

The Effect of Income Inequality on the Probability of Banking Tensions in Iran

Mohammad Abdi Seyyedkolaei¹ | m.abdi.sk@umz.ac.ir
Shahryar Zaroki² | sh.zaroki@umz.ac.ir
Kosar Ebrahimi Kelarijani³

Received: 14/10/2021 | Accepted: 30/08/2022

Abstract Banking tension is one of the major problems in developed and developing countries nowadays. Therefore, researchers and policymakers pay decisive attention to the probability of banking tension. Meanwhile, the debate over the impact of income distribution on the banking sector and the occurrence of the banking crisis has escalated, so that in recent years, it seems that income inequality can be the cause of financial crises. Accordingly, the present study has designed a stress index for the banking system of Iran's economy. To study the effect of income inequality on the probability of banking tensions in Iran, quarterly data 1999:1-2020:4 and Markov rotational model were used. The results showed that the banking system in Iran's economy had been in a state of high tension for some periods. Finally, by estimating the Probit model, it was found that with the unequal distribution of income in Iran's economy, the probability of tension in the banking sector increases. In addition, inflation and real interest rate have a positive effect, and economic growth has a negative effect, on the likelihood of banking tension.

Keywords: Banking Tension, Income Distribution, Iran's Economy, Probit Model, Markov Rotation Pattern.

JEL Classification: C22, D33, G33.

1. Assistant Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, (Corresponding Author).
2. Associate Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.
3. M.A in Islamic Banking, Adib-Mazandaran Higher Education Institute, Sary, Iran.

بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران

m.abdi.sk@umz.ac.ir

محمد عبدی سیدکلایی

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول).

sh.zaroki@umz.ac.ir

شهریار زرورکی

دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

کوثر ابراهیمی کلاریجانی

کارشناسی ارشد بانکداری اسلامی، موسسه آموزش عالی ادیب مازندران، ساری، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۰۸

دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۲۲

چکیده: تنش بانکی یکی از معضلات مهم اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه در جهان امروز است. از این رو، پژوهشگران و سیاستگذاران توجه ویژه‌ای به احتمال وقوع تنش بانکی دارند. در این میان، بحث اثرگذاری توزیع درآمد بر بخش بانکی و وقوع تنش بانکی افزایش یافته است، به طوری که در سال‌های اخیر این گونه به نظر می‌رسد که نابرابری درآمد عامل بحران‌های مالی بوده است. بر اساس این، پژوهش حاضر نوعی شاخص تنش را برای نظام بانکی اقتصاد ایران طراحی کرده است. برای بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران، از داده‌های فصلی ۴:۱۳۹۹-۱:۳۷۸ و الگوی چرخشی مارکوف استفاده گردید. نتایج نشان داد که نظام بانکی در اقتصاد ایران در برخی از دوره‌ها در شرایط تنش بالا قرار داشته است. در نهایت، با برآورد الگوی پروبیت مشخص شد که با نابرابرتر شدن توزیع درآمد در اقتصاد ایران، احتمال وقوع تنش در بخش بانکی افزایش می‌یابد. علاوه بر این، تورم و نرخ بهره حقیقی اثر مثبت و رشد اقتصادی اثر منفی بر احتمال وقوع تنش نظام بانکی دارند.

کلیدواژه‌ها: تنش بانکی، توزیع درآمد، اقتصاد ایران، الگوی پروبیت، الگوی چرخشی مارکوف.

طبقه‌بندی JEL: C22, D33, G33.

مقدمه

فیشر^۱ (۱۹۳۳)، در مورد نظریه‌های بحران استدلال می‌کند که همه رونق‌ها و رکودهای اقتصادی از طریق استقراض بیش از حد و تورم بعدی به‌وجود می‌آیند. به دنبال این استدلال، فرضیه بی‌ثباتی مالی مینسکی^۲ (۱۹۸۲) بیان کرد که بی‌ثباتی مالی در درجه اول به دلیل استقراض زیاد رخ می‌دهد، اما این فرضیه‌ها بر اساس بدهی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و نه بدهی و مصرف خانوارهاست. علاوه بر این، بسیاری از مطالعات مخاطرات مرتبط با وام‌دهی بیش از حد بانک‌ها را برای سیستم‌های مالی و کل اقتصاد کشورها مشخص کرده‌اند (Kashif et al., 2016). بنابراین، لازم است مبنای بی‌ثباتی مالی از طریق گسترش بدهی و اعتبار مورد بررسی قرار گیرد (Perugini et al., 2016).

بی‌ثباتی مالی به دنبال این دیدگاه‌ها و با در نظر گرفتن عوامل متعددی توضیح داده شده است: رفتار گله‌ای بانک‌ها؛ سیاست‌های اعتباری مبتنی بر وابستگی بین‌بانکی ناشی از مشکل اطلاعات؛ ریسک‌های کم‌تر از حد تخمین زده‌شده؛ وجود ضمانت‌های دولتی؛ استانداردهای اعتباری ضعیف؛ تعهد محدود وام‌گیرندگان؛ و ماهیت چرخه‌های تجاری و شتاب‌دهنده‌های مالی (Rajan, 2016). به‌طور مشابه، بحران مالی جهانی اخیر سال ۲۰۰۷ با عوامل زیادی مانند سیاست‌های مقررات‌زدایی مالی، استقراض بیش از حد خانوارها، فرهنگ ناقص اخلاقی وال استریت، و تضمین امنیت وام مسکن همراه بوده است. به‌تازگی، بسیاری از پژوهشگران دیدگاه جایگزینی ارائه کرده‌اند که نابرابری درآمد می‌تواند نقش مهمی در بروز بحران مالی ۲۰۰۷ داشته باشد (Rajan, 2016; Stiglitz, 2012; Van Treeck, 2014).

سیستم بانکی ایران طی دهه‌های اخیر با مسائلی همچون ملی شدن بانک‌ها، تحمیل سیاست‌های تکلیفی و تبصره‌های دولت، مدیریت دولتی و کنترل دستوری نرخ سود بانکی روبه‌رو بوده است. بررسی شرایط حاکم بر بانک‌های ایران و مقایسه آن با شرایط کشورهایی که بحران بانکی را تجربه کرده‌اند، به‌ویژه کشورهای در حال توسعه، بیان‌کننده آن است که اقتصاد ایران شرایط تنش بانکی را تجربه کرده است؛ هرچند به علت دولتی بودن بانک‌ها و حمایت‌های مالی بانک مرکزی، این شرایط در عمل به بروز بحران آشکار در اقتصاد منجر نشده است (Moshiri & Nadali, 2010). با قبول احتمال وقوع تنش بانکی در ایران، هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران است. در مجموع، استفاده از داده‌های فصلی در محاسبه تنش بانکی و همچنین بکارگیری الگوی چرخشی مارکوف سوئیچینگ^۳ از تفاوت‌های پژوهش حاضر با سایر مطالعات موجود است.

