فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال دوازدهم، شماره چهل و چهارم، بهار ۱۴۰۳
صفحات ۲۱۰-۱۹۱

مقاله پژوهشی

اثر عدم قطعیت سیاستی و اقتصادی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران (رویکرد پارامتر – متغیر زمان)[۱]

داود حسنی[۲]، میرفیض فلاح شمس[۳]، غلامرضا زمردیان[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۰۸

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تاثیر عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست‌های دولتی بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن ناپایداری ساختاری در پارامترهای مدل می‌باشد. در این راستا، به منظور برآورد نااطمینانی متغیرهای پژوهش، انواع مدل های متقارن، نامتقارن و غیر خطی GARCH برآورد شده و در نهایت بر اساس معیارهای اطلاعاتی و معنی‌داری ضرایب عدم تقارن، مدل EGARCH به عنوان الگوی بهینه انتخاب گردید. در ادامه تاثیر شاخص‌های نااطمینانی بر بی‌ثباتی شاخص بخش بانکی در قالب مدل خودبازگشتی برداری پارامتر متغیر-زمان (TVP-VAR) مورد بررسی قرار گرفت. در این پژوهش از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۹:۴-۱۳۹۹:۶ استفاده شده است. نتایج برآورد نهایی مدل پژوهش حاکی از متغیر بودن ضرایب تاثیر شاخص‌های نااطمینانی بر بی‌ثباتی بخش بانکی است. به صورتی‌که تاثیر عدم قطعیت سیاست‌های دولتی (متغیر نااطمینانی درآمدهای مالیاتی) بر بی‌ثباتی بخش بانکی در ابتدا منفی و در انتهای دوره مثبت برآورد شده است. بر اساس توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، تأثیر نااطمینانی تورم به عنوان شاخص نااطمینانی اقتصادی بر بی‌ثباتی بخش بانکی مثبت برآورد شده است. همچنین، تاثیر نااطمینانی سیاست-های دولتی از کانال نااطمینانی نرخ ارز تاثیری مثبت بر تلاطم بخش بانکی در بورس اوراق بهادار داشته‌است. با این حال نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر اساس شاخص نااطمینانی درآمدهای مالیاتی تاثیرگذاری منفی بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی داشته‌است و این تاثیر به تدریج کاهش پیدا کرده است.

واژگان کلیدی: عدم قطعیت اقتصادی، عدم قطعیت سیاست‌های دولتی، بی‌ثباتی بخش بانکی، مدل خودرگرسیون برداری تعمیم یافته پارامتر متغیر زمان *(TVP-VAR)*.
طبقه‌بندی موضوعی: *D81, H12, P11*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2024.41325.2720
۲. دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
نویسنده مسئول. Email: davoudhasani@gmail.com
۳. دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: fallahshams@gmail.com
۴. دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Email: gh.zomorodian@gmail.com

مقدمه

بانک به عنوان هسته مرکزی بخش مالی از جمله نهادهای مهم و اساسی ساختار اقتصادی کشور است که بستر اصلی برای رشد و پویایی سیستم مالی و در نتیجه رشد و توسعه اقتصادی کشور را فراهم می‌کند. علاوه براین، از آنجایی که بانک‌ها بخش عمده‌ای از نقدینگی جامعه را در دست دارند، میتوانند تاثیر بسزایی در مناسبات و روابط اقتصادی جامعه بگذارند و نقش مهمی در نظام اقتصادی ایفا کنند (آقایی و رضاقلی‌زاده، ۱۳۹۵). یکی از نکاتی که در خصوص بانکـها همواره مطرح است و باید بدان توجه شود این است که آنها همیشه در معرض تهدیدات مختلفی قرار دارند. به عنوان نمونه، عدم توجه جدی به شاخص‌های ثبات بانکی و مسأله بحران شبکه بانکی از مهمترین این بحرانها هستند. در طول دهه‌های گذشته، بحران‌های بانکی متعدد در کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای نوظهور در عرصه توسعه اقتصادی (آسیای شرقی و جنوب شرقی) به وجود آمده که هزینه‌های سنگینی را بر بدنه اقتصادی این کشورها تحمیل کرده‌اند (شایگانی و عبدالهی آرانی، ۱۳۹۰). ظهر چنین رویدادهایی، توجه محققان را به بررسی ثبات مالی به خود جذب کرده بطوری‌که در پژوهش‌های این حوزه بررسی ورشکستگی‌های بانکی به یک موضوع برجسته تبدیل شده است.

در این راستا، وازکوئزا و همکاران[1]، (۲۰۱۲) بیان می‌کنند بخشی از اهمیت حیاتی ارزیابی صحیح ریسک سیستماتیک درک عمیق مقاومت بنگاهای مالی ازجمله بخش بانکداری نسبت به سناریوهای نامطلوب اقتصاد در بعد کلان است و توسعه ابزارهای محتاطانه[2] (احتیاطی) و نظارتی جدید با این جریان ارتباط مستقیمی دارد.

ثبات کم یا بی‌ثباتی سیستم بانکی و ورشکستگی بانک‌ها موجب افزایش فشار بر بنگاه‌ها و خانوارها برای تعدیل ترازهای مالی خود، کاهش اعتبارات وام‌های بانکی، کاهش اعتماد مشتریان بانک به پس‌انداز در بانک‌ها، کاهش شدید عرضه منابع مالی تامین‌کننده سرمایه، کاهش حجم پس انداز و در نهایت، کاهش حجم تولید، درآمد و ثروت می‌شود. از اینرو، ارزیابیوکنکاش عوامل موثر بر ثبات بانکی در اقتصاد هر کشور- در حال توسعه یا توسعه‌یافته - برای کمک به تعدیل هزینه‌های مذکور و به طریق اولی، بهبود رشد و توسعه اقتصادی در داخل کشور از اهمیت بالایی برخوردار است (شایگانی و عبدالهی آرانی، ۱۳۹۰). از سوی دیگر، از جمله عوامل موثر بر ثبات در بخش بانکی می‌توان به عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست-گذاری‌های دولتی اشاره نمود (شبیر و همکاران[3]، ۲۰۲۱).

با توجه به اینکه تاثیر عوامل مختلف بر ثبات بخش بانکی می‌تواند در تلاطم قیمتی این بخش در بازار سرمایه مشاهده شود در این پژوهش تلاش شده‌است، تاثیر شاخص‌های عدم قطعیت بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بازار بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گیرد. بر اساس بررسی‌های انجام شده و با توجه به محدودیت‌های موجود، تاثیر شاخص‌های عدم قطعیت (نااطمینانی) بر ثبات بخش بانکی در کشور انجام

1. Vazqueza et al
2. Prudential
3. Shabir et al.

نشده است. پژوهش حاضر بر اساس ادبیاتی رو به رشد در جهان، تلاش می‌کند تاثیر دو شاخص مهم نااطمینانی در محیط اقتصادی (نااطمینانی اقتصادی و سیاست‌های دولتی) بر ثبات بخش بانکی مورد بررسی قرار گیرد. از جمله دیگر تمایز اصلی پژوهش حاضر، می‌توان به کاربرد مدل خودبازگشتی برداری پارامتر متغیر-زمان (TVP-VAR) به منظور در نظر گرفتن ناپایداری ساختاری در پارامترهای مدل اشاره نمود.

