

## تأثیرپذیری مطالبات غیرجاری از رشد اقتصادی در ایران با رویکردهای تحلیل مجموعه مقادیر تکین و رگرسیون ناپارامتری

مهران فرهی کیا<sup>۱</sup>, \*مسعود یارمحمدی<sup>۲</sup>, حسین حسنی<sup>۳</sup>, علی شادرخ<sup>۴</sup>

۱. دانشجوی دکتری آمار، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

۲. دانشیار گروه آمار، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

۳. استاد، مؤسسه پژوهش در مدیریت و برنامه‌ریزی انرژی دانشگاه تهران، تهران، ایران

۴. دانشیار گروه آمار، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۰۳ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۰۷)

### The effect of Economic Growth on Non-performing Loans in Iran Based on Singular Spectrum Analysis and Nonparametric Regression Approaches

Mehran Farahikia<sup>1</sup>, \*Masoud Yarmohammadi<sup>2</sup>, Hossein Hassani<sup>3</sup>, Ali Shadrokh<sup>4</sup>

1. Ph.D. Student in Statistics, Payame Noor University, Tehran, Iran

2. Associate Professor of Statistics, Payame Noor University, Tehran, Iran

3. Professor of Statistics, Research Institute for Energy Management and Planning of University of Tehran, Tehran, Iran

4. Associate Professor of Statistics, Payame Noor University, Tehran, Iran

(Received: 24/Dec/2019 Accepted: 27/June/2020)

Original Article

10.30473/EGDR.2020.50490.5593

مقاله پژوهشی

چکیده:

The amount of non-performing loans is one of the indicators for assessing banks credit risk and its high values is a sign of unhealthy of banking system. The aim of this study is to evaluate the impact of economic growth on NPLs by applying new nonparametric and robust approaches in time series analysis. For this purpose, an econometric model is designed on factors affecting NPL which includes three variables related to economic growth and a variable which is domestic credits. Quarterly data were used between the first quarter of 2009 to the first quarter of 2018 which have been gathered from the website of the Iran's Ministry of Economic Affairs and Finance. Based on nonparametric approaches considered for analysing data, sub-space-based unit root test was performed to evaluate the stability of series and simple non-parametric regression model was performed for modelling purposes. In this paper, the relationships between variables were estimated using second-order Gaussian Kernel in multivariate non-parametric regression. According to the results of the empirical analysis in Iran, there is a causal relationship between the non-performing loans and the total amount of loans of Iranian private banking sector. The SSA causality test shows that this relationship is evident. Gross Domestic Product (GDP) at fixed prices, Public Sector Expenditure (PS) and Private Sector Expenditure (PSE), Domestic Credit Volume (CV) are the most important subdivisions of economic growth. According to the results, public sector expenditure has an opposite effect and the increase in credit volume has a direct effect on increasing NPL.

**Keywords:** Economic Growth, Non-performing Loans, Singular Spectrum Analysis, Nonparametric Regression Analysis.

**JEL:** B22, B23, E51.

مطالبات غیرجاری (NPL) شاخصی از ریسک اعتباری بانک‌ها محسوب شده و بالا بودن آن یکی از نشانه‌های عدم سلامت نظام بانکی است. هدف از این مطالعه بکارگیری رویکردهای ناپارامتری نوین و نیرومند برای ارزیابی تأثیرپذیری مطالبات غیرجاری از رشد اقتصادی است. به این منظور یک مدل اقتصادستنجی در خصوص عوامل مؤثر بر مطالبات غیرجاری، مرکب از متغیرهای تشکیل دهنده رشد اقتصادی و متغیر حجم تسهیلات اعطایی در نظر گرفته شده و داده‌های سه ماهه اول سال ۱۳۸۸ تا سه ماهه اول سال ۱۳۹۷ استفاده شده است. این داده‌ها از درگاه وزارت امور اقتصادی و دارایی، درگاه بانک مرکزی و گزارش‌های ماهانه کانون بانک‌ها و مؤسسات اعتباری خصوصی ایران استخراج گردید. تحلیل داده‌ها شامل آزمون ریشه واحد متغیر بر زیرفضا و آزمون‌های علیت همبستی بر تحلیل مجموعه مقادیر تکین (SSA) می‌باشد. آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی سری‌ها انجام و در ادامه پس از تأیید مانایی، مدل رگرسیون ساده ناپارامتری اجرا شد. در مطالعه حاضر، روابط بین متغیرها در تعیین مدل با استفاده از کرنل گوسین مرتبه دوم در رگرسیون ناپارامتری چندمتغیره برآورد شد. با تکیه بر نتایج تجزیه و تحلیل تحریبی در ایران و بر اساس آزمون علیت بر پایه SSA، رابطه علیت بین مطالبات غیرجاری و حجم اعتبار داخلي بخش بانکداری خصوصی ایران وجود دارد. تولید ناخالص داخلی (GDP) در قیمت‌های ثابت، هزینه‌های بخش عمومی (PS)، هزینه‌های بخش خصوصی (PSE) و حجم اعتبارات داخلي (CV) مهمترین زیرمجموعه‌های رشد اقتصادی هستند. با توجه به نتایج بدست آمده هزینه‌های بخش عمومی تأثیر عکس و افزایش حجم اعتبارات تأثیر مستقیم بر افزایش مطالبات غیرجاری دارد.

**واژه‌های کلیدی:** رشد اقتصادی، مطالبات غیرجاری، تحلیل مجموعه مقادیر تکین، تحلیل رگرسیون ناپارامتری.

**طبقه‌بندی JEL:** B22, B23, E51.

## ۱- مقدمه

بانک‌ها و حتی در مواردی به بحران در بانکداری ختم شده است (راینهرات و روگوف<sup>۳</sup>، ۲۰۱۰، ۱۶۷۶). با توجه به بانک محور بودن نظام مالی در اقتصاد ایران و غالب نبودن نقش بازار سرمایه، بانک‌ها نقشی اساسی در بکارگیری سپرده‌های مشتریان و تخصیص سرمایه در جهت تأمین مالی پژوهه‌ها دارند و لذا ضروری است؛ ابزاری برای مدیریت ریسک‌های مختلف به ویژه ریسک اعتباری به عنوان یکی از مهم‌ترین ریسک‌های نظام بانکی مهیا نمایند. افزایش ریسک اعتباری، احتمال معوق شدن تسهیلات بانکی را تشدید و بنابراین بانک‌ها را با مشکلات عدیده مواجه می‌نماید. این مسئله‌ای است که در سال‌های اخیر بانک مرکزی ایران به شدت به آن پرداخته و با انتشار دستورالعمل‌های متعدد بانک‌ها را ملزم به در نظر گرفتن رویه‌هایی در جهت کاهش و کنترل مطالبات غیرجاری (NPL) خود نموده است.

به طور کلی، وام‌هایی که بدون پرداخت باقی می‌مانند، مطالبات غیرجاری نامیده می‌شوند. افزایش مطالبات غیرجاری بانک‌ها که به شکل توان و امدادهی بانک‌ها و افزایش ریسک اعتباری آنها اثر خود را نمایان می‌سازد، منجر به تنگی اعتباری در سطح اقتصاد کلان گردیده است. بر همین اساس شناخت علل و عوامل ایجاد کننده مطالبات غیرجاری مورد توجه محققان قرار گرفته است.

لازم به توضیح است که بر اساس آمارهای سازمان‌های بین‌المللی مانند بانک جهانی یا پایگاه اطلاعات آماری بانک‌های جهان، نسبت مطالبات غیرجاری بانک‌ها به تسهیلات اعطایی در کشور در سال‌های اخیر در مقایسه با کشورهای توسعه یافته و اغلب کشورهای در حال توسعه (حتی کل نظام بانکی کشورهای اسلامی) به مراتب بالاتر است. این نشانه‌های عدم سلامت نظام بانکی است (میرزائی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۸۳).

رشد اقتصادی مثبت در تمامی اقتصادها بسیار مهم است؛ زیرا راه برای افزایش ثروت یا قدرت اقتصادی افراد، مشاغل و سایر مؤسسات بخش خصوصی برای ایفای تعهدات هموار می‌کند. وقتی اقتصاد رشدی مثبت دارد، توانایی وام گیرنده برای پرداخت بدھی افزایش یافته و در نتیجه نرخ رشد NPLs کاهش می‌یابد.

پایداری اقتصاد کلان و ثبات و بهبود در رفتار متغیرهایی مانند رشد اقتصادی به طور قابل توجهی متأثر از ثبات در بازار مالی و سیاست‌های پولی و اعتباری در تأمین مالی بخش‌های مختلف اقتصاد است. هدف اول تمامی اقتصادها، نیل به نرخ رشد اقتصادی بالا می‌باشد؛ لذا، دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب نقطه پیشنه کلیه تلاش‌هایی می‌باشد که برای تنظیم امور اقتصادی جوامع مورد توجه قرار می‌گیرد. در ایران نیز با عنایت به اهمیت مسئله رشد اقتصادی، در سند چشم‌انداز ایران در افق ۱۴۰۴ «رشد پرستاب و مستمر» تأکید شده است. با این وجود بر مبنای شاخص‌های اقتصاد کلان، متوسط نرخ رشد اقتصادی در سالیان گذشته رقم تقریباً پایینی بوده و اقتصاد ایران رشد مداومی را مشاهده ننموده است. تثییت این روند، شرایط مطلوب در جهت ارتقا سطح رفاه اقتصادی را میسر نمی‌سازد و اقتصاد ایران را همچنان در ردیف کشورهای در حال توسعه با درآمد سرانه نسبتاً پایین نگه می‌دارد.

از سوی دیگر، با بررسی فعالیت‌های بانکداری چنین استنبط می‌شود که بانک‌ها از واحدهایی با بودجه مازاد، سرمایه جمع‌آوری می‌کنند و موظف هستند که این وجهه را به واحدی با نیاز مالی انتقال دهند. این کار در چارچوب فعالیت، کارایی و اصول هزینه- فرصت توسط بانک‌ها صورت می‌پذیرد. به همین دلیل، بانک‌ها مهمترین نهادهای اقتصادی از نظر قدرت و مسئولیت هستند (اردوغدو<sup>۱</sup>، ۲۰۱۵: ۶۷۷). اما اشاره به این نکته ضروری است که فقدان نظارت مستمر بر تسهیلات گیرندگان، سیاست‌های اعتباری ضعیف، فقدان کارشناسان خبره اعتباری، افزایش نرخ بهره تسهیلات و استانداردهای اعتباری بی‌اختلال فرایند اعتباردهی را دچار می‌نماید و باعث می‌شود؛ احتمال نکول تسهیلات افزایش یابد. در نتیجه اعطای تسهیلات بدون بهبود شرایط فوق می‌تواند اعطای تسهیلات را نه تنها سودآور نکرده، بلکه به زیان بانک نیز منجر شود.

در نتیجه، به منظور جلوگیری از تضعیف بالقوه شبکه بانکی و حصول اطمینان از سلامت نظام مالی در عرصه مقررات کلان احیاطی<sup>۲</sup>، مقامات ناظر پولی باید به طور مداوم وضعیت کیفیت پرتفوی اعتباری بانک‌ها را کنترل نمایند، چراکه کاهش شدید کیفیت پرتفویهای وام به افزایش ریسک درمانگی منجر گردیده و در برخی زمان‌ها منتج به زیان‌های جبران ناپذیر برای

3. Reinhart & Rogoff (2010)

1. Erdoğdu (2015)

2. Macro-Prudential Regulation

بر دارد. بخش چهارم نیز به بررسی یافته‌های تحقیق می‌پردازد.

## ۲- ادبیات موضوع

### ۲-۱- مبانی نظری

در این بخش مفهوم دارایی‌های غیرجاری<sup>۱</sup> در ایران از نقطه‌نظر بانک مرکزی ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه، به بررسی نحوه اثرباری رشد اقتصادی و متغیرهای مربوطه شامل تولید ناخالص داخلی، هزینه‌های مصرف نهایی بخش‌های دولتی و خصوصی و همچنین نقش تسهیلات اعطایی بانک‌ها بر میزان مطالبات غیرجاری پرداخته می‌شود.

### ۲-۲- مطالبات غیرجاری

برای بیان نحوه طبقه‌بندی دارایی‌های بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی در ایران، از بخشنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به شماره مب/ ۲۸۲۳/۱۲/۵ مورخ (پایگاه اطلاع رسانی بانک مرکزی، ۱۳۸۵) استفاده گردید. این طبقه‌بندی به این صورت است:

**طبقه جاری:** پرداخت اصل و سود تسهیلات و یا بازپرداخت اقساط در سرسید صورت گرفته یا حداکثر دو ماه از سرسید آن، گذشته است.

**طبقه سرسید گذشته:** از تاریخ سرسید اصل و سود تسهیلات یا تاریخ قطع پرداخت اقساط، بیش از دو ماه گذشته است، ولی تأخیر در بازپرداخت، هنوز از شش ماه تجاوز نکرده است. در این صورت، فقط مبلغ سرسید شده تسهیلات به این طبقه منتقل می‌شود.

**طبقه معوق:** اصل و سود تسهیلاتی که بیش از شش ماه و کمتر از هجده ماه از تاریخ سرسید یا از تاریخ قطع پرداخت اقساط سپری شده و مشتری هنوز برای بازپرداخت مطالبات مؤسسه اعتباری اقدام نکرده است. در این صورت، مانده سرسید شده تسهیلات، به این طبقه منتقل می‌شود.

**طبقه مشکوک الوصول:** همه اصل و سود تسهیلاتی که بیش از هجده ماه از سرسید یا از تاریخ قطع پرداخت اقساط آنها، سپری شده و مشتری هنوز به بازپرداخت بدھی خود اقدام نکرده است.

**تسهیلات مورد امهال:** تسهیلات فوق در یکی از طبقات سرسید گذشته و معوق دسته‌بندی می‌شود. همه تسهیلات امهال شده بر اساس مصوبه‌های هیأت دولت، در طبقه معوق طبقه‌بندی می‌شود و سایر تسهیلات امهال شده نیز با توجه به

در کنکاش عامل "تسهیلات اعطایی" ملاحظه می‌گردد؛ در سال‌های گذشته این عامل به پدیده فزاینده مطالبات غیرجاری مواجه شده است. در واقع در یک تقسیم‌بندی کلی، مطالبات به دو گروه «جاری» و «غیرجاری» تقسیم می‌شوند. گروه اول مطالباتی است که در سرسید یا حداکثر تا دو ماه پس از آن وصول می‌شود و دسته دوم مطالباتی است که بیش از دو ماه از سرسید بازپرداخت آنها گذشته است. البته مطالبات غیر قابل وصول نیز در این گروه قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، منظور از «مطالبات غیرجاری» بانک‌ها، مجموع مطالبات «سرسید گذشته»، «معوق» و «مشکوک الوصول» آنها است. هر یک از این مطالبات نیز تعریف خاص خود را دارند (میرزائی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۸۳).

