

Economic Growth and Development Research

Open
Access

ORIGINAL ARTICLE

Examination of Oil Price Fluctuations Effects on Macroeconomy and Banking System in Iran as an Oil-Exporting Country with Vector Autoregressive Markov Switching Models

Reihaneh Larijani¹, *Seyed Kamal Sadeghi², Zahra Karimi Takanlu³, Reza Ranjbar⁴

1. PHD candidate ,Faculty of Economics and management, Tabriz University

2. Proffosor of Economics, Faculty of Economics and management, Tabriz University

3. Associate Professor, Faculty of Economics and management, Tabriz University

4. Associate Professor, Faculty of Economics and management, Tabriz University

Correspondence

Zahra Karimi Takanlu
Email:
Zahra.Karimi.tu@gmail.com

ABSTRACT

For estimating the oil price fluctuations effects on banking system and its relationship with macroeconomy, banking system fragility index has been used in this study. Using Kibritçioğlu (2003), an index for banking fragility has been calculated. Then, for investigation of interactions between variables, vector autoregressive Markov switching models. Because, different regimes are recognized by taking oil price effects on the economy and banking system into account, Vector autoregressive Markov switching models with three regimes (high, moderate, and low) and one lag has been estimated. Findings show that after oil shock banking fragility index has lowest rate in regime with low risk and in low risk or stable regime, oil price rise makes economic and banking system conditions better. In moderate risk regime, such rise with stable condition economic conditions makes better and low risk regime emerges although it has higher level of banking fragility. In high-risk regime, oil price shocks make economic as well as banking system conditions worse

KEYWORDS

Macro-Financial Linkages, Banking System Fragility, Vector Autoregression, Markov Switching Models

JEL Classification: C22, G21, Q43.

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

«مقاله پژوهشی»

بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر ارتباط بین اقتصاد کلان و نظام بانکی در ایران به عنوان کشور صادرکننده نفت با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ

ریحانه لاریجانی^۱، زهرا کریمی تکانلو^۲، سید کمال صادقی^۳، رضا رنج‌پور^۴

چکیده

این مطالعه جهت بررسی اثر نوسانات قیمت نفت بر سیستم بانکی و نحوه ارتباط آن با اقتصاد کلان، از معیار شکنندگی بانکی معرفی شده توسط کبیرتیچی اقلو و روش خودرگرسیون برداری با الگوی چرخشی مارکوف استفاده نموده است. از آنجا که شرایط اقتصادی با نوسان و بی‌ثباتی بر تشخیص اثر قیمت نفت بر شرایط اقتصادی و نظام بانکی متأثر است؛ لذا با استفاده از متغیرهای شاخص شکنندگی و قیمت نفت، نرخ رشد ارز و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، الگوی خودرگرسیون برداری با چرخش مارکوف (1)-VAR(3)-MSH و داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۸ مورد برآورد قرار گرفته است. این مقاله سه رژیم باثبات، پر ریسک و با ریسک متوسط، برای شرایط بخش بانکی و اقتصاد ایران که متأثر از نوسانات قیمت نفت است شناسایی نموده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت در رژیم با ثبات، تغییر کوچک‌تری در مقدار شاخص شکنندگی نسبت به دو رژیم دیگر ایجاد می‌کند و با افزایش تولید ناخالص داخلی سبب بهتر شدن شرایط اقتصادی و نظام بانکی می‌شود. از طرفی در رژیم با ریسک متوسط، نوسان قیمت نفت سبب افزایش در شکنندگی بانکی می‌شود اما به دلیل تأثیر شوک قیمت نفت بر افزایش تولید ناخالص داخلی و کاهش نرخ ارز، قابلیت تبدیل به رژیم با ثبات را دارد. در حالی که وقوع شوک قیمت نفت در رژیم پرریسک سبب بدتر شدن شرایط اقتصادی و تأثیر متقابل آن بر نظام بانکی می‌شود.

واژه‌های کلیدی

ارتباط بین اقتصاد کلان و بخش بانکی، الگوی چرخشی مارکوف، شکنندگی بانکی، خودرگرسیون برداری، نفت و اقتصاد کلان.

طبقه بندی JEL: Q43, C22, G21 .

۱. دانشجوی دکتری دانشگاه تبریز
۲. دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، نویسنده مسئول
۳. استاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز
۴. دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز.

نویسنده مسئول:

زهرا کریمی تکانلو
رایانامه:

Zahra.Karimi.tu@gmail.com

استناد به این مقاله:

رستمیان، محمدحسین، صلاح‌منش، احمد، خداپناه، مسعود و صادقی عمروآبادی، بهروز. (۱۴۰۲). بررسی اثرات اعتبارات بنگاه‌های کوچک و متوسط بر رشد اقتصادی و اشتغال (الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه پویا-DCGE). فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۳(۵۱)، ۲۸-۱۳.

https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_9984.html

۱- مقدمه

نوسانات قیمت نفت تأثیرهای قابل ملاحظه‌ای بر فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت دارد (خاندلوال و همکاران^۱، ۲۰۱۶)، برای نمونه، معمولاً افزایش قیمت جهانی نفت، درآمدهای نفتی و به دنبال آن مخارج دولت را افزایش می‌دهد، باعث رشد قیمت دارایی‌ها می‌شود، سرمایه‌گذاری را رشد می‌دهد، عملکرد بنگاه‌های اقتصادی را بهبود می‌بخشد، فعالیت‌های اقتصادی را رونق می‌دهد و وضعیت بهتر در نظام بانکی، به دلیلی مانند توانایی عاملان اقتصادی در بازپرداخت وام‌های خود به بانک‌ها، را به دنبال دارد (الخرزعلی و میرزایی^۲، ۲۰۱۷). در مقابل، کاهش قیمت جهانی نفت باعث کاهش درآمدها و در نتیجه، مخارج دولت در کشورهای صادرکننده نفت می‌شود. کاهش مخارج دولت‌ها نیز به نوبه خود باعث کاهش سرمایه‌گذاری، افت فعالیت‌های اقتصادی و رکود اقتصادی در این کشورها می‌شود. رکود اقتصادی نیز به دلیل ناتوانی عاملان اقتصادی در بازپرداخت وام‌های خود به بانک‌ها، به بی‌ثباتی و افزایش شکنندگی نظام بانکی منتج می‌شود. در واقع، بسیار محتمل است که نوسانات قیمت جهانی نفت، به ویژه تکانه‌های کاهشی، به ترازنامه بانک‌ها در کشورهای وابسته به درآمدهای نفت، سرایت^۳ پیدا کند. این در حالی است که در حدود دو دهه اخیر، قیمت جهانی نفت دو تکانه^۴ شدید را تجربه کرده است: در پی بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ میلادی قیمت نفت به طور متوسط حدود ۳۵ درصد کاهش یافت. پس از آن، طی سال‌های ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ به طور متوسط کاهش دیگری در حدود ۵۰ درصد را تجربه کرد و به حدود ۴۰ دلار در هر بشکه رسید (نادعلی زاده^۵ و همکاران، ۲۰۱۹).

از سوی دیگر، نظام بانکی نسبتاً گسترده‌ای در ایران وجود دارد که در سال‌های اخیر با چالش‌های جدی روبه‌رو شده است. برای نمونه، نسبت وام‌های غیرجاری^۶ به کل وام‌های اعطایی در ایران نسبتاً بالا است. نسبت مذکور از نماگرهای

مهمی است که ریسک اعتباری پیش روی بانک‌ها و نظام بانکی و شکنندگی نظام بانکی را منعکس می‌کند. طی ده سال اخیر، نسبت تسهیلات غیرجاری در هر ماه غیر از مهر ۹۸، دی ۹۸ تا فروردین ۹۹ و تیر تا شهریور ۹۹، همواره ۱۰ درصد یا بیشتر بوده است. این ارقام به طور معنی‌داری بالاتر از میانگین‌های جهانی و حتی مقادیر رایج در اغلب کشورهای صادرکننده نفت است (نادعلی زاده و همکاران، ۲۰۱۹). وخامت اوضاع نظام بانکی در ایران به اندازه‌ای بوده است که حتی برخی از مطالعات (نظیر شجری و مجیبی خواه، ۱۳۸۹ و زارعی و کمیجانی ۱۳۹۱، به تبعیت از دمیرگوس-کانت و دتراگیچیه^۷، ۱۹۹۸، ۲۰۰۰، ۲۰۰۲، ۲۰۰۵) که نسبت تسهیلات غیرجاری بیشتر از ۱۰ درصد را به عنوان نشانه بحرانی بودن وضعیت نظام بانکی در نظر گرفته‌اند، وضعیت نظام بانکی ایران را در سال‌های مذکور، بحرانی ارزیابی کرده‌اند.

با وجود شواهد نسبتاً قابل ملاحظه‌ای دال بر تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تحولات اقتصاد کلان کشورهای صادرکننده نفت از یک سو و تأثیر نوسانات اقتصاد کلان بر بانک‌ها و نظام بانکی در این کشورها از سوی دیگر، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر ترازنامه و ثبات و شکنندگی مالی بانک‌ها و نظام بانکی از مجرای تحولات اقتصاد کلان منبعث از نوسانات قیمت نفت چندان مورد بررسی قرار نگرفته است (نادعلی زاده و همکاران، ۲۰۱۹). مهم‌تر اینکه، تأثیر بازخوردی تحولات بانک‌ها و نظام بانکی بر بخش واقعی اقتصاد در کشورهای صادرکننده نفت نیز چندان مورد تجزیه و تحلیل قرار نگرفته است. این در حالی است که شناسایی و بررسی سازوکار تأثیرگذاری مجاری انتقال نوسانات قیمت جهانی نفت به بخش بانکی کشورهای صادرکننده نفت و تأثیرات بازخوردی بخش بانکی بر بخش واقعی اقتصاد در این کشورها ضروری است.

هدف از نگارش این مقاله بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شکنندگی بانکی ایران با لحاظ شرایط اقتصادی است. در نتیجه از رهیافت خودرگرسیون برداری با الگوی چرخشی مارکوف^۸ استفاده شده است تا اثر دوره‌های رشد و رکود اقتصادی در این رابطه مشخص شود. بر این اساس مقاله به

1. khandelwal
2. Al-Khazali and Mirzaee
3. Contagion
4. shocks
5. Nadalizadeh
6. Non-performing loans (NPL)

وام‌های غیرجاری دارایی‌های خارج شده از طبقه‌بندی دارایی‌های جاری هستند، که با گذشت مدت زمان مشخص از تاریخ سررسید اصل یا اقساط اعتبار اعطایی و با توجه به مدت زمان معوق شدن بازپرداخت‌ها، زیر طبقات سررسید گذشته، معوق، مشکوک‌الوصول طبقه‌بندی می‌شوند.

۷. در زمان نگارش پژوهش حاضر، آخرین اطلاعات نسبت تسهیلات غیرجاری به کل تسهیلات اعطایی تا شهریور ۱۳۹۹ در دسترس عموم قرار داشت.

8. Demirguc-Kunt and Detragiache
9. Markov Switching Vector autoregression

بانکها را تحت تأثیر قرار دهد و از این طریق بر روابط متقابل بین اقتصاد کلان و بخش مالی در کشورهای صادرکننده نفت تأثیر بگذارد. ادبیات مرتبط با این مقاله در حوزه‌های ۱- عوامل مؤثر بر شاخص شکنندگی، ۲- ارتباط بین نفت، بی‌ثباتی مالی و اقتصاد واقعی می‌باشد.

مفهوم شکنندگی بانکی و عوامل مؤثر بر آن

بانکها به عنوان واسطه‌گر مالی، با استفاده از سرمایه خود و سپرده‌های مشتریان نسبت به وام‌دهی و ارائه سایر خدمات بانکی نظیر خدمات پرداخت، اقدام می‌کنند. مدل اصلی کسب و کار بانکها، همانند سایر واسطه‌گران مالی، تغییر شکل دارایی^۹ و مدیریت دارایی - بدهی است (آندولفاتو^{۱۰}، ۲۰۰۹). سپرده‌ها به مثابه پول در پرداختها مورد استفاده قرار می‌گیرند یا اینکه به شکل نسبتاً راحتی به اسکناس و مسکوک تبدیل می‌شوند. در مقابل، بخش قابل توجهی از دارایی‌های بانکها غیرنقد هستند و از درجه نقدشوندگی پایین‌تری نسبت به سپرده‌ها برخوردارند. به این ویژگی عدم تطابق بین سررسید^{۱۱} دارایی‌ها و بدهی‌ها گفته می‌شود. یکی از مهم‌ترین دلایل بنیادین شکنندگی بانکها و نظام بانکی همین عدم تطابق سررسید دارایی‌ها و بدهی‌های بانکها است که باعث می‌شود بانکها همواره با ریسک نقدینگی مواجه باشند. از طرفی وقتی خروج سپرده‌ها از یک بانک بیشتر از ورود سپرده‌ها به آن باشد، میزان بدهی‌های بانک کاهش می‌یابد. با کاهش میزان بدهی‌ها، دارایی‌های بانک نیز به همان اندازه کم می‌شود. اگر ارزش دارایی‌های بانک با بدهی‌های آن برابر باشد، اما امکان نقد کردن دارایی‌ها وجود نداشته باشد، بانک با اعسار یا درماندگی نقدینگی^{۱۲} روبه‌رو می‌شود.