مطالعه حاضر به این شرح پیکربندی شده است؛ نخست، ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و تجربی مرور شده است. در بخش بعد به طور مفصل روش پژوهش شرح داده شده است. سپس، یافته‌های حاصل از آزمون‌های آماری و محاسبات و بیان می‌شود. در نهایت نیز، نتیجه‌گیری و پیشنهادات حاصل از پژوهش ارائه می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

بر اساس تعاریف ارایه شده در ادبیان موضوع، در نااطمینانی (عدم قطعیت) دانش فرد یا افراد محدود است و دانش کامل نسبت به حالت یا نتیجه‌ای که به دست آمده یا خواهد آمد امکان‌پذیر نیست (هابارد[1]،۲۰۰۷). نااطمینانی اقتصاد کلان محیط نامطمئنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند و باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان بیشتر درباره سرمایه گذاری آتی تصمیم‌گیری کنند و احتمالاً متحمل زیان‌های وسیعی می‌شوند. از جمله شاخص‌های عمده نااطمینانی اقتصادی می‌توان به نااطمینانی تورم، نا اطمینانی قیمت نفت و نااطمینانی ناشی از قیمت طلا اشاره نمود. در این بخش رابطه تئوریک بی‌ثباتی شاخص قیمتی بازار سهام و شاخص های نااطمینانی مذکور بیان می‌شود.

بر اساس ادبیات موجود، عدم قطعیت سیاسی و اقتصادی می‌تواند بر ریسک و ثبات بخش بانکی از بعد درون سیستمی و برون سیستمی تأثیرگذار باشد. از نظر درون سیسمی، عدم قطعیت از طریق کاهش رفتار ریسک‌پذیری به تصمیمات محافظه کارانه‌تر مدیران منجر می‌شود (یاواس[2]، ۲۰۲۰). التاغب و الغرابالی[3] (۲۰۱۹) نشان می‌دهند که در دوره‌های بالای عدم قطعیت سیاست‌گذاری و با توجه به شرایط بازارهای مالی، مدیران مجبور می‌شوند محافظه‌کارانه تر عمل کنند. به عبارت دیگر، از لحاظ برون سیستمی، عدم اطمینان و عدم‌قطعیت سیاست‌گذاری اقتصادی می‌تواند تقاضای اعتبار برای سرمایه‌گذاری در اقتصاد را کاهش دهد و باعث ایجاد شوک در وام‌دهی بانکی شود. در این زمینه، کاهله و استولز[4] (۲۰۱۳) نشان داده‌اند که به طور کلی مخارج سرمایه‌ای و وام‌گیری شرکت ها در طول بحران‌های مالی به شدت کاهش می‌یابد. گولن و یون[5] (۲۰۱۶) تأکید می‌کند که عدم اطمینان سیاست‌های دولتی می‌تواند هزینه سرمایه

1. Habard
2. Yavas
3. Al-Thaqeb & Algharabali
4. Kahle and Stulz
5. Gulen & Ion

را افزایش دهد و تصمیمات مربوط به استخدام، تولید و سرمایه‌گذاری را کاهش دهد و رشد اقتصادی را به طور قابل توجهی تحت تأثیر قرار می دهد. این عدم قطعیت مستقیماً بر تقاضای اعتباری شرکت ها و خانوارها از بانک تأثیر می‌گذارد و وام‌دهی بانکی را به میزان قابل توجهی کاهش می‌دهد (نگوین و همکاران[1] ، ۲۰۲۰). متعاقبا با کاهش سودآوری، اثری منفی بر قیمت سهام و کاهش ارزش‌گذاری بانک رخ خواهد داد (هی و نیو[2]، ۲۰۱۸). علاوه براین، عدم قطعیت اقتصادی از طریق عدم اطمینان سیاست دولت بر ریسک بانک تأثیر می گذارد و عدم‌تقارن اطلاعاتی را در بخش بانکی افزایش می دهد. شایگانی و همکاران (۲۰۱۲) اشاره می‌کنند که عدم اطمینان سیاست‌گذاری اقتصادی می‌تواند منجر به عدم آزادی و انعطاف‌پذیری، کاهش بالقوه در بهره‌وری و سودآوری شرکت و افزایش هزینه‌های تأمین مالی خارجی شود. همچنین، از طریق افزایش احتمال نکول وام گیرندگان به ویژه با افزایش محدودیت‌های مالی در سطح شرکت، این ناتوانی مالی وام‌گیرندگان به ریسک بالاتر بانکی تبدیل می‌شود (کاهله و استولز، ۲۰۱۳).

پیشینه پژوهش

بر اساس بررسی‌های انجام شده در ایران پژوهشی که تاثیر شاخص های نااطمینانی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دهد، یافت نشد. با این حال در زمینه‌های مرتبط پژوهش‌هایی انجام شده است که در این بخش به تعدادی از آنها و همچنین، پژوهش‌های خارجی انجام شده در این حوزه اشاره می‌شود.

اسدی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از شاخص z-score بدون تورش اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی را ارزیابی کردند. در این تحقیق آنها از اطلاعات مالی ۱۸ بانک کشور طی بازده زمانی ده ساله (۱۳۸۵-۱۳۹۵) و با بکارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دو مرحله‌ای، نشان دادند که اگرچه اثر تعاملی دو ریسک مذکور بر ثبات بانکی به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است، اما ریسک نقدینگی و اعتباری به طور معنی‌داری باعث کاهش ثبات بانکی شده‌اند. همچنین، افزایش نسبت سرمایه ثبات بانکی را بهبود بخشید اما، از سوی دیگر عواملی منجر به افت ثبات ملی بانک‌ها شده‌اند، از جمله: نرخ رشد تسهیلات، ناکارایی، تحریم‌ها و تولید ناخالص سرانه (بر اساس فرضیه بی‌ثباتی مالی مینسکی)، و بازدهی (بر اساس مفهوم مبادله ریسک- بازدهی).

کاشانی تبار و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهش خود به بررسی تاثیر سرریز نوسانات در بازارهای مالی و ویژگی‌های بازاری در پیش‌بینی ترکیدن حباب قیمت در بورس با رویکرد تلاطم های شرطی پرداختند. در این مطالعه به صورت روزانه از داده های قیمت سهام ایران، نرخ ارز، نفت، و طلا در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد با اینکه تمامی مولفه‌های بازار های موازی در ایجاد نوسان در بورس ایران نقش دارند اما عواملی از جمله ایجاد نوسان در بورس، ایجاد حباب های قیمتی، و سرریز نوسانات از بازارهای مالی موازی در قیمت سهام نقش مهم تری در این زمینه ایفا می‌کند.

1. Nguyen et al
2. He & Niu

نصراصفهانی و رجبی (۱۳۹۸) در پژوهش خود به بررسی تاثیر نااطمینانی شاخص‌های کلان اقتصادی و ریسک سیاسی بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش از داده‌های آماری سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ و روش اقتصادسنجی رگرسیونی داده‌های تابلویی استفاده شده‌است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم و نرخ ارز تاثیر منفی و معنی‌داری بر بازدهی سهام شرکت دارد. همچنین، نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ریسک سیاسی تاثیر منفی و معنی‌داری بر بازدهی سهام شرکت دارد.