1. Fisher
2. Minsky
3. Markov Switching (MS)

پس از مقدمه، در ادامه مبانی نظری و پیشینه پژوهش به ترتیب در بخش دوم و سوم ارائه شده است. سپس روش‌شناسی پژوهش با تمرکز بر الگوی چرخشی مارکوف سوئیچینگ تبیین شده است. در بخش تجزیه و تحلیل داده‌ها، الگوی پژوهش ارائه، متغیرها معرفی، و شاخص تنش بانکی در اقتصاد ایران محاسبه شده است. در ادامه، عوامل موثر بر تنش بانکی با تمرکز بر نابرابری درآمدی ارائه و تحلیل شده است. بخش پایانی نیز به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

مبانی نظری پژوهش

بحران بانکی به عنوان نوعی از بحران مالی به‌طور معمول مربوط به موقعیتی است که در آن تعدادی از بانک‌ها همزمان تحت فشار قرار گرفته‌اند و ممکن است ناگزیر شوند تعهدات خود را نکول کنند. از آنجایی که بانک‌ها اغلب سپرده‌های خود را به صورت وام‌های بلندمدت پرداخت می‌کنند، در صورت مواجهه شدن با هجوم ناگهانی سپرده‌گذاران برای برداشت سپرده‌هایشان، همچنین، روبه‌روی با حجم بالای مطالبات معوق و دارایی‌هایی با درجه نقدشوندگی پایین، در معرض ورشکستگی قرار می‌گیرند. در چنین شرایطی، اگر سپرده‌های بانکی افراد بیمه نشده باشد، تعدادی از سپرده‌گذاران، پس‌انداز خود را از دست خواهند داد. به مجموعه شرایط یادشده، بحران بانکی می‌گویند. هرگاه چنین وضعیتی از یک بانک به بانک‌های دیگر سرایت کند، اصطلاحاً بحران بانکی سیستماتیک^۱ یا وحشت بانکی^۲ رخ می‌دهد (Moshiri & Nadali, 2013).

بحران‌های بانکی بنیادی به‌طور ناگهانی بروز می‌کنند و به‌طور کنترل‌ناپذیری گسترش می‌یابند. این بحران‌ها اغلب با شوک‌های کوچک و جزئی شروع می‌شوند که خود محرک یک چرخه معیوب متشکل از کاهش اعتماد تسهیلات‌دهنده، هجوم سپرده‌گذاران برای بازپس‌گیری سپرده‌های خود، از دست رفتن نقدینگی و سرانجام کاهش بیش‌تر اعتماد می‌شود. اگر این مسائل به‌سرعت تحت کنترل قرار نگیرند، ناتوانی در بازپرداخت دیون مالی در تمام سیستم بانکی گسترش خواهد یافت (بیگلری، ۱۳۹۳).

تا اوایل قرن ۲۱، مطالعات در زمینه بحران بانکی اغلب بر اساس تجارب بحران‌های قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم، به‌ویژه رکود بزرگ^۳ بود، تا این‌که ورشکستگی‌های متعدد بانکی در کشورهای مختلف در دوران اخیر زمینه پژوهش‌های جدید را در این عرصه فراهم ساخت (Bernanke, 1983; Haubrich, 1990; Calomiris & Mason, 1994). بر اساس این، پژوهش‌های گسترده‌ای در زمینه علل و پیامدهای

1. Systemic Banking Crises
2. Banking Panic
3. Great Depression

بحران‌های بانکی صورت پذیرفت و برخی مطالعات به صورت توصیفی و برخی دیگر با ابزار اقتصادسنجی به مسئله بحران بانکی پرداختند. پژوهش‌های انجام‌شده حاکی از آن است که اندازه و ماهیت مشکلات به‌طور اساسی متفاوت است. در برخی موارد، ورشکستگی یک یا دو بانک بزرگ سرمنشأ ایجاد بحران بانکی است. در مواردی دیگر، وضعیت به‌گونه‌ای است که جبران زیان سازمان‌های دولتی نیازمند تجدید سرمایه است. همچنین، با توجه به گسترش ارتباطات جهانی، ضعف‌ها و مشکلات برخی کشورها به سایر مناطق دنیا تسری یافته است (Moshiri & Nadali, 2013).

در سال‌های اخیر، برخی از پژوهشگران ادعا کرده‌اند که نابرابری درآمد ممکن است عامل بحران‌های مالی باشد. این دیدگاه به‌خوبی در کتاب تأثیرگذار **راجان (۲۰۱۶)** آمده است. وی معتقد است که افزایش نابرابری اقتصادی در ایالات متحده به فشارهای سیاسی برای تخصیص اعتبار بیش‌تر به بخش مسکن منجر شد. این فشار باعث گردید که سیستم وام‌دهی در بخش مالی مخدوش شود. دیگر پژوهشگران هم بر آنچه که اکنون «فرضیه راجان» نامیده می‌شود، تأیید کرده‌اند و نابرابری درآمد را با افزایش بدهی خانوارها مرتبط می‌دانند که عامل اصلی بحران‌های بانکی است (Belletini et al., 2019).

نابرابری درآمد درست پیش از بحران وام مسکن در ایالات متحده به میزان قابل توجهی افزایش یافت. نقش نابرابری درآمد در ایجاد بحران‌های مالی از زمان شروع بحران در مطالعات نظری و تجربی مورد توجه قرار گرفته است. **راجان (۲۰۱۶)**، مسیری را از نابرابری اقتصادی به بحران مالی (بحران وام مسکن) نشان می‌دهد و استدلال می‌کند که سطح بالایی از نابرابری، فشار سیاسی را برای سیاست‌های توزیع مجدد افزایش می‌دهد، در حالی که دولت تمایل دارد وام گرفتن خانوارهای کم‌درآمد را به‌جای توزیع مجدد تسهیل کند. این سیاست از نظر سیاسی سنگین بود و به نوعی رونق و رکود اعتباری منجر گردید که باعث ایجاد بحران مالی شد. **استیگلیتز (۲۰۱۲)**، بر تأثیر سیاسی ثروتمندان بر بازارهای مالی در طول بحران مالی تأکید می‌کند. او معتقد است که ثروتمندان ممکن است انگیزه‌هایی برای از بین بردن مقررات و نظارت مالی برای افزایش ثروت خود داشته باشند. بنابراین، آن‌ها سیستم مالی را بی‌ثبات می‌کنند. وی استدلال می‌کند که مقررات‌زدایی در بخش مالی ممکن است ناشی از تلاش‌ها برای افزایش سود ثروتمندان باشد که به آسیب‌پذیری مالی و در نتیجه بحران‌های مالی ختم می‌شود.

راجان (۲۰۱۶) و **استیگلیتز (۲۰۱۲)**، هر دو فرض می‌کنند که نابرابری درآمد با مقررات‌زدایی

مالی یا آزادسازی مالی مرتبط است که باعث بحران‌های مالی می‌شود. با این حال، مقررات‌زدایی مالی تنها واسطه بالقوه بین نابرابری درآمد و بحران‌های مالی نیست. استیگلیتز (۲۰۱۲) و استاکهمر^۱ (۲۰۱۵)، این احتمال را در نظر می‌گیرند که افزایش نابرابری باعث افزایش سوداگری مالی می‌شود، زیرا گروه کوچکی از افراد ثروتمند تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسکی دارند و ماهیت ناپایدار سرمایه‌گذاری سوداگرانه به بحران‌های مالی منجر می‌شود. استیگلیتز (۲۰۱۲)، همچنین استدلال می‌کند که بانک‌های مرکزی ممکن است سیاست‌های پولی ضعیف‌تری را در کشورهایی با نابرابری بالا اعمال کنند و سیاست‌های پولی ضعیف احتمال بحران‌های مالی را در بلندمدت افزایش می‌دهد. فن تریک (۲۰۱۴)، مطالعاتی را در این زمینه انجام داده و آنها را به دو گروه طبقه‌بندی کرده است: یکی بر نقش دولت در ارتباط بین نابرابری درآمد و رونق اعتبار تاکید می‌کند و دیگری بر نظریه مصرف سنتی متمرکز است. بر اساس این، نابرابری درآمدی تقاضای خانواده را برای اعتبار افزایش می‌دهد (Stockhammer, 2015).