در رابطه با بررسی تأثیرپذیری مطالبات غیرجاری از متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص‌های ویژه بانکداری مطالعاتی صورت پذیرفته که در ادامه به آنها اشاره خواهیم نمود. اشاره به این نکته ضروری است که رویکردهای متفاوتی برای محاسبه تولید ناخالص داخلی وجود دارد که روش ارزش افزوده به عنوان مبنای اصلی محاسبات لحاظ می‌گردد و در مطالعات نیز مقدار محاسبه شده برای این شاخص بر اساس روش فوق در نظر گرفته شده است.

در این مقاله، با توجه به اهمیت لحاظ متغیرهای هزینه بخش‌های دولتی و خصوصی، علاوه بر مقدار GDP محاسبه شده از روش فوق، شاخص‌های میزان مصرف بخش‌های دولتی و خصوصی به عنوان متغیرهایی که در محاسبه GDP به روش مخارج یا تولید بکار می‌رود، نیز در نظر گرفته می‌شود که پیش‌تر در مطالعات دیده نشده است. همچنین میزان تسهیلات اعطایی در مدل نیز مورد استفاده قرار گرفته است. از سوی دیگر، روش‌های محاسباتی پیشین عمدها پارامتریک و مبتنی بر فرضیه‌هایی چون مانایی بوده‌اند و انجام آزمون‌های پارامتری مربوط مستلزم وجود تعداد زیادی داده بوده که عملاً غیرممکن می‌باشد و در مطالعات نشان داده شده است که روش‌های ناپارامتری در مواجهه با کمبود داده عملکرد بهتری دارند، که در این مقاله با بکارگیری رویکردهای نیرومند ناپارامتری این فرضیه‌های محدود کننده نادیده گرفته می‌شود. به همین دلیل، هدف از این پژوهش بررسی تأثیرپذیری مطالبات غیرجاری از رشد اقتصادی با استفاده از رویکردهای ناپارامتری نیرومند تحلیل مجموعه مقادیر تکین و رگرسیون ناپارامتری نیرومند است. لذا، در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه می‌گردد. بخش سوم نیز روش‌شناسی تحقیق را در

تضییف خواهد شد و حتی در دوره زمانی بلندمدت در جهت معکوس عمل می‌کند. در توضیح این اتفاق می‌توان گفت که ثبات رشد اقتصادی و شتاب رشد تولید ملی و درآمد ملی، منتج به خوشبینی جامعه نسبت به شرایط آتی خواهد شد. از طرفی بانک‌ها و مؤسسات پولی و مالی نیز به خاطر وصول مطالبات و بهبود وضعیت ترازهای مالی و همچنین پیشی گرفتن از سایر بانک‌ها و مؤسسات پولی و مالی در جلب رضایت مشتریان و کسب منابع بیشتر، قوانین و ضوابط مربوط به پرداخت اعتبارات را آسان‌تر گرفته و وسعت دایره پرداخت اعتبارات به اقسام مختلف جامعه را گسترش می‌دهند. در نتیجه این شرایط پرداخت اعتبارات به متقاضیان کم کیفیت‌تر افزایش خواهد یافت. حال اگر اقتصاد از شرایط رونق خارج وارد دوره رکود شود، وام‌گیرندگان کم کیفیت توان و میل بازپرداخت دیون خود را نخواهند داشت. کاهش سطح درآمد قابل تصرف و کاهش ارزش ویژه‌ها که در برخی موارد حتی از ارزش اصل و سود اعتبار دریافتی نیز بیشتر کاهش می‌یابد، مسبب آن می‌شود که وام‌گیرندگان برای اجتناب از بازپرداخت دیون، تمایل بیشتری از خود نشان بدeneند. علاوه بر این در شرایط رکود اقتصادی بانک‌ها نیز به منظور کنترل معوقات بانکی خود، معمولاً رو به سیاستهای انقباضی در پرداخت اعتبارات می‌آورند. دو عامل مذکور سبب آن می‌شوند که متقاضیان برای دریافت اعتبارات در تنگنا قرار بگیرند. به خصوص اشخاصی که به منظور تسویه دیون معوق خود نیاز مجدد به دریافت وام دارند. اشخاصی که تسهیلات بازپرداخت تک مرحله‌ای (مضاربه، مشارکت و سایر موارد) دریافت نموده‌اند و پول آن را در پروژه‌های بلندمدت سرمایه‌گذاری کرده‌اند نیز، در بازپرداخت دیون خود چار مشکل خواهند شد. این گروه از افراد با توجه به شرایط رکود اقتصادی، با رسیدن موعد بازپرداخت اصل و فرع وام، ناتوان از پرداخت بدھی خود به بانک می‌باشند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت شرایط رکود و رونق اقتصادی هر دو می‌توانند منجر به رشد مطالبات و به تبع آن افزایش ریسک بانکی شوند و این بانک‌ها هستند که باید به دور از رفتارهای احساسی و با در نظر گرفتن تمامی شرایط و نگاهی سیستمی، سیاستهای خود را تدوین نمایند (جنتی مشکانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۴۹۱).

علاوه بر الگوهای سیکل تجاری که به بررسی آنها پرداخته شد، نظریه شتابدهنده مالی نیز از جمله مهم‌ترین مبانی نظری توضیح‌دهنده نقش عوامل اقتصاد کلان بر روی ریسک بانکی می‌باشد. این نظریه در مورد نقش متقابل و خامت

شرایط تعیین کننده طبقات سررسیدگذشته و معوق، در یکی از این طبقات قرار خواهد گرفت. در صورت بهبود وضعیت اعتباری مشتری و ایفای تعهدات در زمان مقرر و احراز شرایط هر یک از طبقات بالاتر، این تسهیلات می‌تواند به این طبقات منتقل شود (شعبانی و جلالی، ۱۳۹۰: ۱۵۷).

### -تأثیر رشد اقتصادی بر مطالبات غیرجاری

عوامل متعددی در افزایش یا کاهش مطالبات غیرجاری بانک‌ها دخیل هستند که به دو دسته عوامل درون بانکی و عوامل کلان طبقه‌بندی می‌شوند. عوامل درون بانکی عمدتاً به جنبه‌های سازمانی و تجاری بانک‌ها توجه دارد و عواملی مانند میزان وام‌دهی، چگونگی اعطای تسهیلات و ... را در بر می‌گیرد. عوامل کلان شامل متغیرهای کلان اقتصادی همچون رشد اقتصادی، نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ بیکاری و کسری بودجه دولت می‌شود.

مبانی نظری توضیح رابطه رشد اقتصادی و مطالبات معوق یا به طور کلی ریسک بانکی، بیشتر به الگوهای ادوار تجاری و نوسانات GDP باز می‌گردد. به طور معمول تولید ناخالص داخلی واقعی، حرکتی ناهموار و همراه با فراز و نشیب و سرعتی غیرمتاوب دارد. بدین معنی که زمانی از حدود واقعی خود سریع‌تر و زمانی کندر رشد می‌کند. سیر حرکت GDP واقعی معمولاً با چهار مرحله مشخص می‌شود. مرحله اول حاکی از اوضاع و احوال اقتصادی و کسب و کار می‌باشد. به این مرحله به اصطلاح ادوار تجاری گفته می‌شود. الگوهای ادوار تجاری با تأکید بر نقش عملکرد واسطه‌های مالی در ثبات تجاری یک زمینه خوب را برای الگوسازی عوامل تعیین کننده کلیه ریسک‌ها به طور اعم و بالاخص ریسک اعتباری و مطالبات غیرجاری فراهم نموده‌اند. بر اساس این چارچوب، می‌توان عنوان نمود؛ مطالبات غیرجاری دارای رفتاری سیکلی بوده که در دوران رونق روند کاهشی و در زمان رکود، روند افزایشی از خود نشان می‌دهد. هنگامی که اقتصاد در وضعیت رونق قرار دارد به علت افزایش تولید ملی و رشد درآمد قابل تصرف خانوارها، توان بازپرداخت دیون و تعهدات توسط خانوارها و بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و همین امر ریسک بانکی و احتمال انباشت مطالبات غیرجاری را کاهش می‌دهد. بنابراین در دوران رونق اقتصادی حجم مطالبات معوق و ریسک بانکی کاهش می‌یابد.

اما در افق زمانی بلندمدت، رابطه مذکور به تدریج در جهت معکوس عمل می‌کند. همان‌گونه که کافمن نشان داده است؛ رابطه سیکلی شرایط اقتصادی و ریسک بانکی به تدریج

میسر می‌سازد، رابطه مثبت دارد. محمدی کاهش رشد اقتصادی را موجب کاهش سودآوری بانک‌ها به ویژه در زمان تشید رکود اقتصادی به علت کاهش میزان فروش و حجم فعالیت‌های اقتصادی بنگاه‌ها می‌داند. زیرا، منابع بانکی کاهش می‌یابد و این امر منجر به بروز کمبود نقدینگی در واحدهای اقتصادی می‌گردد و به تدریج دریافت کنندگان تسهیلات از ایفای به موقع تعهدات باز می‌مانند. بنابراین حجم مطالبات غیرجاری در دوران رکود اقتصادی افزایش می‌یابد و در مرحله بعد نیز رشد نسبت مطالبات غیرجاری توان تسهیلات دهی بانک‌ها را به بنگاههای اقتصادی و بازار بین بانکی کاهش می‌دهد (محمدی، ۱۳۹۵: ۸۶).

تحقیقات مالی و اقتصادی تاکید دارند که شاخص‌های اقتصاد کلان، در کنار عوامل خاص و درونی بانکداری، جزء مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر مطالبات غیرجاری هستند. در بین شاخص‌های حوزه اقتصاد کلان، GDP، نرخ بیکاری و نرخ بهره از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. مطالعات پیشین تأثیر منفی رشد GDP را بر روی حجم مطالبات عموق نمایان می‌سازند. رشد اقتصادی وضعیت مثبت اقتصاد را، به همراه شرایط مطلوب اقتصادی برای اشخاص حقیقی و حقوقی، بر مبنای درآمد سرمایه‌گذاری معکوس می‌کند که در نتیجه آن تسهیلات گیرندگان سرمایه کافی برای بازپرداخت تسهیلات و ایفای تعهداتشان دارند. این، در واقع، در کاهش مطالبات غیرجاری سهیم خواهد بود ( قادر، ۲۰۱۹: ۲۰۱۹).

در طرف مقابل، وقتی اقتصاد رو به افول می‌گذارد، انتظار می‌رود که سطح مطالبات غیرجاری افزایش یابد. در واقع، شرایط نامطلوب اقتصادی منجر به ورشکستگی کارخانه‌ها و در بی آن بیکاری افراد شده و در نتیجه نبود درآمد کافی برای تسهیلات گیرندگان تأثیر مستقیم و مثبتی را در جهت افزایش مطالبات عموق در پی خواهد داشت ( آتنوئی و نیکیتا، ۲۰۱۸: ۴۷).

همچنین، در رابطه با تأثیر هزینه‌های بخش‌های دولتی و خصوصی نیاز است تا ارتباط بین این متغیرها با رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد. براساس تئوری‌های مرسوم اقتصاد کلان کیزی، بسیاری از انواع هزینه‌های عمومی، می‌تواند (از طریق اثرات ضریب تکاثری که بر روی تقاضای کل دارد)، به رشد اقتصادی کمک کند. از طرف دیگر، مصرف بخش دولت ممکن است با ایجاد کاهش در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

بازارهای مالی و اقتصاد واقعی بر یکدیگر بحث می‌کند. این اثرات از طریق یک دور بازخوردی به و خامت هر دو می‌انجامد. بر مبنای این نظریه، رکود اقتصادی باعث افزایش حجم وام‌های عموق شده و افزایش حجم مطالبات عموق به ورشکستگی نهادهای مالی، سقوط ارزش شهر و بازارهای مالی می‌شود. سقوط نهادها و بازارهای مالی، تعمیق رکود را به دنبال داشته که این نیز خود نرخ بالاتر نکول وام‌ها را به همراه دارد. چنین فرایندی باعث سرعت فراینده گسترش مطالبات عموق و ورشکستگی بانک‌ها (افزایش عدم ثبات و ریسک بانکی) و تعمیق رکود اقتصادی می‌شود (کردیچه و پردل نوش آبادی، ۱۳۹۰: ۱۲۰).

نظریه دیگر مربوط به ویلسون است که به بررسی ریسک سیستماتیک سبد دارایی می‌پردازد. وی در این نظریه بیان می‌کند ریسک سیستماتیک یک سبد دارایی تا حد زیادی به سلامتی وضعیت اقتصاد کلان بستگی دارد؛ مثلاً در زمان رکود اقتصادی، عدم بازپرداخت بدھی‌ها افزایش می‌یابند. در این نظریه، ریسک سیستماتیک در واقع، بیانگ تأثیر محیط اقتصاد کلان بر میزان عموق شدن وام‌های بانک‌های تجاری را نشان می‌دهد؛ این ریسک خود را به‌طور مشخص به صورت چرخه‌های تجاری نشان می‌دهد. وی از متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری به عنوان متغیرهای مهم تعبیین کننده وضعیت کلان اقتصادی نام می‌برد. همچنین در الگوی پیشنهادی خود بیان می‌کند که متغیرهای کلان اقتصادی می‌توانند شامل نرخ بیکاری، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ‌های بهره بلندمت، نرخ ارز، مخارج دولت و نرخ پس‌انداز کل باشند (واعظ و همکاران، ۱۳۹۰: ۴۳).

بر مبنای نتایج بدست آمده توسط وانگ و چان (۲۰۰۹: ۹۳) و ازلان (۲۰۱۲) در صورتی که نرخ رشد اقتصادی کشور از نرخ سود بانکی فزونی یابد، ریسک اعتباری بانک‌ها کاهش یافته و به کارایی بانک منجر می‌شود. همچنین، قدرت بازپرداخت تسهیلات گیرندگان بهبود می‌یابد. در حالی که شرایط ضعیف کلان اقتصادی (نرخ رشد منفی) ممکن است از طریق تشید نکول<sup>۱</sup> و کاهش درآمد، بحران‌های بانکی، کاهش سود و حتی زیان را موجب گردد. بر اساس یافته‌های بشیر (۲۰۰۰) رشد اقتصادی با سودآوری بانک در کشورهای خاورمیانه از آن جهت که این کشورها دارای سطوح درآمدی متوسط و پائین می‌باشند و بهبود شرایط اقتصادی فرصت افزایش درآمد را

2. Qwader (2019)

3. Anthony & Nakita (2018)

1. Default

اثر متغیرهایی مانند سطح و رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، رشد تسهیلات و واردات را بر متغیر ریسک اعتباری بانک‌های دولتی در بین سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۵ از طریق آنالیز واریانس مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد؛ سطح GDP، میزان تولید و نرخ تورم با ریسک اعتباری بانک‌ها رابطه منفی داشته و رشد واردات، ریسک اعتباری دوره گذشته و رشد تسهیلات با ریسک اعتباری بانک‌ها رابطه مثبت دارند (همتی و محبی‌نژاد، ۱۳۸۸: ۱۸۳).