تفاوت بین واحد پولی دارایی‌ها و بدهی‌ها، نوع دیگری از عدم تطابق بین دارایی و بدهی است که باعث آسیب‌پذیری ترازنامه بانکها در برابر تنش‌های ارزی می‌شود. ریسک‌پذیری بیش از حد و ناتوانی بانکها در مدیریت ریسکها این شکنندگی ذاتی را تشدید می‌کند (آلن و گاله^{۱۳}، ۱۹۹۸). مجموعه‌ای از پژوهش‌ها، نظیر دیاموند و دیوینگ^{۱۴} (۱۹۸۳)، آلن و گاله (۱۹۹۸)، دیاموند و راجان^{۱۵} (۲۰۰۱)، آلن و

ترتیب زیر سازمان یافته است؛ در بخش دو پیشینه پژوهش و ادبیات مربوط به تأثیر نوسان قیمت نفت و ارتباط آن با بخش مالی و اقتصاد کلان، در بخش سه روش شناسی پژوهش و مدل مارکوف سوئیچینگ برای تخمین، در بخش چهارم یافته‌های پژوهش و تحلیل داده‌ها و نتایج مدل و در بخش آخر نتیجه‌گیری کلی ارائه می‌شود.

۲- پیشینه پژوهش

با توجه به هدف مقاله، در این قسمت برای پیشینه پژوهش، ابتدا پیشینه نظری سپس مروری بر پیشینه تجربی بیان خواهد شد.

۱-۲- پیشینه نظری

بحران‌های مالی طی دو دهه اخیر سبب توجه به تأثیر بی‌ثباتی سیستم بانکی بر بی‌ثباتی اقتصاد کلان شده است. نظریات ارائه شده برای تبیین دلایل وجود روابط متقابل بین اقتصاد کلان و بخش مالی به دو دسته کلی تقسیم می‌شود؛ نظریاتی که روی تأثیر متقابل تغییر قیمت دارایی‌ها و وضعیت اقتصاد کلان بر یکدیگر تمرکز دارند و نظریاتی که بر نواقص نظام مالی^۱ و نقش آنها در ایجاد روابط متقابل بین اقتصاد کلان و نظام مالی تأکید دارند. نظریاتی که بر نواقص نظام مالی تأکید دارند، نقش سازوکار موسوم به شتاب‌دهنده مالی^۲ در ایجاد روابط متقابل بین اقتصاد کلان و بخش مالی را تبیین می‌کنند. به طور کلی، سازوکار شتاب‌دهنده مالی تغییر رفتار وام‌دهی بانک در ادوار تجاری^۳ مختلف و تأثیر آن در دسترسی عاملان اقتصادی (نظیر خانوارها و بنگاه‌ها) به اعتبارات و در نتیجه، شکل‌گیری روابط متقابل بین اقتصاد کلان و بخش مالی را تبیین می‌کند (کلاسنس و کوزه^۴، ۲۰۱۸: ۲۸-۲۷).

نوسانات قیمت نفت در روابط متقابل بین اقتصاد کلان و بخش مالی مبتنی بر رفتار همسو با ادوار تجاری در نظام بانکی و مدل نظری ارائه شده توسط برنانکه، گرتلر و گیلچریست^۵ (۱۹۹۹) یعنی شتاب‌دهنده مالی است (ابراهیم^۶، ۲۰۱۹ و العدینی^۷، ۲۰۱۶). از طرفی، تغییرات قیمت نفت می‌تواند از طریق سازوکارها و مجاری^۸ مختلف ترازنامه

1. Financial imperfections
2. Financial accelerator
3. Business cycles
4. Claessens and Kose
5. Bernanke and Gertler and Gilchrist
6. Ibrahim
7. Alodayni
8. Channel

9. Asset transformation

10. Andolfatto

11. Maturity mismatch

12. Liquidity insolvency

13. Allen and Gale

14. Diamond and Dybvig

15. Diamond and Rajan

امکان‌پذیر است. از طرفی در استفاده از اغلب نماگرهای استحکام مالی^۹ پیشنهادی صندوق بین‌المللی پول، محدودیت‌هایی وجود دارد. عدم تولید یا انتشار عمومی داده‌های مزبور از سوی مراجع رسمی مهم‌ترین محدودیت پیش‌روی مطالعات تجربی در حوزه استحکام نظام بانکی ایران است. از میان نماگرهای استحکام مالی پیشنهادی صندوق بین‌المللی پول تنها نسبت تسهیلات غیرجاری به کل تسهیلات در ایران گزارش می‌شود و بدلیل حمایت‌های دولت از نظام بانکی، این نسبت علامت آشکاری از تنش در بخش بانکی ایران منعکس نمی‌کند (شجری و شجری^{۱۰}، ۲۰۱۲). از طرفی با عنایت به اینکه معیار کبریتچی اقلو سه نوع ریسک اقتصادی و مالی را در بر می‌گیرد و داده‌های آن برای سال‌های مورد بررسی این مقاله در دسترس است از این معیار در این مقاله استفاده می‌شود.

ارتباط بین نفت، بی ثباتی مالی و اقتصاد کلان

العدینی در شکل ۱ به تبیین بخشی از سازوکارهای تأثیرگذاری کاهش قیمت نفت بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت و مجاری انتقال آن به ترازنامه بانک‌ها، در قالب الگوی مفهومی پرداخته است. در این الگو کاهش قیمت جهانی نفت از دو مجرا بر اقتصاد کلان کشورهای صادرکننده نفت تأثیر می‌گذارد: ۱) کاهش مخارج دولت، به‌ویژه مخارج مربوط به توسعه زیرساخت‌های فیزیکی، به دلیل کاهش درآمدهای نفتی و ۲) افزایش قیمت ارز به دلیل کاهش ارزی حاصل از صادرات نفت. در سطح اقتصاد کلان، کاهش مخارج دولت و افزایش نرخ ارز ممکن است باعث کاهش قیمت املاک و مستغلات، قیمت سهام، درآمد خانوار، فعالیت‌های بنگاه‌های اقتصادی و در نهایت، کاهش رشد بخش نفتی و غیرنفتی داخلی شود. پیامد کاهش قیمت املاک و مستغلات، قیمت سهام، درآمد خانوار، فعالیت‌های بنگاه‌ها و رشد بخش نفتی و غیرنفتی بر بخش بانکی، احتمالاً افزایش نکول وام‌ها، افت قیمت یا کاهش نقدشوندگی دارایی‌های بانک‌ها، افت ارزش وثایق بانکی، افزایش نرخ بهره در بازار بین‌بانکی و افزایش هزینه‌های استقراض از بانک‌ها خواهد بود. چنین پیامدهایی باعث تضعیف ترازنامه بانک‌ها می‌شود و ریسک‌های پیش روی بانک‌ها را افزایش می‌دهد. برای نمونه، افزایش نکول وام‌ها به معنی افزایش ریسک اعتباری برای بانک‌ها و کاهش نقدشوندگی دارایی‌های بانک به معنی

گاله (۲۰۰۴)، تبیین‌هایی نظری در خصوص عوامل تأثیرگذار بر شکنندگی مالی بانک‌ها و نظام بانکی را ارائه داده‌اند. روابط متقابل بین ادوار مالی و ادوار تجاری نیز می‌تواند شدت شکنندگی نظام بانکی را افزایش دهد (برای نمونه رجوع کنید به مینسکی^۱ (۱۹۸۶)، توکر^۲ (۲۰۰۹) و کوران و مهملات^۳ (۲۰۱۸)). مثلاً، اگر صرفاً برخی و نه لزوماً تمام بانک‌ها، تحت تأثیر شرایط رونق اقتصادی ملاحظاتی مربوط به مدیریت ریسک را به اندازه لازم رعایت نکنند، نه تنها بر شکنندگی آنها افزوده می‌شود، بلکه به دلیل تأثیرگذاری عملکرد این بانک‌ها بر متغیرهای پولی و واقعی، شکنندگی کل نظام بانکی تشدید می‌شود.

بحران‌های مالی سال‌های دهه ۱۹۹۰ و برنامه پژوهشی صندوق بین‌المللی پول به منظور ساخت سیستم هشدار پیش از موقع^۴ موجی از تحقیقات تجربی در مورد عوامل مؤثر بر بحران‌های بانکی و پیامدهای این بحران‌ها را به راه انداخته است. از آنجا که شکنندگی، همانند بسیاری از مفاهیم اقتصادی، مقوله‌ای ذهنی^۵ است؛ برای انجام مطالعات تجربی و کمی‌سازی شکنندگی به طور کلی دو روش برای اندازه‌گیری شکنندگی بانکی مورد استفاده قرار می‌گیرد. یکی روش وقایع که بعد از وقوع بحران به بررسی آن می‌پردازد و دیگری روش آماری است که با استفاده از روش‌شناسی آماری یا روش‌شناسی مبتنی بر شاخص نسبت به شناسایی چنین بحران‌هایی اقدام می‌کند. کبریتچی اقلو^۶ (۲۰۰۳)، هو و ون هاگن^۷ (۲۰۰۷) و جینگ^۸ و همکاران (۲۰۱۵) نمونه‌ای از مطالعات روش‌های آماری هستند. یکی از مزایای روش‌شناسی آماری آن است که در صورت در دسترس بودن داده‌های مورد نیاز برای محاسبه نماگر وضعیت شکنندگی نظام بانکی، فراوانی مشاهدات با استفاده از روش‌شناسی مدنظر افزایش پیدا می‌کند. با افزایش فراوانی داده‌ها در یک سال تعیین زمان تحولات شکنندگی و بحران بانک‌ها و نظام بانکی با دقت بیشتری ممکن می‌شود. علاوه بر این، با استفاده از سری زمانی نسبتاً منظمی از چنین نماگری پایش و تجزیه و تحلیل مستمر تحولات شکنندگی در بانک‌ها و بخش بانکی

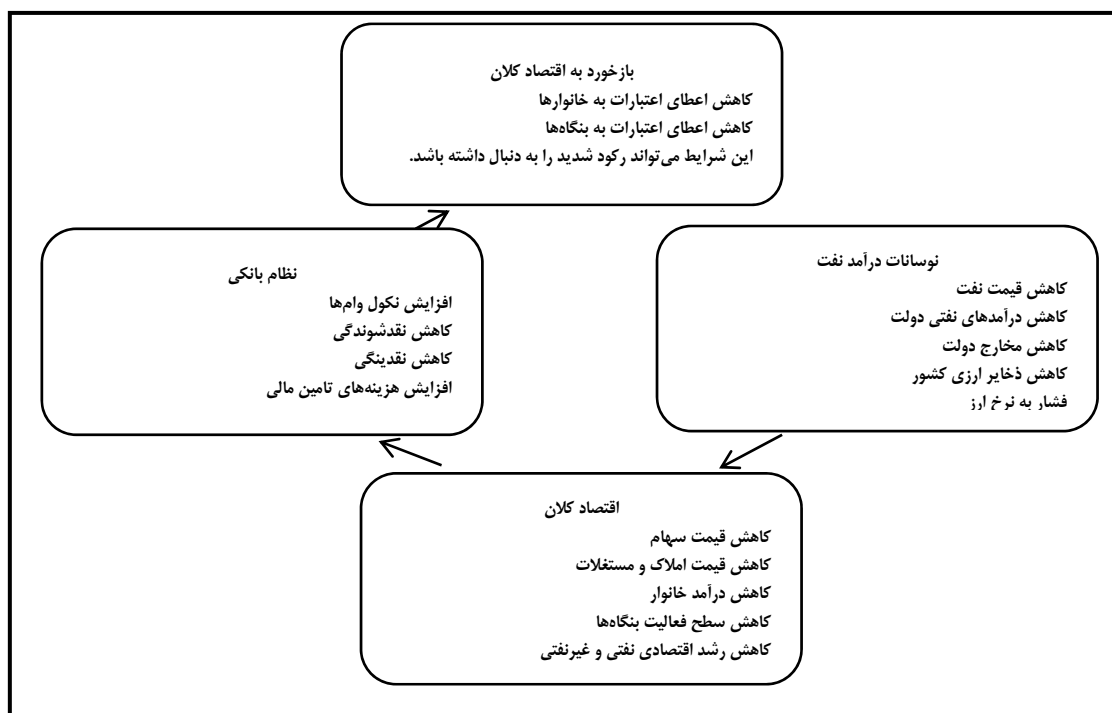
1. Minsky
2. Tucker
3. Curran and mahmalat
4. Early warning system
5. Subjective
6. Kibritçioğlu
7. Von Hagen and Ho
8. Jing

9. Financial soundness indicators

10. Shajari and Shajari

افت بخش واقعی اقتصاد، که به دلیل کاهش مخارج دولت اتفاق افتاده بود، تشدید شود و به رکودی شدید منتهی گردد (العدینی، ۲۰۱۶: ۸-۷).

