گروه رویکرد کلی[2]، رویکرد اقتصاد کلانی[3] و رویکرد پایین به بالا[4] طبقه‌بندی می‌شوند.

در رویکرد کلی، شاخص‌ها بر اساس داده‌های کل سیستم بانکی ساخته می‌شوند. شاخص‌های BSVI[5]، IMP[6] و BSFI مثال‌هایی از این روش هستند. در رویکرد اقتصاد کلانی عوامل اقتصاد کلان و شاخص‌های بحران بانکی در یک کشور مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل بانکداری ساده[7] (SBM) ارائه شده توسط کارشناسان صندوق بین‌المللی پول همچون بوید و همکاران[8] (۲۰۰۹)، نمونه‌ای از این رویکرد است. در رویکرد پایین به بالا، محققان سعی می‌کنند تا احتمال شکست انفرادی بانک‌ها و چگونگی انتقال شکست آنها به شکست کل سیستم بانکی را ارزیابی کنند.

در این مطالعه با توجه به کاستی‌های دیگر روش‌های شناسایی بحران‌های بانکی، از رویکرد کلی و از شاخص BSFI برای تعیین شکنندگی سیستم بانکی استفاده می‌شود. این شاخص که برای اولین بار توسط کیبریتچی اوغلو (۲۰۰۳) ارائه گردید از سه جزء اصلی ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری و ریسک نرخ ارز تشکیل شده است. ساختن شاخص مزبور نیازمند پروکسی‌های برای سه ریسک فوق‌الذکر می‌باشد که به تبعیت از مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه[9] از رشد کل سپرده‌های واقعی سیستم بانکی[10] به عنوان پروکسی ریسک نقدینگی استفاده می‌شود، چرا که با رشد سپرده‌های بانکی احتمال برداشت‌های ناگهانی گسترده توسط سپرده‌گذاران (هجوم بانکی) نیز به دلایلی همچون انتشار اخبار بد افزایش می‌یابد. رشد کل تسهیلات اعطایی واقعی به بخش خصوصی[11] نیز به عنوان تقریبی برای ریسک اعتباری مورد استفاده قرار می‌گیرد، زیرا با رونق اعطای اعتبارات به بخش خصوصی احتمال افزایش مطالبات معوق (ریسک اعتباری) افزایش می‌یابد. از رشد بدهی‌های خارجی سیستم بانکی نیز به عنوان پروکسی ریسک نرخ ارز استفاده می‌شود. سپس شاخص BSFI به صورت میانگین استاندارد شده سه ریسک مزبور به شرح زیر محاسبه می‌شود:

---

1. Lindgren et al.
2. Aggregate Approach
3. Macroeconomic Approach
4. Bottom-Up Approach
5. Banking Sector Vulnerability Index
6. Index of Money Pressure
7. Simple Banking Model
8. Boyd et al.

۹. برای مثال به Chung et al. (2008)، Tchana Tchana (2014)، Mazlan et al. (2014)، Loloh (2015) و Ati (2015) مراجعه شود.

۱۰. شامل کل سپرده‌های بخش غیردولتی (مجموع سپرده‌های دیداری و غیردیداری) است.

۱۱. شامل کل تسهیلات (ریالی و ارزی) بانک‌ها و موسسات اعتباری غیربانکی به بخش خصوصی است.

$$BSFI_t = \frac{NDEP_t + NCPS_t + NFL_t}{3} \quad (۱)$$

که در آن:

$$NDEP_t = \frac{DEP_t - \mu_{dep}}{\sigma_{dep}} \quad while \quad DEP_t = \frac{TDEP_t - TDEP_{t-4}}{TDEP_{t-4}} \quad (۲)$$

$$NCPS_t = \frac{CPS_t - \mu_{cps}}{\sigma_{cps}} \quad while \quad CPS_t = \frac{TCPS_t - TCPS_{t-4}}{TCPS_{t-4}} \quad (۳)$$

$$NFL_t = \frac{FL_t - \mu_{fl}}{\sigma_{fl}} \quad while \quad FL_t = \frac{TFL_t - TFL_{t-4}}{TFL_{t-4}} \quad (۴)$$

$TDEP_t$، $TCPS_t$ و TFL_t به ترتیب نشان‌دهنده کل سپرده‌های بانکی، کل تسهیلات اعتباری به بخش خصوصی و کل بدهی‌های خارجی سیستم بانکی در فصل tام بوده و DEP_t، CPS_t و FL_t رشد آنها را نسبت به فصل مشابه سال قبل نشان می‌دهد. رشدهای محاسبه شده با کسر از میانگین خود و تقسیم بر انحراف معیار مربوطه به صورت استاندارد درآمده[۱] و با $NDEP_t$، $NCPS_t$ و NFL_t نشان داده شده است. در این مقاله، برای ممانعت از دخالت قضاوت شخصی در اندازه‌گیری وزن اهمیت هر یک از ریسک‌های مزبور، وزن یکسان برای آنها در نظر گرفته شده است.

رفتار ریسک‌پذیری بانک‌ها و نتیجه چنین رفتاری که همانا شکنندگی سیستم بانکی خواهد بود را می‌توان با استفاده از BSFI اندازه گرفت. لازم به ذکر است که توالی نوسانات در هر یک از اجزاء اصلی، تعیین‌کننده میزان رفتار ریسک‌پذیری بانک‌ها و متعاقب آن شکنندگی بخش بانکی خواهد بود. استدلال تئوریکی این موضوع، بر مبنای این واقعیت است که بحران بخش بانکی معمولاً با کاهش قابل توجهی در میانگین متغیرهای سپرده‌های بانکی (برداشت‌های گسترده بانکی)، مطالبات بانک‌ها از بخش خصوصی (افزایش وام‌های معوق) و بدهی‌های خارجی بانک‌ها (به خصوص در مواجه با کاهش ارزش واقعی یا بالقوه در پول داخلی) ایجاد می‌شود. با این تفسیر، واضح است که همزمانی این سه رویداد به شدت مشکلات قریب الوقوع بخش بانکی را افزایش خواهد داد. با این وجود هر جابجایی BSFI از میانگین خود (که برابر صفر است)، نشان‌دهنده رفتار ریسک‌پذیری بیش از حد و یا به وجود آمدن مشکلات سیستم بانکی نیست. برای همین منظور، حدود آستانه‌ای سطوح

۱. با استانداردسازی، واریانس سه مؤلفه یکسان گردیده و از تحت الشعاع قرار گرفتن شاخص BSFI توسط هر یک از سه جزء جلوگیری می‌شود (کیبریتچی اوغلو، ۲۰۰۳).

ریسک‌پذیری و دوره‌های شکنندگی سیستم بانکی به تبعیت از سینگ[1] (۲۰۱۱) ، تکانا تکانا (۲۰۱۴) و لولو[2] (۲۰۱۵) به شرح زیر مشخص می‌شوند:

الف) $BSFI > \sigma$ نشان‌دهنده ریسک‌پذیری بالای سیستم بانکی است که σ انحراف معیار شاخص BSFI می‌باشد.

ب) $-\sigma < BSFI < \sigma$ بیانگر ثبات سیستم بانکی است.

ج) $BSFI < -\sigma$ نشان‌دهنده شرایط شکنندگی بالای سیستم بانکی است.