حیدری و همکاران با استفاده از مدل‌های ARDL و VAR و روش تحلیل واریانس اثر شوک‌های کلان اقتصادی بر روی مطالبات عموق بانک‌ها را در دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۷ بررسی نمودند که نتایج آنها نشان داد؛ تأثیر شوک متغیرهای اقتصادی که از اجرای سیاست‌های پولی و مالی به وجود می‌آید، نظیر تورم، رشد ناخالص داخلی بدون نفت، حجم تقاضینگی، نرخ سود تسهیلات به ترتیب دارای بیشترین تأثیرات بر روی مطالبات عموق سیستم بانکی هستند (حیدری و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۹۱).

علوی و صابریان رنجبر با استفاده از رویکرد ترازنامه‌ای و داده‌های بانک‌ها در بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ به بررسی چگونگی شکل‌گیری مطالبات غیرجاری پرداختند. نتایج نشان داد؛ کاهش تقاضای کل و ایجاد سیکل رکودی در سال‌های اخیر به ویژه از سال ۱۳۸۷ در پی از رونق افتادن بازار دارایی‌ها به ویژه مسکن، کاهش نرخ سود واقعی تسهیلات و تعیین نامناسب قیمت‌های نسبی داخل و خارج به نفع واردات بیشتر، ریسک نکول بنگاه‌ها را افزایش داده است (علوی و صابریان رنجبر، ۱۳۸۹: ۱۱۵).

امینی و همکاران مطالبات عموق استان قزوین را در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ با استفاده از آنالیز روند مورد تحلیل و ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان دادند؛ مطالبات عموق بانکی تابعی از شرایط اقتصادی است و بالا بودن سطح تورم موجب ضعف عملکرد بانک‌ها در مدیریت منابع و مصارف توسط آنها است (امینی و همکاران، ۱۳۸۹: ۸۶).

طالبی و همکاران با بررسی میدانی از طریق پرسشنامه که شامل نمونه‌ای ۵۰ نفری از اعضای هیئت مدیره بانک‌ها، مدیران ارشد ادارات بانک مرکزی و اقتصاددانانی که در زمینه بانکداری اسلامی فعالیت داشته و تجربه کاری داشته‌اند؛ تأثیر شرایط اقتصادی بر عدم موفقیت بانک‌ها را تحلیل نمودند. نتایج آنها نشان داد؛ شرایط خاص اقتصادی مانند نرخ بالای بیکاری، بنیه ضعیف فنی و مالی بنگاه‌های اقتصادی، حاکم

موجب کاهش انگیزه اقتصادی در کوتاه‌مدت و نیز کاهش تشکیل سرمایه اقتصاد در بلندمدت گردد. همچنین کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌تواند ناشی از همزمانی کسری مالی و اثرات نرخ بهره باشد. مطالعاتی که بر پایه مدل‌های رشد درونزا صورت گرفته، مخارج دولت را براساس هزینه‌های سرمایه‌ای و غیر سرمایه‌ای و درآمد دولت را بر اساس مالیات‌های اخلال‌کننده و غیر اخلال‌کننده طبقه‌بندی می‌کند. این طبقه‌بندی بیانگر آن است که هزینه‌های سرمایه‌ای اثر مستقیم و هزینه‌های غیرسرمایه‌ای، تأثیر غیرمستقیم بر رشد اقتصادی دارد.

تولید ناخالص داخلی نشان دهنده آثار تحولات بخش حقیقی بر نسبت مطالبات غیرجاری است. در وضعیت تورمی یا بروز تکانه بازارهای مالی زمینه انتقال منابع مالی از بخش حقیقی به بازار دارایی‌ها فراهم می‌شود. زیرا هرگونه افزایش قیمت در بازار دارایی‌ها بازده نسیبی این بازارها را نسبت به بخش حقیقی ارتقا می‌دهد. این امر در کوتاه‌مدت آثار مثبت ترازنامه‌ای در دارایی‌های سرمایه‌ای و ثابت بانک‌ها دارد و در میان مدت و به دنبال کاهش منابع مالی در بخش‌های حقیقی و کاهش رشد اقتصادی، گردش منابع مالی بخش حقیقی را کاهش و مطالبات غیرجاری بانک‌ها را افزایش می‌دهد. در این خصوص، رشد نسبت مطالبات غیرجاری قدرت وامدهی بانک‌ها را به نهادهای اقتصادی و بازار بین بانکی کاهش می‌دهد که در چرخه بعدی انقباض و رکود همزمان بخش‌های حقیقی و بازار دارایی‌ها را در پی دارد. تکانه‌های نامتقارن در بازار دارایی‌های مالی موجب انحراف تدریجی جریان وجوه، تشدید رفتارهای سوداگرانه سرمایه‌گذاران، تحریک رفتارهای مخاطره‌آمیز و در نتیجه شکل‌گیری حباب قیمتی در بازار دارایی‌ها می‌شود که همزمان، شکنندگی آنها را نیز افزایش می‌دهد. عدم پایداری رونق در بازار دارایی‌هایی که از حمایت بخش حقیقی برخوردار نیست، زمینه کاهش نقدپذیری دارایی‌ها و نیز رکود قیمتی را در میان مدت فراهم می‌کند؛ به طوریکه وام گیرندگان نهادی با کاهش قدرت بازپرداخت اقساط تسهیلات مواجه می‌شوند، که متقابلاً ترازنامه نهادهای اعتباری و بانک‌ها را از محل کاهش همزمان درآمد سرمایه‌گذاری و رشد مطالبات غیرجاری تضعیف می‌کند (شمშیری، ۱۳۹۴: ۱).

**۲-۲- پیشینه تحقیق  
مطالعات انجام شده داخلی  
همتی و محبی‌نژاد با استفاده از یک الگوی داده‌های تابلویی،**

استادی عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ایران با توجه به اثرات طرح هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی را بررسی نمود. متغیرهای تحقیق شامل سری‌های زمانی اقتصاد ایران بر اساس آخرین داده‌های منتشر شده توسط بانک مرکزی ایران مربوط به دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۱ بوده است. در این پژوهش، پس از اجرای آزمون ریشه واحد و بررسی مانایی متغیرها بر اساس آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته (ADF)، ضرایب مدل با استفاده از سیستم معادلات همزمان و به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای برآورد شد. نتایج نشان داد؛ ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی، اثر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی دارد. گسترش دخلالت دولت در اقتصاد از طریق پدیده جانشینی جبری با پدیده رانش و جایگزین شدن بخش دولتی به جای بخش خصوصی باعث کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری خصوصی گردیده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (استادی، ۱۳۹۵).

خدادادی و مهرآرا به بررسی اثر نوسانات اقتصاد کلان بر رفتار وامدهی بانک‌های تجاری در ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۳ با استفاده از مدل اقتصادستجوی خود رگرسیو با وقفه‌های توزیعی پرداختند که نتایج آنها نشان داد؛ وامدهی بانک‌های تجاری (نسبت وام به دارایی بانک) با نوسانات تولید در طول ادوار تجاری رابطه بلندمدت دارد. به بیان دیگر، در بلندمدت بهبود شرایط اقتصادی منجر به پذیرش بیشتر ریسک اعتباری توسط بانک‌ها و نسبت وامدهی بانک‌های تجاری می‌شود. از سوی دیگر، افزایش دارایی بانک‌های تجاری که تقریباً از اندازه بانک است، حاکی از تأثیر معنادار آن بر رفتار وام دهی بانک‌های تجاری است. لذا بانک‌های بزرگ‌تر ریسک پذیری بیشتری در اعطای وام دارند. پایه بولی قادر به افزایش توان وام دهی بانک‌ها (بر حسب نسبت وام به دارایی‌ها) نیست و در بلندمدت آن را هرچند به میزان ناچیز کاهش می‌دهد (خدادادی و مهرآرا، ۱۳۹۶: ۲۳).

پورمهر و همکاران به منظور بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و کیفیت مدیریت بر سودآوری بانک‌های خصوصی، به کمک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری، داده‌های تابلویی مشتمل بر ۱۳ بانک خصوصی ایران و بر اساس داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ را بررسی کردند. آنها مؤلفه‌های اثرگذار را به مؤلفه‌های بیرونی و درونی تقسیم نمودند؛ به طوری که شاخص‌های مربوط به کیفیت مدیریت، کیفیت دارایی‌ها، کفایت سرمایه و نقدينگی از جمله مؤلفه‌های درونی و شاخص‌های نرخ تورم، نرخ سود سپرده، رشد تولید

بودن گرایش کمتر به سرمایه‌گذاری بلندمدت، وجود رانتهای اقتصادی در حوزه‌های مختلف اقتصادی، ریسک اعتباری بالا و محدودیت ارزی، اجرای صحیح عقود اسلامی را غیرممکن ساخته است (طالبی و همکاران، ۱۳۹۰: ۷۳).

شعری و نادری بر اساس نمونه شامل ۱۵ بانک و مؤسسه اعتباری تحت نظرارت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ ارتباط بین عوامل کلان اقتصادی و ریسک اعتباری بانک‌ها را بررسی نمودند. نتایج نشان داد؛ بین نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، شاخص قیمت سهام، نرخ ارز و ریسک اعتباری بانک‌ها ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد. بنابراین، مدیران و ناظران سیستم بانکی به منظور کاهش ریسک اعتباری بانک‌ها، می‌بایست در تدوین سیاست‌های اعتباری و قوانین و مقررات ناظر بر بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر ریسک اعتباری را لحاظ نمایند (شعری و نادری، ۱۳۹۱: ۱۰۲).

خوشنودی و همکاران با استفاده از شاخص z-score به بررسی پایداری بخش بانکی و عوامل مؤثر بر آن در دوره ۱۳۸۰-۱۳۸۸ پرداختند. نتایج آنها نشان داد؛ افزایش نسبت بدھی به دارایی و هزینه به درآمد، باعث افزایش آسیب پذیری مالی بخش بانکی می‌شود و با افزایش شاخص قتوغ درآمد، آسیب‌پذیری مالی این بخش کاهش می‌یابد (خوشنودی و همکاران، ۱۳۹۱: ۷۹).

عیسی‌زاده و شاعری با بررسی نتایج مدل برآورد عوامل مؤثر بر کارایی با استفاده از روش داده‌های تابلویی در بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۸ با نمونه‌ای شامل بانک‌های خاورمیانه و آفریقایی، نتیجه گرفتند؛ کارایی بانک‌ها با شاخص تورم رابطه منفی و با تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه مثبت دارد. به عبارت دیگر، فزونی ثبات و پایداری اقتصاد کلان تأثیری مثبت و معنی‌دار بر میزان کارایی نظام بانکی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا دارد (عیسی‌زاده و شاعری، ۱۳۹۱: ۵۳).

مشیری و نادعلی عوامل مؤثر در احتمال وقوع بحران بانکی در اقتصاد ایران را طی دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۷ بررسی نمودند. برای این منظور، از دو مدل لاجیت و مدل با احتمالات وقوع بحران به عنوان متغیر وابسته و از روش‌های حداکثر درستنمایی و حداقل مربعات وزنی استفاده شده است. نتایج نشان دادند؛ 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 دارد (مشیری و نادعلی، ۱۳۹۲: ۱).

و گسترش وام، بر تسهیلات غیرجاری تأثیر می‌گذارد (سالاس و سورینا، ۲۰۰۲).<sup>5</sup> چیفتر و همکاران<sup>6</sup>، مطالعه‌ای برای دوره ژوئن ۲۰۰۱ تا نوامبر ۲۰۰۷ با استفاده از روش شبکه عصبی انجام دادند و نتایج آنها نشان داد تولید صنعتی تأثیر تأخیری بر میزان مطالبات غیرجاری در سیستم مالی ترکیه دارد (چیفتر و همکاران، ۱۳۸۲: ۲۰۰۹).

گیلچریست و زاکراجسک<sup>7</sup>، رابطه بین عرضه اعتبار و شرایط وام بانکی در اقتصاد ایالات متحده را برای داده‌های VAR دوره ژانویه ۱۹۵۲ تا آوریل ۲۰۱۰ با استفاده از تحلیل بررسی کردند. متغیرهای مطالعه عبارتند از: نرخ بیکاری، شاخص تولید صنعتی، تورم، اوراق قرضه، وام‌های مصرفی، وام‌های تجاری، درآمد خزانه‌داری اسمی ده ساله و نرخ بهره اسمی فدرال. اختلال در بازارهای مالی با افزایش اوراق قرضه اندازه‌گیری می‌شود. در مطالعه ایشان مشخص شد؛ اولین واکنش بانک‌ها به مشکلات مالی در بازارهای مالی، رد درخواست‌های وام و کاهش میزان اعتبار در ترازنامه آنها است. کاهش تناوبی در وام‌های تجاری پس از یک تأخیر خاص، ویژگی اصلی بی‌ثباتی (نوسان) است (گیلچریست و زاکراجسک، ۲۰۱۱: ۱).

چاکوبیک و رینیگر<sup>8</sup> در مطالعه‌ای درباره بانک‌های فعال در کشورهای مرکزی، شرقی و جنوب شرقی اروپا در بین سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۲ با استفاده از تجزیه و تحلیل روند و با استفاده از سری زمانی دریافتند که متغیر اقتصادی پیشرو که بر تسهیلات غیرجاری بانک‌ها تأثیر می‌گذارد، رشد اقتصادی بوده و همبستگی منفی بین تسهیلات غیرجاری و رشد اقتصادی وجود داشت (چاکوبیک و رینیگر، ۲۰۱۳: ۱).

میمیر<sup>9</sup> وام‌های بانکی، سپرده‌ها، متغیرهای مالی نظیر رابطه ارزش خالص اموال را در دوره ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۰ برای بخش بانکداری ایالات متحده، بررسی کرد. یکی از یافته‌های اصلی حاصل از مدل‌های نظری این است که شوک‌های مالی نه تنها بر متغیرهای مالی بلکه بر متغیرهای کلان نیز تأثیر می‌گذارند (میمیر، ۲۰۱۳: ۱).