افزایش ریسک بازاری پیش روی آنها است. در این شرایط، تأثیر بازخوردی وضعیت نظام بانکی بر اقتصاد کلان، کاهش اعطای اعتبارات به خانوارها و بنگاه‌های اقتصادی خواهد بود. اگر کاهش اعطای اعتبارات قابل ملاحظه باشد، ممکن است



شکل ۱. سناریوهای مختلف نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد کلان و نظام بانکی کشورهای صادرکننده نفت

مأخذ: العدینی (۲۰۱۶)

می‌تواند از طریق افزایش وام‌های غیرجاری و کاهش سودآوری بانک‌ها، باعث کاهش انگیزه بانک‌ها برای کاهش عرضه اعتبارات به اقتصاد شود. ممکن است کاهش عرضه اعتبارات بانکی نیز باعث افت سطح فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای صادرکننده کالاهای پایه شود و کاهش درآمدهای دولت یا سودآوری شرکت‌ها را به دنبال داشته باشد. مجرای اخیر، به طور غیرمستقیم بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد. در نتیجه باعث افزایش بیکاری نیز شود. این عامل در کنار کاهش مخارج دولت و سودآوری بنگاه‌ها، اگر باعث افزایش نسبت وام‌های غیرجاری شود، سلامت مالی بانک‌ها را تضعیف می‌کند و سرمایه بانک را کاهش می‌دهد و به این ترتیب، وام‌دهی بانک‌ها به اقتصاد کاهش می‌یابد. این دو مجرا با تأثیر بر یکدیگر وخامت وضعیت اقتصادی را نیز تشدید می‌کنند (اگروال، دوتاگوپتا و پریسبیترو، ۲۰۱۷: ۶-۵).

اگروال، دوتاگوپتا و پریسبیترو^۱ نیز برای تبیین مجاری انتقال تکانه‌های منفی به قیمت کالاهای پایه^۲، از جمله نفت، چارچوبی مفهومی ارائه می‌دهند (شکل ۲). در این مطالعه استدلال می‌شود که افت قیمت کالاهای پایه می‌تواند به طور مستقیم از طریق بدتر کردن وضعیت حساب جاری و تراز بودجه دولت، سطح تولید ناخالص داخلی در کشورهای صادرکننده کالای پایه را کاهش دهد. علاوه بر این، شرکت‌های فعال در حوزه تولید و صادرات کالاهای پایه نیز به دلیل کاهش درآمدهای صادراتی تحت فشار قرار می‌گیرند و تقاضای بنگاه‌ها برای اعتبارات بانکی را کاهش دهد. کاهش تقاضای اعتبارات بانکی می‌تواند افت فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه، کاهش درآمدهای دولت و کاهش سودآوری شرکت‌ها را به دنبال داشته باشد. این مجرا، به عنوان مجرای تقاضا شناخته می‌شود. همچنین، کاهش قیمت کالاهای پایه

1. Agrawal and Duttagupta and Presbitero
2. Commodities

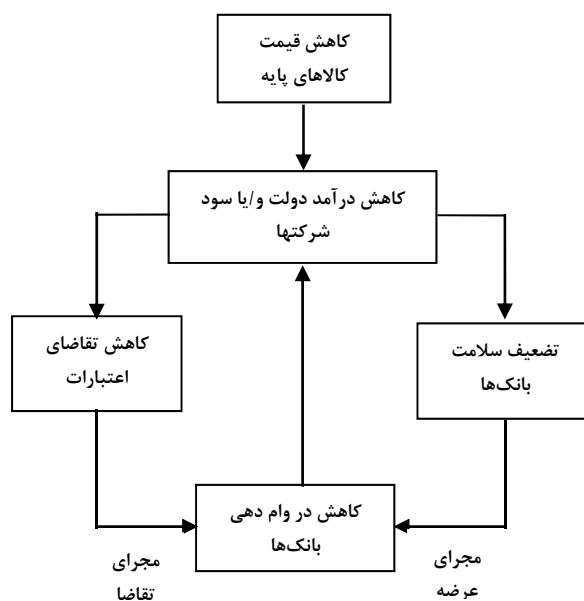
نکول وام‌های بانکی و کاهش انگیزه بانک‌ها برای وام‌دهی را به دنبال داشته باشد. افت وام‌دهی بانک‌ها نیز می‌تواند منجر به تشدید افت فعالیت‌های اقتصادی غیرنفتی و رکود در بازارهای سهام و املاک و مستغلات شود (تبرائی، قیایی و شاهمرادی، ۲۰۱۸: ۳-۴).

توضیحات فوق نشان می‌دهد که تأثیر نوسانات قیمت نفت بر روابط متقابل بین اقتصاد کلان و بخش مالی در کشورهای صادرکننده نفت می‌تواند بسیار پیچیده باشد و چارچوب‌های مفهومی و نظری و نظریه‌های موجود نمی‌توانند تبیینی از تمام ابعاد مختلف این موضوع ارائه دهند.

۲-۲- پیشینه تجربی

کیندا، میلچایلا و گویدراگو^۲ تأثیر تکانه‌های مربوط به قیمت کالاهای پایه بر شکندگی بخش مالی را مورد بررسی قرار می‌دهند. آنها با استفاده از نمونه‌ای از ۷۱ کشور صادرکننده کالاهای پایه از میان اقتصادهای نوظهور^۳ و در حال توسعه نشان داده‌اند: الف) تکانه‌های منفی به قیمت کالاهای پایه بخش مالی را تضعیف می‌کند و احتمال بحران‌های بانکی را افزایش می‌دهد، ضمن اینکه تکانه‌های بزرگ‌تر تأثیر بیشتری دارند. ب) این تأثیرات مضر در کشورهایی که کیفیت حکمرانی^۴ ضعیف، بدهی عمومی بالا و سطح توسعه مالی پایین‌تری دارند، بیشتر است. در کشورهایی که تحت حمایت برنامه‌های صندوق بین‌المللی پول هستند، صندوق‌های ثروت حاکمیتی^۵ دارند، سیاست‌های احتیاطی کلان اجرا می‌کنند و پایه صادراتی متنوع‌تری دارند، رابج‌تر هستند؛ و ج) رشد تولید ناخالص داخلی، عملکرد مالی دولت (کسری بودجه و درآمد دولت)، پس‌اندازها و بدهی به پول خارجی مجاری انتقال اصلی تکانه‌های قیمتی کالاهای پایه به بخش مالی هستند (کیندا، میلچایلا و گویدراگو، ۲۰۱۶: ۲۸-۲۹).

میاجیما به بررسی ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان و متغیرهای سطح بانکی در سطح ۹ بانک در عربستان سعودی، به عنوان یکی از مهم‌ترین کشورهای صادرکننده نفت، پرداخته و با استفاده از مدل‌های رگرسیون چندمتغیره با داده‌های تابلویی^۶ و خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی^۷



شکل ۲. تأثیر کاهش قیمت کالاهای اساسی بر میزان وام‌دهی بانکها

مأخذ: اگاروال و همکاران (۲۰۱۷)

تبرائی، قیایی و شاهمرادی^۱ نیز سه مجرای انتقال تکانه‌های قیمت نفت به بخش بانکی را مورد توجه قرار داده‌اند. از نظر آنها، اولاً تکانه‌های منفی قیمت نفت باعث کاهش مخارج سرمایه‌ای دولت‌ها در کشورهای صادرکننده نفت می‌شود. با کاهش مخارج سرمایه‌گذاری دولت‌ها احتمالاً بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی غیرنفتی افت می‌کنند و در نتیجه، نکول وام‌های بانکی افزایش می‌یابد. با افزایش نکول وام‌های بانکی عرضه اعتبارات بانکی کاهش پیدا می‌کند. این عامل نیز به نوبه خود می‌تواند تشدید افت فعالیت‌های اقتصادی غیرنفتی را در پی داشته باشد. ثانیاً، در صورت کاهش درآمدها به دلیل افت قیمت نفت، پرداخت‌های انتقالی به خانوارها و به تبع آن، درآمد قابل تصرف آنها کاهش پیدا می‌کند. با کاهش درآمد خانوارها، احتمال نکول وام‌های بانکی آنها افزایش پیدا می‌کند. افزون بر این، با کاهش درآمد خانوارها، ممکن است مصرف آنها نیز افت کند. این عامل اخیر نیز به نوبه خود می‌تواند افت فعالیت‌های اقتصادی غیرنفتی، افزایش نکول وام‌های بانکی، کاهش عرضه اعتبارات بانکی و تشدید افت فعالیت‌های اقتصادی غیرنفتی را به دنبال داشته باشد. ثالثاً، افت فعالیت‌های اقتصادی غیرنفتی، به دلیل افت قیمت جهانی نفت، ممکن است باعث رکود در بازار سهام و بازار املاک و مستغلات شود. رکود در این بازارها نیز می‌تواند

2. Kinda, Mlachila and Ouedraogo

3. Emerging economies

4. Governance

5. Sovereign wealth funds (SWF)

6. Multivariate Panel Regression

7. Panel Vector Auto-regression

1. Tabarraei, Ghiaie and Shahmoradi

بانکی و قیمت سهام در کشورهای فوق تأثیر می‌گذارد (العدینی، ۲۰۱۶: ۱).

اگر او را و همکاران با استفاده از داده‌های مربوط به بیش از ۹۰۰ بانک داخلی در نمونه‌ای از ۴۶ کشور وابسته به درآمدهای حاصل از کالاهای پایه، از جمله نفت و بهره‌گیری از رگرسیون با داده‌های تابلویی تأثیر نوسانات قیمت این کالاها بر اقتصاد کلان کشورهای مذکور از طریق مجرای وام‌دهی بانک‌ها را بررسی کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که کاهش قیمت کالاهای مذکور وام‌دهی بانک‌های پیش‌گفته را کاهش می‌دهد. مهم‌تر اینکه، این اثر در مورد بانک‌های با سرمایه کمتر قوی‌تر است (اگر او را و همکاران، ۲۰۱۷: ۱).

الخرعلی و میرزایی تعداد ۲۳۱۰ بانک تجاری در ۳۰ کشور صادرکننده نفت طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ را مورد بررسی قرار داده‌اند. این مطالعه نیز با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا^۳ رابطه منفی بین قیمت نفت و وام‌های غیرجاری را تأیید می‌کند. بر اساس یافته‌های این پژوهش افزایش (کاهش) قیمت نفت با کاهش (افزایش) وام‌های غیرجاری رابطه معنی‌داری دارد. نکته مهم‌تر اینکه این پژوهش نشان می‌دهد تأثیرات تکانه‌های وارده به قیمت نفت بر وام‌های غیرجاری نامتقارن است؛ به طوری که تأثیرات کاهش قیمت نفت بر وام‌های غیرجاری بزرگ‌تر از تأثیر افزایش قیمت نفت است (الخرعلی و میرزایی، ۲۰۱۷: ۱۹۳).

ابرهاردت و پرسیترو برای پیش‌بینی بحران‌های سیستمی بانکی^۴ در نمونه‌ای متشکل از ۶۰ کشور با درآمد پایین طی دوره زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۵ و با استفاده از نوعی مدل لاجیت که تأثیرات تصادفی را لحاظ می‌کند^۵، یک مدل هشدار پیش از موعد را ارائه کرده‌اند. در این مدل نوسانات قیمتی در کالاهای پایه نقش مهمی را ایفا می‌کند. یافته‌های این پژوهش تأیید می‌کند که تغییر قیمت کالاهای پایه از عوامل اصلی تأثیرگذار بر احتمال وقوع بحران بانکی در نمونه مورد بررسی است. نکته مهم اینکه، این تأثیر در کشورهای که رژیم ارزی با نرخ ارز ثابت دارند بیشتر است. همچنین، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که جریان‌های سرمایه به داخل کشورهای مورد بررسی احتمال بحران را افزایش می‌دهد، اما رشد اعتبارات و خروج سرمایه نقش معنی‌داری در

به این نتیجه رسیده است که نرخ پایین رشد قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی غیرنفتی بخش خصوصی منجر به افزایش نسبت وام‌های غیرجاری به کل وام‌ها می‌شود. همچنین، به این نتیجه می‌رسد که شرایط اقتصاد کلانی ضعیف‌تر منجر به ضعیف‌تر شدن شرایط متغیرهای ترانزنامه‌ای بانک‌ها می‌شود (میاجیما، ۲۰۱۶: ۶).