۳-۲. مدل مارکوف سوئیچینگ

مدل مارکوف سوئیچینگ توسط همیلتون[3] در سال ۱۹۸۹ مطرح شد که به عنوان مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود و یکی از مشهورترین مدلهای غیر خطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم های مختلف استفاده می‌کند. به طوری که با تغییر معادلات در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌آورد تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده را توضیح دهد. ویژگی بدیع مدل سوئیچینگ مارکوف این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره‌ی مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره قبل بستگی دارد. بنابراین مدل سوئیچینگ مارکوف برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی را در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند، مناسب است (همیلتون، ۱۹۸۹: ۵۷).

اساس مدل مارکوف سوئیچینگ (MS) مبتنی بر مدل‌های خود توضیحی (AR) می‌باشد، با این تفاوت که پارامترها بستگی به زمان داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، از این رو تغییرات در ارتباط میان متغیرها طی دوره مورد بررسی را می‌توان به راحتی و بدون هیچ پیش فرضی استخراج نمود. تغییرات در روابط میان متغیرها به وسیله فرآیند زنجیره‌ای مارکوف ایجاد می‌شود که این فرایند پایدار بوده، ولی قابل مشاهده نیست (فلاحی و هاشمی، ۱۳۸۹: ۱۵۲-۱۳۱). از سوی دیگر با توجه به این‌که در این مدل‌ها، سری زمانی مورد بررسی (یعنی بردار y_t) در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، لذا فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های AR موجه نبوده و از مدل‌های MS-AR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی مطرح شدن مدل اخیر آنست که پارامترهای آن به متغیر رژیم (S_t) بستگی دارند. در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. برای این منظور همیلتون (۱۹۹۴ و ۱۹۹۳) نشان داد که در مدل‌های خود توضیحی مارکوف سوئیچینگ، سری زمانی y_t به شکل نرمال با

1. Singh
2. Loloh
3. Hamilton

میانگین μ_i در هر رژیم و با احتمال K توزیع شده است. بنابراین مدل MS-AR در حالتی که شامل سه رژیم و p وقفه باشد به صورت MS(3)-AR(p) مطابق با رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = \mu(S_t) + \left[\sum a_i (y_{t-i} - \mu(S_{t-i}))\right] + \varepsilon_t \quad ; \varepsilon_t | S_t \sim NID(0, \sigma^2) \ , \ S_t = 1,2,3 \qquad (5)$$

به طوری‌که در آن، y_t سری زمانی مورد بررسی، μ میانگین متغیر مورد نظر و a_i نشانگر پارامترهای مدل می‌باشد (کرولزیگ[1]، ۱۹۹۷: ۱۴).

در مدل مارکوف، ویژگی‌های y_t مشترکاً توسط ویژگی ε_t و متغیر وضعیت s_t تعیین می‌شود. متغیرهای وضعیت، تغییرات دائمی و مکرر را در الگوی مدل ایجاد می‌کنند. برای داشتن پویایی کامل متغیرها، تشریح احتمالات حرکت متغیر s_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر ضروری است. زنجیره مرتبه اول مارکوف این احتمالات را نشان می‌دهد:

$$Pr[s_t = j | s_{t-1} = i, \ s_{t-2} = k, \ldots; y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots] = Pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij} \qquad (6)$$

انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقال نشان داد. در یک مدل سه رژیمی، این ماتریس به صورت زیر است:

$$P = \begin{bmatrix} Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) & Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 3) \\ Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) & Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) & Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 3) \\ Pr(s_t = 3 | s_{t-1} = 1) & Pr(s_t = 3 | s_{t-1} = 2) & Pr(s_t = 3 | s_{t-1} = 3) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & p_{31} \\ p_{12} & p_{22} & p_{32} \\ p_{13} & p_{23} & p_{33} \end{bmatrix} \qquad (7)$$

که در آن $P_{ij}(i, j = 1,2,3)$ احتمالات انتقال $s_t = j$ را نشان می‌دهد به طوری که $s_{t-1} = i$ و $p_{i1} + p_{i2} + p_{i3} = 1$ می‌باشد. در حالی که y_t قابل مشاهده است، متغیر وضعیت S_t غیرقابل مشاهده بوده و مقدار آن تنها بر اساس مقدار تحقق‌یافته y_t قابل استنتاج است که به صورت $\xi_{it} = Pr[s_t = 1 | \Omega_t; \theta]$ نشان داده می‌شود و در آن $\Omega_t, i = 1,2,3$ بیانگر مجموعه اطلاعات (مجموعه مشاهدات در دسترس دوره t) بوده و θ نیز بردار پارامترها را برای تخمین نشان می‌دهد. برای استنباط بایستی یک روش تکراری برای دوره t ($t = 1,2,\ldots,T_1$) هنگامی که مقدار قبلی احتمال $\xi_{it-1} = Pr[s_t = 1 | \Omega_{t-1}; \theta]$ می‌باشد، به عنوان داده در مدل استفاده شود. بدین منظور تابع چگالی احتمال تحت وضعیت‌های مختلف مورد نیاز است که به صورت زیر قابل بررسی است:

$$\eta_{it} = f(y_t | s_t = i, \Omega_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{(y_t - c_1 - \rho y_{t-1})^2}{2\sigma^2} \right] \qquad (8)$$

1. Krolzig

چگالی شرطی نیز به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\left(y_t|\Omega_{t-1};\theta\right)=\sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2}\rho_{ij}\xi_{jt-1}\eta_{it} \quad (۹)$$

و بنابراین داریم:

$$\xi_{it}=\frac{\sum\rho_{ij}\xi_{jt-1}\eta_{it}}{f\left(y_t|\Omega_{t-1};\theta\right)} \quad (۱۰)$$

با استفاده از این نتایج، می‌توان لگاریتم احتمال شرطی داده‌های مشاهده شده را برای مقدار داده شده θ به دست آورد:

$$Log\ f(y_1,y_2,...,y_T|y_\circ,\theta)=\sum_{t=1}^{T}Log\ f(y_t|\Omega_{t-1};\theta) \quad (۱۱)$$

برای برآورد θ از بهینه‌سازی استفاده می‌شود تا لگاریتم احتمال شرطی با به کارگیری مقدار اولیه ξ_j حداکثر گردد.

بعد از تخمین ضرایب مدل و محاسبه ماتریس انتقال، می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی بر اساس اطلاعات کل نمونه (۱ تا T) محاسبه کرد که این مجموعه از احتمالات به عنوان احتمالات هموار شده[1] شناخته می‌شوند. علاوه بر این می‌توان احتمال وضعیت j را در هر دوره زمانی با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد بررسی) محاسبه کرد که به احتمالات فیلتر شده[2] معروف است.

در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که فقط برخی از پارامترها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر پارامترها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های مارکوف سوئیچینگ برای نشان دادن میانگین از علامت M، برای عرض از مبدأ از علامت I، برای پارامترهای خود همبستگی از علامت A و برای واریانس از علامت H استفاده می‌شود. بنابراین مدل‌های MSI، MSIAH، MSIH و MSIA انواع مدل‌هایی هستند که امکان تخمین آنها وجود دارد. در عین حال اگر به جای عرض از مبدأ، میانگین در رژیم‌ها تغییر کند مدل‌های MSM، MSMAH، MSMH وMSMA قابل تصور می‌باشند. این مدل‌ها چارچوب غیرخطی انعطاف‌پذیری برای لحاظ کردن واریانس ناهمسانی، انتقالات گاه و بیگاه و پیش‌بینی فراهم می‌کنند (فلاحی، ۱۳۹۳: ۱۱۴).