اردوغدو برای تعیین رابطه بین تسهیلات غیرجاری و اثرات ترازنامه‌های بانکی یک بررسی از بانک‌های ترکیه در بین سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۵ با استفاده از آزمون عیّت گرانجر و

نالخص داخلی حقیقی و توسعه بازار سرمایه از جمله مؤلفه‌های بیرونی اثرگذار بر سودآوری بانک‌ها را مورد بررسی قرار دادند. نتایج برآورده آنها نشان داد که درصد پوشش نقدینگی و نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات به عنوان متغیرهای درون بانکی تأثیر منفی و رشد تولید نالخص داخلی حقیقی به عنوان متغیر بیرونی تأثیر مثبت بر مؤلفه‌های سودآوری دارند (پورمه ر و همکاران، ۱۳۹۷: ۲۰۱).

اثنی عشری امیری و همکاران با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامتر زمان متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمون، به بررسی و واکنش تولید نالخص داخلی در طول زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند سرمایه، نیروی کار و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ پرداختند. نتایج آنها نشان داد، روند تغییرات حجم نقدینگی و رشد اقتصادی متناسب نیست و این نشان می‌دهد؛ سیاست‌گذاری در بخش پولی کارا نبوده است. آنها پیشنهاد استقلال مناسب بانک مرکزی و تعییر متناسب نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد تولید نالخص داخلی را پیشنهاد نمودند (اثنی عشری امیری و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۵).

### مطالعات انجام شده خارجی

جاوارانه و استراهان<sup>10</sup> مجموعه داده‌های ترکیبی تهیه شده از ۵۰ ایالت آمریکا را که مربوط به سال ۱۹۹۲ تا ۱۹۷۲ بود، با استفاده از تحلیل‌های اقتصادسنجی بررسی کردند. یافته‌های این تحقیق نشان داد که بین افزایش وام بانکی با رشد اقتصادی ارتباط وجود دارد (جاوارانه و استراهان، ۱۹۹۶: ۶۳۹). دومچ و پریا<sup>11</sup> در سال ۲۰۰۰، با بررسی نمونه‌ای بزرگ از داده‌های بانک‌های توسعه یافته و در حال توسعه بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۷ ارتباط بین رژیم‌های نرخ ارز و ثبات مالی را بررسی و از تحلیل لاجیت<sup>۱۲</sup> برای محاسبه احتمال بحران بانکداری استفاده نمودند. نتایج آنها نشان داد؛ کاهش حجم تجارت می‌تواند اثر منفی در بازپرداخت بدھی توسط وام گیرندگان داشته باشد و احتمال بحران بانکداری را افزایش دهد (دومچ و پریا، ۲۰۰۰: ۱).

در مطالعه‌ای با هدف تعیین عوامل مؤثر بر تسهیلات غیرجاری در بخش بانکداری اسپانیا، سالاس و سورینا<sup>۱۳</sup> با بررسی بانک‌های تجاری و خصوصی اسپانیا در بین سال‌های ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۷ مطالعه‌ای را انجام دادند و نتایج آنها نشان داد که رشد واقعی در تولید نالخص داخلی، اندازه بانک، قدرت بازار

5. Çifter et al. (2009)

6. Gilchrist & Zakrajsek (2011)

7. Jakubik & Reininger (2013)

8. Mimir (2013)

1. Jayaratne & Strahan (1996)

2. Domaç & Peria (2000)

3. Logit

4. Salas & Saurina (2002)

نیستند. این مطالعه به دولت اردن توصیه می‌کند تا سیاست‌ها و برنامه‌هایی را با هدف کاهش هزینه‌های وام گرفتن برای کاهش برنامه‌های ملی سرمایه‌گذاری، پیشبرد توسعه سرمایه‌گذاری‌های محلی و کشف بازارهای بین‌المللی جدید برای جذب نیروی کار اردن اتخاذ کند ( قادر، ۲۰۱۹: ۱۶۶).

### ۳- روش‌شناسی تحقیق

#### ۳-۱- تحلیل مجموعه مقادیر تکین

در این بخش بررسی اجمالی روش تحلیل مجموعه مقادیر تکین (SSA) ارائه می‌گردد.<sup>۳</sup> به طور کلی SSA بر اساس رویکرد کلاسیک سری زمانی فرض می‌کند که یک سری زمانی از مجموع مؤلفه‌هایی مانند تغییرات درازمدت (رونده)، تغییرات دوره‌ای، تغییرات فصلی و تغییرات نامنظم تشکیل شده و سعی دارد با بکارگیری تکنیک‌هایی از سیستم‌های پویا، آمار چندمتغیری و جبر ماتریس‌ها این مؤلفه‌ها را استخراج نماید. سپس مؤلفه‌های استخراج شده مبنای تحلیل‌های بعدی قرار می‌گیرد. بر مبنای پژوهش‌های کاربردی صورت گرفته تاکنون، روش SSA در پیشبرد اهداف زیر موفق عمل کرده است ( یارمحمدی و محمودوند، ۱۳۹۵: ۱۳۶)؛

- آزمون مانایی سری زمانی (فرهی‌کیا و همکاران، ۲۰۱۹: ۱).
- برآورد داده‌های گمشده (رودریگوئز و دیکارواله، ۲۰۱۳: ۴۶۷۶ و محمودوند و رودریگوئز، ۲۰۱۶: ۱).
- پیش‌بینی سری‌های زمانی (محمودوند و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۹۳).
- تشخیص نقطه تغییر در سری زمانی (محمد و نیشیدا، ۹۳۸: ۲۰۱۱).
- هموارسازی داده‌های طولی و سری‌های زمانی (حسنی و همکاران، ۳۴۳: ۲۰۱۰).
- استخراج روند تغییرات سری‌های زمانی (الکساندروف، ۲۰۰۹: ۱).

در این قسمت الگوریتم‌های رایج در پیش‌بینی سری زمانی با استفاده از SSA معرفی می‌شود. برای این منظور الگوریتم متداولی که به الگوریتم «پیش‌بینی بازگشتی» مشهور است و در عمل کاربرد وسیعی دارد؛ به اختصار تشریح می‌شود.

<sup>۳</sup>. خواننده علاقه‌مند برای مطالب تکمیلی در این خصوص می‌تواند به محمودوند (۱۳۹۱)، نجاری (۱۳۹۱)، حسنی و محمودوند (۲۰۱۸) و منابع داخل آنها مراجعه نماید.

روش VAR انجام داد. نتایج نشان داد که در اغلب موارد سودآوری بانکی در موازات با بحران بدھی عمومی پیشرفت کرده یا به وجود آمده است. بانک‌ها مجبور به ادامه فعالیت خود تحت فشار ریسک اعتباری هستند و نسبت تسهیلات غیرجاری روند رو به رشد را نشان می‌دهد (اردوغدو، ۲۰۱۵: ۶۷۷).

اردوغدو تأثیر تسهیلات غیرجاری در بخش بانکداری ترکیه را بر رشد اقتصادی در بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۵ بررسی کرد. به این منظور یک مدل اقتصادسنجی درباره عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی طراحی شد. با استفاده از روش‌های تحلیلی رگرسیون و سری زمانی نتایج تحلیل تجربی در ترکیه، رابطه سببیت بین تسهیلات غیرجاری و حجم اعتبار داخلی بخش بانکداری ترکیه را نشان داد. آزمون علیت گنجنر نشان داد که این ارتباط مشهود است (اردوغدو، ۲۰۱۶: ۱).

گاش<sup>۱</sup> با تخمین NPL صد بانک تجاری بزرگ آمریکا در سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۶ نتیجه گرفت که علی‌رغم حساسیت NPL کل به عوامل ترازانمہ و اقتصاد کلان، لیکن وام‌های بخش املاک و مستغلات و بخش‌های تجاری و صنعتی حساسیت بیشتری دارند. همچنین NPL کل بیشترین تأثیر را بر قیمت مسکن آمریکا، رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و ساخت و ساز مسکن دارد (گاش، ۲۰۱۷: ۲۹).

آلاندجانی و آسوتای<sup>۲</sup> عوامل تعیین کننده NPL در سطوح بانکی و کشوری را برای بانک‌های کشورهای اسلامی در بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱ و با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها نشان داد بخش مالی اسلامی تأثیر منفی بر NPL دارد. به این معنی که، تأمین مالی بانک‌های اسلامی، ریسک اعتباری بیشتری نسبت به بانک‌های متعارف دارد. از سوی دیگر، روش‌های مالی اسلامی بیان می‌کند بدھی با درآمد ثابت نسبت به بدھی که در سود و زیان شریک است، تأثیر بیشتری بر NPL دارد (آلاندجانی و آسوتای، ۲۰۱۷: ۸۳۲).

قادر به بررسی متغیرهای اقتصاد کلان و تأثیر آنها بر روی مطالبات غیرجاری در بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ در بین بانک‌های اردن پرداخت. با استفاده از مدل توزیع شده با محدودیت پرداخت. این مطالعه نشان داد که تأثیرگذاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت هم برای حواله‌های کارگران در خارج از کشور و هم بر میزان بیکاری در وام‌های غیرحرفه‌ای در بانک‌های اردن تأثیری ندارد. زیرا این متغیرها قبل توجه

1. Ghosh (2017)

2. Alandejani & Asutay (2017)

دارد.

### (SVD) ب) گام دوم تجزیه مقدار تکین

در این قسمت مقدار تکین ماتریس مسیر  $X$  محاسبه شده و به صورت مجموعه ماتریس‌های یک رتبه‌ای دو به دو متعامد پایه‌ای معرفی می‌شود. برای این کار ابتدا ماتریس کوواریانس تأخیر  $C_x = X^T X$  که ماتریسی  $L \times L$  است، محاسبه می‌شود:

$$C_x = X^T X = \begin{bmatrix} C_{1,1} & C_{1,2} & \dots & C_{1,L} \\ C_{2,1} & C_{2,2} & \dots & C_{2,L} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ C_{L,1} & C_{L,2} & \dots & C_{L,L} \end{bmatrix} \quad (2)$$

بردار ویژه  $E_x$ ، مقادیر ویژه  $\Lambda_x$  و ماتریس تأخیر هم‌تغییری از رابطه زیر به دست می‌آید (فروغی و عراقی‌نژاد، ۱۳۹۶):

$$SVD(C_x) = SVD(XX^T) \quad (3)$$

$$C_x = E_x \Lambda_x E_x^T \quad (4)$$

اگر طرفین رابطه فوق ابتدا از سمت چپ در  $E_x^T$  و سپس از سمت راست در  $E_x$  ضرب شود؛ رابطه زیر به دست می‌آید:

$$C_x = E_x \Lambda_x E_x^T \quad (5)$$

ماتریس  $\Lambda_x$  حاوی مقادیر ویژه ماتریس  $C_x$  می‌باشد. درآیه‌های ماتریس  $\Lambda_x$  با  $\lambda_1, \dots, \lambda_M$  به صورت ترتیبی کاهشی ( $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_M \geq 0$ ) نشان داده می‌شود.

بردارهای  $E_1, \dots, E_M$  بردار ویژه متناظر با مقادیر ویژه ماتریس  $C_x$  می‌باشد، اگر  $\lambda_i > 0$  باشد و  $d = \max(i, \lambda_i > 0)$  باشد و

$$V_i = X_i^T E_i / \sqrt{\lambda_i}$$

مقادیر تکین ماتریس مسیر  $X$  به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$X = X_1 + \dots + X_d \quad (6)$$

به طوری که  $X_i = \sqrt{\lambda_i} E_i V_i^T$  می‌باشد و رتبه ماتریس

$X_i$  برابر با یک است. بنابراین، این ماتریس‌ها، ماتریس‌های

پایه هستند. مقادیر  $i$  را عناصر ماتریس مسیر  $X$  می‌نامیم.

مجموعه  $(\lambda_i, E_i, V_i)$  را  $i$ -امین سه تایی ویژه تجزیه

مقادیر تکین در رابطه (۶) گویند. ریشه دوم مقادیر ویژه به نام

مقادیر تکین نامیده می‌شود و دنباله  $\{\lambda_k^{1/2}\}_{k=1}^M$

روش SSA برای بهبود نسبت سیگنال به نوفه بکار می‌رود. روش SSA از توالی بردارها در محدوده فاز استفاده می‌کند که به مثابه استفاده از یک پنجره متحرک روی سری زمانی است که تصاویر گوناگونی از سری را برداشت می‌کند. الگوریتم استفاده از این روش شامل دو مرحله تجزیه (شامل دو گام بازنشانی<sup>۱</sup> و تجزیه کردن<sup>۲</sup>) و بازسازی<sup>۳</sup> (شامل دو گام گروه‌بندی<sup>۴</sup> و میانگین‌گیری قطری<sup>۵</sup>) به شرح زیر می‌باشد.