خاندلوال و همکاران با استفاده از نمونه‌ای مشتمل بر ۴۲ بانک در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ و مدل‌های رگرسیونی با داده‌های تابلویی، نظیر مدل رگرسیونی پویا با داده‌های تابلویی^۱ و مدل خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی تأثیر تغییرات قیمت نفت بر وضعیت اقتصاد کلان و بخش بانکی در کشورهای مذکور را بررسی کرده‌اند. به طور مشخص، با کاهش قیمت نفت نسبت وام‌های غیرجاری در این کشورها افزایش می‌یابد و به این ترتیب، بانک‌ها در این کشورها با ریسک اعتباری بیشتری مواجه می‌شوند. نکته مهم اینکه، در مدل خودرگرسیونی برداری با داده‌های تابلویی، قیمت سهام به صورت مجرای برای تقویت تأثیرات بازخوردی عمل می‌کند. همچنین، شواهد تجربی مطالعه مذکور نشان می‌دهد که سرمایه بانک‌ها و میزان ذخیره‌گیری آنها در مواجهه با غیرجاری شدن تسهیلات رفتاری برخلاف جهت چرخه‌های تجاری دارد (خاندلوال و همکاران، ۲۰۱۶: ۸).

العدینی به بررسی اثر نوسانات شدید قیمت نفت طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۴ روی ثبات مالی کشورهای حوزه خلیج فارس پرداخته است. در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر وام‌های غیرجاری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و مدل پانل با اثر ثابت^۲ استفاده شده است. همچنین، در این مطالعه برای بررسی تأثیرات بازخوردی منفی بین وضعیت شکنندگی مالی بانک‌ها و وضعیت اقتصاد کلان مدل خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای قیمت نفت، تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، نرخ بهره، قیمت سهام و قیمت مسکن و مستغلات مهم‌ترین متغیرهای تعیین‌کننده نسبت وام‌های غیرجاری به کل وام‌های اعطایی بانک‌ها در کشورهای مذکور هستند و بر ثبات مالی در این کشورها اثر می‌گذارند. همچنین، نوسانات نسبت وام‌های غیرجاری بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، رشد اعتبارات

3. Dynamic Generalized Method of Moments (GMM)

4. Systemic banking crisis

5. Random effects logit

1. Dynamic panel regression

2. Panel fixed effect model

وجود چنین روابطی وجود ندارد (البولسکو، ۲۰۲۰: ۱). موضوع تأثیر نوسانات قیمت نفت بر روابط متقابل بین اقتصاد کلان و بخش بانکی در ایران مورد توجه پژوهشگران داخلی نیز قرار گرفته است. نادعلی زاده و همکاران که از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده می‌کند، مبتنی بر داده‌های مربوط به ۱۸ بانک ایرانی طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۷ میلادی است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین نوسانات قیمت نفت و نسبت وام‌های غیرجاری بانکی در ایران رابطه معنی‌داری وجود دارد و کاهش قیمت نفت باعث افزایش نسبت مذکور می‌شود. همچنین، بر اساس یافته‌های این مطالعه، با کاهش نرخ رشد اقتصادی و افزایش نرخ ارز و نرخ بهره واقعی نسبت وام‌های غیرجاری افزایش می‌یابد. در این مطالعه، علاوه بر متغیرهای کلان، از متغیرهای مربوط به عملکرد بانک‌ها، نظیر نسبت سرمایه به کل دارایی‌ها و نرخ رشد وام‌ها استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که تأثیر متغیرهای مذکور بر نسبت وام‌های غیرجاری معکوس است (نادعلی زاده و همکاران، ۲۰۱۹: ۶۳).

نادعلی زاده و همکاران با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۸ بانک ایرانی منتخب و با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی با داده‌های تابلویی^۱ و تفکیک تکنانه‌های افزایشی از تکنانه‌های کاهش قیمت نفت، به بررسی تأثیر نامتقارن این تکنانه‌ها بر نسبت مطالبات غیرجاری به کل تسهیلات اعطایی بانک‌های فوق طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که مدل نامتقارن بررسی تکنانه‌های قیمت نفت، عملکرد و کارایی بهتری نسبت به مدل متقارن دارد. افزون بر این، این عدم تقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنی‌دار به دست آمده است. همچنین، بر اساس نتایج به دست آمده، تأثیر تکنانه‌های قیمت نفت بر نسبت تسهیلات غیرجاری به کل تسهیلات اعطایی برای برخی از بانک‌ها، مثبت و برای برخی دیگر، منفی و معنی‌دار است (نادعلی زاده و همکاران، ۱۴۰۰: ۶۳).

۳- روش شناسی پژوهش

جهت اندازه‌گیری اثر نوسانات قیمت نفت بر شکنندگی بانکی و ارتباط آن با بخش واقعی اقتصاد، ابتدا شاخص شکنندگی سیستم بانکی، محاسبه می‌شود. از آنجا که سری‌های زمانی بسیاری از متغیرهای اقتصادی در یک دوره طولانی بخاطر

پیش‌بینی بحران‌های بانکی در کشورهای مورد بررسی ندارد (ابرهاردت و پرسبیترو، ۲۰۱۸: ۱).

ابراهیم با استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به ۵۷ بانک، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر روابط بین اقتصاد کلان و بخش مالی در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ میلادی را مورد بررسی قرار داده است. در این پژوهش برای یافتن شواهدی دال بر تأثیرات معنی‌دار تغییرات قیمت نفت بر بخش‌های مالی و واقعی در کشورهای مورد بررسی و روابط معنی‌دار بین اقتصاد کلان و بخش مالی از یک مدل رگرسیونی پویا با داده‌های تابلویی و یک مدل خودرگرسیونی برداری با داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج حاصله موید تأثیر مطلوب تغییرات مثبت قیمت نفت بر سودآوری بانک‌ها، رشد اعتبارات و رشد تولید ناخالص داخلی هستند. همچنین، این مطالعه شواهد متقنی از انقباض فوری در رشد اعتبارات، کاهش کیفیت اعتبارات و افت رشد اقتصادی به دنبال تغییرات منفی در قیمت نفت را ارائه می‌دهد. علاوه بر این، یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیرات نوسانات قیمت نفت بر بانک‌های کوچک قوی‌تر است. در نهایت، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین رشد تولید ناخالص داخلی و متغیرهای مربوط به بانک‌ها روابط علت و معلولی قابل ملاحظه‌ای وجود دارد که از آن میان می‌توان به واکنش معنی‌دار رشد اعتبارات و سودآوری بانک نسبت به چرخه‌های تجاری و واکنش معنی‌دار چرخه‌های تجاری نسبت به کیفیت اعتباری اشاره کرد (ابراهیم، ۲۰۱۹: ۴).

البولسکو^۱ با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۷ بانک سهامی عام در روسیه طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۶ و تخمین‌زننده میانگین گروه‌های انباشته^۲ تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسانات قیمت جهانی نفت بر ثبات بانک‌های مذکور را بررسی می‌کند. در این مطالعه برای اندازه‌گیری ثبات بانک‌ها، از سنجی ریسک موسوم به امتیاز زد^۳ استفاده شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت، افزایش (کاهش) قیمت نفت بر ثبات بانک‌ها تأثیر مثبت (منفی) دارد. اما، در کوتاه‌مدت، شواهد قابل ملاحظه‌ای از

1. Albulescu

2. Pooled mean group (PMG) estimator

این تخمین‌زننده اجازه می‌دهد که عرض از مبداها و ضرایب کوتاه‌مدت و واریانس‌های خطا بین گروه‌ها متفاوت باشند، اما ضرایب بلندمدت یکسان باشند.

3. Z-score

4. Panel Non-Linear Autoregressive Distributed Lags (Panel NARDL)

که در آن $v = (I_K - \sum_{j=1}^p A_j)^{-1} v$ میانگین k در یک بعدی y_t است.

اگر رژیم سری‌های زمانی تغییر کند، ممکن است مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای مستقل از زمان نامناسب باشد. در آن صورت، ممکن است مدل خودرگرسیونی برداری با تغییر رژیم مارکوفی به عنوان چارچوب عمومی با رژیم متغیر در نظر گرفته شود. ایده کلی در پس این نوع از مدل‌ها آن است که پارامترهای فرآیند بنیادین مولد داده‌ها بردار سری‌های زمانی مشاهده شده y_t به متغیرهای رژیم غیر قابل مشاهده s_t بستگی دارد، که احتمال قرار داشتن در وضعیت متفاوتی را نشان می‌دهد.

برای فرآیند مولد رژیم باید مدلی فرموله شود که امکان استنتاج فرآیند تطور^۲ رژیم‌ها از طریق داده‌ها را فراهم کند. این فرض که تحقق رژیم غیرقابل مشاهده $s_t \in \{1, \dots, M\}$ بر مبنای نوعی فرآیند تصادفی مارکوفی با وضعیت گسسته و زمان گسسته تعیین می‌شود، ویژگی خاص مدل چرخشی مارکوفی است. این فرآیند با احتمالات انتقال زیر تعریف می‌شود.

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\} \quad \text{معادله ۳}$$

برای تعمیم مدل خودرگرسیون برداری مرتبه p تعدیل شده با میانگین در معادله ۴ مدل‌های خودرگرسیونی برداری با چرخش وضعیت مارکوفی مرتبه p و M رژیم را در نظر می‌گیریم:

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad \text{معادله ۴}$$

که در آن $u_t \sim \text{IID}(0, \Sigma(s_t))$ و $\mu(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \Sigma(s_t)$ توابع تغییر پارامترهایی هستند که وابستگی پارامترهای $\mu, A_1, \dots, A_p, \Sigma$ به رژیم تحقق یافته s_t را توضیح می‌دهند، مثلاً

دلایلی مثل جنگ، ترس عمومی در بازارهای مالی یا تغییرات در سیاست‌های دولت، با شکست‌های زیادی مواجه هستند (همیلتون^۱، ۱۹۹۴) یا به عبارت دیگر دچار تغییر حالت (رژیم) می‌شوند، لذا باید از مدل‌های با چرخش رژیم برای تبیین رفتار چنین متغیرهایی استفاده کرد. از آنجا که شکنندگی بانکی در بازه‌هایی، کم ریسک و پر ریسک می‌شود و تأثیر آن بر اقتصاد کلان بعد از تأثیر نوسانات قیمت نفت شرایط با ثبات (رژیم با ثبات) و پر ریسک (رژیم پر ریسک) ایجاد می‌کند، در این مقاله از رهیافت خودرگرسیون برداری با چرخش مارکوف جهت بررسی ارتباط بین نوسانات قیمت نفت، شاخص شکنندگی و اقتصاد کلان استفاده می‌شود. در این مدل‌ها، انتقال از یک حالت به حالت دیگر به عنوان تغییر رژیم در نظر گرفته می‌شود و از احتمال انتقال از یک حالت به حالت دیگر، احتمال تغییر رژیم داده‌ها بدست می‌آید. در ادامه فرآیند خودرگرسیون برداری با تغییر رژیم مارکوف معرفی می‌شود.

فرآیند خودرگرسیونی برداری با تغییر رژیم مارکوفی

مدل‌های خودرگرسیونی برداری با تغییر رژیم مارکوفی را می‌توان تعمیم مدل‌های خودرگرسیونی با مرتبه محدود از مرتبه p در نظر گرفت. P امین مرتبه خودرگرسیونی بردار سری زمانی k بعدی $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ را که در آن $t = 1, \dots, T$ است، در نظر بگیرید.