پیشینه پژوهش

ری و کیم^۲ (۲۰۱۸)، با استفاده از داده‌های پانل ۶۸ کشور (۲۱ کشور پیشرفته و ۴۷ کشور در حال توسعه) در سال‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۰ این پرسش را مطرح می‌کنند که آیا افزایش نابرابری درآمدی به بحران‌های بانکی منجر می‌شود یا خیر؟ نتایج نشان می‌دهد که کشورهای در حال توسعه با نابرابری بالا تمایل به داشتن سطوح بالاتری از اعتبار داخلی دارند و رونق اعتباری داخلی احتمال بحران‌های بانکی را افزایش می‌دهد. آن‌ها همچنین دریافتند که در اقتصادهای در حال توسعه، بدون ارتباط با رونق اعتباری، کانال‌های مستقیم از نابرابری تا بحران‌های بانکی وجود دارد. در این پژوهش، هیچ شواهدی مبنی بر این‌که نابرابری درآمد در بحران‌های بانکی اقتصادهای پیشرفته نقش دارد، یافت نشد. در کشورهای در حال توسعه، احتمال افزایش بحران‌های بانکی با افزایش نابرابری درآمدها به‌طور چشمگیری افزایش می‌یابد. احتمال وقوع یک بحران بانکی سیستماتیک در عرض سه سال ۹/۵ درصد است اگر ضریب جینی در کشورهای در حال توسعه به ۰/۲ برسد، و این احتمال به ۵۷/۴ درصد می‌رسد اگر ضریب جینی به ۰/۴ افزایش یابد. دستک و کوکسل^۳ (۲۰۱۹)، پژوهشی با هدف بررسی اعتبار فرضیه راجان، که استدلال می‌کند افزایش نابرابری درآمد نقش کلیدی در بروز بحران‌های مالی

1. Stockhammer
2. Rhee & Kim
3. Destek & Koksel

ایفا می‌کند، انجام می‌دهند. آن‌ها این فرضیه را در ۱۰ کشور توسعه‌یافته (استرالیا، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، انگلستان، ژاپن، نروژ، سوئد، و ایالات متحده) مورد آزمون قرار دادند و نتایج نشان داد که فرضیه راجان برای بحران ۱۹۸۹ در استرالیا، بحران‌های ۱۹۹۱ و ۲۰۰۷ در انگلستان، و بحران‌های ۱۹۲۹ و ۲۰۰۷ در ایالات متحده تایید می‌شود. با این حال، این فرضیه برای کشورهای اسکانداویوی و قاره اروپا تایید نشده است. ایادی و همکاران^۱ (۲۰۲۰)، این پرسش را مطرح می‌کنند که آیا نابرابری درآمد در کنار دیگر عوامل باعث رونق اعتباری می‌شود؟ آن‌ها بین انواع مختلف رونق اعتباری تمایز قائل می‌شوند، مانند رونق اعتبارات املاک و مستغلات، خانوارها و شرکت‌ها، و همچنین رونق‌های اعتباری که به بحران تبدیل می‌شوند. با استفاده از نمونه‌ای از ۷۰ کشور بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶، آن‌ها دریافتند که نابرابری درآمد باعث رونق اعتبار در نمونه نمی‌شود. وقتی داده‌ها را بر اساس سطح درآمد تقسیم کردند، متوجه شدند که نابرابری درآمدی تعیین‌کننده تبدیل رونق اعتباری به بحران در کشورهای پردرآمد است. ورود سرمایه احتمال وقوع رونق اعتبار را افزایش می‌دهد و کشورهایی که رشد اقتصادی بالایی را تجربه می‌کنند تمایل به رونق اعتباری بیشتری دارند. سرانجام، در کشورهایی که رژیم نرخ ارز ثابت دارند، رونق اعتباری بیش‌تر است. **میروشنیچنکو و همکاران**^۲ (۲۰۲۲)، تاثیر درآمد خانوار را بر بازده دارایی‌های بخش بانکی در روسیه با استفاده از سری‌های زمانی سالانه از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۹ بررسی می‌کنند. در این پژوهش از روش رگرسیون خطی چندگانه^۳ استفاده گردید. نتایج نشان داد که افزایش نرخ رشد درآمد خانوار و سپرده‌ها در بخش‌هایی غیر از بخش مالی تاثیر مثبتی بر بازده دارایی‌های بخش بانکی دارد. همچنین، افزایش درآمد خانوارها و رفع نابرابری در درآمدهای جمعیت مناطق مختلف نه تنها بر رفاه اجتماعی اثر مثبت دارد، بلکه فرصت فعالیت سودآور و ایجاد شرایط برای رشد پایدار را برای بخش بانکی فراهم می‌کند. **مشیری و نادعلی** (۲۰۱۳)، بیان می‌کنند که ساختار نظام بانکی در اقتصاد ایران طی سه دهه اخیر دارای نوسانات زیادی بوده است. شبکه بانکی در قیل از انقلاب، دارای ساختار مدیریتی دولتی و خصوصی بود و پس از انقلاب، تمام بانک‌های کشور ملی شدند و در مالکیت دولت درآمدند. در سال‌های اخیر، دوباره مدیریت بانک‌های کشور به صورت دولتی و خصوصی درآمده است. اگرچه بحران‌های بانکی مانند هجوم بانکی هرگز در ایران مشاهده نشده است، اما شاخص فشار بازار پول نشان می‌دهد که نظام بانکی ایران در زمان‌های مختلف بحران را تجربه کرده است. در این پژوهش،

1. Ayadi *et al.*

2. Miroshnichenko *et al.*

3. Multiple Linear Regression (MLR)

با استناد به زمان‌های شناسایی‌شده به عنوان بحران بانکی در پژوهش مشیری و نادعلی (۲۰۱۰)، عوامل موثر بر احتمال وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۲ بررسی شده است. نتایج برآورد مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد 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 معناداری دارند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که ارتباط بین نرخ تورم و بحران بانکی در ایران به شکل U است. نرخ ارز نیز اثر معناداری بر احتمال ایجاد بحران بانکی در ایران (به دلیل عدم ارتباط آن‌ها با بازارهای مالی و موسسه‌های مالی بین‌المللی) ندارد. زارعی و کمیجانی (۲۰۱۵)، بیان دارند که 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 مارکوف سوئیچینگ 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 هستند. مدل تصریح‌شده 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. باستانزاد و داودی (۲۰۲۱)، به بررسی عوامل موثر بر نسبت مطالبات غیرجاری بانکی برای اقتصاد ایران می‌پردازند. ایشان با بکارگیری روش خودرگرسیون برداری و استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۹-۱۳۸۱ دریافتند که تکانه‌های ناشی از افزایش نرخ ارز، کاهش رشد اقتصادی، و افزایش تورم موجب رشد کوتاه‌مدت نسبت مطالبات غیرجاری شده و تکانه نرخ سود تسهیلات بانکی به دلیل نوسانات اندک تاریخی و آربیتراژ بالا میان نرخ‌های مختلف سود وام‌های پرداختی، اثرات معناداری بر نوسانات نسبت مطالبات غیرجاری نداشته است. بررسی نتایج تجزیه واریانس دلالت بر اثرات غالب رشد اقتصادی و تورم بر نوسانات کوتاه‌مدت نسبت مطالبات غیرجاری، و همچنین نرخ ارز بر نوسانات بلندمدت نسبت مطالبات غیرجاری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