### الف) گام اول بازنشانی

فرض کنید که  $F_N = (f_1, \dots, f_N)$  یک سری زمانی با طول  $N > 2$  است. ابتدا سری زمانی اصلی را به دنباله‌ای از بردارهای چندبعدی تبدیل نموده و ماتریس اولیه را تشکیل می‌دهیم که این فرایند را بازنشانی می‌نامیم. این مرحله می‌تواند به عنوان یک نگاشت در نظر گرفته شود که سری زمانی یک بعدی مورد نظر را به سری زمانی چندبعدی  $X_i = (f_i, \dots, f_{i+L-1})'$  با بردارهای  $X_1, \dots, X_K$  تبدیل می‌کند. طول ماتریس اولیه  $X$  را با  $L$  نشان می‌دهیم و آن را طول پنجره می‌نامیم. مقدار  $L$  یک عدد صحیح است و  $K = N - L + 1$  باشد. بردار تأخیر  $L$  بعدی را به صورت ماتریس مسیر زیر در نظر می‌گیریم (فروغی و عراقی‌نژاد، ۱۳۹۶: ۳۱۳):

$$X_i = (x_i, \dots, x_{i+L-1})' = \begin{bmatrix} f_1 & f_2 & \dots & f_k \\ f_2 & f_3 & \dots & f_{k+1} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ f_L & f_{L+1} & \dots & f_N \end{bmatrix} \quad (1)$$

بردارهای ماتریس  $X_i$  را بردارهای  $L$  تأخیر (یا به طور ساده بردارهای تأخیر) می‌نامند. تنها پارامتر این مرحله طول پنجره است. ثابت می‌شود که انتخاب بهینه برای طول پنجره وقتی است که  $L$  با توجه به تعداد داده‌ها برابر با میانه در نظر گرفته شود (حسنی و همکاران، ۱۳۸۷: ۲۰۱۱؛ منزس<sup>۶</sup> و همکاران، ۱۳۸۲: ۲۰۱۵). در رابطه (۱)،  $X$  به عنوان یک مجموعه داده چند متغیره با  $L$  مشخصه و  $K$  مشاهده در نظر گرفته می‌شود. واضح است که  $x_{ij} = f_{i+j-1}$  است. ماتریس مسیر  $X$  یک ماتریس هنکل است یعنی عناصر مساوی روی قطرهای فرعی

- 
1. Embedding
  2. Decomposition
  3. Reconstruction
  4. Grouping
  5. Diagonal Averaging
  6. Menezes et al. (2015)

می‌کند. اگر  $y_{ij}$  در آیه‌های ماتریس  $Y$  باشد.  $K$ -امین جمله از سری حاصل با میانگین‌گیری  $y_{ij}$  روی همه  $i$  و  $j$  هایی به دست می‌آید که  $i + j = k + 1$  است. این رویه، میانگین‌گیری قطری یا هنکل‌سازی ماتریس  $Y$  نامیده می‌شود. نتیجه هنکل‌سازی ماتریس  $Y$  ماتریس هنکل  $HY$  است. با استفاده از رویه هنکل‌سازی روی همه مؤلفه‌های رابطه (۸) بسط دیگری به صورت زیر (رابطه (۹) به دست می‌آید که  $k = 1, \dots, m$  است (فروغی و عراقی‌نژاد، ۱۳۹۶: ۳۰۹).

$$X = \tilde{X}_{I_1} + \dots + \tilde{X}_{I_m}, \quad HX_{I_m} = \tilde{X}_{I_k} \quad (9)$$

یک گروه‌بندی خوب منجر به تجزیه رابطه (۸) می‌شود که در آن ماتریس حاصل  $X_{I_k}$  تقریباً همه هنکل هستند. با توجه به انتخاب مناسب  $r$  تا از  $m$  زیر سری، سری بازسازی شده از مرحله میانگین‌گیری قطری، یک سری با سطح نوفه اندک می‌باشد و لذا می‌توان از آن برای مدل‌سازی یا پیش‌بینی، که در بخش بعد به آن اشاره می‌گردد، استفاده کرد. بیان ریاضی مطالب شرح داده شده را می‌توان در زیر خلاصه کرد (فروغی و عراقی‌نژاد، ۱۳۹۶: ۳۰۹):

فرض کنیم که  $Y$  یک ماتریس  $L \times K$  با درایه‌های  $y_{ij}$  که  $1 \leq i \leq L, 1 \leq j \leq k$  باشد. همچنین شرایط زیر نیز برقرار باشد:

$L^* = \min(L, K)$ ,  $K^* = \max(L, K)$   
که  $N = L + k - 1$ . اگر  $L < K$  باشد، آنگاه  $y_{ij}^* = y_{ji}^*$ ، در غیراین‌صورت  $y_{ij}^* = y_{ji}$  می‌باشد.  
میانگین‌گیری قطری، ماتریس  $Y$  را به وسیله رابطه زیر به سری‌های  $g_n, \dots, g_1$  تبدیل می‌کند.

$$g_k = \begin{cases} \frac{1}{k} \sum_{m=1}^k y_{m,k-m+1}^* & 1 \leq k < L \\ \frac{1}{L^*} \sum_{m=1}^{L^*} y_{m,k-m+1}^* & L^* \leq k < K^* \\ \frac{1}{N-K+1} \sum_{m=k-K}^{N-K+1} y_{m,k-m+1}^* & K^* \leq k < N \end{cases} \quad (10)$$

طیف تکین نامیده می‌شود. مؤلفه اصلی<sup>۱</sup> (PC) که با  $A^k(i)$  نشان داده می‌شود برای هر بردار ویژه  $(j)$  از تصویر کردن ماتریس مسیر  $X$  بر آن بردار ویژه به شرح زیر به دست می‌آید:

$$A^k(i) = \sum_{j=1}^M X_{(i+j-1)} E^K(j), \quad 1 \leq i \leq K \quad (7)$$

که  $\mathbf{j}$  اندیس زمان می‌باشد.

### ج) گام سوم گروه‌بندی

گام گروه‌بندی متناظر با افزار ماتریس‌های پایه به چندین گروه و جمع ماتریس‌ها درون هر گروه است. هنگامی که بسط (۶) به دست آمد، رویه گروه‌بندی، مجموعه نشانگرهای  $\{1, \dots, d\}$  را به  $m$  زیرمجموعه مجزا  $I_1, I_2, \dots, I_m$  افزایش می‌کند. فرض کنیم  $\{i_1, \dots, i_p\} = I_i$  مجموعه نشانگرهای  $i, \dots, i_p$  باشد، در این صورت ماتریس  $X_{I_i}$  متناظر با گروه  $I_i$  به صورت  $X_{I_i} = X_{I_1} + \dots + X_{I_p}$  تعریف می‌شود. این ماتریس‌ها برای تمامی  $I_1, \dots, I_m$  محاسبه می‌شود و در نتیجه بسط (۶) به تجزیه زیر منجر می‌شود.

$$X = \underbrace{X_1 + \dots + X_d}_{SVD} = \underbrace{X_{I_1} + \dots + X_{I_m}}_{Grouping} \quad (8)$$

رویه انتخاب مجموعه  $I_1, \dots, I_m$  گروه‌بندی ویژه سه گانه نامیده می‌شود. در ساده‌ترین حالت که  $m = 2$  است، گروه اول همان مؤلفه اصلی (سیگنال) و گروه باقیمانده، نوفه در نظر گرفته می‌شود. در این حالت ۲ تا از بزرگ‌ترین مقدارهای تکین و بردارهای ویژه متناظر برای تقریب سری اصلی انتخاب شده و بقیه مقدارهای تکین به عنوان مؤلفه نوفه در نظر گرفته می‌شود (فروغی و عراقی‌نژاد، ۱۳۹۶: ۳۱۵).

### د) گام چهارم میانگین‌گیری قطری (هنکل‌سازی)

یکی از ویژگی‌های ماتریس هنکلی که در SSA استفاده می‌شود آن است که رابطه یک به یکی با سری اصلی دارد. اما ماتریس‌هایی که در مرحله گروه‌بندی به دست آمده است دارای خاصیت هنکلی نیستند و لذا نمی‌توان تقریبی یکتا از سری به دست آورد. روشی بهینه برای حل این مشکل، استفاده از میانگین‌گیری قطری است. هدف از میانگین‌گیری قطری، تبدیل یک ماتریس به صورت ماتریس هنکل است که این ماتریس می‌تواند به سری زمانی برگردانده شود. یعنی ماتریس به دست آمده از رابطه (۸) را به سری جدید به طول  $N$  تبدیل

آخر بردار و مقداری است که در مرحله گروه‌بندی تعیین شده است. فرمول بازگشتی فوق در اصل پیش‌بینی سری زمانی  $T$  مرحله جلوتر است. نکته‌ای که در این شیوه حائز اهمیت است، عدم وابستگی پیش‌بینی به یک الگوی از پیش‌تعیین شده است. تنها با استفاده از روابط موجود بین داده‌ها مقدار پیش‌بینی به دست می‌آید (فروغی و عراقی‌نژاد، ۱۳۹۶: ۳۱۷).

### ۳-۳- آزمون ریشه واحد و همانباشتگی بر پایه SSA

در این بخش ابتدا به دو قضیه اساسی بر مبنای مقاله حسنی و توماکوس (۲۰۱۰) اشاره می‌شود.

**قضیه ۱.** فرض کنید  $t = 1, 2, \dots, N$

$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$  که  $\varepsilon_t$  دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مانا  $\mu(L)$  است. اگر  $L$  بازگشتاورهای متقطع نمونه‌ای مرتبه  $L$  باشد

$$N^{-2}S = N^{-1} \sum_{t=L+1}^N y_t y_{t-1}$$

از اتوکواریانس‌های وزن دار شده با  $N^{-2}$ ،  $\mu(L)$  مقادیر ویژه آن و بردارهای ویژه متناظر آن از قواعد زیر پیروی می‌کنند:

$$(1) N^{-2}S \Rightarrow \sigma_\varepsilon^2 J_{L,L} \int_0^1 W(r)^2 dr$$

که  $W(r)$  حرکت براونی استاندارد و  $J_{L,L}$  یک ماتریس  $(L \times L)$  با مقادیر یک می‌باشد.

$$(2) \lambda_i \Rightarrow \sigma_\varepsilon^2 \int_0^1 W(r)^2 dr, \quad \lambda_j \Rightarrow 0, \quad 2 \leq j \leq L,$$

$$\ell_1 = \ell_{L+1} \Rightarrow 1.$$

$$(3) U_1 \Rightarrow \frac{J_L}{\sqrt{L}}$$

که  $J_L$  یک ماتریس  $(L \times 1)$  با مقادیر یک می‌باشد. **قضیه ۲.** فرضیه‌ها قضیه ۱ را در نظر بگیرید و فرض کنید معادله  $N^{-2}S = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$  که  $y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$ ، که  $\mu \neq 0$ . در این صورت، نتایج قضیه ۱ به صورت زیر تعدیل می‌گردد:

$$(1) N^{-2}S \Rightarrow \frac{\mu^2}{3} J_{L,L};$$

$$(2) \lambda_i \Rightarrow \frac{\mu^2}{3} L, \quad \lambda_j \Rightarrow 0, \quad 2 \leq j \leq L,$$

### ۳-۳- الگوریتم پیش‌بینی بازگشتی<sup>۱</sup> (RSSA) در روش SSA

پیش‌بینی زمانی انجام‌پذیر است که مدلی مشخص ایجاد شده باشد. در پیش‌بینی SSA، این مدل‌ها می‌توانند با استفاده از روابط بازگشتی خطی<sup>۲</sup> (LRF) توصیف شوند. سری  $F_N$  را با اختلاف بعد ناییشتر از  $d$  ( $\dim(F_N) \leq d$ ) می‌گوئیم، اگر  $0 \leq d \leq N-1$  و اعداد  $a_1, \dots, a_d$  به گونه‌ای وجود داشته باشد که رابطه زیر که رابطه بازگشت خطی (LRF) نامیده می‌شود، برقرار باشد:

$$f_{i+d} = \sum_{k=1}^d a_k f_{i+d-k}, \quad 1 \leq i \leq N-d, \quad a_d \neq 0 \quad (11)$$

دلیل این نام‌گذاری از آن جهت است که الگوریتم پیش‌بینی بر مبنای یک رابطه بازگشتی می‌باشد. لذا، عنوان RSSA برای نامیدن آن در نظر گرفته شده است. این روش بر این اساس است که اگر زیرفضای  $r$  بعدی  $U_r, \dots, U_r$  باشد

$$span\{U_1, \dots, U_r\}, \quad L_r$$

از  $R^L$  یک فضای قائم نباشد ( $U_i$  ها بردارهای ویژه چپ ماتریس مسیر  $X$  هستند)، آنگاه هر بردار در این زیرفضا در یک رابطه بازگشتی صدق می‌کند، به طوری که آخرین مؤلفه آن را می‌توان به شکل یک ترکیب خطی منحصر به فرد از سایر مؤلفه‌ها نوشت.

این رابطه بازگشتی در SSA به معادله بازگشتی خطی (LRF) مشهور است. بنابراین هر یک از گروه‌های ایجادشده در مرحله گروه‌بندی را با فرض وجود شرایط بالا می‌توان به کمک این رابطه بازگشتی ادامه داد. حال اگر سری زمانی به گونه‌ای باشد که بتوان چنین رابطه بازگشتی را برای آن توصیف کرد، آنگاه  $M$  جمله نهایی سری به کمک یک رابطه بازگشتی منحصر به فرد به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$g_i = \begin{cases} \tilde{f}_i & i = 1, \dots, N \\ \sum_{j=1}^{L-1} a_j g_{i-j} & i = N+1, \dots, N+M \end{cases} \quad (12)$$

در این رابطه بردار از  $R = (a_1, \dots, a_{L-1})$  رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$R = \frac{1}{1 - (\pi_1^2 + \dots + \pi_r^2)} \sum_{i=1}^r \pi_i p_i^\nabla \quad (13)$$

که در آن  $\{p_1, \dots, p_r\}$  یک پایه متعامد یکه برای زیرفضای  $L_r$  است.  $p_i^\nabla$  برداری است شامل  $L-1$  مؤلفه اول، مؤلفه

1. Recurrent Singular Spectrum Analysis

2. Linear Recurrent Formula

پیش‌بینی را برای یک آزمون برونو نمونه‌ای در نظر بگیرید. در مرحله نخست سری‌های  $X_T = (x_1, \dots, x_T)$  را به دو زیرسری  $X_F$  و  $X_R$  تقسیم می‌کنیم که  $X_R = (x_1, \dots, x_R)$  و  $X_F = (x_{R+1}, \dots, x_T)$  زیرسری  $X_R$  در مرحله بازسازی برای تولید سری‌های بدون  $X_R$  اغتشاش  $X_R$  بکار می‌روند. سری‌های بدون اغتشاش  $X_R$  سپس برای پیش‌بینی زیر سری‌های  $X_F$  با استفاده از الگوریتم پیش‌بینی برداری یا بازگشتی بکار می‌روند. زیر سری‌های  $X_F$  با استفاده از پیش‌بینی  $h$ - مرحله‌ای با روش‌های SSA یا MSSA پیش‌بینی خواهند شد. سپس داده‌های پیش‌بینی  $(x_{R+1}, \dots, x_T)$  برای محاسبه خطای پیش‌بینی بکار رفته و بردار  $(x_{R+2}, \dots, x_T)$  با استفاده از  $(x_1, \dots, x_{R+1})$  پیش‌بینی می‌شود. این رویه به طور بازگشتی ادامه می‌یابد تا آنجا که به پیش‌بینی  $h$ - مرحله‌ای-آتی با الگوریتم‌های یک متغیره و چند متغیره دست یابیم. بنابراین، بردار پیش‌بینی‌های  $h$ - مرحله‌ای-آتی بدست آمده برای آزمون ارتباط (یا مرتبه  $h$ ) بین دو سری قابل استفاده می‌باشد. اکنون اجازه دهید یک رویه از ایجاد یک معیار از علیّت مرتبه  $h$  SSA را بین دو سری دلخواه در نظر بگیریم.