خوشبخت (۱۳۹۷) در پژوهش خود به ارزیابی عملکرد شبکه بانکی در قالب شاخص ثبات با ترکیب شاخص های سلامت و مقاومت شبکه بانکی و شاخص عملکرد اقتصاد جهانی طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۹۴ می‌پردازد. نتایج این مطالعه نشان دادکه از سال ۱۳۸۹ متوسط روند ثبات شبکه بانکی نزولی شده و در مقایسه با دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۷ میانگین سالانه شاخص طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۹۴ در سطح پایین‌تری قرار گرفت که حاکی از کاهش ثبات شبکه بانکی در این بازه زمانی بوده است.

صادقی شریف و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود بر اساس چرخه های تجاری و اقتصادی به بررسی احتمال در آستانه ورشکستگی قرارگرفتن بانک‌ها و پیش بینی زمان آنها می‌پردازد. علاوه براین، در این پژوهش اثر رویکردهای مختلف به تعریف آستانه ورشکستگی نسبت به پیشبینی زمان در معرض ورشکستگی قرارگرفتن بانکها در کشور ارزیابی شد. نتایج این پژوهش نشان داد که بقای بانک‌های ایران تحت تأثیر پنج متغیر نسبت مجموع خالص درآمد بهره و درآمدهای عملیاتی به متوسط کل دارایی‌ها، نسبت سود عملیاتی به هزینه‌های عملیاتی، نسبت هزینه اداری و عمومی به کل هزینه ها و اندازه بانک، و درآمد کارمزد خدمات بانکی به کل درآمد است. همچنین،، یافته‌ها نشان داد بر اساس معیار آکائیک (AIC)، بهترین رویکرد برای تعیین و شناسایی آستانه ورشکستگی بانک‌ها، رویکرد شاخص ثبات Z- score در مقایسه با رویکرد کفایت سرمایه و نسبت مطالبات معوق است.

سو و لیو[1] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل GARCH-MIDAS تاثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) برسر ریز نوسانات ۱۰ بخش اصلی بازار سهام چین را بررسی کردند. نتایج رگرسیون GARCH-MIDAS نشان می‌دهد که هیچ یک از شاخص‌های EPU انتخاب شده، تأثیر بلندمدت قابل توجهی بر سر ریز کل بین بخشی بی‌ثباتی بازار سهام در چین ندارد. با این حال، EPU در بلندمدت بر سر ریز برخی بخش‌ها تأثیر می‌گذارد و این تاثیر به طور قابل‌توجهی ناهمگن می‌باشد.

دونگ و هوستون[2] (۲۰۲۱) به بررسی اثرات نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر ذخایر زیان وام بانکی با استفاده از نمونه ای از ۲۴۸۳ شرکت هلدینگ بانکی ایالات متحده پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که حضور سرمایه‌گذاران نهادی، افزایش قوانین نظارتی و انتشار سود سهام، رابطه مثبت بین نااطمینانی سیاست‌های دولتی و ذخایر زیان وام بانکی را کاهش می دهد.

1. Su & Liu
2. Dung & Houston

شبیر و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه خود اثر عدم قطعیت سیاست اقتصادی(EPU) را بر ثبات بخش بانکی با استفاده از داده‌های پانل در دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۹ بررسی کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد که EPU ثبات بانک را کاهش می‌دهد، اما این اثر بر اساس ساختار بانک و سطح رقابت متفاوت است و به طور قابل‌توجهی در طول دوره های بحران مالی بالاتر است. به علاوه، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد کشورهایی که کیفیت نهادی بالاتر از سطح آستانه دارند، تأثیر نامطلوب عدم اطمینان سیاست‌ها بر ثبات بانک را کاهش می‌دهند، در حالی که رقابت بانکی پایین تر، تأثیر نامطلوب را تقویت می‌کند. همچنین، EPU بدون در نظر گرفتن سطح توسعه و درآمد کشورها، بر ثبات بانک در همه کشورهای نمونه تأثیر منفی می‌گذارد.

آبیولا و همکاران(۲۰۱۵) برای شناسایی عوامل موثری در ورشکستگی بانکهای نیجر و همچنین، برآورد زمان ورشکستگی آنها از الگوی مخاطرهٔ نسبی کاکس استفاده کردند. بدین منظور، آنها در یک بازه زمانی ۸ ساله (۲۰۱۱-۲۰۰۳) ترازنامه و گزارش های مالی بانک‌های فعال در این کشور را تحلیل کردند. نتایج یافته‌های این پژوهشگران توجه به دو عامل کلیدی در بانکدری را نشان داد که برای تحلیل احتمال ورشکستگی بانک‌ها باید بدان ها توجه شود: آن دسته از بانکهایی که نسبت هزینهٔ عملیاتی به کل دارایی بالاتر دارند و همچنین، بانک‌های با نسبت تسهیلات غیرجاری بالاتر بیشتر در معرض خطر ورشکستگی قرار دارند. همچنین، مطابق ویژگی خاص بانک‌ها مانند اندازه یا نوع مالکیت متوسط زمان ماندگاری متفاوتی دارند.

کاروالو و پاگلیسی[2] (۲۰۱۶) در مطالعه خود تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر روی ثبات مالی بانکی و قیمت مسکن در ونزوئلا را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش از داده های سالانه در بازه ۲۴ ساله منتهی به سال ۲۰۱۳ و یک مدل تصحیح خطای عاملی برای بررسی تأثیر شوک‌های کلان بر بی‌ثباتی بانکی و قیمت مسکن استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان می دهد که رشد تولید ناخالص بانکی باعث ایجاد بی‌ثباتی مالی بانکی و افزایش قیمت مسکن می شود. همچنین، سیاست‌های مالی و نرخ ارز نیز تأثیر مستقیم بر بی‌ثباتی مالی بانکی داشته است.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش از نوع تحلیل همبستگی است. همچنین، از نظر ویژگی و جهت داده‌ها پس رویدادی و از طریق اطلاعات گذشته می‌باشد. در پژوهش حاضر برای جمع آوری منابع نظری از روش کتابخانه‌ای و برای جمع آوری داده‌های مورد نیاز جهت آزمون فرضیات از روش آرشیوی و با مراجعه به بانک مرکزی و سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی۱۳۸۹:۴-۱۳۹۹:۶ و مدل‌های TVP-VAR تاثیر شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی (نااطمینانی تورم) و سیات‌های دولتی (نااطمینانی نرخ ارز و درآمدهای دولتی) بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد. متغیرهای

1. Shabir et al
2. Carvallo & Pagliacci

مذکور همگی به صورت نرخ رشد مورد استفاده قرار گرفته‌اند. مراحل تجزیه و تحلیل این پژوهش با استفاده از نرم افزارهای EVIEWS 10 و MATLAB 2018a انجام شده است.