الگوی چرخشی مارکوف سوئیچینگ

روش رایج برای مطالعه رفتار پویای متغیرهای اقتصادی و مالی استفاده از الگوهای گوناگون سری زمانی است. از میان الگوهای سری زمانی، الگوهای خطی همانند الگوهای خودرگرسیون^۱ و میانگین متحرک^۲ یا ترکیب این الگوها^۳ دارای شهرت بیش‌تری هستند. اگرچه این الگوها در بسیاری از موارد موفق عمل نموده‌اند، ولی در توضیح رفتارهای غیرخطی همچون عدم تقارن ناتوان هستند. یکی از فروض اصلی در الگوهای غیرخطی این است که رفتار متغیر مورد بررسی تحت شرایط و وضعیت‌های مختلف متفاوت و متغیر است. در یک تقسیم‌بندی کلی از الگوهای غیرخطی بر اساس سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر، این نوع الگوها به دو بخش تقسیم‌بندی می‌شوند: الف) در برخی از این الگوهای غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته انجام می‌گیرد، مانند الگوهای خودرگرسیون آستانه‌ای ملایم^۴ و شبکه‌های عصبی مصنوعی^۵؛ و ب) در برخی دیگر، انتقال به سرعت انجام می‌گیرد، مانند الگوی مارکوف سوئیچینگ (Salehi Sarbijan et al., 2013).

الگوی مارکوف سوئیچینگ به عنوان الگوی تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود. این الگو یکی از مشهورترین الگوهای سری زمانی غیرخطی است. این الگو از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت این‌که از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود این است که یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان معین دارای یک رفتار و فرایند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خودش نشان دهد. در این الگو متغیر Y_t توسط الگوی خودرگرسیون در دو رژیم متفاوت به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad \text{به نحوی که} \quad \varepsilon_{1t} \sim N(0, \sigma_1^2) \quad (1)$$

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \text{به نحوی که} \quad \varepsilon_{2t} \sim N(0, \sigma_2^2)$$

اما از آن‌جا که جزء اخلاص در دو رابطه (۱) یکسان است، فرایند مبادله تغییرات Y_t را می‌توان توسط یک متغیر مجازی به صورت رابطه (۲) نوشت.

1. Autoregressive (AR)
2. Moving Average (MA)
3. Autoregressive Moving Average (ARMA)
4. Smooth Transition Autoregressive (STAR)
5. Artificial Neural Network

$$Y_t = \alpha_2 + \beta_3 y_{t-1} + \lambda D + \theta D y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

در رابطه (۲)، متغیر مجازی D برای زمانی که متغیر Y_t در رژیم اول قرار می‌گیرد، مقدار صفر و زمانی که در رژیم دوم قرار می‌گیرد، مقدار یک را اخذ می‌کند.

الگوهای مارکوف سوئیچینگ را با توجه به این که کدام بخش الگوی خودرگرسیون تابعی از رژیم‌های مختلف است می‌توان به انواع مختلف تقسیم‌بندی کرد. در یک تقسیم‌بندی کلی، الگوهای مارکوف سوئیچینگ را می‌توان به چهار حالت کلی تقسیم‌بندی کرد: الف) الگوهای مارکوف سوئیچینگ در میانگین^۱؛ ب) الگوهای مارکوف سوئیچینگ در عرض از مبدأ^۲؛ پ) الگوهای مارکوف سوئیچینگ در پارامترهای الگوی خودرگرسیونی^۳؛ و ت) الگوهای مارکوف سوئیچینگ در واریانس جزء اخلاص^۴. با در نظر گرفتن یک الگوی خودرگرسیون از مرتبه P، می‌توان حالت‌های مختلف الگوی مارکوف سوئیچینگ را به صورت رابطه (۳) تعریف کرد (Krolzig, 2013):

$$Y_t = I + \sum_{i=1}^P A_i y_{t-i} + u_t \rightarrow I = f(s) \rightarrow MSI$$

$$A_i = f(s) \rightarrow MSA \quad (3)$$

$$AR(u_t) = f(s) \rightarrow MSH$$

$$\mu_y = f(s) \rightarrow MSM$$

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۹ مستخرج از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است. مبنا در انتخاب دوره، وجود حداکثری داده‌ها بود. در پژوهش حاضر برای بکارگیری روش پروبیت^۵ و استخراج مقاطعی که بخش بانکی با بحران روبه‌رو بوده است، در مرحله نخست شاخصی تدوین شد که نماینده تنش در نظام بانکی است. در ادامه، با توجه به ادبیات موضوع الگوی پروبیت برآورد می‌شود.

معرفی متغیرها و تصریح الگو

با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی در بخش دوم، برای آزمون فرضیه پژوهش در مرحله نخست الگوی (۴) به منظور شناسایی دوره‌های تنش نظام بانکی در نظر گرفته شد:

1. Markov-Switching in Mean (MSM)
2. Markov-Switching in Intercept (MSI)
3. Markov-Switching in AR (MSA)
4. Markov-Switching in Heteroskedasticity (MSH)
5. Probit

$$BSTI_t = C(s_t) + \sum_{i=1}^4 \alpha_i(s_t)BSTI_{t-i} + \varepsilon(s_t) ; \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2(s_t)) \quad (4)$$

که در آن $BSTI$ شاخص تنش در نظام بانکی^۱ و $BSTI$ جزء اخلاص (که واریانس آن وابسته به وضعیت است) هستند. در رابطه (۴)، تمامی متغیرها وابسته به وضعیت هستند. وابسته بودن جزء اخلاص باعث می‌شود که از آن به عنوان شاخصی برای شناسایی دوره‌های تنش بالا استفاده کرد. برای دوره‌های مذکور عدد یک و برای دوره‌ای که جزء اخلاص واریانس کم‌تری دارد - به عنوان دوره کم‌تنش - عدد صفر لحاظ می‌شود.

کبریتیچی اوغلو^۲ (۲۰۰۲)، اعتقاد دارد سپرده‌های بانکی، اعتبارات اعطایی بانک به بخش خصوصی و بدهی‌های ارزی بانک سه شاخص اصلی پیشرو برای شناسایی تنش بانکی هستند که باید در شاخص شکنندگی نظام بانکی مورد استفاده قرار گیرند. این سه متغیر به ترتیب جانشین یا شاخص‌های غیرمستقیم نشان‌دهنده تغییرات در ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری، و ریسک نرخ ارز در نظام بانکی هستند. به بیان دیگر، نوسانات این شاخص‌ها تغییرات در شکنندگی بخش بانکی هر کشور را نشان می‌دهند. در پژوهش حاضر با در نظر گرفتن پژوهش **کبریتیچی اوغلو** (۲۰۰۲) و به پیروی از مطالعات مربوط به اقتصاد ایران (Dargahi & Nikjoo, 2013) متغیرهای پژوهش بکار گرفته شد.