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad \text{معادله ۱}$$

که در آن $u_t \sim \text{IID}(0, \Sigma)$ و y_0, \dots, y_{1-p} ثابت هستند. با فرض اینکه $A(L) = I_K - A_1 L - \dots - A_p L^p$ به عنوان چندجمله‌ای وقفه‌ای $(K \times K)$ بعدی تعریف شود، فرض می‌شود که هیچ یک از ریشه‌ها رو یا درون دایره واحد $|z| \leq 1$ وجود ندارد که L اپراتور وقفه است و به این ترتیب، $y_{t-j} = L^j y_t$. اگر فرض شود که خطاها توزیع نرمال دارند، یعنی $u_t \sim \text{NIID}(0, \Sigma)$ ، معادله ۱ به عنوان شکل دارای عرض از مبدأ مدل خودرگرسیونی مرتبه p نرمال با ثبات شناخته می‌شود. این معادله را می‌توان به شکل یک مدل خودرگرسیونی برداری تعدیل شده با میانگین نشان داد:

$$y_t - \mu = A_1(y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p(y_{t-p} - \mu) + u_t \quad \text{معادله ۲}$$

جدول ۱. مدل‌های خودرگرسیون برداری با تغییر رژیم مارکوفی

		MSM با میانگین متغیر	تصریح MSI		
			میانگین ثابت	v متغیر	v ثابت
A _j ثابت	ماتریس واریانس - کوواریانس ثابت	MSM-VAR	MVA R خطی	MSI-VAR	خودرگرسیون برداری خطی
	ماتریس واریانس - کوواریانس متغیر	MSMH-VAR	MSH-MVA R	MSIH-VAR	MSH-VAR
A _j متغیر	ماتریس واریانس - کوواریانس ثابت	MSMA-VAR	MSA-MVA R	MSIA-VAR	MSA-VAR
	ماتریس واریانس - کوواریانس متغیر	MSMA H-VAR	MSA H-MVA R	MSIA H-VAR	MSAH-VAR

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{if } s_t = 1, \\ \vdots \\ \mu_M & \text{if } s_t = M \end{cases} \quad \text{معادله ۵}$$

در عمومی‌ترین تصریح یک مدل خودرگرسیونی برداری با تغییر رژیم مارکوفی، تمام پارامترها مدل مشروط به وضعیت s_t زنجیره مارکوفی است، به طوری که پارامتردار شدن مدل خودرگرسیون برداری هر رژیم m یعنی $v(s_t)$ (یا μ_m)، $A_{1m}, \dots, A_{1m}, m = 1, \dots, M, \Sigma_m$ و

معادله ۶

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{2}} u_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots \\ v_{1M} + A_{1M}y_{t-1} + \dots + A_{pM}y_{t-p} + \sum_M^{\frac{1}{2}} u_t & \text{if } s_t = M \end{cases}$$

که در آن $u_t \sim \text{IID}(0, I_k)$. اما برای کاربردهای تجربی، ممکن است استفاده از مدلی که در آن تنها برخی از پارامترها مشروط به وضعیت زنجیره مارکوفی و سایر پارامترها مستقل از رژیم‌ها باشند، مفیدتر باشد. در جایی که پارامترهای خودرگرسیونی، میانگین یا عرض از مبدأ، وابسته به رژیم هستند و جمله خطا همسان یا ناهمسان واریانس است، می‌توان از مدل‌های خودرگرسیونی برداری خاص با چرخش وضعیت مارکوفی استفاده کرد.

مدل خودرگرسیون برداری با تغییر رژیم مارکوفی امکان بررسی انواع مختلفی از تصریح‌ها را فراهم می‌کند. برای ایجاد رسم الخط منحصر به فرد برای هر مدل، به جمله عمومی تغییر رژیم مارکوفی مرتبه M ، یعنی $MS(M)$ ، پارامترهای وابسته به رژیم را به صورت زیر اضافه می‌کنیم:

M میانگین تغییر رژیم I جمله عرض از مبدأ تغییر مارکوفی رژیم مارکوفی
 A پارامترهای H ناهمسانی واریانس تغییر خودرگرسیونی تغییر رژیم رژیم مارکوفی
 مارکوفی

در جدول ۱ مرور کلی حالت‌های مختلف ارائه شده است.

توابع واکنش آنی در خودرگرسیون برداری با چرخش مارکوف

در چارچوب خودرگرسیون برداری با چرخش مارکوف، برای اولین بار، توابع واکنش آنی در مقاله کرولیجک و تورو^۱ (۲۰۰۱) مورد بحث قرار گرفت و سپس ارهمن و الیسون و والا^۲ (۲۰۰۱) به بسط این توابع بانام توابع واکنش آنی وابسته به رژیم^۳ پرداختند. جهت بدست آوردن توابع واکنش آنی ارهمن، جهت حل مسئله شناسایی، قیودی را بر تخمین پارامترها در نظر می‌گیرد. شوک‌های ساختاری توسط یک ساختار بازگشتی (تجزیه چولسکی) شناسایی شده است.

در مدل $MS-VAR$ برای هر کدام از رژیم‌ها، توابع واکنش جداگانه‌ای محاسبه می‌شود. در حالتی که مدل $MS-VAR$ دارای k متغیر و m رژیم باشد، تعداد توابع ضربه واکنش مدل برابر mk^2 خواهد بود.

1. Krolzig and Toro
 2. Ehrmann and Ellison and Valla
 3. Regime-dependent impulse response functions

$$FL_t = \left[\frac{LFL_t - LFL_{t-4}}{LFL_{t-4}} \right]$$

معادله ۱۱

$$DEP_t = \left[\frac{LDEP_t - LDEP_{t-4}}{LDEP_{t-4}} \right]$$

در BSF_t , Error! Reference source not found. نشان‌دهنده شاخص شکنندگی بانکی کبریتیچی اقلو در زمان t , CPS_t , نشان‌دهنده نرخ رشد تسهیلات اعتباری به بخش خصوصی در زمان t , FL_t , نرخ رشد کل بدهی‌های خارجی سیستم بانکی، DEP_t نرخ رشد سپرده‌های بانکی در زمان t است. σ و μ نشان‌دهنده میانگین و انحراف معیار این سه جزء ذکر شده است، در واقع معادله ۷ بیان می‌کند که شاخص شکنندگی بانکی میانگینی از سه نرخ رشد استاندارد شده است. Error! Reference source not found. و ۱۰ و ۱۱

بیانگر نحوه محاسبه رشد تسهیلات اعتباری، رشد بدهی خارجی و رشد سپرده‌های بانکی است که در این معادلات، $LCPS_t$ نشان‌دهنده کل تسهیلات اعتباری واقعی (تورمزدایی شده) به بخش خصوصی در فصل t , LFL_t نشان‌دهنده تعهدات خارجی واقعی (تورمزدایی شده) در فصل t و $LDEP_t$ پس‌اندازهای واقعی موجود در کل بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی در فصل t می‌باشد.

معرفی داده‌ها و ویژگی توصیفی آنها

در این مطالعه از متغیرهای شاخص شکنندگی بانکی کبریتیچی اقلو ($BSFI$), نرخ رشد قیمت نفت ایران ($Goilprice$) به عنوان متغیر اصلی تأثیرگذار و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ($GGDP$), نرخ رشد قیمت ارز ($Exchange$) به عنوان متغیرهای کلان اقتصادی استفاده شده است.

داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی از مرکز آمار^۳، نرخ ارز بازار غیررسمی و قیمت نفت از بانک مرکزی^۴ استخراج شده و نرخ رشد آنها در محاسبه آماری مورد استفاده قرار گرفته است. برای محاسبه شاخص شکنندگی بانکی، سپرده‌های بخش غیردولتی، بدهی‌های بخش غیردولتی و وام‌ها و سپرده‌های ارزی از داده‌های بانک مرکزی^۵ برداشته شده است. شاخص شکنندگی بانکی کبریتیچی اقلو برای کل نظام بانکی برای

$$\frac{\partial E_t X_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \Big|_{s_t=\dots=s_{t+h}=i} = \theta_{ki,h} \quad \text{معادله ۷}$$

بیانگر رابطه ریاضی نحوه محاسبه توابع واکنش وابسته به رژیم برای یک رژیم مشخص $s_t=1$ می‌باشد. این رابطه مقدار تغییر متغیر Y در زمان $t+h$ که به خاطر تکانه در متغیر X در زمان t رخ داده است را نشان می‌دهد:

$$\frac{\partial E_t X_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \Big|_{s_t=\dots=s_{t+h}=i} = \theta_{ki,h} \quad \text{معادله ۷}$$

در رابطه فوق بعد از تکانه در متغیر X در زمان t در تمام دوره بعدی فرض می‌شود که در رژیم $s_t=1$ قرار می‌گیریم. برای تمامی رژیم‌ها به این شکل عمل می‌شود تا در نهایت تمامی توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم بدست آید.

محاسبه شاخص شکنندگی بانکی به روش کبریتیچی اقلو

کبریتیچی اقلو^۱ (۲۰۰۳: ۵۳) برای رصد تغییرات شکنندگی نظام بانکی روی ساخت شاخص بر مبنای ریسک نقدینگی، ریسک اعتباری و ریسک نرخ ارز تمرکز کرده است. این شاخص از سه جزء واقعی شده استفاده می‌کند. شاخص $BSFI$ به صورت میانگین استاندارد شده^۲ سه ریسک مزبور به شرح زیر محاسبه می‌شود. این شاخص در طول دوره نمونه به طور متوسط برابر صفر است (میانگین صفر دارد). زمانی که این شاخص از صفر فاصله نگیرد، در کوتاه‌مدت، بخش بانکی با مشکلی مواجه نیست اما می‌توان از آن به عنوان شاخص پیش‌نگر استفاده کرد. اگر شاخص فاصله نسبتاً زیادی از صفر بگیرد به معنای کاهش شدید در سپرده‌های واقعی بانکی، یا کاهش پرداخت تسهیلات یا کاهش در تعهدات خارجی واقعی است. مجموعه روابط مورد استفاده در محاسبه شاخص مزبور به شرح زیر است:

معادله ۸

$$BSF_t = \frac{\left(\frac{CPS_t - \mu_{cps}}{\sigma_{cps}} \right) + \left(\frac{FL_t - \mu_{fl}}{\sigma_{fl}} \right) + \left(\frac{DEP_t - \mu_{dep}}{\sigma_{dep}} \right)}{3}$$

معادله ۹

$$CPS_t = \left[\frac{LCPS_t - LCPS_{t-4}}{LCPS_{t-4}} \right]$$

معادله ۱۰

۳. گزارش "حسابهای ملی فصلی"، از بخش جداول آماری، حساب‌های ملی، سری زمانی

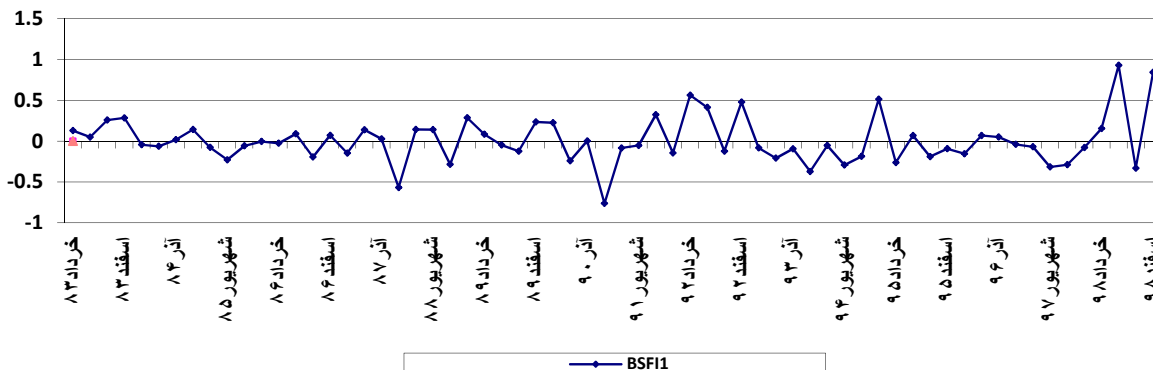
۴. بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، بخش قیمت‌داری‌های

مالی، نرخ برابری ارزها، دلار آمریکا

۵. گزارش‌های بخش پولی و بانکی"، از بخش گزیده آمارهای اقتصادی

جدول ویژگی‌های آماری نرخ رشد قیمت نفت، تولید ناخالص داخلی و قیمت ارز ارائه شده است.