۱- مدل پژوهش

الگوهای رگرسیونی سری زمانی از الگوهای آماری رایج است که در آن‌ها تحول پدیده‌ای در طی زمان بررسی می‌شود. در الگوهای سری زمانی متداول چنین فرض می‌شود که یک رابطه با ضرایب ثابت می‌تواند در زمان‌های مختلف کاربرد داشته باشد. فرض ثابت بودن پارامترها در طول زمان برای الگوهای اقتصادی فرضی نادرست است؛ چرا که در عمل ضرایب برای دوره‌های زمانی مختلف همچون دوران رکود و رونق در سطح اقتصاد کلان می‌تواند متفاوت باشند و عدم توجه به این موضوع مهم می‌تواند به نتایج نادرست منجر گردد (ایکمیر و همکاران[1]، ۲۰۱۱). در نتیجه این فرض غیرواقع گرایانه، الگوهای پارامتر زمان‌متغیر[2] پدید آمدن که با واقعیت جهان خارج شباهت بیشتری دارند. الگوهای پارامتر زمان متغیر ما را قادر به ثبت تغیرات احتمالی در ساختار بنیادین اقتصاد می‌کند. الگوی TVP نسبت به دیگر الگوهای استفاده شده در مطالعات دارای مزیت‌هایی است، به گونه‌ای که ضرایب تخمینی آن‌ها ثابت نبوده و در طول زمان می‌توانند تغییر کنند. این الگوی بر خلاف الگوهای سنتی توانایی تخمین درست و جامع هم در شرایط رکود و هم در شرایط رونق را دارا است. متغیر بودن و انعطاف پذیری ضرایب تخمینی در مواجهه با نوسانات ادواری و شکست‌های ساختاری سری‌های زمانی در الگوهای TVP منجر به پیش بینی درست در طول زمان و نتایج قابل اتکا می‌شوند (استاک و واتسون[3]، ۲۰۰۸؛ کوپ و کوروبلیس[4]، ۲۰۱۴). بر خلاف الگوهای با ضرایب ثابت که از متغیرهای مجازی[5] برای شکست‌های ساختاری استفاده می‌کنند در الگوهای پارامتر زمان‌متغیر ماهیت بالقوه تغییر زمانی ساختار اقتصادی به شیوه‌ای انعطاف پذیر، پویا و خودکار در تخمین پارامترها لحاظ شده و نیازی به استفاده از متغیرهای مجازی نیست. از آنجاییکه در این مطالعه از مدل TVP-VAR استفاده می‌شود در ادامه، ابتدا مدل رگرسیون TVP با نوسانات تصادفی تشریح می‌گردد سپس، توسعه آن به فرم TVP-VAR ارایه شده است.

مدل رگرسیون TVP با نوسانات تصادفی

مدل پارامتر متغیر زمان و نوسانات را به شیوه انعطاف‌پذیر و قوی قادر به ثبت تغییرات احتمالی در ساختار بنیادین اقتصاد می‌کند. در این رابطه نتایج بسیاری از پژوهش‌های نشان می‌دهد، الحاق نوسانات تصادفی در تخمین TVP به طور قابل توجهی موجب بهبود عملکرد برآوردها شده است. مدل رگرسیون TVP با نوسانات تصادفی به شکل زیر در نظر گرفته می‌شود.

1. Eickmeier, et al.
2. Time-Varying Parameter
3. Stock & Watson
4. Koop & Korobilis
5. Dummy Variable

$$y_t = x_t'\beta + z_t'\alpha_t + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \backsim N(0,\sigma_t^2), \qquad t = 1,\dots,n \tag{۱}$$

ضرایب متغیر زمان:

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + u_t, \quad u_t \backsim N(0,\sum)\ t = 0,\dots,n-1 \tag{۲}$$

نوسانات تصادفی:

$$\sigma_t^2 = \gamma\ exp(h_t), h_{t+1} = \emptyset h_t + \eta_t,\ \ \eta_t \backsim N\left(0,\sigma_\eta^2\right), t = 0,\dots,n-1 \tag{۳}$$

که y_t ماتریس متغیر وابسته، x_t و z_t بردارهای متغیرهای توضیحی، β برداری از ضرایب ثابت، α_t برداری از ضرایب متغیر زمان و h_t نوسانات تصادفی است. فرض می‌کنیم $\alpha_0 = 0$ و $u_0 \approx N(0,\sum_0)$ و $\gamma \succ 0$ و $h_0 = 0$ است.

فرض بر این است که کل پارامترها از فرایند گام تصادفی مرتبه اول پیروی می‌کنند که موجب انتقال دائم و موقت در پارامترها می‌گردند. نوسانات تصادفی نقش مهمی را در مدل‌های TVP ایفاء می‌کنند. هر چند ایده نوسانات تصادفی در اصل توسط بلک ۱۹۷۶ ارائه شد به دنبال آن تحولات متعدد و فراوانی در اقتصادسنجی مالی شکل گرفته است (اسدی و همکاران، ۲۰۰۲).

اگرچه لحاظ نوسانات تصادفی موجب پیچیده شدن برآورد می‌شود، مدل می‌تواند با استفاده از زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC) در چارچوب استنتاج بیزین براورد شود. با توجه به متغیرهای α_t و h_t به عنوان متغیرهای حالت، رگرسیون TVP مدل فضای حالت را تشکیل می‌دهد. برای تخمین مدل فضای حالت چندین روش وجود دارد. برای مدل رگرسیون TVP اگر واریانس جمله اخلال ثابت فرض شود، (ضرایب متغیر زمان و نوسانات ثابت) پارامترها به سادگی با فیلتر کالمن استاندارد در یک مدل فضای حالت گوسی خطی برآورد می‌شود. (وست و هاریسون ۱۹۹۷) اما اگر با نوسانات تصادفی همراه باشد تخمین حداکثر راستنمایی به علت اینکه مدل فضای حالت غیرخطی شکل می‌گیرد برای بررسی تابع احتمال برای هر مجموعه‌ای از پارامترها تا وقتی به حداکثر برسیم نیاز به محاسبات پیچیده و تکرار متعدد فیلتر خواهد داشت. بنابراین در روش دیگر رویکرد بیزی را با استفاده از روش MCMC برای تخمین دقیق و کارامد مدل رگرسیون TVP به کار می‌بریم. نمونه‌گیری گیبس که از روش‌های مشهور و شناخته شده MCMC است. یک بردار از پارامترهای ناشناخته $\theta = (\theta_1,\dots,\theta_P)$ را در نظر می‌گیرد. این روش به صورت زیر انجام می‌شود.

۱- یک نقطه شروع به صورت دلخواه انتخاب می شود. $\theta^0 = (\theta_1^0,\dots,\theta_P^0)$ و $i = 0$ قرار دهید.

۲- با توجه به $\theta^i = (\theta_1^i,\dots,\theta_P^i)$

جهت تولید $\theta_1^{(i+1)}$ از توزیع مشروط $\pi(\theta_1^{(i+1)}\left|\theta_2^i,\dots,\theta_P^i\right.)$ استفاده می‌کنیم.

جهت تولید $\theta_2^{(i+1)}$ از توزیع مشروط $\pi(\theta_2^{(i+1)}\left|\theta_1^{(i+1)},\theta_3^i\dots,\theta_P^i\right.)$ استفاده می‌کنیم.

جهت تولید $\theta_3^{(i+1)}$ از توزیع مشروط $\pi(\theta_3^{(i+1)}\left|\theta_1^{(i+1)},\theta_2^{(i+1)},\theta_4^i...,\theta_P^i\right.)$ استفاده می‌کنیم.

جهت تولید $\theta_4^{(i+1)}$ و بالاتر همین مسیر را ادامه می‌دهیم.

۳- $i=i+1$ قرار داده و به مرحله دوم برگردید.

برای تخمین مدل رگرسیون TVP چندین دلیل وجود دارد تا از استنتاج بیزین و روش نمونه‌گیری MCMC استفاده شود.