### ملاک آزمون

فرض کنید  $X_T = (x_1, \dots, x_T)$  و  $T$  دو سری زمانی متفاوت با طول  $T$  باشند. طول پنجره‌های  $x$  و  $y$  را به ترتیب برای سری‌های  $X_T$  و  $Y_T$  در نظر بگیرید. در اینجا، برای سادگی فرض می‌کنیم  $L_x = L_y$ . با استفاده از رویکرد بازنشانی، ماتریس‌های  $X = [X_1, \dots, X_K]$  و  $Y = [Y_1, \dots, Y_K]$  را از سری‌های  $X_T$  و  $Y_T$  می‌سازیم. تابع زیان دلخواه  $L$  را در نظر بگیرید. در اقتصادسنجی، این تابع زیان  $L$  اغلب طوری انتخاب می‌شود که مجموع مربعات خطای پیش‌بینی را کمینه نماید. ابتدا اجازه دهید فرض کنیم که هدف پیش‌بینی سری  $X_T$  است. بنابراین، هدف کمینه نمودن  $(X_{K+H_x} - X_{K+H_x})^T L (X_{K+H_x} - X_{K+H_x})$  است که بردار  $X_{K+H_x}$  برآورده است که با استفاده از الگوریتم پیش‌بینی بردار  $X_{K+H_x}$  از ماتریس مسیر  $X$  بدست آمده است. توجه کنید که برای مثال، وقتی  $H_x = 1$  برقرار باشد،  $X_{K+1}$  برآورده

$$\ell_1 = \ell_H \Rightarrow 1;$$

$$(3) U_1 \Rightarrow \frac{J_L}{\sqrt{L}};$$

۴) فرض کنید  $\hat{\lambda}_1$  برآورده اولین مؤلفه مقادیر ویژه باشد. نتیجه می‌شود که برآورده سازگار عبارت است از:

$$\phi_{0L} = \sqrt{\frac{3\hat{\lambda}_1}{L}} \Rightarrow \phi_0$$

با توجه به قضایای فوق، فرهی کیا و همکاران (۲۰۱۹) عنوان نموده‌اند؛ می‌توان با استفاده از رویکرد بوت استرپ آزمونی ناپارامتری بر مبنای تجزیه زیر فضا را به منظور بررسی ریشه واحد در یک سری زمانی صورت داد.

در واقع اگر سری

$$Y = \phi_0 + \phi_1 Y_{t+1} + \varepsilon_t$$

را در نظر بگیریم، آزمون

$$\begin{cases} H_0 : \phi_1 = 1 \\ H_1 : |\phi_1| < 1 \end{cases}$$

را می‌توان بر اساس آماره آزمون زیر

$$SS_{ssa} = \frac{\hat{\lambda}_1 - 1}{\hat{S}(\hat{\lambda}_1)}$$

انجام داد که  $(\hat{\lambda}_1 - 1) / \hat{S}(\hat{\lambda}_1)$  از طریق روش بوت استرپ بلوکی برآورده می‌شود. خواننده برای جزئیات بیشتر به فرهی کیا و همکاران (۲۰۱۹) رجوع نماید.

### ۳-۴- آزمون علیّت بر پایه SSA

رویکرد ارائه شده در این بخش بر مبنای مقاله حسنی و همکاران (۲۰۱۰) می‌باشد. اولین ملاک مورد استفاده بر مبنای پیش‌بینی برونو نمونه‌ای می‌باشد، که در چارچوب علیّت گرانجر بسیار رایج می‌باشد. سؤال نهفته در علیّت گرانجر این است که آیا پیش‌بینی‌های یک متغیر با استفاده از تاریخچه متغیر دیگر قابل بهبود است یا خیر. به منظور بررسی علیّت، مقادیر پیش‌بینی بدست آمده از روش SSA تک متغیره و چند متغیره (MSSA) مقایسه می‌شود. سپس مقادیر پیش‌بینی با مقادیر واقعی مقایسه شده تا خطای پیش‌بینی محسوسه شود. اگر خطای پیش‌بینی با بکارگیری MSSA به طور معنی‌داری کمتر از خطای پیش‌بینی SSA تک متغیره باشد، در این صورت نتیجه می‌گیریم؛ رابطه علی بین این دو سری وجود دارد. به طور دقیق‌تر، در این روش، ایجاد برداری از خطای

اگر  $F_{x|y}^{(h,d)}$  خیلی کوچک باشد، در این صورت پیش‌بینی‌های صورت گرفته به وسیله روش چند متغیره دقیق‌تر از پیش‌بینی به وسیله SSA تک متغیره می‌باشد. اگر  $F_{x|y}^{(h,d)} < 1$ ، آنگاه نتیجه می‌گیریم که اطلاعات فراهم شده به وسیله  $Y$  را می‌توان مفید و تقویت‌کننده برای پیش‌بینی سری  $X$  در نظر گرفت. در غیر این صورت اگر  $F_{x|y}^{(h,d)} \geq 1$  در این صورت هیچ رابطه قابل قبولی بین  $X$  و  $Y$  وجود ندارد یا کارایی روش تک متغیره از روش چند متغیره بهتر است.

برای ارزیابی اینکه کدام سری تقویت‌کننده پیش‌بینی است، باید معیار دیگری را در نظر بگیریم.  $F_{y|x}^{(h,d)}$  را به طور مشابه بدست می‌آوریم. اکنون، این معیارها به ما می‌گویند که آیا استفاده از اطلاعات اضافی در مورد سری  $(Y_{T+d})$  (یا  $(X_{T+d})$ ) از  $X_T$  (یا  $(Y_T)$  پشتیبانی می‌کند. اگر  $F_{y|x}^{(h,d)} < F_{x|y}^{(h,d)}$ ، نتیجه می‌گیریم که  $X$  نسبت به  $Y$  تقویت‌کننده است و اگر  $F_{x|y}^{(h,d)} < F_{y|x}^{(h,d)}$ ، نتیجه می‌گیریم که  $Y$  از  $X$  تقویت‌کننده‌تر است.

### آزمون آماری تفاوت پیش‌بینی‌ها

برای بررسی اینکه آیا تفاوت بین دو روش پیش‌بینی از لحاظ آماری معنی‌دار است، می‌توانیم آماره آزمون دایبولد و ماریانو (۱۹۹۷) را با اصلاحات پیشنهاد شده هروی و همکاران (۱۹۹۵) بکار ببریم. کیفیت یک پیش‌بینی باید بر اساس تابعی مشخص به عنوان تابع زیان خطای پیش‌بینی مورد قضاوت قرار گیرد. در این صورت، فرض صفر برابری کارایی پیش‌بینی مورد انتظار عبارت اسست از  $E(D_t) = 0$  که

$$D_t = (D_{X_k+H_x|Y_k+H_y} - D_{X_k+H_x|X})$$

و

$$D_{x|y}^{(h,d)} = \frac{D_{X_k+H_x|Y_k+H_y}}{D_{X_k+H_x|X}}$$

به ترتیب، بردارهای خطاهای پیش‌بینی بدست آمده با استفاده از رویکردهای تک متغیره و چند متغیره می‌باشند. در این رویکرد  $L$  تابع زیان مربعی است. آماره دایبولد و ماریانو (۱۹۹۵) اصلاح شده برای پیش‌بینی  $h$  مرحله پیش‌رو و تعداد  $n$  نقطه پیش‌بینی عبارت است از:

$$S = D \sqrt{\frac{(n+1-2h+h(h-1))/n}{n \text{var}(D)}}$$

که  $D$  میانگین نمونه‌ای بردار  $D_x$  و  $\text{var}(D_t)$ ، به طور

از بردار  $X = (x_{T+1}, \dots, x)$  است که  $h$  بین ۱ تا  $L$  تغییر می‌کند. در شکل برداری، این یعنی برآورده از  $X_{K+1}$  که از بردارهای استفاده از ماتریس مسیر  $[X_1, \dots, X_K]$  تشکیل می‌شود قابل محاسبه می‌باشد. بردار  $X_{K+H_x}$  با استفاده از SSA تک متغیره یا MSSA قابل پیش‌بینی می‌باشد. اجازه دهید رویکرد یک متغیره را در نظر بگیریم. فرض کنید

$$\Delta_{x_{k+H_x}} \equiv L(x_{K+H_x} - X_{K+H_x})$$

که  $X_{K+H_x}$  با استفاده از SSA تک متغیره و به عبارت دیگر، برآورده  $X_{K+H_x}$  تنها از طریق بردارهای  $[X_1, \dots, X_K]$  بدست می‌آید.

فرض کنید  $X_T = (x_1, \dots, x_T)$

$(Y_{T+d}) = (y_1, \dots, y_{T+d})$  دو سری زمانی باشند که به طور همزمان در نظر گرفته می‌شوند با طول پنجره یکسان  $L$ . اکنون  $(X_{T+1}) = (x_1, \dots, x_{T+L})$  را با استفاده از اطلاعات گردآوری شده به وسیله سری‌های  $X_T$  و  $Y_{T+d}$  پیش‌بینی کرده و سپس، آماره زیر را محاسبه نمایید:

$$\Delta_{x_{k+H_x}|y_{k+H_y}} \equiv L(x_{K+H_x} - X_{K+H_x})$$

که برآورده از  $X_{K+H_x}$  است که با استفاده از MSSA بدست می‌آید. یعنی به طور همزمان بردارهای  $[Y_1, \dots, Y_{K+H_y}]$  و  $[X_1, \dots, X_K]$  در پیش‌بینی  $X_{K+H_x}$  به کار می‌رود. اکنون، معیار زیر را در نظر بگیرید:

$$F_{x|y}^{(h,d)} \equiv \frac{\Delta_{x_{k+H_x}|y_{k+H_y}}}{\Delta_{x_{k+H_x}}}$$

که مربوط به پیش‌بینی  $h$  مرحله بعد سری  $X_T$  در حضور سری  $Y_{T+d}$  است؛ که  $d$  تفاضل تأخیرهای بین سری‌های  $X_{T+d}$  و  $X_T$  می‌باشد. توجه کنید که  $d$  هر عدد صحیح معلومی (حتی منفی) می‌باشد.

اگر  $F_{x|y}^{(h,d)}$  کوچک باشد، در این صورت داشتن اطلاعات در مورد  $Y$  به ما در پیش‌بینی بهتر سری  $X$  کمک می‌کند. یعنی رابطه‌ای بین سری  $X$  و  $Y$  از مرتبه  $h$  با توجه به این معیار وجود دارد. در واقع، این معیار ارتباط نشان می‌دهد؛ چه میزان اطلاعات در مورد مقادیر آتی  $X$  در سری‌های دو متغیره ( $X, Y, \dots$ ) نسبت به سری تنهای  $X$  وجود دارد.

محاسبه ساده نرخ رشد یعنی تفاضل میزان رشد دوره کنونی از میزان رشد دوره قبلی بخش بر میزان رشد دوره قبلی محاسبه شده است. در جدول (۲) و نمودار (۲) اطلاعات و روند مربوط به رشد هر یک از متغیرها ارائه شده است.

#### ۴-داده‌ها و نتایج مدل

##### ۴-۱-بررسی مانایی داده‌ها

به منظور بررسی مانایی داده‌ها در این پژوهش از رویکرد مبتنی بر زیرفضا استفاده می‌شود. علت انتخاب رویکرد مبتنی بر زیرفضا از آن جهت می‌باشد، که این رویکرد ناپارامتری بوده و در تحقیق فرهی کیا و همکاران (۲۰۱۹) نتایج و بررسی‌های به عمل آمده نشان داد که میزان حساسیت آن به توزیع خطای کمتر از سایر رویکردها می‌باشد. از طرفی تعداد داده‌های مورد مطالعه کم بوده و یکی از کاربردهای رویکرد تحلیل مجموعه مقادیر تکین در مواردی می‌باشد که با کمبود داده مواجه هستیم.

نتایج آزمون مانایی حکایت از آن دارد که فرض صفر یعنی نامانایی داده‌های اولیه بر اساس مقدار آماره محاسبه شده، برای چهار متغیر تولید ناخالص داخلی، هزینه مصرف نهایی بخش خصوصی، میزان تسهیلات اعطای شده و میزان مطالبات غیرجاری در سطح ۵ درصد مورد پذیرش واقع می‌شود. زیرا، مقدار آماره محاسبه شده برای این چهار متغیر در مقایسه با مقدار آماره آزمون در سطوح مختلف کمتر است و با در نظر گرفتن سطح خطای ۱۰ درصد، علاوه بر متغیرهای فوق، تولید ناخالص داخلی را نیز می‌توان مانا در نظر گرفت. لذا برای انجام تجزیه و تحلیل باید به طریقی داده‌ها مانا شوند. بنابراین، برای این منظور نرخ رشد متغیرها محاسبه شده است که بر اساس آزمون صورت پذیرفته مانایی آنها مورد پذیرش واقع می‌شود. زیرا، مقدار آماره محاسبه شده برای نرخ‌ها در مورد تک متغیرها و در هر دو سطح آزمون بیش از آماره آزمون بوده و بنابراین فرض صفر یعنی نامانایی متغیرها رد می‌شود.

با توجه به اینکه مانایی سری‌های نرخ رشد در جدول (۳) مورد تأیید قرار گرفت، در نتیجه از بررسی همانباشتگی این سری‌ها خودداری می‌شود. زیرا، دو سری زمانی در صورتی همانباشتگی هستند که هریک از آنها ناما بوده و ترکیب آنها مانا باشد. این در حالی است که سری‌های مورد استفاده در تحلیل شرط اول یعنی نامانایی را دارا نمی‌باشند.

مجانبی  $(V_0 + 2 \sum_{k=1}^{h-1} V_k n^{-1})$  می‌باشد که  $V_k$  اتوکواریانس مرحله  $k$  است و می‌تواند با استفاده از

$$S = \sum_{t=k+1}^n (D_t - D)(D_{t-k} - D)$$

دارای توزیع نرمال استاندارد مجانبی تحت فرض صفر است و تصحیح آن برای نمونه‌های متناهی از توزیع  $t$  استودنت با  $n-1$  درجه آزادی پیروی می‌نماید.

#### ۴-۵-مدل تحقیق و معرفی متغیرها

مطالعه حاضر همبستگی بین تسهیلات غیرجاری و متغیرهای اقتصاد کلان را از سه ماهه اول ۱۳۸۸ تا سه ماهه اول ۱۳۹۷ بررسی کرده است. این مطالعه به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا بین رشد متغیرهای اقتصاد کلان و میزان تسهیلات غیرجاری در بخش بانکداری ایران همبستگی وجود دارد یا خیر. در این پژوهش اطلاعات مربوط به رشد اقتصادی شامل تولید ناخالص داخلی (GDP)، هزینه‌های مصرف نهائی بخش خصوصی (PSE)، هزینه‌های مصرف نهائی بخش دولتی (PE) از سایت وزارت امور اقتصادی و دارایی و اطلاعات مربوط به تسهیلات اعطایی توسط بانک‌ها (CV) و میزان فصلی مطالبات (NPL) از آمار ارائه شده توسط کانون بانک‌ها و مؤسسات اعتباری خصوصی ایران استخراج گردیده است. اطلاعات مربوط به مقدار هر یک از متغیرها که به صورت فصلی اندازه‌گیری شده است؛ در نمودار (۱) آورده شده و روند این متغیرها قابل ملاحظه می‌باشد. همچنین در جدول (۱) خلاصه‌ای از معیارهای تمرکز و پراکندگی متغیرها ارائه گردیده است.