بدهی‌های ارزی بانک‌ها

حجم اسکناس و مسکوک به M1: افزایش حجم اسکناس و مسکوک به حجم پول نشان‌دهنده افزایش مبادلات از طریق پول و کاهش استفاده از سپرده‌های دیداری در امر مبادلات اقتصادی است. افزایش این نسبت که سبب کاهش ضریب فزاینده پولی و در نتیجه کاهش توان وام‌دهی بانک‌ها می‌شود، نشان‌دهنده کاهش اطمینان به نظام بانکی یا عدم توسعه یافتگی نظام بانکی در امر ارائه خدمات به منظور ایجاد تسهیل در مبادلات است.

نسبت M1 به M2: این نسبت نشان‌دهنده ترکیب دارایی‌ها بر اساس درجه نقدشوندگی است. هرچه این نسبت بیش‌تر باشد، نشان‌دهنده عدم توانایی نظام بانکی در تجهیز منابع از طریق جذب سپرده‌های مدت‌دار است. در شرایط افزایش نسبت فوق که به تنش مالی منجر می‌شود، اگرچه نظام بانکی وظیفه تسهیل مبادلات را انجام می‌دهد، ولی در اجرای وظیفه مهم دیگر خود که تجهیز منابع برای سرمایه‌گذاری است ناتوان است.

مطالبات سررسید گذشته و معوق: همان‌طور که در بخش مبانی نظری اشاره شد، به دنبال

1. Banking System Tension Index (BSTI)
2. Kibritçioğlu

تحریم‌ها و شوک‌های وارد شده از سمت عرضه و تقاضا، درآمد بنگاه‌های اقتصادی با کاهش مواجه خواهد شد. این مهم، احتمال عدم توانایی بنگاه‌ها را برای بازپرداخت تسهیلات افزایش می‌دهد. در این صورت، ضمن متاثر شدن ترازنامه بانک‌ها توان نظام بانکی برای اعطای تسهیلات جدید کاهش خواهد یافت.

ماندگاری سپرده‌های بلندمدت: ماندگاری یا پایداری سپرده‌های بلندمدت نزد نظام بانکی در ارزیابی وضعیت بخش بانکی دارای اهمیت است. در شرایط تنش مالی میزان ماندگاری سپرده‌های بلندمدت به دلیل ناطمینانی به نظام بانکی، افزایش نرخ بازدهی مورد انتظار سپرده‌گذاران و همچنین عدم ثبات رفتار آن‌ها به دلیل تغییرات سریع انتظارات کاهش خواهد یافت. شاخص ماندگاری سپرده‌های بلندمدت معادل صد منهای ضریب تغییرات تعریف می‌شود که یکی از متغیرهای آماری برای محاسبه ریسک یا ناطمینانی به شرح رابطه (۵) است که در آن CV ضریب تغییرات سپرده‌های بلندمدت δ و μ نیز به ترتیب انحراف معیار و میانگین سپرده‌ها هستند:

$$CV = \frac{\delta}{\mu} \times 100 \quad (5)$$

نسبت مانده بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی: میزان تسهیلات اعطایی نظام بانکی در فرایند عرضه پول نقش تعیین‌کننده‌ای در تولید، بیکاری، و تورم دارد. به‌طوری که افزایش آن در شرایطی به تورم، و کاهش آن سبب رکود و کاهش فعالیت‌های اقتصادی منجر می‌شود. بنابراین، افزایش نوسانات در این نسبت حاکی از افزایش تنش مالی در نظام بانکی است. زیرا از یک‌سو، نوسانات مثبت آن نشان‌دهنده عدم تناسب تسهیلات پرداختی با حجم فعالیت‌های اقتصادی و زیرساخت‌های موجود است؛ در چنین شرایطی تسهیلات اعطایی بانک‌ها چندان در فعالیت‌های اقتصادی مولد بکار گرفته نخواهد شد و احتمالاً با تورم همراه خواهد بود. از سوی دیگر، نوسانات منفی آن حاکی از عدم کفایت تسهیلات برای انجام فعالیت‌های عملیاتی و سرمایه‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی است که نظر به بانک‌محور بودن اقتصاد ایران می‌تواند به رکود و کاهش رشد اقتصادی منجر شود. از این‌رو، نوسانات این متغیر نشان‌دهنده تنش در بخش بانکی است.

برای لحاظ متغیرها با در نظر داشتن پژوهش **درگاهی و نیکجو (۲۰۱۳)**، ابتدا روند آن‌ها از طریق فیلتر هودریک پرسکات^۱ استخراج می‌شود. سپس، برای متغیر نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی مقادیر منفی جزء چرخه‌ای در نظر گرفته خواهد شد (برای مقادیر بیش‌تر از روند که مثبت هستند، عدد صفر جانشین می‌شود). برای سایر متغیرها مقادیر مثبت با سبکی مشابه لحاظ

1. Hodrick-Prescott (HP) Filter

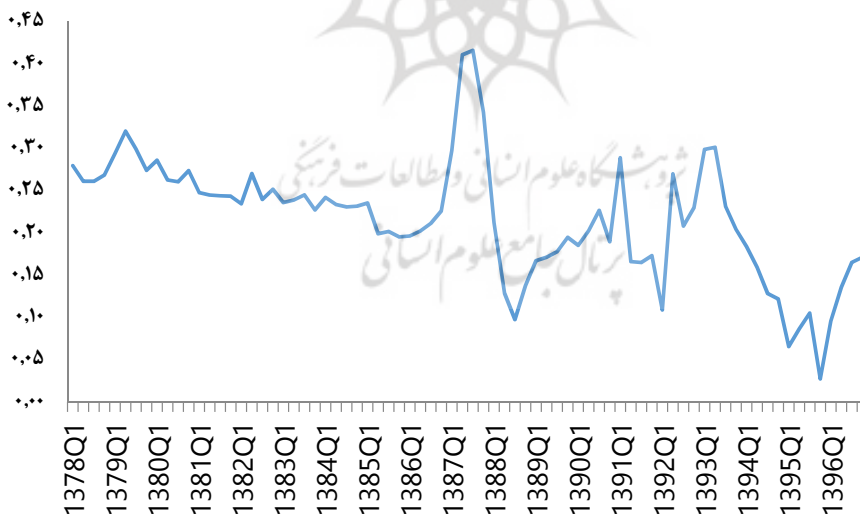
خواهند شد. برای ساخت شاخص، رابطه (۶) در نظر گرفته می‌شود:

$$BSTI_t = W_1FL_t + W_2BC_t + W_3MR_t + W_4LD_t + W_5DS_t + W_6RDG_t \quad (6)$$

که در آن $BSTI$ شاخص تنش نظام بانکی، FL بدهی ارزی بانک‌ها، BC نسبت اسکناس و مسکوک به M_1 ، MR نسبت M_1 به M_2 ، LD مطالبات سررسید گذشته و معوق، DS ماندگاری سپرده‌های بلندمدت، و RDG نسبت مانده بدهی بخش غیردولتی به بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی هستند.