اول اینکه تابع راستنمایی در این مدل‌ها حل نشدنی و پیچیده است؛ زیرا مدل شامل معادلات حالت غیر خطی ناشی از نوسانات تصادفی است.

دوم اینکه با روش MCMC نه تنها پارامترهای $\theta \equiv (\beta, \sum, \emptyset, \sigma_\eta, \gamma)$ بلکه متغیرهای حالت $h = \{h_1, \dots, h_n\}$ و $\alpha = \{\alpha_1, \dots, \alpha_n\}$ به طور همزمان نمونه‌گیری می‌شوند، می‌توانیم استنتاج متغیرهای حالت با عدم اطمینان از پارامتر θ را داشته باشیم (ناکاجیما، ۲۰۱۱).

۲- VAR با پارامترهای متغیر در طول زمان و با نوسانات تصادفی

این بخش، الگوریتم برآورد را از TVP یک متغیره به مدل TVP-VAR چند متغیره گسترش می دهد. بدین منظور یک مدل TVP ساختاری پایه برای معرفی مدل TVP-VAR مانند مدل زیر تعریف شده است:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + \cdots + F_s y_{t-s} + u_t \quad t = s+1, \dots, n, \qquad (۴)$$

که در آن y_t بردار (K×1) متغیرهای مشاهده شده $F_1, \dots F_s$ و A و (k×k) ماتریس ضرایب هستند u_t جمله اخلال و یک تکانه ساختاری K×1 است و فرض می کنیم $ut \sim N(0,\square\square)$ است به طوری که:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix}$$

روابط همزمان تکانه های ساختاری را با شناسایی بازگشتی تعیین نموده‌ایم، با فرض اینکه A یک ماتریس پایین مثلثی است:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{k1} & \dots & \alpha_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix}$$

مدل (۴) را به صورت مدل VAR خلاصه شده زیر بازنویسی شده است:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \cdots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k), \qquad (۵)$$

بطوریکه $B_i = A^{-1}F_i$ و برای i ☐1,☐s. با چینش عناصر در ردیف‌های Biها برای تشکیل بردار $B(k^2s \times 1)$، و تعریف $X_t = I_k ⍰ (y'_{t-1}, ⍰, y'_{t-s})$ که در آن ☐ بیانگر ضرب کرونکر است، مدل می‌تواند به صورت زیر بازنویسی شود:

$$y_t = X_t\beta + A^{-1}\sum \varepsilon_t \qquad (۶)$$

اکنون تمام پارامترها در معادله (۶) درطول زمان غیرمتغیر هستند. با فرض متغیر بودن پارامترها در طول زمان مدل به TVP-VAR گسترش داده شده است. مدل TVP-VAR با نوسانات تصادفی که به صورت زیر تعیین می‌شود را در نظر بگیرید:

$$y_t = X_t\beta_t + A_t^{-1}\Sigma t\varepsilon_t \qquad t = s+1, \dots, n, \qquad (۷)$$

به طوری‌که ضرایب β_t و پارامترهای Σt و At همه متغیر در طول زمانند. راه‌های زیادی برای مد سازی فرایند پارامترهای متغیر در طول زمان وجود دارد. به تبعیت از پریمیچری[1] (۲۰۰۵) فرض کنید که $\alpha_t = (\alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{32}, \alpha_{41}, \dots, \alpha_{k,k-1})'$ یک بردار انباشته عناصر پایین مثلثی درAt باشد و $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ با $h_{jt} = log\sigma_{jt}^2$ برای t=s+1, … , n و j=1, … , k باشد. در معادله (۷) فرض می کنیم که برای t ☐☐s ☐1,☐n، پارامترها از فرایند گام تصادفی زیر پیروی می‌کنند:

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} &= \beta_t + u_{\beta t}, \\ a_{t+1} &= a_t + u_{at}, \\ h_{t+1} &= h_t + u_{ht}, \end{aligned} \qquad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{at} \\ u_{ht} \end{pmatrix} \sim N\left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix}\right)$$

به طوری که $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0})$ ، $a_{s+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0})$ و $h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ هستند.

یافته‌های پژوهش

۱- برآورد شاخص‌های نااطمینانی

در این بخش و به منظور برآورد شاخص‌های نااطمینانی، باید مانایی متغیرهای پژوهش بر اساس آزمون‌های متعارف ریشه واحد مورد آزمون قرار گیرد. این امر به منظور اجتناب از رگرسیون‌های کاذب بر اساس روند متعارف در برآورد مدل‌های سری زمانی است. جدول شماره (۱) نتایج آزمون فیلیپس-پرون و ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته ارائه شده است.

1. Primiceri

جدول۱. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	نماد	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		آزمون فیلیپس-پرون		نتیجه
		با روند و عرض از مبدا	با عرض از مبدا	با روند و عرض از مبدا	با عرض از مبدا	
تورم	INFG	-۵/۲۷ (۰/۰۰۰)	-۲/۸۶- (۰/۰۵۲)	-۲/۸۷ (۰/۰۰۴)	-۵/۳۷ (۰/۰۰۰)	مانا
رشد نرخ ارز	EXCHG	-۷/۱۹ (۰/۰۰۰)	-۷/۸۰ (۰/۰۰۰)	-۷/۴۲ (۰/۰۰۰)	-۷/۸۸ (۰/۰۰۰)	مانا
رشد درآمدهای مالیاتی	TAXG	-۲/۰۳ (۰/۰۰۰)	-۲۰/۱۰ (۰/۰۰۰)	۲۱/۷۱ (۰/۰۰۰)	-۱۶/۳۶ (۰/۰۰۰)	مانا
شاخص قیمت بخش بانکی	BANKG	-۷/۷۲ (۰/۰۰۰)	-۷/۱۶ (۰/۰۰۰)	-۷/۹۵ (۰/۰۰۰)	-۷/۵۰ (۰/۰۰۰)	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به مقادیر بالا، می‌توان بیان داشت که فرض H_0 مبنی بر نامانایی متغیرها رد می‌شود؛ چرا که قدر مطلق آماره‌های هر دو آزمون و فلیپس -پرون و دیکی-فولر برای همه متغیرها از قدرمطلق مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ بیشتر است. به عبارتی دیگر تمامی متغیرها مورد بررسی در سطح پایا هستند.

در ادامه با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی، بهترین مدل اتورگرسیو بر اساس معیارهای و نمودار همبستگی نگار و آکائیک و شوارتز- بیزین انتخاب شد و سپس با استفاده از آزمون (ARCH-LM) وجود و یا عدم وجود آثار ARCH مورد بررسی قرار گرفت. همانطور که در نتایج جدول (۲) آمده است فرضیه صفر آزمون ARCH-LM مبنی بر عدم اثر ARCH در سطح اطمینان ۹۹ ٪ پذیرفته نمی‌شود و در نتیجه فرضیه مقابل آن، یعنی وجود اثر ARCH پذیرفته می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون ARCH-LM

متغیر	نماد	آماره F	احتمال (F)	آماره کای دو	احتمال
تورم	INFG	۶/۳۴	۰/۰۰۰	۱۶/۸	۰/۰۰۰
رشد نرخ ارز	EXCHG	۳/۳۱	۰/۰۳۹	۶/۴۳	۰/۰۴۰
رشد درآمدهای مالیاتی	TAXG	۵/۴۸	۰/۰۲۰	۵/۳۳	۰/۰۲۰
شاخص قیمت بخش بانکی	BANKG	۸/۷۵	۰/۰۰۰	۱۵/۷	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

پس از تایید وجود اثر آرچ در جدول (۲)، در این مرحله از بین مدل‌های GARCH، EGARCH، GJR و APARCH بر اساس معیارهای تشخیصی آکائیک و شوارتز- بیزین و همچنین، معنی‌داری ضریب عدم تقارن، مدل‌های گارچ (EGARCH) به عنوان مدل بهینه به منظور مدلسازی نااطمینانی متغیرهای پژوهش، انتخاب گردید.