1. Smoothed Probabilities
2. Filtered Probabilities

۳-۳. معرفی مدل تجربی عوامل مؤثر بر شکنندگی سیستم بانکی

مدل تجربی مورد استفاده برای بررسی عوامل موثر بر شکنندگی سیستم بانکی برگرفته از مطالعه گونزالس-هرموسیلو (۱۹۹۶) می‌باشد که شکنندگی بانکی را تابعی از متغیرهای اقتصاد خرد (خاص بانکی) و اقتصاد کلان به صورت زیر تعریف می‌کند:

$$BSFI = f(Micro, Macro) \qquad (۱۲)$$

که در آن Micro نشان‌دهنده متغیرهای اقتصاد خرد و Macro نشان‌گر متغیرهای اقتصاد کلان است.

همان گونه که پیشتر نیز ذکر شد برای متغیرهای اقتصاد خرد از نسبت‌های مالی در چارچوب معیار CAMELS استفاده می‌شود که در مطالعه حاضر به دلیل فقدان اطلاعات در مورد برخی از متغیرهای معیار مزبور، صرفاً از متغیرهای کفایت سرمایه، کیفیت دارایی و نقدینگی استفاده خواهد شد. کفایت سرمایه به وسیله نسبت کل سرمایه به کل دارایی، کیفیت دارایی از طریق نسبت کل وام به کل دارایی و نقدینگی به وسیله نسبت کل سپرده‌ها به کل وام اندازه‌گیری می‌شود. بالاتر بودن نسبت کفایت سرمایه بیانگر وجود سرمایه کافی برای جذب شوک‌های پیش‌بینی نشده (مانند عدم پرداخت غیرمنتظره وام توسط مشتریان) بوده، از این رو احتمال ورشکستگی بانکی کمتر می‌شود. همچنین از آن جا که وام‌ها دارای ریسک بیشتری نسبت به اوراق بهادار و دارایی‌های نقدی نگهداری شده توسط بانک‌ها هستند، لذا شاخص در نظر گرفته شده برای کیفیت دارایی با احتمال شکنندگی سیستم بانکی رابطه مستقیمی دارد. نقدینگی پایین سیستم بانکی نیز احتمال شکنندگی سیستم بانکی را از طریق ریسک نقدینگی به شدت افزایش می‌دهد. برای متغیرهای اقتصاد کلان نیز از نرخ تورم، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود[۱]. تورم بالا با افزایش احتمال شکنندگی سیستم بانکی همراه است، چرا که تغییرات ناگهانی در نرخ تورم می‌تواند بر نرخ بهره تأثیر منفی بگذارد و باعث بدترشدن سرمایه بانک (افزایش مطالبات معوق) و ارزش وثیقه‌ها و همچنین تضعیف ترازنامه بانک شود. رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، معمولاً منجر به درآمد بیشتر می‌شود که به نوبه خود باعث بهبود توانایی پرداخت بدهی وام‌گیرندگان و در نتیجه کاهش مطالبات معوق می‌شود. در نهایت با افزایش نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، احتمال شکنندگی سیستم بانکی افزایش می‌یابد، چرا که در صورت مناسب بودن وضعیت مالی دولت است که دولت می‌تواند به سرعت اقدامات احتیاطی را برای تغییر ترکیب سرمایه بانک‌های مشکل‌دار انجام دهد و از یک وضعیت بحرانی جلوگیری کند.

---

۱. این متغیرها در در مطالعاتی همچون Hardy and ،Demirguc-Kunt and Detagiache (1998a, b, 2000) ،Pazarbasioglu (1998) ،Hutchison and McDill (1999) ،Eichengreen and Arteta (2000) ،Hutchison (2002)، Domac and Mertinez-Peria (2003)، Zistler (2010) و Guansel (2012) مورد اشاره قرار گرفته‌اند.

بدین ترتیب مدل تجربی عوامل مؤثر بر شکنندگی سیستم بانکی ایران به صورت رژیمی و به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$BSFI_t(s_t) = \beta_1(s_t) + \beta_2(s_t)CAP_t + \beta_3(s_t)ASS_t + \beta_4(s_t)LIQ_t + \beta_5(s_t)INF_t + \beta_6(s_t)RGDP_t + \beta_7(s_t)BUDGET_t + u_t \quad (۱۳)$$

که در آن t نشان‌دهنده فصل بوده و متغیرهای BSFI، CAP، ASS، LIQ، INF، RGDP و BUDGET به ترتیب نشان‌دهنده شاخص شکنندگی سیستم بانکی، کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، نقدینگی، نرخ تورم، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی می باشند.

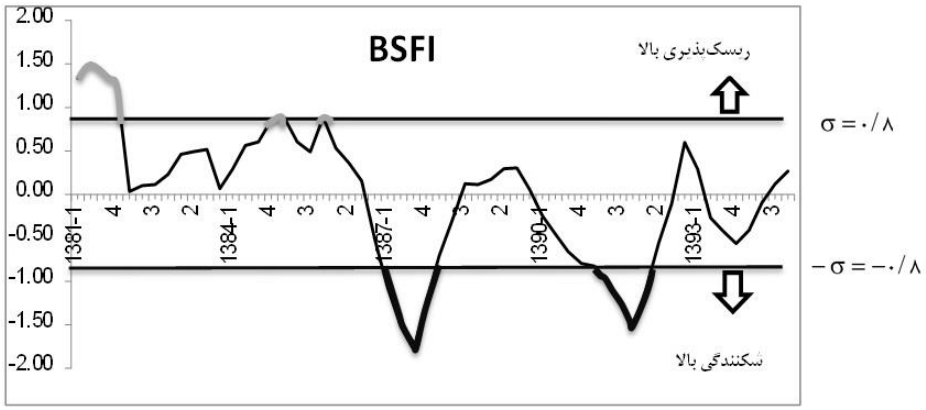
دوره زمانی مورد مطالعه از فصل اول سال ۱۳۸۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۳ می‌باشد. داده‌های مورد نیاز از بانک اطلاعات سری زمانی موجود در تارنمای رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی و نشریات آماری بانک مرکزی (گزارش‌های اقتصادی و نماگرهای اقتصادی) استخراج شده‌اند. لازم به ذکر است که متغیرهای اسمی با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی (سال پایه ۱۳۹۰)، تورم‌زدایی گشته‌اند. جامعه آماری مورد مطالعه نیز تمامی بانک‌ها و موسسات اعتباری غیر بانکی دارای مجوز از بانک مرکزی می‌باشد. برای تخمین مدل مذکور و محاسبه شاخص BSFI از نرم‌افزارهای OxMetrics6, Eviews9 و Excel2010 استفاده شده است.