W_i ها نشان‌دهنده وزن هر متغیر در تنش نظام بانکی است. برای محاسبه وزن هر متغیر از روش تحلیل مولفه‌های اصلی^۱ استفاده شده است. از آنجایی که متغیرها واحد متفاوتی دارند و ضروری است در یک دامنه قابل مقایسه قرار گیرند، قبل از محاسبه وزن‌ها، متغیرهای بکار گرفته شده به کمک روش Min-Max نرمال‌سازی شدند. این روش تمامی متغیرها را به دامنه (۰-۱) تبدیل کرده است. نرمال‌سازی وزن‌ها تضمین می‌کند شاخص تدوین شده در بازه (۰-۱) به دست آید. در این صورت، با حرکت به سمت عدد یک تنش و شکنندگی در نظام بانکی بیش‌تر خواهد شد.

شکل (۱)، شاخص تدوین شده را به تصویر کشیده است:



شکل ۱: شاخص تنش در نظام بانکی

در ادامه، با استفاده از رهیافت لاجیت، الگوی (۷) برآورد می‌شود:

$$Crisis_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ten_t + \alpha_2 Growth_t + \alpha_3 Inflation_t + \alpha_4 RInt_t + \eta_t \quad (7)$$

در رابطه (۷)، $Crisis$ شاخص بحران نظام بانکی است که از شاخص تنش $BSTI$ برای محاسبه رژیم‌های صفر و یک استفاده شده است. به این صورت که پس از تدوین شاخص با استفاده از الگوی مارکوف سوئیچینگ، کل دوره به دو رژیم بحران و آرامش تقسیم شد که به دوره‌ها عدد یک و صفر اعطا گردید. این اعداد سازنده شاخص $Crisis$ هستند. Ten سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین از جمله شاخص‌های سنجش توزیع درآمد، نسبت هزینه دهک دهم (ثروتمندترین) به دهک اول (فقیرترین) است. هرچه این نسبت بالا باشد، نشان‌دهنده نابرابری بیش‌تر است. این متغیر به عنوان شاخص نابرابری درآمدی در نظر گرفته شده است. $Growth$ رشد تولید ناخالص داخلی، $Inflation$ تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده، $RInt$ نرخ بهره حقیقی (نرخ بهره اسمی منهای نرخ تورم)، و η جزء اخلاص هستند.

بررسی پایایی متغیرها

به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون جعلی، در نخستین مرحله، ضروری است که آزمون پایایی برای متغیرها بکار گرفته شود. **جدول (۱)**، آزمون ریشه واحد خلاصه‌ای از نتایج مربوط به آزمون پایایی دیکی-فولر تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد.

جدول ۱: نتیجه آزمون‌های پایایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	با عرض از مبدأ و بدون روند		با عرض از مبدأ و روند	
	آماره ADF	نتیجه آزمون	آماره ADF	نتیجه آزمون
BSTI	-۳/۰۲	پایا	-۳/۶۸	پایا
Ten	-۲/۵۸	ناپایا	-۳/۲۸	ناپایا
Growth	-۱/۳۳	ناپایا	-۳/۳۹	ناپایا
Inflation	-۲/۸۴	ناپایا	-۲/۷۵	ناپایا
RInt	-۳/۵۹	پایا	-۳/۷۷	پایا

در آزمون انجام‌شده، مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد برای همه متغیرها در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند ۲/۹- است و در حالت با عرض از مبدأ و مشتمل بر روند ۳/۴۷- است.

طبق **جدول (۱)**، تنها شاخص تنش در نظام بانکی و نرخ بهره حقیقی در سطح پایا هستند. نتیجه آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد متغیرهای رشد اقتصادی، تورم، و شاخص نابرابری پایا نیستند. از آنجایی که وجود شکست ساختاری باعث ناپایا شدن سری‌های زمانی می‌شود، در **جدول (۲)**، خلاصه نتیجه آزمون ریشه واحد با در نظر داشتن شکست ساختاری برای متغیرهای اشاره شده گزارش می‌شود.

جدول ۲: نتیجه آزمون شکست ساختاری

متغیر	زمان شکست	نوع شکست	آماره آزمون	مقدار بحرانی
Ten	۱۳۸۸q۴	عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۳	-۴/۶۲
Growth	۱۳۹۰q۱	عرض از مبدأ و روند	-۵/۴۵	-۵/۱۷
Inflation	۱۳۹۱q۱	عرض از مبدأ	-۵/۹۸	-۵/۱۷

طبق نتایج به دست آمده، آماره آزمون از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، سه متغیر دیگر نیز در سطح پایا هستند. از این رو، نیازی به بررسی پایایی تفاضل مرتبه اول متغیرها و همچنین آزمون هم‌جمعی نیست.

تخمین الگوی چرخشی مارکوف و تحلیل نتایج

در صورتی الگوی چرخشی مارکوف مدل مناسبی خواهد بود که غیرخطی باشد، با استفاده از آزمون LR این مهم سنجیده می‌شود. مقدار آماره مذکور از مقادیر بیشینه راست‌نمایی دو الگوی رقیب، یک الگو با یک رژیم (مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم (الگوی غیرخطی) مورد محاسبه قرار می‌گیرد و دارای توزیع کای دو است. اگر آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان بیش‌تر باشد، الگوی خطی در آن سطح اطمینان مدل مناسبی نیست و باید از الگوی غیرخطی استفاده شود. نتیجه آزمون مذکور در **جدول (۳)** ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون غیرخطی بودن

سطح معناداری	مقدار آماره آزمون	آماره آزمون
۰/۰۰***	۴۹/۹۱	$\chi^2(7)$

توجه: *** نشان‌دهنده سطح معناداری در احتمال ۵ درصد است.

بر اساس نتیجه به دست آمده آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معناداری ۱ درصد بزرگ‌تر است و در الگوسازی تنش نظام بانکی طی دوره زمانی پژوهش، الگوی چرخشی مارکوف بر الگوی خطی ارجحیت دارد. **جدول (۴)**، به بررسی اعتبار الگوی انتخابی اختصاص دارد.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های نیکویی برازش

سطح معناداری	مقدار آماره	آماره	نوع آزمون
۰/۵۸	۱/۰۷	$\chi^2(2)$	نرمال بودن
۰/۲۱	۱/۶۲	F (۱ و ۷۲)	ناهمسانی واریانس ARCH
۰/۳۷	۱۲/۹۵	$\chi^2(12)$	خودهمبستگی پورتمن ^۱

جدول (۴)، نشان می‌دهد توزیع جملات اخلاص مدل انتخاب شده نرمال است و واریانس همسان دارند. علاوه بر این، نتایج آزمون پورتمن نشان می‌دهد که جملات اخلاص عاری از خودهمبستگی بوده و انتخاب متغیرها بدون وقفه‌ها به درستی صورت گرفته است. در مجموع، طبق برآیند نتایج، صحت و اعتبار مدل انتخابی مورد تایید قرار می‌گیرد. **جدول (۵)**، نتایج حاصل از تخمین الگوی چرخشی مارکوف مذکور را برای معادله (۴) نشان می‌دهد.