در مدل GARCH متقارن، تغییرپذیری‌ها (واریانس) برای شوک‌های مثبت و منفی یکسان است. اما هیچ دلیلی ندارد که اثرات این شوک‌ها متقارن باشد. بدین منظور، مدل‌های GARCH به گونه‌ای توسعه داده شده‌اند تا بتوانند اثرات شوک‌های مثبت و منفی را به صورت نامتقارن نیز در نظر بگیرند. مدل‌های گارچ (EGARCH) یا گارچ نمایی توسعه داده شده توسط نلسون[1] (۱۹۹۱) یکی از انواع مدل های GARCH نامتقارن برای تخمین نوسانات (نااطمینانی) متغیرها می‌باشد. فرایند AR(m,n)- EGARCH(1,1) توسط معادله میانگین در معادله (۸) و معادله واریانس شرطی در معادله (۹) تصریح می‌شود.

$$R_t = b_0 + \sum_{i=1}^{p} b_i R_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

$$logh_t = \alpha_0 + \alpha_1 logh_{t-1} + \beta \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}}\right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \qquad (۹)$$

در اینجا R_t نرخ رشد متغیر مورد نظر می باشد. در معادله (۹) ضریب عدم تقارن γ اثر شوک‌های مثبت و منفی را نشان می‌دهد. اگر γ مساوی صفر باشد مدل متقارن و در غیر اینصورت، نامتقارن می‌باشد. در صورتی که ضریب عدم تقارن (γ) غیر صفر باشد، اثر نااطمینانی نامتقارن است. اگر ضریب γ مثبت باشد یک افزایش در متغیر باعث نوسانات بالاتر خواهد شد و برعکس.

نتایج برآورد مدل‌های EGARCH با استفاده از چهار متغیر مورد نظر در جدول (۳) ارایه شده است. بر اساس نتایج برآوردی، پارامترγ در هر چهار الگو از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد که تأییدی بر نامتقارن بودن اثر شوک‌های متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل‌های ARMA-EGARCH(1,1)

متغیر	نااطمینانی تورمی	نااطمینانی نرخ ارز	نااطمینانی درآمدهای مالیاتی	بی‌ثباتی بخش بانکی
معادله میانگین				
عرض از مبدا	۱/۴۲ (۰/۰۰۲)	۱/۳۰ (۰/۰۰۲)	۷/۸۰ (۰/۰۰۰)	۳/۰۶ (۰/۳۸)
AR(1)	۰/۸۷ (۰/۰۰)	۰/۲۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۵ (۰/۰۹)	۰/۳۹ ۰/۰۳
MA(1)	-۰/۵۸ (۰/۰۰)	-	-۰/۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۱۱ (۰/۰۶)

1. Nelson

متغیر	نااطمینانی تورمی	نااطمینانی نرخ ارز	نااطمینانی درآمدهای مالیاتی	بی‌ثباتی بخش بانکی
معادله واریانس				
α_0	۰/۱۶ (۰/۱۲)	۰/۵۷ (۰/۰۰۰)	۱/۳۲ (۰)	۱/۱۸ (۰/۷۸)
α_1	-۰/۲۶ (۰/۰۴)	-۰/۵۰ (۰/۰۰۰)	۰/۱۴ (۰/۲۴)	-۰/۰۳ (۰/۰۰۰)
β_2	۰/۶۵ ۰/۰۰۰	۰/۹۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۹ (۰/۰۲۵)	۰/۷۶ (۰/۰۰۰)
γ_3	۰/۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۸۹ (۰/۰۰۰)	-۰/۸۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۲ (۰/۰۰۰)
آکائیک	۲/۷۷	۵/۸۱	۱۰/۱۶	۷/۱۴
شوارتز- بیزین	۲/۹۵	۵/۹۴	۱۰/۳۴	۷/۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۴) نشان دهنده نتایج برآورد مدل برای معادلات میانگین و واریانس شرطی متغیرهای مورد بررسی است. همچنین، اشاره به این نکته ضروری است که واریانس شرطی محاسبه شده توسط الگوهای مزبور، به عنوان جانشین نااطمینانی متغیرهای مربوطه مورد استفاده قرار گرفته است.

۲- نتایج تخمین مدل‌های TVP-VAR

همانطور که پیشتر بیان گردید در این پژوهش به منظور بررسی تاثیر شاخص‌های نااطمینانی (محاسبه شده در بخش قبل) بر تلاطم قیمتی بخش بانکی از مدل TVP-VAR استفاده می‌شود. لازم به ذکر است در بخش VAR به منظور برآورد مدل مذکور با استفاده از آماره آکائیک وقفه بهینه ۲ از متغیرهای درونزای مدل وارد مدل شده‌اند. در ادامه نتایج برآورد مدل TVP-VAR ارایه شده است. جدول (۴) نتایج برآورد میانگین پسین، انحراف استاندارد، فواصل بحرانی ۹۵ و معیار همگرایی جی‌وک[1] (۱۹۹۲) برای پارامترهای مدل با استفاده از ۱۰۰۰۰ نمونه‌گیری الگوریتم MCMC را نشان می‌دهد. نتایج ارائه‌شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که فرض همگرایی آزمون جی‌وک (۱۹۹۲) رد نمی‌شود چون‌که تمامی آماره‌های آزمون جی‌وک بیشتر از ۰/۰۵ است. همچنین، آماره ناکارایی IF برای برآوردهای پسین به‌صورت قابل قبولی پایین است (کمتر از ۵۰) که نشان‌دهنده کارایی روش نمونه‌گیری به‌وسیله الگوریتم MCMC است.

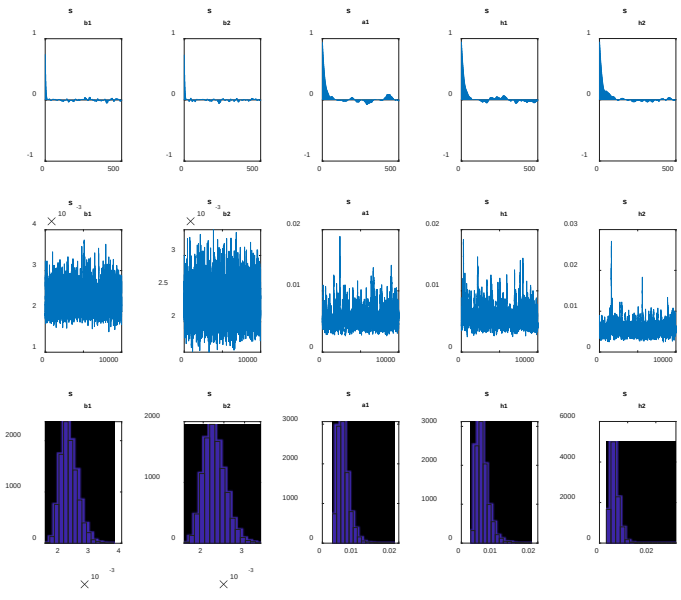
1. Geweke

جدول ۴. نتایج برآورد میانگین پسین، انحراف استاندارد و معیار همگرایی

Parameter	Mean	Stdev	95%U	95%L	Geweke	IF
sb1	0.0023	0.0003	0.0018	0.0029	0.277	6.62
sb2	0.0023	0.0003	0.0018	0.0028	0.814	5.17
sa1	0.0055	0.0016	0.0034	0.0093	0.585	31.26
sh1	0.0057	0.0017	0.0035	0.0099	0.35	34.24
Sh2	0.0057	0.0016	0.0034	0.0097	0.202	28.86