٤. برآورد مدل و تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

٤-١. محاسبه شاخص BSFI

نمودار ۱ شاخص BSFI محاسبه شده بر اساس رابطه ۱ را برای سیستم بانکی ایران طی دوره زمانی فصل اول ۱۳۸۱ تا فصل چهارم ۱۳۹۳ نشان می‌دهد. انحراف معیار BSFI برای کل دوره مطالعه برابر ۰/۸می‌باشد. در حالت عادی، BSFI در امتداد میانگین خود (که برابر صفر است) نوسان می‌کند. یک انحراف مثبت حاشیه‌ای BSFI از میانگین خود به عنوان نتیجه‌ای مطلوب در نظر گرفته می‌شود که نشان‌دهنده سلامت سیستم بانکی بدون هیچ نشانه‌ای از قریب‌الوقوع بودن مشکلات بخش بانکی می‌باشد. به طور کلی، BSFI می‌تواند درون نوارهای افقی ($\pm\sigma$) نوسان کند. ریسک‌پذیری بالا در نواحی بالای نوار ($+\sigma$) رخ می‌دهد، در حالی که شکنندگی بالا در نواحی پایین نوار ($-\sigma$) اتفاق می‌افتد. دوره‌های ریسک‌پذیری بالا و شکنندگی بالا به ترتیب با خطوط خاکستری و سیاه پررنگ مشخص شده‌اند. بدین ترتیب، خطوط خاکستری نشان‌دهنده مرحله هشداردهی زود هنگام شکنندگی بانکی می‌باشند. همان گونه که در نمودار مزبور ملاحظه می‌شود دوره‌های با شکنندگی متوسط و بالا بعد از مرحله هشداردهی بوده‌اند. مدت زمان بین مرحله هشداردهی زود هنگام و مرحله شکنندگی بالا

حدود چهار فصل بوده است، به عنوان مثال برای شکنندگی بالای تجربه شده در سال ۱۳۸۷، مرحله هشداردهی در سال ۱۳۸۵ رخ داده است.



نمودار ۱: شاخص BSFI محاسبه شده برای سیستم بانکی ایران

منبع: محاسبات تحقیق

٤-۲. برآورد مدل

در راستای تخمین مدل ۱۳ از طریق روش مارکوف سوئیچینگ، به منظور ممانعت از رگرسیون کاذب، لازم است ابتدا متغیرهای مورد استفاده از نظر مانایی مورد بررسی قرار گیرند. برای بررسی فرضیه ریشه واحد در سری‌های زمانی، آزمون‌های مختلفی وجود دارند که از جمله مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس و پرون اشاره کرد، اما همان گونه که در ادبیات اقتصادسنجی نشان داده شده است، این آزمون‌ها در نمونه‌های کوچک دارای توان پایین بوده[۱] و از نظر اندازه آزمون[۲] نیز دارای مشکل هستند (دیجانگ[۳] و همکاران، ۱۹۹۲: ۶۰). در حالی که فرضیه صفر آزمون‌های فوق، وجود ریشه واحد در متغیرها می‌باشد، گروه دیگری از آزمون‌ها نیز وجود دارند که فرضیه صفر آن‌ها مانایی متغیر مورد بررسی می باشد که بدین ترتیب کشف فرضیه اشتباه در خصوص ریشه واحد را تسهیل می‌سازد. از جمله مهم‌ترین این آزمون‌ها می‌توان به آزمون KPSS اشاره کرد که در مطالعه حاضر نیز برای مانایی متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۱ آورده شده است. بر اساس این نتایج، فرضیه صفر مبتنی بر مانایی برای هیچ کدام

۱. یعنی احتمال عدم رد فرضیه صفر در حالی‌که این فرضیه نادرست است، زیاد می‌باشد.

۲. یعنی احتمال رد کردن فرضیه صفر در حالی‌که این فرضیه درست است.

3. Dejong

از متغیرها در سطح معنی‌داری ۱٪ رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل در سطح مانا بوده و می‌توان از آن‌ها بدون تفاضل‌گیری استفاده کرد[۱].

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS (فرضیه صفر ایستایی متغیر)

متغیر	با عرض از مبدأ و روند	
	سطح	
	مقدار آماره[۲]	نتیجه آزمون
BSFI	۰/۱۰۵*	مانا
کفایت سرمایه	۰/۱۷۴*	مانا
کیفیت دارایی	۰/۱۶۰*	مانا
نقدینگی	۰/۱۸۳*	مانا
نرخ تورم	۰/۱۰۲*	مانا
رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۰۵۴*	مانا
نسبت کسری بودجه به GDP	۰/۱۹۲*	مانا

* معناداری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد.

منبع: محاسبات تحقیق

مناسب بودن مدل مارکوف سویچینگ برای برآورد، منوط به غیرخطی بودن الگوی داده‌های مورد بررسی می‌باشد. به منظور اطمینان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها از آزمون LR استفاده می‌شود. مقدار آماره این آزمون، که از توزیع کای دو پیروی می‌کند، از مقادیر حداکثر راست‌نمایی دو مدل رقیب، یک مدل بدون رژیم (مدل خطی) و مدل دیگر با سه رژیم (مدل مارکوف) محاسبه می‌شود و دارای توزیع کای دو غیر استاندارد است. در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می‌توان گفت که مدل خطی در آن سطح اطمینان مدلی مناسب نبوده و باید از مدل مارکوف سویچینگ استفاده شود. جدول ۲ نتایج این آزمون را نشان می دهد.

جدول ۲: نتایج آزمون LR

ارزش احتمال	مقدار آماره
۰/۰۰۰	۳۷۰/۳

منبع: محاسبات تحقیق

۱. به منظور دقت بیشتر از آزمون مانایی زیوت–اندروز و آزمون فصلی هگی (HEGY) نیز استفاده گردید که بر اساس این آزمون‌ها نیز متغیرها در سطح مانا بودند.

۲. مقدار بحرانی آماره در سطح اطمینان ۱٪ برابر ۰/۲۱۶ می‌باشد.

نتایج آزمون LR دلالت بر این دارد که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد شده و غیر خطی بودن رابطه بین متغیرها تأیید می‌شود، فلذا در ادامه از روش غیر خطی مارکوف سویچینگ برای برآورد مدل استفاده می‌شود.

گام بعدی تعیین تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز است که بر اساس این معیارها، وقفه یک به عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته می‌شود. در مرحله بعد تعداد بهینه رژیم در مدل MS مورد استفاده باید تعیین گردد. با توجه به وجود پارامترهای مزاحم[1] در فرضیه صفر[2]، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر باعث می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه استفاده کرد (کرولزیگ، ۱۹۹۷: ۱۴۴). بدین منظور، در ابتدا الگوی چرخشی مارکف با دو و سه رژیم و حالت‌های مختلف (اجزای رژیمی متفاوت) برآورد می‌شود، سپس مدل‌هایی که دارای ضرایب ناسازگار با مبانی نظری یا دچار حداقل یکی از مشکلات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس می‌باشند، نادیده گرفته می‌شوند. در نهایت از بین مدل‌های باقیمانده، مدل دارای کمترین مقدار معیار AIC به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌شود. نتایج تخمین ترکیب‌های مختلف وقفه–رژیم برای هر یک از حالت‌های مدل مارکوف سوئیچینگ در جدول ۳ آمده است. ملاحظه می‌شود که در تمامی مدل‌های مورد تخمین، مقدار معیار AIC برای مدل سه رژیمی MSIAH(3)- AR(1) کمتر از سایر مدل‌ها بوده است، لذا این مدل به عنوان مدل برتر انتخاب می‌شود. در این مدل تمام پارامترها شامل عرض از مبدأ، ضرایب متغیرها با وقفه‌های مختلف و واریانس مدل به رژیم وابسته است.