مدل تحقیق در نظر گرفته شده به صورت

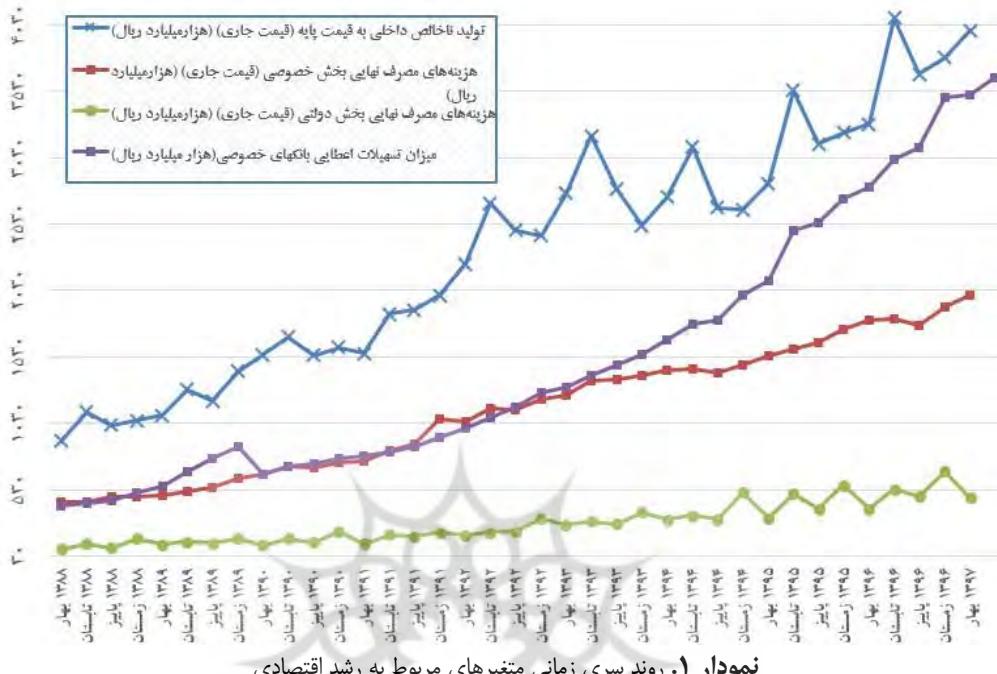
$$rNPL = \beta_1 + \beta_2 rGDP + \beta_3 rPSE + \beta_4 rCV + \epsilon$$

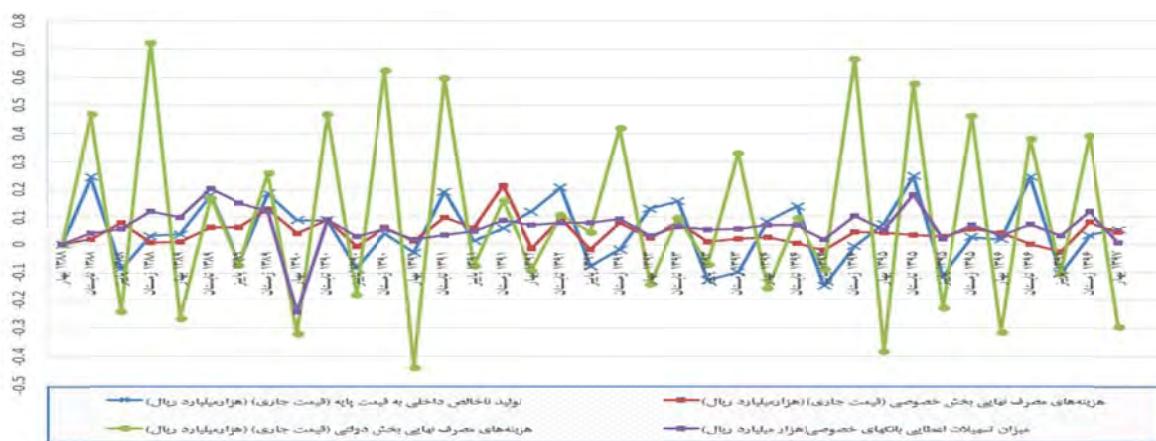
می‌باشد، که در آن میزان رشد فصلی مطالبات غیرجاری (rNPL) به عنوان شاخص وام‌های غیر بازده و روش هزینه برای نرخ رشد واقعی تولید ناخالص داخلی (rGDP) به عنوان شاخص متغیرهای اقتصاد کلان استفاده شده است. همچنین، rPE به نرخ رشد واقعی هزینه کل بخش عمومی (در قیمت‌های ثابت) اشاره داشته و rPSE نرخ رشد واقعی هزینه کل بخش خصوصی (در قیمت‌های ثابت) می‌باشد. بخش بانکداری در نرخ رشد واقعی حجم اعتبارات داخلی توسط (rCV) نشان داده شده است. برای محاسبه نرخ‌ها از روش

خصوصی، نرخ رشد هزینه مصرف نهایی بخش دولتی و نرخ رشد میزان تسهیلات اعطای شده و متغیر وابسته نرخ رشد مطالبات غیرجاری می‌پردازیم.

#### ۴-۲- رگرسیون ناپارامتری تک متغیره

در این قسمت به بررسی رابطه متغیرهای مستقل نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد هزینه مصرف نهایی بخش





**نمودار ۲.** روند سری زمانی متغیرهای مربوط به نرخ رشد اقتصادی

**مأخذ:** محاسبات تحقیق

**جدول ۳.** نتایج آزمون ریشه واحد مبتنی بر زیرفضاسازی

آماره آزمون در سطح $\%10$	آماره آزمون در سطح $\%5$	آماره محاسبه شده	انحراف معیار محاسبه شده	مقدار ویژه محاسبه شده	متغیرها
۳/۲۵۲	۳/۶۷۱	۳/۶۳۲	۶/۰۹E-۰۷	.۹۹۷	GDP
		۲/۱۲۱	۴/۱۳E-۰۸	۱/۰۰۰	PSE
		۲۶/۰۲۳	۲/۳۵E-۰۷	.۹۸۷	PE
		۲/۸۲۱	۶/۷۳E-۰۸	.۹۹۹	CV
		۲/۹۳۹	۲/۵۱E-۰۶	.۹۹۵	NPL
		۴/۴۴۳	۷/۱۸E-۰۳	.۶۲۳	rGDP
		۶/۹۲۴	۹/۲۱E-۰۴	.۷۹۰	rPSE
		۳/۹۵۰	۸/۷۹E-۰۴	.۸۸۳	rPE
		۴/۱۵۷	۲/۸۷E-۰۳	.۷۷۷	rCV
		۴/۱۷۰	۳/۱۱E-۰۳	.۷۶۷	rNPL

**مأخذ:** محاسبات تحقیق

خصوص این متغیر  $R^2$  محاسبه تقریباً حدود ۱۲ درصد می‌باشد.

**جدول ۵.** نتایج آزمون علیت بر مبنای SSA

مقدار آماره	خطای پیش‌بینی تک متغیره	خطای پیش‌بینی چند متغیره	شماره مشاهده
*** ۰/۲۵۷	۰/۰۲۵۴	۰/۰۱۲۶	۱
	۰/۰۲۱۵	۰/۰۰۹	۲
	۰/۰۱۸	۰/۰۰۷	۳
	۰/۰۱۵	۰/۰۰۶	۴
	۰/۰۱۴۰	۰/۰۰۶	۵
	۰/۰۱۳۹	۰/۰۰۷	۶

**مأخذ:** محاسبات تحقیق

در این بین،  $P$ -مقدار بدست آمده برای نرخ رشد میزان

متغیرها	پهنای باند	خطای استاندارد	R <sup>2</sup>	-مقدار
rGDP	۷۲۰۳۰۰۷	۰/۱۸۵	۰/۰۱۰	۰/۵۷۱
rPSE	۳۵۵۶۵۸۷	۰/۱۸۶	۰/۰۰۱	۰/۸۵۵
rPE	۰/۲۵۹	۰/۱۷۸	۰/۱۲۶	۰/۵۶۶
rCV	۷۶۰۵۰۲۸	۰/۱۵۷	۰/۰۹۰	***۰/۰

\*\*\* سطح اطمینان ۱٪ را نشان می‌دهد.

**مأخذ:** محاسبات تحقیق

از سوی دیگر،  $P$ -مقدار بدست آمده برای نرخ رشد هزینه مصرف نهایی بخش دولتی نیز حکایت از عدم ارتباط معنی‌دار این متغیر و نرخ رشد مطالبات غیرجاری دارد. اگرچه در

بخش خصوصی رابطه‌ای عکس با رشد مطالبات غیرجاری دارند که البته در رابطه با نرخ رشد هزینه مصرف نهایی بخش خصوصی با توجه به نتایج جدول ۶ این عامل را می‌توان از مدل خارج نمود.

جدول ۷. نتایج همبستگی کنдал

rNPL	rCV	rPE	rPSE	rGDP	متغیرها
.۰/۰۴۸۳	.۰/۱۹۶	.۰/۲۴۴	.۰/۲۵۲	۱	rGDP
-.۰/۰۴۴	.۰/۱۸۶	.۰/۱۷۶	۱	-.۰/۲۵۲	rPSE
-.۰/۱۹۳	.۰/۳۸۸	۱	.۰/۱۷۶	.۰/۲۴۴	rPE
.۰/۲۱۹	۱	.۰/۳۸۸	.۰/۱۸۸	.۰/۱۹۶	rCV
۱	.۰/۲۱۹	-.۰/۱۹۳	-.۰/۰۴۳۹	.۰/۰۴۸	rNPL

#### مأخذ: محاسبات تحقیق

این در حالی است که، دو متغیر نرخ رشد تسهیلات اعطا شده و نرخ رشد هزینه مصرف نهایی بخش دولتی اثر معنی داری را بر روی نرخ رشد مطالبات غیرجاری دارند. با کمی اغماض می‌توان بیان نمود که در حضور دو متغیر نرخ رشد تسهیلات اعطا شده و نرخ رشد هزینه مصرف نهایی بخش دولتی که اثر قابل توجهی را به نمایش گذاشتند؛ متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نیز از اهمیت قابل قبولی برخوردار است.

در نهایت رابطه مثبتی بین رشد تسهیلات اعطا شده و نرخ رشد مطالبات غیرجاری وجود دارد که این مسئله تا حدودی قابل تامیل می‌باشد.

#### ۵- بحث و نتیجه‌گیری

مطالبات غیرجاری باعث و منجر به اثرات مضاری می‌شوند که در ساختار اقتصادی فعلی بسیار چشمگیر و نمایان است. مطالبات غیرجاری و بانک‌های زیان‌ده هزینه‌هایی برای بخش بانکداری بوجود می‌آورند. این هزینه‌ها فقط به بانک‌ها محدود نمی‌شوند، بلکه ممکن است به کلیت اقتصاد تحمیل شوند. برای این منظور، تأثیرپذیری مطالبات غیرجاری از متغیرهای اقتصاد کلان در اقتصاد ایران در بازه سه ماهه اول ۱۳۹۰ تا پایان ماه سوم ۱۳۹۷ بررسی شد.

مؤلفه‌های تجربی مطالبات غیرجاری که در این مقاله ارائه شده است، نشان می‌دهند که رشد تولید ناخالص داخلی واقعی محرک مطالبات غیرجاری است. بنابراین، کاهش فعالیت اقتصادی، یکی از خطرات برای کیفیت دارایی‌های بانکی می‌باشد.

بر طبق تحلیل نتایج، مدل رگرسیون، یافته‌های مشابهی را

تسهیلات اعطا شده حکایت از ارتباط معنی‌دار این متغیر و نرخ رشد مطالبات غیرجاری دارد. در مورد این متغیر  $R^2$  محاسبه شده حدود ۰/۲۹ درصد می‌باشد که نشان از تبیین این میزان از تغییرات نرخ رشد مطالبات غیرجاری به وسیله نرخ رشد تسهیلات اعطاگری دارد.

#### ۴-۳- آزمون علیت بر پایه SSA

آزمون علیت مبتنی بر SSA در این مقاله به منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه آزمون حکایت از وجود رابطه بین متغیرهای نسبت مطالبات غیرجاری با متغیرهای رشد اقتصادی دارد. لذا بر اساس این آزمون می‌توان پی به معنی دار بودن رگرسیون چندمتغیره برداشت نتایج آزمون علیت بدست آمده با استفاده از رویکرد SSA در جدول ۵ ارائه شده است.

#### ۴-۴- رگرسیون ناپارامتری چندمتغیره و آزمون همبستگی

در ادامه با استفاده از مدل رگرسیون چندمتغیره ناپارامتری به بررسی ارتباط توان متغیرهای مستقل پژوهش و متغیر وابسته نرخ رشد مطالبات غیرجاری می‌پردازیم. همان‌گونه که در جدول ۶ ملاحظه می‌گردد؛ چهار متغیر تحقیق به طور همزمان حدود ۴۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته نرخ رشد مطالبات غیرجاری را تبیین می‌نمایند. در این بین  $P$ -مقدار مربوط به هزینه مصرف نهایی بخش خصوصی بسیار بزرگ بوده و می‌توان این متغیر را از مدل حذف کرد.

جدول ۶. نتایج رگرسیون چند متغیره ناپارامتری

متغیرها	پهنای باند	خطای استاندارد	R <sup>2</sup>	مقدار P
rGDP	۱۰۲۱۲۵۶۰		.۰/۲۰۸	
rPSE	۶۲۶۸۴۴۳۳		.۰/۴۳۳	
rPE	۶۹۶۶۴۲۸		.۰***۰/۰	
rCV	۱۴۱۳۶۹۹		***۰/۰۰۰	

\*\*\* سطح اطمینان ۹۹٪ را نشان می‌دهد.

#### مأخذ: محاسبات تحقیق

از جدول ۷ جهت ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته تحقیق را با استفاده آزمون همبستگی ناپارامتری کنдал مشخص می‌نماید. رشد تولید ناخالص داخلی اثری مثبت بر افزایش مطالبات غیرجاری دارد. از سوی دیگر، نرخ رشد هزینه مصرف نهایی بخش دولتی و نرخ رشد هزینه مصرف نهایی

اعطای تسهیلات و رعایت بهداشت اعتباری نیازمند نظارت بیشتر و در صورت لزوم بازنگری از سوی بانک مرکزی می‌باشد. چرا که با افزایش میزان تسهیلات که در مخرج کسر نسبت مطالبات غیرجاری قرار گرفته است؛ میزان مطالبات غیرجاری افزایش می‌یابد. این نشان می‌دهد؛ عدم اعتبارستجو صحیح توسط بانک‌ها و عدم دریافت اطلاعات صحیح در خصوص محل مصرف تسهیلات و احتمالاً مصرف تسهیلات دریافتی توسط مشتریان در بازارهای با سوددهی بالا، تمایل آنها را در خصوص عدم بازپرداخت تسهیلات افزایش می‌دهد. این مهم، در شرایطی که بانک‌ها بعضاً به دلایل مختلف وجه التزام تسهیلات را می‌بخشند نیز تشید می‌گردد. از سوی دیگر، نیاز است تا تدبیری برای بهبود رشد اقتصادی از طریق تعديل مؤلفه‌های تأثیرگذار بر آن مانند نرخ بهره، تورم و بیکاری و ... اتخاذ گردد.