فصل اول ۱۳۸۳ تا فصل چهارم ۱۳۹۸، در نمودار ۱ ترسیم شده است. همچنین در



نمودار ۱. شکندگی بانکی کبریتیچی اقلو - فصلی، برای نظام بانکی (بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی) طی خرداد ۱۳۸۳ تا اسفند ۹۸
مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۲. ویژگی‌های آماری نرخ رشد قیمت نفت، تولید ناخالص داخلی و قیمت ارز

نام متغیر آماره	شاخص شکندگی بانکی (BSFI1)	نرخ رشد قیمت نفت (GOilprice)	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GGDP)	نرخ رشد قیمت ارز (Exchange)
میانگین (mean)	۰/۰۰۵	۰/۰۳۱	-۰/۲۳۷	۰/۴۷۲۲
میان (Median)	-۰/۰۴۴	۰/۰۱۷	۰/۰۱۵	-۰/۰۶۴۳
بیشترین (Max)	۰/۹۳۰	۰/۴۱۱	۰/۲۶۲	۱/۴۶۵
کمترین (Min)	-۰/۷۶۳	-۰/۵۲۸	-۰/۹۹۹	-۰/۲۹۷
انحراف معیار (S.D)	۰/۲۸۵	۰/۱۵۳	۰/۲۹۹	۰/۳۷۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون ریشه واحد

برای تشخیص مانایی یک فرآیند سری زمانی از آزمون ریشه واحد استفاده می‌شود. در این بخش، نتایج مربوط به بررسی‌های انجام شده در خصوص مانایی سری‌ها با استفاده از آزمون دیکی - فولر عادی و فیلپس - پرون و زیوت - اندروز ارائه می‌شود. دلیل استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت - اندروز برای بررسی مانایی متغیرها این است که در این آزمون، سال شکست ساختاری در رفتار متغیرها به صورت درون‌زا تعیین می‌گردد، در حالی که آزمون‌های متعارف دیکی-فولر و فیلپس - پرون سال شکست ساختاری را در رفتار متغیرهای سری زمانی در نظر نمی‌گیرند. همچنین آزمون پرون نیز سال شکست را به صورت برون‌زا در نظر می‌گیرد که این امر منجر به نتیجه‌گیری نادرست از مانایی متغیرهای سری زمانی می‌شود. نتایج جدول ۲ نشان دهنده مانایی شاخص شکندگی بانکی، رشد قیمت نفت، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز در سطح می‌باشد.

همان‌طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود سری زمانی شاخص شکندگی برای کل بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی، دارای میانگین ۰/۰۶، انحراف معیار ۰/۲۸ و بیشترین و کمترین مقدار به ترتیب، ۰/۹۳ و منفی ۰/۷۶ است. میانگین رشد قیمت نفت ۰/۲۳ است که مقداری مثبت است و به طور متوسط رشد قیمت نفت در طی بازه مورد بررسی مثبت بوده است. کمترین مقدار نرخ رشد قیمت نفت تقریباً منفی ۰/۵ و بیشترین مقدار نرخ رشد قیمت نفت ۰/۵ است. میانگین رشد تولید ناخالص داخلی منفی ۰/۰۲ است که مقداری منفی است، به معنای آنکه در طی بازه مورد بررسی متوسط رشد تولید ناخالص داخلی منفی بوده است. کمترین مقدار نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تقریباً منفی ۱ و بیشترین مقدار نرخ رشد قیمت نفت ۰/۴۱ است. میانگین رشد نرخ ارز ۰/۰۵ است، یعنی در بازه مورد بررسی رشد نرخ ارز مثبت بوده است. کمترین مقدار رشد نرخ تقریباً منفی ۰/۳ و بیشترین مقدار نرخ رشد ارز ۱/۴۶ است.

جدول ۲. بررسی مانایی متغیرهای تخمین

آماره متغیر	دیکی - فولر	فیلیس - پرون	زیوت - اندروز	توضیحات مربوط به آماره زیوت - اندروز
شکندگی بانکی (BSF11) (ارزش احتمال)	-۸/۲۰۹ (۰/۰)	-۰/۸۲۷ (۰/۰)	-۴/۶۴۳	مقدار بحرانی آماره زیوت - اندروز در سطح خطای ۱ درصد ۴.۵۸ - است. لذا این متغیر در سطح ۱۰ درصد ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری ندارد.
نرخ رشد قیمت نفت (Gpoilprice) (ارزش احتمال)	-۶/۶۳۰ (۰/۰)	-۶/۵۱۶ (۰/۰)	-۷/۳۸۳	مقدار بحرانی آماره زیوت - اندروز برای ۱ درصد ۵.۳۴ -، برای ۵ درصد ۴.۹۳ - و برای ۱۰ درصد ۴.۵۸ - است
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (GGDP) (ارزش احتمال)	-۳/۶۹ (۰/۰۰۶)	-۳/۶۰۶ (۰/۰۰۸)	-۶/۲۴۳	
نرخ رشد قیمت ارز (Exchange) (ارزش احتمال)	-۳/۹۱۵ (۰/۰۰۳)	-۳/۰۲۶ (۰/۰۰۳)	-۳/۸۶۳	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. تعیین مقدار بهینه وقفه با توجه به معیارهای تشخیص

وقفه	آماره راست‌نمایی (LogL)	آماره لاکرانژ	معیار خطای نهایی پیش‌بینی	معیار آکاییک	معیار شوارتز	معیار هنان - کوین
۰	۲۰/۲۵۷	-	۰/۰۰۰۰۰۰۶	-۰/۵۴۱	-۰/۴۰۲۲	-۰/۴۸۷
۱	۶۳/۶۹۹	۷۹/۶۴۳	۰/۰۰۰۰۰۰۲۷	-۱/۴۵۶۶	-۰/۷۵۸۵*	-۱/۱۸۳*
۲	۸۵/۵۹۸	۳۷/۲۲۸*	۰/۰۰۰۰۰۰۲۲*	-۱/۶۵۳*	-۰/۳۹۶۶	-۱/۱۶۱
۳	۹۷/۰۱۲۵	۱۷/۸۸۲	۰/۰۰۰۰۰۰۲۷	-۱/۵۰۰۴	۰/۳۱۴۶	-۰/۷۹۰

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول ۴. نتایج تخمین مدل MSH(3)-VAR(1)

متغیر وابسته متغیرهای توضیحی	شکندگی بانکی bsf11	رشد تولید ناخالص داخلی	رشد نرخ ارز
عرض از مبدأ	-۰/۰۳۷	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۲
BSF1_1	-۰/۰۸۰	-۰/۱۰۹	-۰/۰۲۳
Ggdp_1	-۰/۰۷۷۳	-۰/۴۵۹	-۰/۰۰۰۶
Gpoilprice_1	۰/۲۵۷	-۰/۱۸۵	۰/۰۲۰۸
Exchange_1_1	-۰/۵۷۷	-۰/۰۵۵	۰/۱۰۶
انحراف معیار رژیم ۱	۰/۱۴۶	-۰/۰۸۷	۰/۰۱۰۲
انحراف معیار رژیم ۲	۰/۲۳۶	-۰/۱۲۷	۰/۰۵۷
انحراف معیار رژیم ۳	۰/۳۵۶	-۰/۰۸۳	۰/۴۲۰۲
آماره دیویس			
معیار شوارتز - بیزین	-۲/۹۵۱	معیار هنان - کوین	-۴/۱۰۷
معیار آکاییک	-۴/۸۵۶		
احتمال رژیم ۱	۰/۸۲	احتمال رژیم ۱ به ۲	۰/۹۷
احتمال رژیم ۲	-۰/۷۸	احتمال رژیم ۲ به ۳	۰/۲۱
احتمال رژیم ۳	-۰/۹۴	احتمال رژیم ۳ به ۱	۰/۰۰۰۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تعیین تعداد وقفه برای انتخاب مدل بهینه

اولین گام در استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری با تغییر رژیم مارکوفی تعیین وقفه مدل خودرگرسیون برداری و تعیین تعداد رژیم بهینه با استفاده از معیارهای اطلاعات آکاییک^۱ یا شوارتز-بیزین^۲ است. در جدول ۳ مقادیر آماره لاگرانژ^۳، معیار خطای نهایی پیش‌بینی (FPE^۴)، معیار اطلاعات آکاییک، شوارتز-بیزین و معیار هنان-کوین^۵ برای تصریح‌های مختلف ارائه شده است. با توجه به اینکه در نمونه مورد بررسی تعداد مشاهدات کم است، برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار شوارتز استفاده و بر این اساس، مدل با یک وقفه به عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود.

برآورد مدل خودرگرسیون برداری با تغییر رژیم مارکوفی با استفاده از شاخص BSFI

در این پژوهش بعد از بررسی معیارهای اطلاعات تخمین‌های صورت گرفته تعداد ۳ رژیم و بعد از برآورد مدل‌های مختلف مدل (1) MSH3-VAR به عنوان تصریح پایه^۶ انتخاب شد. در جدول ۴، نتایج برآورد پارامترها با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی ارائه شده است. مقدار احتمال مربوط به آماره دیویس^۷، غیرخطی بودن رابطه‌ی بین متغیرها را تأیید می‌کند.^۸

نتایج تخمین در جدول ۴ نشان می‌دهد که سه رژیم دارای انحراف معیار متفاوت می‌باشند. انحراف معیار متغیر شکنندگی بانکی و نرخ رشد، در رژیم ۳ از انحراف معیار در رژیم ۲ بزرگ‌تر و انحراف معیار این دو متغیر در رژیم ۱ از دو رژیم دیگر کوچک‌تر است. انحراف معیار نرخ رشد تولید داخلی در رژیم دو بزرگ‌تر از انحراف معیار در دو رژیم دیگر است. برای تعیین مفهوم اقتصادی رژیم ۱، ۲ و ۳ می‌توان از مقادیر برآورد شده انحراف معیارها و مقادیر واقعی معیار شکنندگی بانکی استفاده نمود. برای نمونه، با توجه به نوسان انحراف معیار، می‌توان رژیم ۳ را رژیم با ریسک بالای اقتصادی و شکنندگی

بالای سیستم بانکی، رژیم ۲ را رژیم با شکنندگی متوسط و ریسک بالای شرایط اقتصادی (به دلیل نوسان بالای رشد تولید داخلی در این رژیم) و از آنجا که به طور میانگین انحراف معیار در رژیم یک از بقیه رژیم‌ها کمتر است، رژیم یک را رژیم با ثبات نامید.

احتمال انتقال به رژیم‌های دیگر نشان می‌دهد که احتمال ماندن در هر رژیم بالا است. اما احتمال ماندن در رژیم ۳ بیشتر است. احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲ برابر ۰/۰۹۷ و احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۳ برابر ۰/۰۷۵ است. از طرف دیگر، احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ تقریباً ۰/۲۱ و احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۳ تقریباً برابر صفر است. همچنین احتمال انتقال از رژیم ۳ به رژیم ۱ تقریباً صفر است و احتمال انتقال از رژیم ۳ به رژیم ۲ تقریباً ۵ درصد است. احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ بیشتر از همه انتقال‌ها و ۲۱ درصد است. همان طور که شکل ۳ نشان می‌دهد، بر اساس احتمالات تخمین زده شده، محدوده زمانی رژیم باثبات (رژیم ۱) از ابتدای بازه مورد بررسی، شروع شده و تا فصل چهارم سال ۱۳۸۶ و سپس فصل دوم سال ۱۳۸۷ و فصل چهارم سال ۱۳۸۸ تا فصل دوم ۱۳۹۰ به غیر از تک فصل پایانی سال ۱۳۸۹ است. در ادامه فصل دوم ۱۳۹۵ تا فصل چهارم ۱۳۹۶ را شامل می‌شود. لازم به ذکر است، فصلی که طی آن احتمال حضور در یک رژیم بیشتر از ۵۰ درصد بوده، به عنوان فصل قرار داشتن در آن رژیم در نظر گرفته شده است. در مجموع ۲۸ فصل از ۶۴ فصل مورد بررسی شامل رژیم یک می‌شود.

به همین ترتیب، همان طور که شکل ۴ نشان می‌دهد، محدوده زمانی رژیم دو (رژیم با ریسک متوسط) فصل چهارم ۱۳۸۶ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۸ به غیر از فصل دوم سال ۱۳۸۷ است و بعد از یک وقفه این رژیم از ابتدای سال ۱۳۹۳ تا فصل دوم سال ۱۳۹۵ را در بر می‌گیرد. در مجموع ۱۶ فصل از ۶۴ فصل مورد بررسی در رژیم دو قرار می‌گیرد. همچنین، همان طور که شکل ۵ می‌دهد، بازه زمانی که مشاهدات در رژیم سه قرار دارند فصل سوم ۱۳۹۰ تا فصل دوم ۱۳۹۳، فصل چهارم ۱۳۹۶ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸ است. ۲۰ فصل باقی مانده در رژیم سه قرار دارند.