جدول ۳: نتایج معیار AIC در ترکیب‌های مختلف وقفه–رژیم مدل مارکوف سوئیچینگ

		MSM	MSI	MSA	MSH	MSMA	MSMH	MSIA	MSIH	MSMAH	MSIAH
تعداد رژیم	۲	۰/۷۶	۰/۷۱	۰/۲۰	۰/۷۰	۰/۶۷	۰/۹۹	۰/۰۶	−۲/۳۵	۰/۳۵	۰/۱۸
	۳	۰/۹۳	۰/۶۷	−۳/۶۸	−۳/۰۴	۰/۵۸	۱/۰۱	−۱/۹۱	−۰/۸۵	۱/۰۵	−۴/۹۱

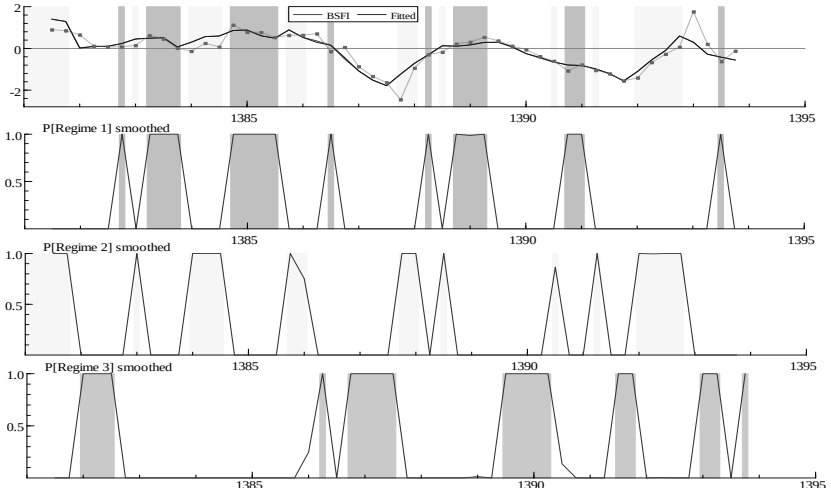
منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج مدل‌های برآورد شده، رژیم اول و دوم دارای عرض از مبدأ مثبت بوده و در رژیم سوم عرض از مبدأ منفی است. از سوی دیگر، مقدار سیگما در رژیم اول بسیار بزرگتر از رژیم دوم است. پس می‌توان رژیم اول را مطابق با دوره‌های ریسک‌پذیری بالا، رژیم دوم را مطابق با دوره‌های ثبات و رژیم سوم را مطابق با دوره‌های شکنندگی بالای سیستم بانکی تلقی کرد. این نتایج بر اساس نمودارهای هر رژیم (نمودار ۲) نیز قابل مشاهده است. همچنین نمودار ۳، وضعیت جزء اخلال تخمین مدل MSIAH(3)-AR(1) را نشان می‌دهد که حاکی از صحت تخمین و انتخاب صحیح وقفه‌ها

1. Nuisance parameter

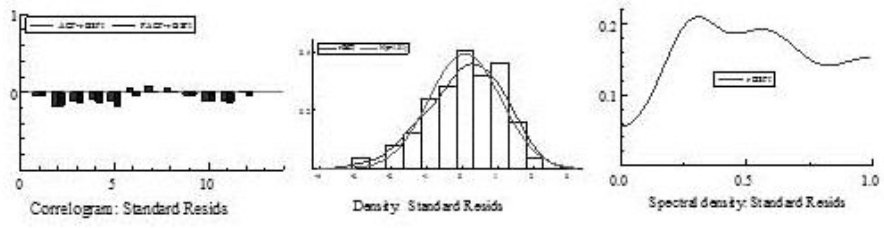
۲. به عنوان مثال وقتی فرضیه صفر وجود ۲ رژیم را در مقابل ۳ رژیم آزمون می‌کنیم احتمال انتقال به رژیم ۳ و نیز ضرایب مربوط به رژیم ۳ در دسترس نیست که در ادبیات اقتصادسنجی این به این پارامترها، پارامترهای مزاحم گویند.

می‌باشد. به منظور بررسی میزان ثبات رژیم‌ها و همچنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر، ماتریس احتمال انتقال رژیم استخراج شده و در انتهای جدول ۴ آورده شده است. احتمال انتقالات نشان می‌دهند درصورتی‌که در زمان t در رژیم i قرار بگیریم، احتمال این‌که در زمان $t+1$، در رژیم j قرار بگیریم، چقدر است. همچنین احتمالات تجمعی نشان می‌دهند هر رژیم چند درصد از دوره زمانی مورد مطالعه را شامل می‌شود. به عبارت دیگر، احتمالات تجمعی، احتمال حادث شدن هر یک از رژیم‌ها قطع نظر از این‌که در دوره گذشته در رژیم یک، دو یا سه باشیم را نشان می‌دهد. دوره دوام نیز نشان‌دهنده متوسط دوره‌هایی است که طول می‌کشد تا از رژیمی به رژیم دیگر تغییر وضعیت دهیم. جدول ۴ همچنین در بر گیرنده نتایج حاصل از تخمین مدلMSIAH(3)-AR(1) برای بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی سیستم بانکی ایران می‌باشد. لازم به ذکر است که در تخمین مدل، وقفه بهینه بر اساس معیارهای آکائیک و شوارتز برابر یک بوده، لذا متغیرها با یک وقفه تأخیرگزارش شده‌اند.



نمودار ۲: وضعیت رژیم‌های حاصل از تخمین مدل MSIAH(3)- AR (1)

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار۳: وضعیت جزء اخلال تخمین مدل MSIAH(3)- AR (1)

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ٤: نتایج تخمین مدل MSIAH(3)- AR (1) و ماتریس احتمال انتقال رژیم

متغیر	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۳	
	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب
جمله ثابت	۳۴/۸	۴/۲۶**	۶۷/۹	۲۰/۶۱**	-۲/۴e+۰۰۵	-۲۰/۳۵**
$BSFI_{t-1}$	۱۳۷	۰/۹۰**	۲۱۷۴	۰/۰۲**	۱۰/۹	۰/۵۵**
کفایت سرمایه	۳۳/۵	۱۴/۲۵**	۹۳۰۹	۵/۳۳**	۷۸/۹	۲۴/۵۵**
کیفیت دارایی	-۵۳/۳	-۸/۲۵**	-۴/۴۲e+۰۰۴	-۷/۶۲**	-۲۷/۸	-۱۸/۸۶**
کیفیت نقدینگی	-۳۳/۹	-۳/۱۹**	-۲/۱e+۰۰۴	-۲/۳۰**	-۱۸/۴	-۸/۸۹**
تورم	-۳۷/۹	-۰/۰۲**	-۳/۵e+۰۰۴	-۰/۱۵**	-۰/۴۲	-۰/۰۰۳**
رشد GDP	۲۰/۲	۰/۰۵**	۹/۱e+۰۰۴	۰/۴۳**	۴/۸۷	۰/۱۰**
کسری بودجه	۱۳/۸	۰/۱۶**	۵/۶۵e+۰۰۴	۰/۹۱**	-۲/۹۲	-۰/۳۷**
انحراف معیار	۰/۰۰۶		۹/۰۴e -۰۰۴		۰/۰۷	
AIC criterion	-۴/۹۱					
log-likelihood	۱۷۶/۳۳					
LR linearity test	۳۷۰/۳۴					
Davies	۰/۰۰۰					