که توسط سایر محققان گزارش شده است؛ تأیید می‌کند. رشد فعالیت‌های اقتصادی منجر به کاهش مطالبات غیرجاری می‌شود؛ با وجود این، تأثیر بازخورد از وام‌های غیربازده به تولید ناخالص داخلی واقعی نیز وجود دارد. تأثیر مطالبات غیرجاری در بخش بانکداری، از لحاظ آماری و به‌طور معنی‌داری با اعتبار تخصیص یافته رابطه عکس دارد.

بنابراین، بر اساس نتایج بدست آمده به نظر می‌رسد؛ در اقتصاد تورمی حاضر، با کاهش هزینه در بخش عمومی و توجه بانک‌های خصوصی به سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی (از طریق اعطای تسهیلات به مشتریان غیردولتی) که اگرچه ممکن است بازدهی بالا داشته باشد؛ لیکن با ریسک بالا توأم بوده، میزان مطالبات غیرجاری افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، با توجه به رابطه بین تسهیلات اعطای شده به مشتریان در بانک‌ها، به ویژه بانک‌های خصوصی، به نظر می‌رسد؛ فرایند

## منابع

- تسهیلات برای کل نظام بانکی". پژوهش‌های پولی و بانکی، دوره ۹، شماره ۲۹، ۴۸۷-۵۱۱.
- حیدری، هادی؛ زواریان، زهرا و نوربخش، ایمان (۱۳۸۹). "بررسی اثر شاخص‌های کلان اقتصادی بر مطالبات عموق بانک‌ها". فصلنامه پول و اقتصاد، دوره ۴، ۲۱۹-۱۹۱.
- خدادادی، فریده و مهرآراء، محسن (۱۳۹۶). "اثر نوسانات اقتصاد کلان بر رفتار وام‌دهی بانک‌های تجاری در ایران". فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی، دوره ۱۸، ۳۹-۲۳.
- خوشنوی، عبدالله؛ صباح کرمانی، مجید؛ یاوری، کاظم و حسینی نسب، ابراهیم (۱۳۹۱). "بررسی آسیب‌پذیری مالی بخش بانکی و عوامل مؤثر بر آن با استفاده از شاخص Z-score". سیاست گذاری اقتصادی، دوره ۴، شماره ۷، ۱۰۰-۷۹.
- درگاه بانک مرکزی ج.ا.ایران، [www.cbi.ir](http://www.cbi.ir).
- درگاه وزارت اقتصادی و امور دارایی، [www.mefa.ir](http://www.mefa.ir).
- شعبانی، احمد و جلالی، عبدالحسین (۱۳۹۰). "دلایل گسترش مطالبات عموق در نظام بانکی ایران و ارائه راهکارهایی برای اصلاح آن". فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه، دوره ۱۶، شماره ۴، ۱۸۱-۱۵۵.
- شعری، صابر و نادری، محمدمهدی (۱۳۹۱). "بررسی ارتباط عوامل کلان اقتصادی و ریسک اعتباری بانک‌ها".
- اثنی عشری امیری، ابوالقاسم؛ ابوالحسنی هستیانی، اصغر؛ رنجبر فلاح، محمدرضا؛ شایگانی، بیتا و علی‌زاده کلاگر، سیدقربان (۱۳۹۸). "اثر حجم نقدینگی بر رشد اقتصادی در ایران (با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر)". فصلنامه علمی-پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۳۵، ۳۴-۱۵.
- استادی، حسین (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران و اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی". فصلنامه علمی-پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۲۴، ۱۴۴-۱۳۳.
- امینی، علیرضا؛ حقیقت، علی و همتی، فاطمه (۱۳۸۹). "بررسی و تحلیل مطالبات عموق شبکه بانکی استان قزوین (چالش‌ها و راهکارها)" مجله اقتصادی، دوره ۱۰، شماره ۹، ۷۱-۶۷.
- پورمهر، مهدی؛ سپهردوست، حمید؛ نظری، محمد‌کاظم و مهرگان، نادر (۱۳۹۷). "تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و کیفیت مدیریت بر سودآوری بانک‌های خصوصی؛ رهیافت الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری". فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، دوره ۹، شماره ۳۴، ۲۵۴-۲۰۱.
- جنتی مشکانی، ابوالفضل؛ اربابیان، شیرین و خجسته، زینب (۱۳۹۵). "تأثیر چرخه‌های تجاری بر نرخ نکول تسهیلات بانکی ایران طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۸ و تعیین سبد بهینه

- بانکی بر مطالبات غیرجاری در نظام بانکی ایران". پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۶، شماره ۶۲، ۸۱-۱۰۱.
- محمودوند، رحیم (۱۳۹۱). "گسترش برخی از مبانی نظری روش تحلیل مجموعه مقادیر تکین". رساله دکتری آمار، دانشکده علوم ریاضی، دانشگاه شهید بهشتی.
- مشیری، سعید و نادعلی، محمد (۱۳۹۲). "شناسایی عوامل مؤثر در بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران". پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۴۸، ۱-۲۷.
- میرزائی، اسماعیل؛ محمدی، تیمور و شاکری، عباس (۱۳۹۵). "رابطه متقابل مطالبات غیرجاری بانکها و شرایط اقتصاد کلان: یک رویکرد خودرگرسیون برداری پانل". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۱۵، شماره ۶۰، ۱۸۳-۲۲۰.
- نجاری، نادر (۱۳۹۱) "مقدمه‌ای بر تحلیل تکینی مجموعه مقادیری و کاربردهای آن". پایان‌نامه کارشناسی ارشد آمار، دانشکده علوم ریاضی، دانشگاه شهید بهشتی.
- واعظ، محمد؛ امیری، هادی و حیدری، مهدی (۱۳۹۰). "تأثیر چرخه‌های تجارتی بر نرخ نکول تسهیلات بانکی ایران طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۸۸ و تعیین سبد بهینه تسهیلات برای کل نظام بانکی". پژوهش‌های پولی و بانکی، دوره ۳، شماره ۷، ۴۱-۶۷.
- همتی، عبدالناصر و محبی‌نژاد، شادی (۱۳۸۸). "ازیابی تأثیر متغیرهای کلان اقتصاد بر ریسک اعتباری". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۱۵، شماره ۶۰، ۱۸۳-۲۲۰.
- یارمحمدی، مسعود و محمودوند، رحیم (۱۳۹۵). "پیش‌بینی نرخ ارز با استفاده از روش تحلیل مجموعه مقادیر تکین" فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، دوره ۵، شماره ۱۸، ۱۳۳-۱۴۶.
- فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، ۱۱۹-۱۱۶.
۱۰۲. شمشیری، محسن (۱۳۹۴). "اثر رشد اقتصادی، نرخ ارز، سهام و مسکن بر افزایش مطالبات عموق، افزایش قیمت دارایی منابع بانک‌ها را منجمد کرد". خبر اقتصادی، دوره ۷۱۹، ۱-۵.
- طالبی، محمد؛ سهمانی اصل، محمدعلی و اشرف نژاد، محمد (۱۳۹۰). "تحلیل تأثیر شرایط اقتصادی کشور بر عدم موفقیت نظام بانکداری بدون ربا". تحقیقات مالی، دوره ۱۳، شماره ۳۲، ۷۳-۹۰.
- علوی، سید محمود و صابریان رنجبر، سوده (۱۳۸۹). "تحلیلی بر رویکرد ترازنامه‌ای (بنگاه-بانک) در ایجاد مطالبات غیرجاری بانک‌ها". فصلنامه پول و اقتصاد، دوره ۳، ۱۱۵-۱۵۶.
- عیسی‌زاده، سعید و شاعری، زینب (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر وضعیت ثبات کلان اقتصادی بر کارایی نظام بانکی (مطالعه موردی کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا)" دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی، دوره ۱۹، شماره ۳، ۵۳-۸۶.
- فروغی، فرید و عراقی‌نژاد، شهاب (۱۳۹۶). "پیش‌بینی بلندمدت جریان رودخانه با استفاده از روش تحلیل طیف تکین در حوضه کرخه". تحقیقات آب و خاک ایران، دوره ۲، ۳۲۱-۳۰۹.
- کردبچه، حسین و پردل نوش‌آبادی، لیلی (۱۳۹۰). "تبیین عوامل مؤثر بر مطالبات عموق در صنعت بانکداری". پژوهش‌های اقتصادی ایران، دوره ۱۶، شماره ۴۹، ۱۵۰-۱۱۷.
- محمدی، تیمور؛ اسکندری، فرزاد و کریمی، داود (۱۳۹۵). "تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و ویژگی‌های خاص

- Alandejani, M. & Asutay, M. (2017). "Nonperforming Loans in the GCC Banking Sectors: Does the Islamic Finance Matter?". *Research in International Business and Finance*, 42, 832-854.
- Alexandrov, T. (2009). "A Method of Trend Extraction Using Singular Spectrum Analysis". *Statistical Journal*, 7(1), 1-22.
- Anthony, W. & Nakita, S. (2018). "Determinants of Non-Performing Loans: Evidence from Commercial Banks in Barbados". *The Business and Management Review*, 9(3), 44-64.
- Azlan, A. J. & Masyhuri, H. (2012). "Determinants of Commercial Banks' Return on Asset: Panel Evidence from Malaysia". *International Journal of Commerce, Business and Management (IJCMB)*, 1(3), 55-63.
- Bashir, A. M. (2000). "Determinants of Profitability and Rates of Return Margins in Islamic Banks: Some Evidence from the Middle East". *Paper presented at the ERF Seventh Annual Conference*.

- Çifter, A., Yilmazer, S. & Çifter E. (2009). "Analysis of Sectoral Credit Default Cycle Dependency with WaveleNetworks: Evidence from Turkey". *Economic Modelling*, 26, 1382-1388.
- Diebold, F. X. & Mariano, R. S. (1995). "Comparing Predictive Accuracy". *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), 253-263.
- Domaç, G. & Peria, S. M. (2000). "Banking Crises and Exchange Rate Regimes: Is There a Link?". *World Bank*.
- Erdoğdu, A. (2015). "Non-Performing Loans in Turkish Banking Sector and Balance Sheets Effects". *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 11(12), 677-686.
- Erdoğdu, A. (2016). "Assessing the Impact of Non-Performing Loans on Economic Growth in Turkey". *American Research Journal of Business and Management*, 2, 1-8.
- Farahikia, M., Yarmohammadi, M. & Hassani, H. (2019). "A New Non-Parametric Subspace-Based Approach for Unit Root Test". *Fluctuation and Noise Letters*, 18(1), 1-17.
- Ghosh, A. (2017). "Sector-Specific Analysis of Non-Performing Loans in the US Banking System and their Macroeconomic Impact". *Journal of Economics and Business*, 93, 29-45.
- Gilchrist, S. & Zakrajsek, E. (2011). "Bank Lending and Credit Supply Shocks". *NBER Working Paper*, No: 14863.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. J. & Newbold, P. (1997). "Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors". *International Journal of Forecasting*, 13, 281-291.
- Hassani, H. & Mahmoudvand, R. (2018). "Singular Spectrum Analysis Using R". *Palgrave MacMillan*.
- Hassani, H. & Thomakos, D. (2010). "A Review on Singular Spectrum Analysis for Economic and Financial Time Series". *Journal of Financial Economic Policy*, 3-377-397.
- Hassani, H., Mahmoudvand, R. & Zokaei, M. (2011). "Separability and Window Length in Singular Spectrum Analysis". *Comptes-Rendus Academie Sciences*, 349, 987-990.
- Hassani, H., Mahmoudvand, R. & Yarmohammadi, M. (2010). "Filtering and Denosing in Linear Regression Analysis". *Fluctuation and Noise Letters*, 9(4), 343-353.
- Hassani, H., Zhigljavsky, A., Patterson, K. & Soofi, A. (2010). "A Comprehensive Causalitytest Based on the Singular Spectrum Analysis". *Causality in Science*, 1, 379-406.
- Jakubík, P. & Reininger, T. (2013). "Determinants of Nonperforming Loans in Central, Eastern and Southeastern Europe Focus On European Economic Integration". *Oesterreichische Nationalbank* (Austrian Central Bank), 3, 48-66.
- Jayaratne, J. & Strahan, P. E. (1996). "The Finance –Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation". *The Quarterly Journal of Economics* 111(3), 639-670.
- Mahmoudvand, R. & Rodrigues, P. C. (2016). "Missing Value Imputation in Time Series Using Singular Spectrum Analysis". *International Journal of Energy and Statistics*, 4(1), 1-18.
- Mahmoudvand, R., Alhosseini, F. & Rodrigues, P. C. (2015). "Forecasting Mortality Rate by Singular Spectrum Analysis". *RevStat-Statistical Journal*, 13(3), 193-206.
- Menezes, M. L., Souza, R. C. & Moreira Pessanha, J. F. (2015). "Electricity Consumption Forecasting Using Singular Spectrum Analysis". *Dyna Facultad de Minas*, 82(190), 138-146.
- Mimir, Y. (2013). "Financial Intermediaries, Credit Shocks and Business Cycles". *TCMB Working Paper*, 13(13), 1-77.
- Mohammad, Y. & Nishida, T. (2011). "On Comparing SSA-Based Change Point Discovery Algorithms". *IEEE SII*, 938-945.
- Qwader, A. (2019). "Relationship between

- Macroeconomic Variables and their Impact on Non-Performing Loans in Jordanian Banks". *Asian Economic and Financial Review*, 9(2), 166-175.
- Reinhart, C. & Rogoff, K. (2010). "From Financial Crash to Debt Crisis", *NBER Working Paper*, 15795.
- Rodrigues, P. C. & De Carvalho, M. (2013). "Spectral Modeling of Time Series with Missing Data". *Applied Mathematical Modeling*, 37, 4676-4684.
- Salas, V. & Saurina, J. (2002). "Credit Risk in Two Institutional Regimes, Spanish Commercial and Saving Banks". *Journal of Financial Services Research*, 22, 203-224.
- Vong, P. I. A. & Chan, S. H. (2009). "Determinants of Bank Profitability in Macao". *University of Macao. Working paper*.