جدول ۵: نتایج برآورد الگوی چرخشی مارکوف

نام متغیر	رژیم صفر		رژیم یک		نام متغیر
	ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار	
عرض از مبدأ	۰/۱۲	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۲	۲/۶۴**
BSTI(-1)	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۱	۶/۶***
BSTI(-2)	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۰۵	۲/۱۱	۰/۵
BSTI(-3)	-۰/۱۶	۰/۰۹	-۰/۲۳	۰/۱۹	-۱/۱۹
انحراف معیار جزء اخلاص	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۰۹

توجه: ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده سطح معناداری در احتمال ۵ و ۱ درصد هستند.

از آن جایی که واریانس اجزای اخلال تابعی از متغیر وضعیت و وابسته به رژیم است، نظر به بالاتر بودن انحراف معیار در رژیم یک، می‌توان گفت این رژیم نشان‌دهنده وضعیت پرتنش در نظام بانکی است. متقابلاً، رژیم صفر دوران کم‌تنش را بازگو می‌کند. یکی از خروجی‌های مهم الگوی چرخشی مارکوف، احتمال انتقالات میان رژیم‌هاست. **جدول (۶)**، به احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیم‌های مربوط به الگوی تخمین‌زده‌شده اختصاص یافته است.

جدول ۶: نتایج احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیم‌های مربوط به الگوی برآوردشده

احتمال انتقالات	زمان t	
	رژیم صفر	رژیم یک
رژیم صفر	۰/۹۵	۰/۱۵
رژیم یک	۰/۰۵	۰/۸۵
متوسط دوام	۰/۳	۰/۶۶
ویژگی‌های رژیم‌های جمع‌ی	۰/۷	۰/۳۳

بر طبق احتمال اگر در زمان t در رژیم I قرار داشته باشیم، احتمال این که در زمان t+1 در رژیم I قرار بگیریم چقدر است؟ احتمالات تجمعی بیان‌کننده این مطلب است که هر رژیم چند درصد از دوره زمانی مورد مطالعه را شامل می‌شود. بر اساس دوره دوام می‌توان گفت متوسط دوره‌ای که طول می‌کشد تا از رژیم به رژیم دیگر تغییر وضعیت دهیم چقدر است. طبق نتایج **جدول (۶)**، رژیم صفر پایدارترین رژیم است، زیرا احتمال انتقال از این رژیم به خود این رژیم حدود ۹۳ درصد است. به عبارت دیگر، اگر در دوره t تنش نظام بانکی در رژیم صفر باشد، با احتمال تقریبی ۹۳ درصد در دوره t+1 نیز در این دوره خواهد بود و با احتمال ۷ درصد به رژیم یک چرخش خواهد کرد. متقابلاً، اگر در دوره t تنش نظام بانکی در رژیم یک باشد، با احتمال تقریبی ۹۰ درصد در همان رژیم و با احتمال ۰/۱ درصد به رژیم صفر تغییر وضعیت می‌یابد. طبق احتمالات انباشته، اگر تصادفاً یکی از مشاهدات گزینش شود، با احتمال ۵۸ درصد در رژیم صفر و با احتمال ۴۲ درصد در رژیم یک قرار خواهد گرفت.

جدول ۷: رژیم‌های صفر و یک الگوی برآوردی

رژیم صفر	رژیم یک
۱۳۸۱ (۳) - ۱۳۸۷ (۱)	۱۳۷۸ (۴) - ۱۳۸۱ (۲)
۱۳۸۹ (۱) - ۱۳۹۱ (۴)	۱۳۸۷ (۱) - ۱۳۸۸ (۴)
۱۳۹۷ (۱) - ۱۳۹۷ (۲)	۱۳۹۲ (۱) - ۱۳۹۶ (۴)
۱۳۹۹ (۳) - ۱۳۹۹ (۴)	۱۳۹۷ (۳) - ۱۳۹۹ (۲)

طبق برآورد الگوی چرخشی مارکوف، می‌توان دوره‌های زمانی را که رژیم صفر و یک قرار می‌گیرند محاسبه کرد. **جدول (۷)**، این دسته‌بندی را بازگو می‌کند. بر اساس **جدول (۷)**، متغیر تنش نظام بانکی تدوین می‌شود. به این صورت که در فصل‌های مربوط به رژیم یک عدد یک و در سایر فصل‌ها عدد صفر در نظر گرفته می‌شود.

برآورد الگوی پرویت

در **جدول (۸)**، نتیجه برآورد الگوی اساسی پژوهش ارائه شده است:

جدول ۸: نتیجه برآورد الگو

متغیر	ضریب	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۱۱/۶۵	۰/۰۱
Ten	۱/۳	۰/۰۴
Growth	-۰/۹	۰/۰۳
Inflation	۴/۲	۰/۰۰
RInt	۲/۰۶	۰/۰۰

نتیجه برآورد الگو نشان می‌دهد که شاخص نابرابری اثر مثبت و معناداری بر تنش بانکی در اقتصاد ایران دارد. به این مفهوم که با افزایش نسبت هزینه دهک دهم (ثروتمندترین) به دهک اول (فقیرترین) احتمال وقوع تنش در نظام بانکی افزایش می‌یابد. رشد اقتصادی اثری منفی و معنادار بر شاخص وقوع تنش بانکی دارد. با افزایش رشد اقتصادی احتمال وقوع تنش بانکی کاهش پیدا می‌کند. تورم اثری مثبت و معنادار بر شاخص وقوع تنش نظام بانکی دارد. افزایش نرخ بهره حقیقی نیز مانند تورم احتمال وقوع تنش را افزایش می‌دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

در اقتصادهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه، بحران‌های بانکی در زمره پدیده‌های فراگیر به‌شمار می‌آیند. اگرچه اقتصاد ایران چنین پدیده‌ای را تجربه نکرده است، اما تضمینی وجود ندارد که در آینده با این پدیده روبه‌رو نشود. در این راستا، شناسایی عوامل موثر بر بحران بانکی کمک شایان توجهی به سیاستگذاران خواهد کرد.

در این پژوهش، اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۹:۴-۱۳۷۸:۱ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون پایایی نشان داد که متغیرهای استفاده‌شده در پژوهش پایا هستند. در ادامه، سازوکار تدوین شاخص تنش در نظام بانکی تشریح شد. سپس، با استفاده از برآورد الگوی اصلی پژوهش به کمک روش پروبیت، مشخص شد با افزایش نابرابری درآمدی احتمال وقوع تنش بانکی افزایش می‌یابد. علاوه بر این، تورم و نرخ بهره حقیقی اثرگذاری مثبت و رشد اقتصادی اثر منفی بر احتمال وقوع تنش نظام بانکی داشتند. نتایج به‌دست‌آمده پژوهش در راستای نتایج مشیری و نادعلی (۲۰۱۰) و زارعی و کمیجانی (۲۰۱۵) است. فرضیه پژوهش عبارت بود از: نابرابری درآمدی اثر معناداری بر وقوع تنش‌های بانکی در ایران دارد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، نمی‌توان این فرضیه را رد کرد.