احتمال شرطی انتقالات		زمان t		
		رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
زمان $t+1$	رژیم ۱	۰/۴۷	۰/۳۳	/۲۰
	رژیم ۲	۰/۲۳	۰/۴۵	۰/۳۳
	رژیم ۳	۰/۳۰	۰/۲۲	۰/۴۶
متوسط دوام		۱/۸	۱/۷۵	۲/۳۸
احتمال تجمعی (درصد)		۳۵/۲۹	۲۷/۴۵	۳۷/۲۵
طول دوره (فصل)		۱۸	۱۴	۱۹

** معنی‌داری در سطح ۱٪

منبع: محاسبات تحقیق

مطابق نتایج بدست آمده، از بین متغیرهای اقتصاد خرد (خاص بانکی)، متغیر کفایت سرمایه در هر سه رژیم دارای ضریب مثبت و معنی‌دار می‌باشد، یعنی افزایش این نسبت باعث می‌شود مقدار شاخص BSFI افزایش یابد و این نشان‌دهنده آن است که در رژیم‌های یک و دو افزایش نسبت سرمایه منجر به افزایش ریسک‌پذیری سیستم بانکی شده اما در رژیم سه، با افزایش میزان آن، ظرفیت جذب ضرر و زیان نیز افزایش یافته و در نتیجه احتمال شکست بانکی کاهش می‌یابد. این نتایج با یافته‌های مارتین (۱۹۷۷)، اوری و همکاران (۱۹۸۴)، هفرنان (۱۹۹۶) و ییلماز (۲۰۰۳) سازگار است. متغیر کیفیت دارایی در هر سه رژیم دارای ضریب منفی و معنی‌دار می‌باشد. یعنی افزایش نسبت وام به دارایی باعث کاهش مقدار شاخص BSFI می‌شود. از آن‌جا که افزایش نسبت وام به دارایی، منعکس کننده کیفیت پایین دارایی‌ها بوده لذا افزایش این نسبت، در رژیم یک باعث کاهش ریسک‌پذیری، در رژیم دو باعث حرکت به سمت شکنندگی و در رژیم سه باعث افزایش شکنندگی

سیستم بانکی شده است. این نتایج با آنچه که توسط اوری و همکاران (۱۹۸۴)، تامپسون (۱۹۹۱) و بورویکوا (۲۰۰۰) به دست آمده، مطابقت دارد. همچنین مطابق نتایج، متغیر نقدینگی در هر سه رژیم دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص شکنندگی سیستم بانکی می‌باشد که بیانگر آن است که نقدینگی بالاتر سیستم بانکی، ممکن است حاکی از استفاده ناکارآمد از منابع (یعنی ضعف فعالیت‌های سرمایه‌گذاری مالی) باشد، لذا در هر سه رژیم باعث کاهش مقدار BSFI شده و بنابراین شکنندگی سیستم بانکی افزایش یافته است. این یافته نیز هم‌راستا با نتایج مطالعه گانسل (۲۰۱۲) می‌باشد.

از بین متغیرهای اقتصاد کلان، متغیر تورم در هر سه رژیم دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص شکنندگی سیستم بانکی بوده و بر این امر دلالت می‌کند که محیطی با تورم بالا باعث بدتر شدن سرمایه بانک‌ها (افزایش مطالبات معوق) و ارزش وثیقه‌ها و همچنین تضعیف ترازنامه‌های بانکی شده و ارزیابی ریسک اعتباری را برای بانک‌ها مشکل می‌سازد. نویسندگانی همچون هاردی و همکاران (۱۹۹۸)، دمیرگوچ-کانت و همکاران (۱۹۹۸ و۲۰۰۰) دوماک و همکاران (۲۰۰۳)، هاچیسون (۲۰۰۲) و گانسل (۲۰۱۲) نیز نشان داده‌اند که تورم بالا با شکنندگی بخش بانکی در ارتباط بوده است. متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در هر سه رژیم دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص شکنندگی سیستم بانکی است که نشان‌دهنده آن است که افزایش رشد اقتصادی با کاهش ریسک اعتباری ناشی از کاهش احتمال معوق شدن وام‌ها ارتباط دارد و لذا در رژیم‌های یک و دو ریسک‌پذیری بانک‌ها افزایش یافته و در رژیم سه احتمال شکست بانکی کاهش می‌یابد. این یافته با نتایج مطالعات هاردی و همکاران (۱۹۹۹۸)، هاچیسون و همکاران (۱۹۹۹)، هاچیسون (۲۰۰۲)، دمیرگوچ-کانت و همکاران (۱۹۹۸ و۲۰۰۰)، برویکوا (۲۰۰۰)، ییلماز (۲۰۰۳) و گانسل (۲۰۱۲) سازگار می‌باشد. در نهایت، متغیر کسری بودجه دولت در رژیم‌های یک و دو تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص شکنندگی سیستم بانکی ایران داشته که باعث افزایش ریسک‌پذیری سیستم بانکی شده است. همچنین در رژیم سه این ضریب منفی است که بیانگر آن است که اقتصاد ایران در یک وضعیت مالی مناسب قرار ندارد، به طوری که در طول دوره بحران‌ها، این احتمال وجود دارد که دولت نتواند به سرعت اقدامات احتیاطی را برای افزایش نقدینگی بانک‌ها و جلوگیری از مشکلات انجام دهد و لذا شکنندگی سیستم بانکی را افزایش داده است. دمیرگوچ-کانت و همکاران (۱۹۹۸) نیز نشان داده‌اند که در دولت‌های با کسری بودجه بالا، احتمال به تعویق افتادن اقدامات لازم برای تقویت سلامت بخش بانکی افزایش یافته و در نتیجه مشکلات جزئی می‌توانند منجر به بحران‌های سیستماتیک شوند.

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

هدف اصلی این مطالعه بررسی تجربی تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی سیستم بانکی ایران طی دوره ۱۳۹۳:۴-۱۳۸۱:۱ می‌باشد. برای این منظور ابتدا شاخص شکنندگی سیستم

بانکی محاسبه شده و روند زمانی آن مورد بررسی قرار گرفت. سپس با بهره‌گیری از یک مدل مارکوف سوئیچینگ سه رژیمی، تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی سیستم بانکی مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج حاصل از محاسبه شاخص شکنندگی سیستم بانکی ایران نشان می‌دهد طی دوره مورد بررسی سه دوره اصلی ریسک‌پذیری بیش از حد، دو دوره با شکنندگی بالا و در بقیه دوره‌ها ثبات وجود دارد. با این وجود، با توجه به دولتی بودن ساختار بانک‌ها و حمایت‌های مالی دولت از آنها، بحران‌های بانکی سنتی، یعنی ورشکستگی و تعطیلی بانک‌ها و هجوم سپرده‌گذاران برای خروج سپرده‌هایشان از بانک‌ها وجود نداشته است. علاوه بر این، یافته‌های مبتنی بر مدل مارکوف سوئیچینگ مؤید تأثیر هر دو دسته متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی سیستم بانکی ایران در هر سه رژیم می‌باشد. نتایج نشان می‌دهند که شکنندگی سیستم بانکی ایران با متغیرهای اقتصاد خرد (خاص بانکی) همچون پایین بودن کفایت سرمایه، پایین بودن کیفیت دارایی‌ها و نقدینگی پایین و نیز متغیرهای اقتصاد کلان، همچون تورم بالا، کاهش رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و افزایش کسری بودجه دولت ارتباط دارد که این نتایج هم‌راستای با مطالعات صورت پذیرفته در این زمینه بودند.