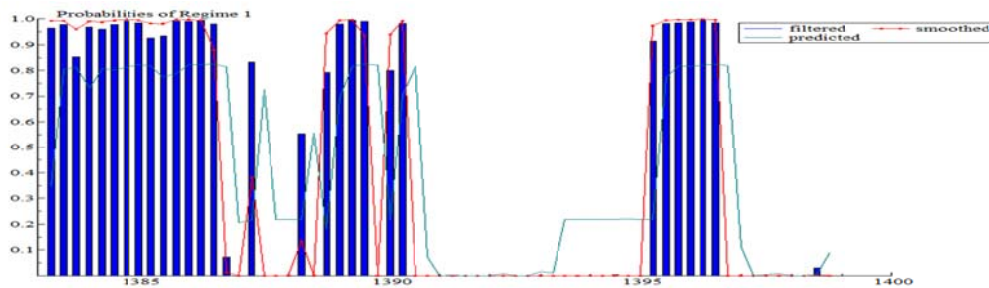
شکل ۶ نشان دهنده شاخص BSFI محاسبه شده برای سیستم بانکی طی بازه مورد بررسی در رژیم‌های مختلف است. رژیم‌های مختلف بر اساس تأثیر قیمت نفت بر اقتصاد ایران از طریق خودرگرسیون برداری با رویکرد چرخش مارکوف بدست آمده‌اند. رژیم یک یا دوره با ثبات، رژیم دو

1. Akaike Information Criterion
2. Schwarz Information Criterion
3. Lagrange
4. Final Prediction Error
5. Hannan-Quinn Information Criterion
6. Benchmark
7. Davis

۸. برای برآورد MSH-VAR از پکیج طراحی شده توسط کروزلیک برای نرم‌افزار اکس‌متریکز^۸ و همچنین برای تعیین وقفه بهینه از نرم‌افزار ای‌ویوز^{۱۱} استفاده شده است.

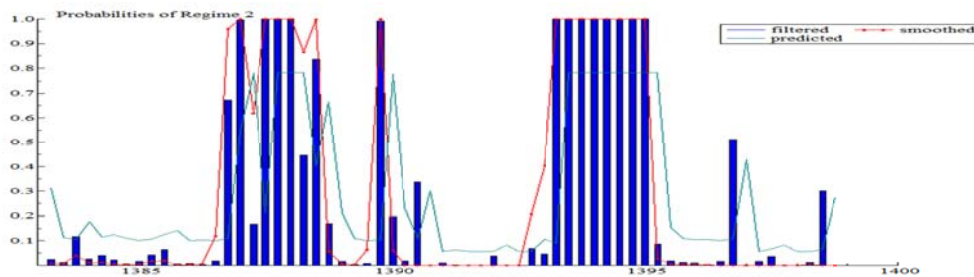
است. از طرفی در بازه زمانی که شاخص BSFI در محدوده رژیم سه قرار دارد، نوسان بسیار بالایی (مقادیر شکنندگی بانکی در رژیم سه به ۰/۸ و منفی ۰/۸ می‌رسد) را تجربه می‌کند.

دوره همراه با ریسک متوسط و رژیم سه دوره‌ای با ریسک‌پذیری بیش از حد، در نظر گرفته می‌شود. همان‌طور که در شکل ۶ نیز ملاحظه می‌شود، در دوره زمانی که شکنندگی بانکی در محدوده رژیم یک و با ثبات قرار دارد، نوسانات داده‌های آن در محدوده منفی ۰/۲ تا مثبت ۰/۲



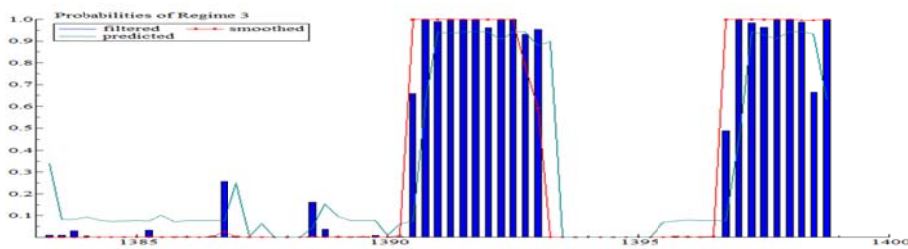
شکل ۳. احتمال حضور در رژیم ۱ بر اساس مدل MSH(3)-VAR(1) و با استفاده از BSFI1 به عنوان معیار شکنندگی

مأخذ: یافته‌های پژوهش



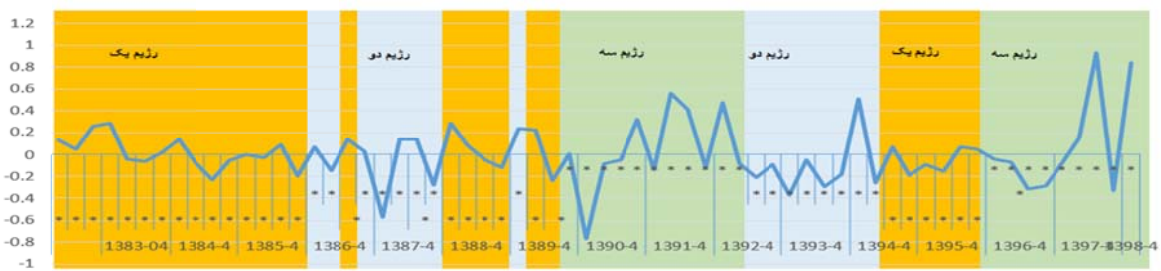
شکل ۴. احتمال حضور در رژیم ۲ بر اساس مدل MSH(3)-VAR(1) و با استفاده از BSFI1 به عنوان معیار شکنندگی

مأخذ: یافته‌های پژوهش



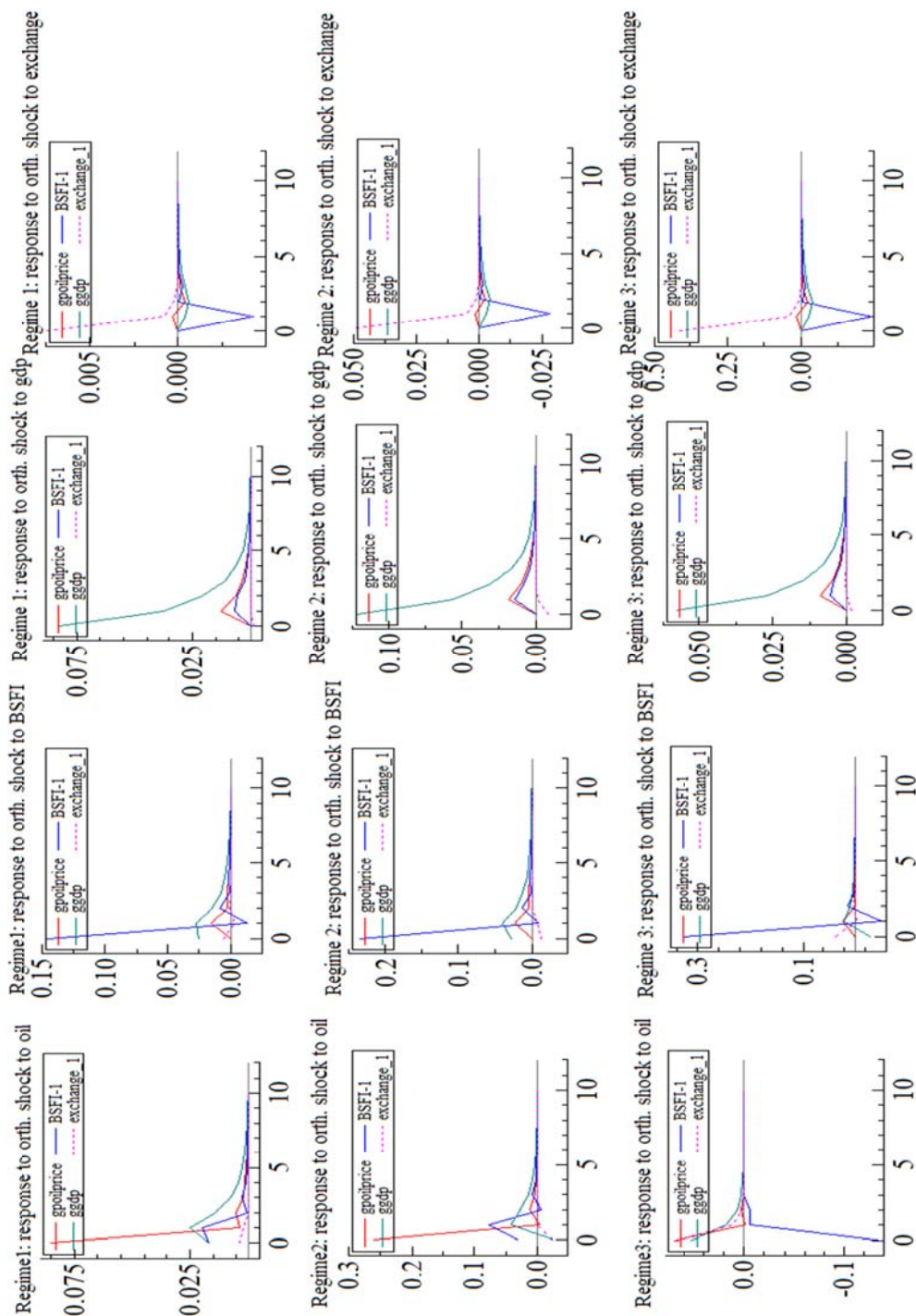
شکل ۵. احتمال حضور در رژیم ۳ بر اساس مدل MSH(3)-VAR(1) و با استفاده از BSFI1 به عنوان معیار شکنندگی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

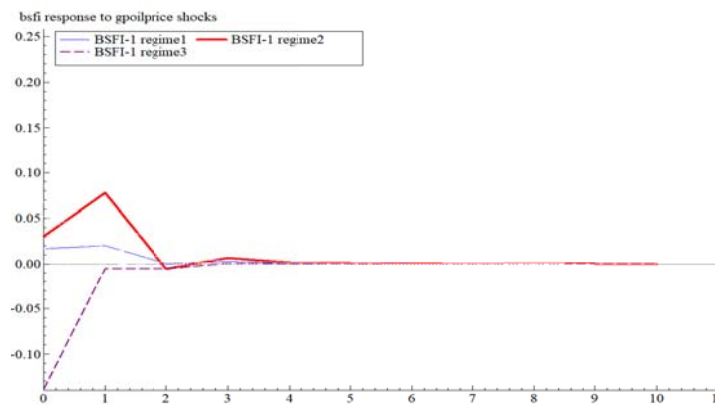


شکل ۶. شکنندگی بانکی به همراه تغییر رژیم در یک نمودار

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۷. واکنش‌های آنی به تکانه‌ها در هر رژیم بر اساس مدل $MSH(3)-VAR(1)$ و با استفاده از BSFI به عنوان معیار شکنندگی
 مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۸. واکنش‌های آنی شکنندگی بانکی نسبت به قیمت نفت در سه رژیم

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شاخص شکنندگی بانکی افزایش می‌یابد و بعد از دو فصل اثر شوک نفتی از بین می‌رود. این در حالی است که رشد تولید ناخالص داخلی نیز بعد از شوک نفتی افزایش می‌یابد ولی اثر آن بعد از ۵ دوره (فصل) از بین می‌رود، نرخ رشد ارز نیز به مقدار جزئی افزایش می‌یابد و بعد از دو دوره از بین می‌رود. از آنجا که رژیم ۱ دوره با ثبات است، رشد قیمت نفت سبب افزایش رشد تولید ناخالص داخلی شده و با بهتر شدن شرایط داخلی اقتصاد، شرایط بانکی بهبود یافته و در نتیجه در کوتاه‌مدت شاخص شکنندگی نظام بانکی بهبود می‌یابد. در رژیم دو، شاخص شکنندگی نظام بانکی و رشد تولید ناخالص داخلی بعد از افزایش قیمت نفت افزایش می‌یابد، بعد از گذشت ۲ دوره اثر شوک قیمت نفت بر شاخص شکنندگی بانکی از بین می‌رود. اما در این رژیم، اثر این شوک بر نرخ ارز، سبب کاهش آن می‌شود که اثر آن بعد از سه دوره از بین می‌رود.

در رژیم سه، اگر شوک قیمت نفت اتفاق بیافتد، هرچند افزایش اندکی در رشد تولید ناخالص داخلی روی می‌دهد که بعد از سه دوره از بین می‌رود، اما با افزایش شدید در رشد نرخ ارز، شاخص شکنندگی نظام بانکی کاهش می‌یابد و سبب بدتر شدن شکنندگی نظام بانکی در کوتاه‌مدت می‌شود، در نتیجه در رژیم ۳ یا همان رژیم با شکنندگی بالا و ریسک بیش از حد، افزایش قیمت نفت تأثیر نامطلوبی بر عملکرد نظام بانکی خواهد داشت. چرا که در توابع عکس‌العمل آنی نسبت به شوک نرخ ارز در هر سه رژیم سبب کاهش شکنندگی بانکی می‌شود.