مبتنی بر نتایج، پیشنهاد می‌شود با توجه به اثرپذیری تنش بانکی از نابرابری درآمد، سیاستگذاران اقتصادی با اجرای سیاست‌های هدفمند و پایدار درصد کاهش شکاف طبقاتی برآیند تا از این منظر، احتمال وقوع تنش بانکی تقلیل یابد. با توجه به اثر تورم و بهره و نقش آن‌ها در تنش بانکی، پیشنهاد می‌شود سیاستگذار پولی با هدف قرار دادن این دو متغیر مهم اقتصادی نقش پررنگ‌تری در سیاست‌های پولی اعمال کند تا از بروز تنش‌های بانکی بیش‌تر جلوگیری به عمل آورد. پیشنهاد می‌شود برای توانمندسازی سیستم بانکی مواردی نظیر فراهم کردن زمینه لازم برای حضور بخش خصوصی و بانکداران خارجی در صنعت بانکداری و بهینه شدن مقررات بخش بانکی و مقررات‌زدایی و نظارت نظام‌مند مورد توجه سیاستگذار پولی قرار گیرد.

اظهاریه قدردانی

از پیشنهادهای شایسته داوران محترم و ناشناس «نشریه برنامه‌ریزی و بودجه» که در بهبود کیفی مقاله نقش مهمی داشته‌اند و نیز از ویراستار علمی نشریه (آقای مازیار چابک) تشکر و قدردانی می‌نماییم.

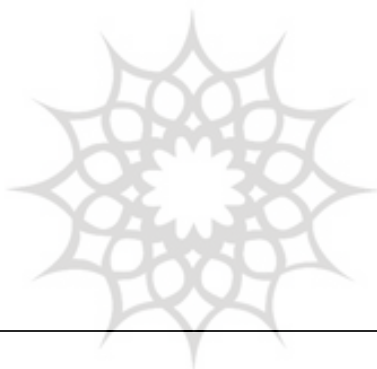
الف) انگلیسی

- Ayadi, R., Naceur, S. B., & Challita, S. (2020). Does Income Inequality Really Matter for Credit Booms? *EMNES Working Paper No 46*.
- Bastanzad, H., & Davoudi, P. (2021). The Impact of Macro Systematic Shocks on the Non-Performing Loans: Multivariate Stochastic Volatility Model. *Planning and Budgeting*, 26(3), 49-74. <https://dx.doi.org/10.52547/jpbud.26.3.49>
- Bellettini, G., Delbono, F., Karlström, P., & Pastorello, S. (2019). Income Inequality and Banking Crises: Testing the Level Hypothesis Directly. *Journal of Macroeconomics*, 62(1), 103054. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.08.007>
- Bernanke, B. S. (1983). Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression (0898-2937). *NBER Working Paper No. 1054*. <https://doi.org/10.3386/w1054>
- Calomiris, C. W., & Mason, J. (1994). Contagion and Bank Failures during the Great Depression: The June 1932 Chicago Banking Panic. *NBER Working Paper No. 4934*. <https://doi.org/10.3386/w4934>
- Dargahi, H., & Nikjoo, F. (2013). A Financial Stress Index for the Economy of Iran and its Impacts on Economic Growth. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 47(4), 19-40. <https://dx.doi.org/10.22059/jte.2013.30191>
- Destek, M. A., & Koksel, B. (2019). Income Inequality and Financial Crises: Evidence from the Bootstrap Rolling Window. *Financial Innovation*, 5(1), 1-23. <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0136-2>
- Fisher, I. (1933). The debt-Deflation Theory of Great Depressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1(4), 337-357. <https://doi.org/10.2307/1907327>
- Haubrich, J. G. (1990). Nonmonetary Effects of Financial Crises: Lessons from the Great Depression in Canada. *Journal of Monetary Economics*, 25(2), 223-252. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(90\)90014-U](https://doi.org/10.1016/0304-3932(90)90014-U)
- Kashif, M., Iftikhar, S. F., & Iftikhar, K. (2016). Loan Growth and Bank Solvency: Evidence from the Pakistani Banking Sector. *Financial Innovation*, 2(1), 1-13. <https://doi.org/10.1186/s40854-016-0043-8>
- Kibritçioğlu, A. (2002). Excessive Risk-Taking, Banking Sector Fragility, and Banking Crises. U of Illinois, Commerce and Bus. Admin. *Working Paper No. 02-0114*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.317491>
- Krolzig, H.-M. (2013). *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis* (Vol. 454): Springer Science & Business Media.
- Minsky, H. (1982). *Can It Happen Again? Essays on Instability and Finance*: Routledge.
- Miroshnichenko, O., Iakovleva, E., & Voronova, N. (2022). Banking Sector Profitability: Does Household Income Matter? *Sustainability*, 14(6), 3345. <https://doi.org/10.3390/su14063345>
- Moshiri, S., & Nadali, M. (2010). Identifying Banking Crisis in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 6(1), 59-88. http://economic.mofidu.ac.ir/article_47829.html
- Moshiri, S., & Nadali, M. (2013). The Determinants of Banking Crises in Iranian. *Economics*

- Research*, 13(48), 1-27. http://joer.atu.ac.ir/article_913.html
- Perugini, C., Hölscher, J., & Collie, S. (2016). Inequality, Credit and Financial Crises. *Cambridge Journal of Economics*, 40(1), 227-257. <https://doi.org/10.1093/cje/beu075>
- Rajan, R. G. (2016). Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy: With a New Afterword by the Author. *Economics Books*.
- Rhee, D.-E., & Kim, H. (2018). Does Income Inequality Lead to Banking Crises in Developing Countries? Empirical Evidence from Cross-Country Panel Data. *Economic Systems*, 42(2), 206-218. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2017.08.007>
- Salehi Sarbijan, M., Reisi, G. A., & Shetab Booshehri, N. (2013). Studying Recessions and Booms in Iran Economy by Using Markov Switching Model. *Economical Modeling*, 7(23), 67-83. http://eco.iaufb.ac.ir/article_555339.html
- Stiglitz, J. E. (2012). *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*: WW Norton & Company.
- Stockhammer, E. (2015). Rising Inequality as a Cause of the Present Crisis. *Cambridge Journal of Economics*, 39(3), 935-958. <https://doi.org/10.1093/cje/bet052>
- Van Treeck, T. (2014). Did Inequality Cause the US Financial Crisis? *Journal of Economic Surveys*, 28(3), 421-448. <https://doi.org/10.1111/joes.12028>
- Zarei, Z., & Komijani, A. (2015). Identification and Prediction of Banking Crisis in Iran. *Economical Modeling*, 9(29), 1-23. http://eco.iaufb.ac.ir/article_557577.html

ب) فارسی

بیگلری، حمید (۱۳۹۳). درس‌هایی از بحران‌های بانکی برای سیستم مالی. نشریه روند، ۲۱ (۶۵ و ۶۶)، ۳۴-۱۱.



نحوه ارجاع به مقاله:

عبیدی سیدکلایی، محمد؛ زروکی، شهریار، و ابراهیمی کلاریجانی، کوثر (۱۴۰۱). بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۷(۲)، ۱۷۳-۱۵۳.

Abdi Seyyedkolaee, M., Zaroki, S., & Ebrahimi Kelarijani, K. (2022). The Effect of Income Inequality on the Probability of Banking Tensions in Iran. *Planning and Budgeting*, 27(2). 153-173.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.153>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to *Planning and Budgeting*. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