با عنایت به نتایج حاصل از این مطالعه و نیز با توجه به ویژگی‌ها و ساختار حاکم بر فعالیت‌های بانکی در اقتصاد ایران می‌توان با نظارت بر متغیرهای پیشرو در بحران بانکی و اتخاذ سیاست‌های مناسب از سوی مقامات پولی از وقوع بحران‌های بانکی در کشور پیشگیری نمود. برای این منظور، کنترل و انضباط بیشتر در اعطای وامها و تسهیلات مالی، الزام بانک‌ها به داشتن سرمایه مناسب با استانداردهای بین‌المللی و تعیین ابزارهای تنبیهی در صورت عدم رعایت این استانداردها، فراهم کردن نقدینگی در شرایط اضطراری، بازگرداندن اعتماد اعتباردهندگان و سپرده‌گذاران از طریق اعطای ضمانت به آنها ضروری به نظر می‌رسد. همچنین اتخاذ سیاست‌های پولی و ارزی برای جلوگیری از کاهش ارزش پول ملی و نیز افزایش رشد اقتصادی می‌توانند بر درجه ثبات مالی سیستم بانکی ایران بیفزایند. از سوی دیگر، با توجه به اینکه نسبت مطالبات سررسید گذشته و معوق در نظام بانکی کشور از شاخص‌های مهم کیفیت دارایی‌ها و به تبع آن، نسبت کفایت سرمایه است و افزایش آن نشان‌دهنده عدم توجه به ریسک اعتباری در فرآیند وام‌دهی و کاهش کیفیت دارایی‌های سیستم بانکی و به تبع آن، بی‌ثباتی‌های مالی احتمالی در آینده است، از این روی ضروری است که بانک مرکزی و سایر نهادهای نظارتی برای حفظ حقوق سپرده‌گذاران، سهامداران، مشتریان بانک‌ها و حفظ سلامت کامل اقتصاد، برنامه‌ای جامع برای پیاده‌سازی رویکرد مبتنی بر ریسک در بانک‌های کشور اجرا نمایند. در نهایت این‌که لازم است ریسک‌های بانکی در یک سیستم جامع تعیین، اندازه‌گیری، تحلیل، کنترل، مدیریت، اشاعه و سیاست‌گذاری شده و کنش و واکنش متقابل و چندگانه آنها مورد ارزیابی قرار گیرد.

منابع

احمدیان، اعظم (۱۳۹۴). «ارزیابی شکنندگی مالی بانک‌ها با به‌کارگیری روش شبکه عصبی»، *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)*، ۳(۷): ۵۸-۲۹.

پورعبادالهان کویچ، محسن؛ اصغرپور، حسین؛ فلاحی، فیروز و ستاررستمی، همت (۱۳۹۷). «بررسی شکنندگی سیستم بانکی ایران بر اساس شاخص BSFI"، *فصلنامه اقتصاد مالی*، در نوبت چاپ.

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

شایگانی، بیتا و عبداللهی آرائی، مصعب (۱۳۹۰). «بررسی ثبات در بخش بانکی اقتصاد ایران»، دوفصلنامه جستارهای اقتصادی، ۸(۱۶): ۱۶۷-۱۴۷.

شجری، پرستو و محبی‌خواه، بیتا (۱۳۸۹). «پیش‌بینی بحران‌های بانکی و تراز پرداخت‌ها با استفاده از روش علامت‌دهی KLR (مطالعه موردی: ایران)»، *فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۴(۲): ۱۵۲-۱۱۵.

طالبلو، رضا (۱۳۹۰). «اثر مقررات تنظیمی و رقابت بر ریسک‌پذیری بانک‌ها در ایران»، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه علامه طباطبایی.

فلاحی، فیروز (۱۳۹۳). «علیت مارکوف سوئیچینگ و رابطه تولید و پول در ایران»، *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، ۳(۱۱): ۱۲۸-۱۰۷.

فلاحی، فیروز و هاشمی، عبدالرحیم (۱۳۸۹). «رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدلهای مارکوف سویچینگ»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۷، شماره ۲۶: ۱۵۲-۱۳۱.

مشیری، سعید و نادعلی، محمد؛ (۱۳۹۲). «شناسایی عوامل مؤثر بر بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۳، شماره ۴۸: ۲۷-۱.

میرباقری هیر، میر ناصر؛ ناهیدی امیرخیز، محمدرضا و شکوهی‌فرد، سیامک (۱۳۹۵). «ارزیابی ثبات مالی و تبیین عوامل مؤثر بر ثبات مالی بانک‌های کشور»، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۴(۱۵): ۴۲-۲۳.

نادعلی، محمد (۱۳۹۵)؛ «سنجش میزان شکنندگی نظام بانکی در اقتصاد ایران»، *فصلنامه روند*، ۲۳(۷۶): ۱۷۲-۱۴۵.

Allen, F. and Gale, D. (2000). "Bubble and crises". *Economic Journal*, 110(460): 236-255.

Ati, I. A. (2015). "Tunisian Banking System Distress and Fragility: An Empirical Study". *Journal of Finance and Bank Management*, 3: 87-92.

Avery, R. B. and Hanweck, G. A. (1984). "A Dynamic Analysis of Bank Failures", Proceedings of the 20th Annual Conference on Bank Structure and Competition, Federal Reserve Bank of Chicago, 380-395.

Borovikova, V. (2000). "The determinants of bank failures: the case of Belarus", M.A Thesis, National University, Kiev-Mohyla Academy.

Boyd, G. De N. & Loukoianova, E. (2009). *Banking Crises and Crisis Dating: Theory and Evidence*, IMF working paper no. 141.

Canbas, S.; Cabuk, A. and Kilic, S.B. (2004). "Prediction of Commercial Bank Failure via Multivariate Statistical Analysis of Financial Structures: The Turkish Case", *European Journal of Operational Research*, 1-19.

Caprio Gerard, Jr. and Daniela, K. (2002). "Episodes of Systemic and Borderline Financial Crises." In Managing the real and fiscal effects of banking crises", World Bank discussion paper no. 428, Washington D.C. pp. 31-49.

Chung-Hua, Sh. and Chen, C.F. (2008). "Causality between banking and currency fragilities: a dynamic panel model". *Global Finance Journal*, 19: 85-101.

Dejong, D.N.; Nankervis, J.C. and Savin, N.E. (1992). "Integration versus Trend Stationarity in Time Series", *Econometrica*, 60: 423-33.

Demirguc-Kunt A, Detragiache E. (2000). "Monitoring banking sector fragility: A multivariate logit approach", *World Bank Economic Review*, 14: 287-307.

Demirgüç-Kunt, A. and Detragiache, E. (1998a). "The determinants of banking crises in developing and developed countries", *IMF Staff Papers*, 45: 81-109.

Demirgüç-Kunt, A. and Detragiache, E. (1998b). *"Financial liberalization and financial fragility"*, IMF Work. Paper, No 83.

Domac, I. and Martinez-Peria, MS. (2003). "Banking crisis and exchange rate regimes: is there a link". *Journal of International Economics*. Vol. 61: 41-72.