در هر سه رژیم تأثیر شوک رشد تولید ناخالص داخلی سبب افزایش شاخص شکنندگی بانکی می‌شود. همان‌طور که در شکل ۸ نشان داده شده است تأثیر شوک

همان‌طور که در شکل ۶ نشان داده می‌شود در بازه‌هایی از زمان رژیم دو به رژیم یک تبدیل شده است، یعنی نوسان موجود در اقتصاد کمتر و شرایط با ثبات در اقتصاد ایجاد شده است. در رژیم دو نوسان رشد تولید ناخالص داخلی از رژیم یک بیشتر است که با انتقال به رژیم یک نوسان رشد تولید ناخالص داخلی کمتر می‌شود (احتمال انتقال از رژیم دو به یک ۰/۲۱ است). رژیم دو به رژیم سه و همچنین رژیم سه به رژیم یک تبدیل نمی‌شود (احتمال انتقال صفر است) یعنی در هیچ دوره‌ای رژیم سه که شرایط بحرانی است به رژیم یک و دوره با ثبات تبدیل نمی‌شود. رژیم یک به رژیم دو و سه تبدیل می‌شود و این نکته تأکیدی است بر اینکه هرچند در رژیم یک شکنندگی بانکی با ثبات است و در محدوده با ریسک کم است اما تحت تأثیر محیط اقتصادی و نوسانات قیمت نفت، این رژیم به دوره‌های با نوسان بالای نرخ رشد اقتصادی و نرخ ارز تبدیل می‌شود.

در Error! Reference source not found. واکنش متغیرها به تکانه قیمت نفت (و دیگر توابع واکنش آنی وابسته به رژیم) در رژیم‌های مختلف نشان داده شده است. همان‌طور که در Error! Reference source not found. همان‌طور که در Error! Reference source not found. نشان داده شده است. شوک‌های ساختاری توسط یک ساختار بازگشتی (تجزیه چولسکی) شناسایی شده است در این تجزیه از آنجا که قیمت نفت برون‌زاترین متغیر است در ابتدای لیست متغیرها قرار گرفته است و دیگر متغیرها به ترتیب شکنندگی بانکی، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز قرار دارند^۱. در رژیم یک، بعد از تأثیر شوک قیمت نفت، مقدار

۱. تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که تغییر در ترتیب متغیرها، تغییر خاصی در نتایج ایجاد نمی‌کند.

رژیم سه در آن قرار دارد به عنوان شرایط با شکنندگی بالای سیستم بانکی و دوره بحرانی برای اقتصاد ایران متأثر از نوسانات قیمت نفت می‌توان در نظر گرفت. جمع‌بندی حاصل از نتایج واکنش‌های آنی گویای آن است که با ثبات دیگر متغیرها، نوسانات قیمت نفت در رژیم یک (رژیم با ثبات)، سبب بهتر شدن شرایط اقتصادی و نظام بانکی می‌شود. اما اگر شوک تولید ناخالص داخلی یا شوک نرخ ارز اتفاق بیافتد، رژیم یک قابلیت تبدیل به دو رژیم دیگر را دارد. از طرفی نوسانات قیمت نفت در رژیم دو اثر منفی بر نرخ ارز دارد و اگر شوک نرخ ارز همزمان در رژیم دو اتفاق بیافتد، سبب تأثیر مثبت بر شرایط بانکی و رشد تولید داخلی می‌گردد و به رژیم یک انتقال می‌یابد. از طرفی وقوع شوک قیمت نفت در رژیم سه با ثبات دیگر متغیرها، سبب بدتر شدن شرایط نظام بانکی می‌شود و هرچند رژیم سه با احتمال ۰/۰۵ به رژیم دو انتقال می‌یابد؛ اما احتمال انتقال آن به رژیم یک و شرایط با ثبات صفر است. لذا نوسان قیمت نفت در رژیم سه در کوتاه‌مدت، سبب بدتر شدن شرایط اقتصاد کلان و شکنندگی نظام بانکی می‌شود. از آنجا که اقتصاد ایران متأثر از نوسانات قیمت نفت است، تأثیر متقابل بین نظام بانکی و اقتصاد کلان بستگی به شرایط اقتصادی از لحاظ وضعیت رژیم دارد. لذا اتخاذ تصمیم‌های سیاستی باید متناسب با رژیم‌های اقتصادی اتخاذ شود

قیمت نفت بر شکنندگی بانکی، در رژیم یک موجب افزایش شکنندگی به مقدار ۰/۰۲، در رژیم دو به اندازه ۰/۰۸ و در رژیم سه سبب کاهش آن به مقدار ۰/۱۵ می‌شود که با گذشت تقریباً دو دوره این تأثیر در هر سه رژیم از بین می‌رود. با توجه به اینکه فاصله شکنندگی نسبت به عدد صفر نشان از وجود مشکل در بخش بانکی است، نتایج حاصل از توابع واکنش آنی گواهی بر آن است که رژیم سه پر ریسک‌ترین رژیم و رژیم یک کم ریسک‌ترین رژیم است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه به پیروی از کبریتیچی اقلو (۲۰۰۳) برای ساخت شاخص شکنندگی فصلی سیستم بانکی ایران (BSFI)، از مقادیر سپرده‌ها، اعتبارات بخش خصوصی و بدهی‌های بانکی به عنوان شاخص‌های اصلی بحران بخش بانکی استفاده شده است. این مقاله سه رژیم برای شرایط بخش بانکی و اقتصاد ایران که متأثر از نوسانات قیمت نفت است شناسایی نموده است. رژیم یک، رژیم با ثبات در بازه زمانی است که انحراف معیار شاخص شکنندگی بانکی و رشد تولید ناخالص داخلی و رشد نرخ ارز در کمترین مقدار خود نسبت به دو رژیم دیگر قرار دارد. بر طبق این تقسیم‌بندی، رژیم دو و سه، رژیم‌های دارای ریسک متوسط و بالا قلمداد می‌شود. بازه زمانی که

منابع

- شجری، پرستو و محبی‌خواه، بیتا (۱۳۸۹). "پیش‌بینی بحران‌های بانکی و تراز پرداخت‌ها با استفاده از روش علامت‌دهی KLR (مطالعه موردی: ایران)". *فصلنامه پژوهش‌های پولی - بانکی*، سال ۲، شماره ۴، ۱۵۲-۱۱۵.
- زارعی، ژاله و کمیجانی، اکبر (۱۳۹۱). "ارزیابی ثبات مالی در ایران با تأکید بر ثبات بانکی (رویکرد آزمون هشدارهای اولیه)". *اقتصاد کاربردی*، دوره ۳، شماره ۱۰، ۱۵۲-۱۲۷.
- زارعی، ژاله و کمیجانی، اکبر (۱۳۹۴). "شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران". *مدلسازی اقتصادی*، سال نهم، پیاپی ۲۹، ۲۳-۱.
- زمردی، مهدیه و گلشاهی، محمد (۱۳۹۶). "تأثیر تغییرات قیمتی نفت بر میزان تسهیلات غیرجاری بانک‌ها: مطالعه موردی ایران". *بیست و هفتمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و*
- ارزی: ثبات مالی، بستر رشد اقتصادی پایدار. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.
- مهدیلیو، علی؛ اصغرپور، حسین و کریمی تکانلو، زهرا (۱۳۹۵). "بررسی رابطه علیت بین شاخص توسعه انسانی و رشد اقتصادی در ایران: با رویکرد مدل غیرخطی MS-VAR". *فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۲۱، شماره ۲، ۵۳-۲۵.
- نادعلی زاده، آمنه؛ کیانی، کامبیز؛ حسینی، سید شمس‌الدین و پیکارچو، کامبیز (۱۴۰۰). "عدم تقارن آثار تکانه‌های قیمت نفت بر ریسک اعتباری بانک‌ها در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، دوره ۲۱، شماره ۱، ۹۱-۶۳.

- Albulescu, C. (2020). Coronavirus and Oil Price Crash. Working Papers hal-02507184.
- Al-khazali, O. M. & Mirzaei, A. (2017). The Impact of Oil Price Movement on Bank Non-Performing Loans: Global Evidence from Oil-Exporting Countries. 31, 193-208.
- Allen, F. & Gale, D. (1998). Optimal Financial Crises. *The Journal of Finance*, 53(4), 1245-1284.
- Allen, F. & Gale, D. (2002). Financial Fragility. *Journal of Political Economy*, 108, 1-33
- Allen, & Gale, D. (2004). Financial Intermediaries and Markets. *Econometria*, 72(4), 1023-1061.
- Alodayni, S. (2016). Oil Prices, Credit Risks in Banking Systems, and Macro-Financial Linkages Across GCC Oil Exporters. *International Journal of Financial Studies*, 4(4), 1-14.
- Andolfatto, D. & Nosal, E. (2009). Money, Intermediation, and Banking. *Journal of Monetary Economics*, 56(3), 289-294
- Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator In A Quantitative Business Cycle Framework, *Handbook of Macroeconomics*, 1(21), 1341-1393.
- Claessens, S. & Kose, M. A. (2018). *Frontiers of Macrofinancial Linkages*. Basel: bank for International Settlements.
- Curran, D. & Mahmalat, M. (2018). Do Crises Induce Reform? A Critical Review of Conception, Methodology and Empirical Evidence of the 'Crisis Hypothesis'. *Journal of Economic Surveys*, 32(3), 613-648.
- Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (2000, May). Monitoring Banking Sector Fragility: A Multivariate Logit Approach. *The World Bank Economic Review*, 14(2), 287-307.
- Demirguc-Kunt, A. & Detragiache, E. (1998). The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries. *IMF Staff Papers*, 45(1), 81-109.
- Demirguc-Kunt, A. & Detragiache, E. (2002). Does Deposit Insurance Increase Banking System Stability? An Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49(7), 1373-1406.
- Demirguc-Kunt, A. & Detragiache, E. (2005). *Cross-Country Empirical Studies of Systemic Bank Distress : A Survey*. International Monetary Fund.
- Diamond, D. W. & Dybvig, P. H. (1983). Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-419.
- Diamond, D. W. & Rajan, R. G. (2001). Liquidity Risk, Liquidity Creation, and Financial Fragility: A Theory of Banking. *Journal of Political economy*, 109(2), 287-327.
- Eberhardt, M. & Presbitero, A. (2018). Commodity Price Movements and Banking Crises. *IMF Working Paper No. 18/153*.
- Ehrmann, M., Ellison, M. & Valla, N. (2001). Regime-dependent Impulse Response Functions in Markov-Switching Vector Autoregression Model. *Bank of Finland Discussion Paper No.11*, 1-27.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Chapter 22, Princeton: Princeton University Press. Princeton: Princeton University Press.
- Ho, T.-K. & Von Hagen, J. (2007). Money Market Pressure and the Determinants of Banking Crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 1037-1066.
- Ibrahim, M. H. (2019). Oil and Macro-Financial Linkages: Evidence from the GCC Countries. *the Quarterly Review of Economics and Finance*, 72, 1-13.
- Jing, Z., de Haan, J., Jacobs, J. & Yang, H. (2015). Identifying banking Crises Using Money Market Pressure: New Evidence for a Large Set of Countries. *Journal of Macroeconomics*, 43, 1-20.
- Khandelwal, P., Miyajima, K. & Santos, A.

- (2016). The Impact of Oil Prices on the Banking System in the GCC. *Working Paper*.
- Kibritçioğlu, A. (2003). Monitoring Banking Sector Fragility. *The Arab Bank*, 5(2), 51-66.
- Kinda, T., Mlachila, M. & Ouedraogo, R. (2016). Commodity Price Shocks and Financial Sector Fragility. *IMF Working Paper no.16/12*.
- Krolzig, H. M. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Krolzig, H. M. (1998). Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox. *Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford*.
- Krolzig, H. M. & Toro, J. (2001). A New Approach to the Analysis of Business Cycle Transitions in a Model of Output and Employment. *Economics Series Working Papers No.59, University of Oxford, Department of Economics*
- Minsky, H. (1986). Stabilizing an Unstable Economy. *Hyman P. Minsky Archive Paper144*.
- Miyajima, K. (2016). An Empirical Investigation of Oil-Macro-Financial Linkages in Saudi Arabia.
- Nadalizadeh, A., Kiani, K., Hoseini, S. & Peykarjou, K. (2019). The Impact of Oil Price Movements on Bank Nonperforming Loans (NPLs): The Case of Iran. *Petroleum Business Review*, 3(1), 63-78.
- Shajari, P. & Shajari, H. (2012). Financial Soundness Indicators with Emphasis on Non-performing Loans in Iran's Banking System. *Money and Econom*, 6(3), 163-189.
- Tabarraei, H. R., Ghiaie, H. & Shahmoradi, A. (2018). Business Cycle with Bank Intermediation in oil Economies. *IMF Working Paper No.18/226*.
- Tucker, P. (2009). *The Crisis Management Menu At the SUERF, CEPS and Belgian Financial Forum Conference: Crisis Management at the Cross-Road*. Brussel: Bank of England.

COPYRIGHTS



© 2023 by the authors. Lisensee PNU, Tehran, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY4.0) (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>)