Eichengreen, B. and Arteta, C. (2000). *"Banking Crisis in Emerging markets: Presumption and Evidence"*, Centre for International Development Economics Research Working Paper, 115, Haas School of Business, University of California Berkeley.

Eigner, P. and Umlauft, T. S. (2015). *"The Great Depression(s) of 1929–1933 and 2007–2009? Parallels, Differences and Policy Lessons"*. MTA-ELTE Crisis History Working Paper No. 2: Hungarian Academy of Science. SSRN 2612243 Freely accessible.

Espahbodi, P. (1991). "Identification of Problem Banks and Binary Choice Models", *Journal of Banking and Finance*, 15: 53-71.

Freixas, X. & Rochet, J. (2008). *"Microeconomics of Banking"*, 2nd edition, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 2008.

Gonzalez-Hermosillo, B. (1999). *"Determinants o f Ex-Ante Banking system Distress: A Macro-Micro Empirical Exploration of Some Recent Episodes"*, IMF Working Paper, 33.

Gonzalez-Hermosillo, B.; Pazarbasioglu, C. and Billings, R. (1996). *"Banking System Fragility: Likelihood versus Timing of Failure-An Application to the Mexican Financial Crisis"*, IMF Working Paper, 142.

Gunsel, N. (2012). "Micro and macro determinants of bank fragility in North Cyprus economy", *African Journal of Business Management*, 6: 1323-1329.

Hamilton, J.D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, 57: 357-384.

Hardy, D.C. and Pazarbasioglu, C. (1998). *"Leading indicators of banking crises: was Asia different?"*. IMF Working Paper. No 91.

Hardy, DC. (1998). "Leading Indicators of Banking Crises: Was Asia Different?" IMF Working Paper 98/91 (Washington: International Monetary Fund).

Hawkins, J. and Klau, M. (2000). *"Measuring potential vulnerabilities in emerging market economies"*. BIS Working Paper No 91.

Heffernan, S. (1996). *Modern banking in theory and practice*. Chichester: John Wiley and Sons.

Hutchison, M. (2002). "European Banking Distress and EMU: Institutional and Macroeconomic Risks", *Scandinavian Journal of Economics*, 104: 365-389.

Hutchison, M. and McDill, K. (1999). "Are all banking crises alike? The Japanese experience in international comparison", *Journal of the Japanese and International Economies*, 13: 155-180.

Kibritcioglu, A. (2003). "Monitoring Banking Sector Fragility", *The Arab Review*, 5: 51-66.

Kolari, J.; Glennon, D.; Shin, H. and Caputo, M. (2002). "Predicting Large US Commercial Bank Failure". *Journal of Economics and Business*, 54: 361-387.

Krolzig, H. M. (1997). *"Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis"*. Springer, Berlin.

Lagunoff, R. and Stacey, S. (2001). "A Model of Financial Fragility". *Journal of Economic Theory*, 99: 220-264.

Langrin, RB. (2001). *"The determinants of banking system distress: A microeconomic and macroeconomic empirical examination of the recent Jamaican banking crisis"*, PhD. Thesis. The Pennsylvania State University.

Lindgren, C.; Garcia, G. and Saal, M. I. (1996). *Bank Soundness and Macroeconomic Policy*, IMF Working Paper.

Loloh, Francis, W. (2015). *"Measuring Banking Sector Fragility for an Early Warning System in Ghana"*. Social Science Research Network.

Martin, D. (1977). "Early Warning of Bank Failure: A Logit Regression Approach". *Journal of Banking and Finance*, 1: 249-276.

Mazlan, N. F. and Ahmad, N. and Jaafar, N. (2014). *Bank Fragility and Its Determinants: Evidence from Malaysian Commercial Banks*. Proceedings of the 1st AAGBS International Conference on Business Management.

Molina, C. A. (2002). "Predicting Bank Failures Using a Hazard Model: The Venezuelan Banking Crises", *Emerging Markets Review*, 3: 31-50.

Persons, O. S. (1999). "Using Financial Information to Differentiated Failed vs. Surviving Finance Companies in Thailand; An implication for Emerging Economies", *Multinational Finance Journal*, 3: 127-145.

Rahman, S.; Tan, L.; Flew, O. and Tan, Y. (2004). "Identifying Financial Distress Indicators of Selected Banks in Asia", *Asian Economic Journal*, 18: 45-47.

Shen, Chung-Hua.and Meng-Fen, H. (2011). "Prediction of Bank Failures Using Combined Micro and Macro Data", *International Review of Accounting, Banking and Finance*, 3: 1-40.

Singh, T. R. (2011), *"An ordered probit model of an early warning system for predicting financial crisis in India"*, IFC Bulletins chapters, in: Bank for International Settlements (ed.), Proceedings of the IFC Conference on "Initiatives to address data gaps revealed by the financial crisis", Basel, 25-26 August 2010, 34(2), pp. 185-201.

Tchana Tchana, F. (2014). *"Regulation and Banking Stability: ASurvey of Empirical Studies"* Working Paper Number 136. School of Economics, University of Cape Town.

Trenca, I.; Petria, N. and Corovei, E.A. (2015). "Impact of macroeconomic variables upon the banking system Liquidity", *Procedia Economics and Finance*, 32: 1170-1177.

Von Hagen, J. and Ho, T.K. (2007). "Money market pressure and the determinants of banking crises". *Journal of Money, Credit and Banking*, 39: 1037-1066.

Yilmaz, R. (2003). *"Bank runs and deposit Insurance in developing countries: the case of Turkey"*, PhD. Thesis, American University. Washington D. C.

Zistler, M. (2010). "*Banking crises; Determinants and crises impact on fiscal cost and economic output"*, Master's Thesis, Aalto University School of Economics.

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 111

Volume 7, Number 27, Fall 2018

The Effects of Microeconomic and Macroeconomic Variables on Iran's Banking System Fragility Using Markov-switching Model

Pourebadollahan Covich, M.[1*], Asgharpur, H.[2], Fallahi, F.[3], Sattarrostami, H.[4]

Abstract

The main purpose of this study is to investigate the effects of variables of microeconomics and macroeconomics on the banking system fragility of Iran, using Markov-switching model. For that purpose, first, the Iran's banking system fragility index is developed over the priod of 2002:2–2015:1. Based on the results, three major periods of high risk-taking, two periods of high fragility, and stability in the rest of the periods are observed. Accordingly, in the next step, three-regime Markov-switching model is used to investigate the effects of variables of microeconomics and macroeconomics on mentioned banking system fragility index. Findings based on Markov-switching regression analysis confirm the importance of both variables of microeconomics and macroeconomics in determining the Iran's banking system fragility. Findings indicate that microeconomic variables such as low capital adequacy, Low asset quality and low liquidity of banks along with macroeconomics factors such as decreasing real GDP growth, high inflation and increasing government budget deficit will lead to more fragility in the Iranian banking system.

Keywords: Banking System Fragility Index, Determinants of Banking System Fragility, Markov-Switching Model, Iran.

JEL Classification: C25, G21, E44, G01.

1. Associate Professor of Economic Development and Planning, University of Tabriz — **Email:** Mohsen_p54@hotmail.com
2. Associate Professor of Economic Sciences, University of Tabriz — **Email:** Asgharpurh@gmail.com
3. Associate Professor of Economic Development and Planning, University of Tabriz — **Email:** Firfal@yahoo.com
4. Ph.D. Student at Monetary Economics, University of Tabriz — **Email:** H.sr38@yahoo.com