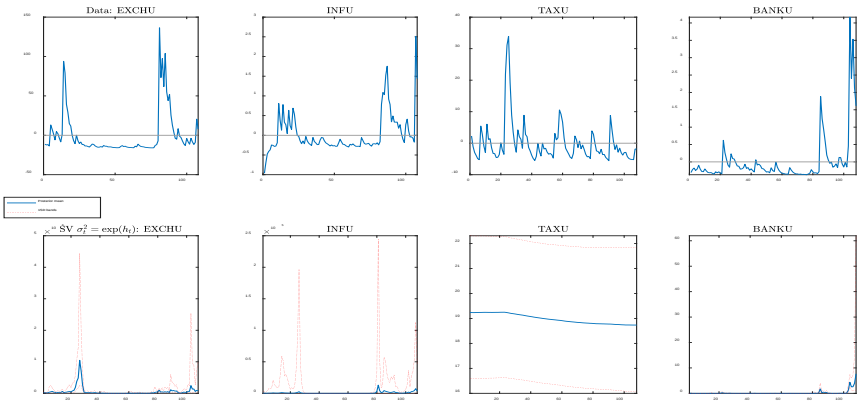
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۱) نتایج خودهمبستگی(ردیف اول)، مسیر نمونه‌برداری(ردیف دوم)، چگالی پسین(ردیف سوم) برای پارامترهای مدل ارائه شده است. نتایج نشان‌دهنده ثبات در مسیر نمونه‌گیری بر اساس کاهش پیوسته خودهمبستگی‌های نمونه‌ها است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که روش نمونه‌گیری به‌طور کارآمد نمونه‌هایی با حداقل خودهمبستگی تولید می‌کند.



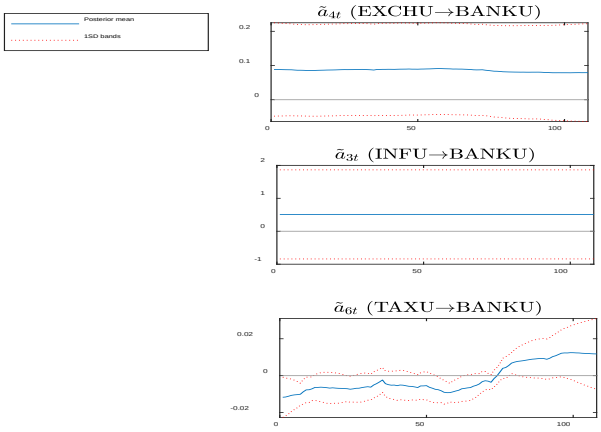
نمودار ۱. نتایج خودهمبستگی، مسیر نمونه‌برداری و چگالی پسین

در نمودار (۲) در ردیف اول، وضعیت متغیرهای لحاظ شده در مدل پژوهش و در ردیف دوم نوسانات تصادفی متغیرهای مذکور ارائه شده‌است. در نمودار (۲)، نوسانات تصادفی بالای نااطمینانی نرخ ارز و تورم در ابتدا و انتهای دوره و همچنین، نوسانات بالای بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران در انتهای دوره به‌وضوح قابل‌مشاهده می‌باشد. نوسانات مورد اشاره، سالهای ابتدایی دهه نود (انتهای سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳) و همچنین، ابتدای سال ۱۳۹۶ تا انتهای دوره مورد بررسی (۰۶/ ۱۳۹۹) را در بر می‌گیرد که دوره‌های تلاطم اقتصاد ایران در دهه اخیر را نشان می‌دهد.



نمودار ۲. وضعیت و نوسانات تصادفی متغیرهای مدل

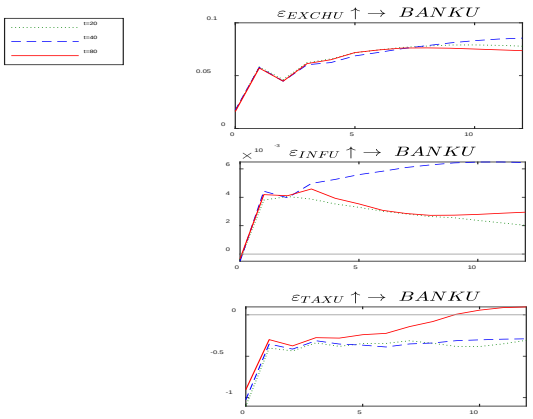
در نمودار (۳) ضرایب متغیرها در طول دوره مورد بررسی نمایش داده شده است. همانطور که در این نمودار قابل مشاهده می باشد ضرایب برآوردی ماهیتی متغیر دارند به صورتی که برای مثال ضریب متغیر نااطمینانی درآمدهای مالیاتی (TAXU→BANKU) در ابتدای دوره منفی است ولی، به تدریج در طول دوره به صفر نزدیک شده و در انتهای دوره به ضریبی مثبت تبدیل می‌شود. ضریب متغیر نااطمینانی نرخ ارز بر تلاطم بخش بانکی (EXCHU→BANKU) مثبت و با تغیرات اندک در طول دوره برآورد شده است. با این حال ضریب نااطمینانی نرخ تورم بر بی‌ثباتی بخش بانکی (INFU→BANKU) مثبت و با ثبات است. لازم به ذکر است نمودار (۳) به خوبی ماهیت متغیر ضرایب برآوردی را می‌توان مشاهده نمود.



نمودار ۳. ضرایب متغیر در طول زمان

۳- نتایج توابع عکس‌العمل آنی (IRF) مدل TVP-VAR

در انتهای این بخش، به‌منظور بررسی تاثیر عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست‌های دولتی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران از توابع عکس‌العمل آنی (IRF) مدل TVP-VAR استفاده می‌شود. توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای سیستم در طول زمان به هنگام تکانه وارد به‌اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. در این قسمت، واکنش پویای متغیرهای مدل در اثر تکانه‌ای به‌اندازه یک انحراف معیار بر اساس تجزیه ساختاری، برای سه دوره ۲۰، ۴۰ و ۸۰ دوره نشان داده شده است. نمودار(۴) نتایج توابع عکس‌العمل آنی (IRF) مدل پژوهش را نشان می‌دهد.



نمودار ۴. نتایج توابع عکس‌العمل آنی (IRF) مدل TVP-VAR

همان‌طور که در نمودار(۴) قابل‌مشاهده است بر اساس توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، تأثیر نااطمینانی تورم به عنوان شاخص نااطمینانی اقتصادی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران مثبت برآورد شده است. همچنین، ناطمینانی سیاست‌های دولتی از کانال نااطمینانی نرخ ارز تاثیری مثبت بر تلاطم بخش بانکی در بورس اوراق بهادار داشته است با این حال، نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر اساس شاخص نااطمینانی درآمدهای مالیاتی تاثیرگذاری منفی بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی دارد اما این تاثیر به تدریج کاهش پیدا کرده‌است.

بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس ادبیات موجود، از جمله عوامل موثر بر ثبات در بخش بانکی می‌توان به عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست‌گذاری‌های دولتی اشاره نمود (شبیر و همکاران، ۲۰۲۱). با توجه به اهمیت موضوع در کشور بانک محور ایران، در این پژوهش تلاش گردید تاثیر عدم قطعیت (نااطمینانی) اقتصادی و سیاست‌های دولتی بر تلاطم قیمتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن ناپایداری ساختاری در پارامترهای مدل می‌باشد. در این راستا از مدل‌های خودبازگشتی برداری پارامتر متغیر-زمان (TVP-VAR) شده‌است. این مدل‌ها امکان ناپایداری ساختاری در پارامترها را فراهم نموده و اجازه می‌دهد تا ضرایب در طول زمان متغیر باشند و از این رو نتایج به دست آمده در این مدل‌ها به واقعیت جهان خارج شباهت بیشتری دارند. همچنین، به منظور برآورد نااطمینانی متغیرهای پژوهش، انواع مدل‌های متقارن، نامتقارن و غیرخطی GARCH برآورد شده و در نهایت، بر اساس معیارهای اطلاعاتی و معنی‌داری ضرایب عدم تقارن، مدل EGARCH به عنوان الگوی بهینه انتخاب گردید.

نتایج برآورد نهایی مدل پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۹:۴-۱۳۹۹:۶ حاکی از متغیر بودن ضرایب تاثیر شاخص‌های نااطمینانی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به صورتی‌که تاثیر عدم قطعیت سیاست‌های دولتی (متغیر نااطمینانی درآمدهای مالیاتی) بر بی-ثباتی بخش بانکی در ابتدا منفی و در انتهای دوره مثبت برآورد شده‌است. علاوه بر این، بر اساس نتایج برآورد توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، تأثیر نااطمینانی تورم به عنوان شاخص نااطمینانی اقتصادی بر بی‌ثباتی بخش بانکی در بورس اوراق بهادار تهران مثبت برآورد شده است. همچنین، تاثیر ناطمینانی سیاست‌های دولتی از کانال نااطمینانی نرخ ارز تاثیری مثبت بر تلاطم بخش بانکی در بورس اوراق بهادار داشته‌است. این نتایج می‌تواند ناشی از تورم محور بودن بازار سرمایه باشد و لزوم اتخاذ سیاست‌های منظم پولی، کنترل تورم و حفظ ارزش پول ملی در ایجاد فضای مطمئن به منظور ثبات بخش بانکی و شکوفایی اقتصادی را نشان می‌دهد. همچنین، بر اساس نتایج برآورد توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر اساس شاخص نااطمینانی درآمدهای مالیاتی تاثیرگذاری منفی بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی دارد اما این تاثیر به تدریج کاهش پیدا کرده است.

نتایج این پژوهش، اهمیت بالای استفاده از مدل‌های پویا در بررسی متغیرهای تاثیرگذار بر بی‌ثباتی قیمتی بخش بانکی بازار سرمایه در فضای نااطمینانی را نشان می‌دهد بر همین اساس به متولیان امر

پیشنهاد می‌گردد ناپایداری ساختاری در پارامترها مدل‌های مورد استفاده را در سیاست‌گذاری‌های خود مورد توجه قرار دهند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Abiola A, B., Felicia O, O. and Folasade B. A. (2015). Predicting bank failure in Nigeria using survival analysis approach. *Journal of South African Business Research*, 2:17. doi: 10.5171/2015.965940

Al-Thaqeb, S. A., & Algharabali, B. G. (2019). Economic policy uncertainty: A literature review. *The Journal of Economic Asymmetries*, *20*, e00133.

Amiri, Hossein, & Pirdadeh Biranvand, Mehbobe. (2018). Uncertainty of Iran's economic policies and stock market based on the Markov regime change approach. *Financial knowledge of securities analysis*, *12* (44), 49-67. (In Persian)

Asadi, Zohra, Yaori, Kazem, & Heydari, Hassan. (2019). Investigating the effects of liquidity and credit risk on banking stability in Iran using the Z-score index. *Economic Policy*, *12* (23), 1-31. doi: 10.22034/epj.2020.10430.1832. (In Persian)

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2014). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*. 131 (4): 1593-1636.

Carvallo, O., & Pagliacci, C. (2016). Macroeconomic shocks, bank stability and the housing market in Venezuela, *Emerging Markets Review.* 26, 174–196.

Dung Viet Tran, Reza Houston, (2021). The effects of policy uncertainty on bank loan loss provisions, *Economic Modelling*, 102, 0264-9993, https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105575.

Duong, H. N., Nguyen, J. H., Nguyen, M., & Rhee, S. G. (2020). Navigating through economic policy uncertainty: The role of corporate cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, *62*, 101607.

Eickmeier, S., & Lemke, W., Marcellino, M. (2011). The changing international transmission of Önancial shocks: evidence from a classical time-varying FAVAR. *Deutsche Bundesbank, Discussion* Paper Series 1: Economic Studies, 5. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2785396

Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, *29*(3), 523-564.

He, Z., & Niu, J. (2018). The effect of economic policy uncertainty on bank valuations. *Applied economics letters*, *25*(5), 345-347.

Kahle, K. M., & Stulz, R. M. (2013). Access to capital, investment, and the financial crisis. *Journal of Financial economics*, *110*(2), 280-299.

Kashanitabar, S., Fallahshams, M., Chirani, E., & ZOMORODIAN, G. (2020). Prediction of stock price bubble drop in Tehran Stock Exchange (conditional Volatility approach). *Journal of Investment Knowledge*, *9*(36), 415-433.

Khoshbakht, Ameneh. (2019). The Assessment of the Stability of Banking Network in Iran. *Quarterly Journal of Ravand*, 25, (81 & 82).

Koop, G. and Korobilis, D. (2012). Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging. *International Economic Review*, 53(3): 867-886.

Koop, G. and Korobilis, D. (2014). A New Index of Financial Conditions. *European Economic Review*, 71: 101-116.

Mirzaei, Hossein, Falihi, Nemat, Mashhadi Ban Maleki, Mohammad Reza (2010). Uncertain impact of macroeconomic variables (exchange rate and inflation) on the

credit risk of legal customers of Tejarat Bank, *Economic Sciences*, 6 (18): 113-137. (In Persian)

Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3): 821-852.

Rezaei, Nader, & Nowrozi, Alireza. (2018). Examining economic uncertainty and lending decisions of banks. *Investment Knowledge*, *8* (32), 315-330. (In Persian)

Sadeghi Sharif, J., Talebi, M., Alam Tabriz, A., Katouzian, M.R. *Comparison of indicators for determining the threshold of financial crisis of banks in the rapid warning system based on the factor of business cycles*. Journal of Monetary and Banking Research, 11(38), 501-534. http://dorl.net/dor/20.1001.1.26453355.1397.11.38.3.8. (In Persian)

Samadi, Ali Hossein, Majdzadeh Tabatabai (2012). The relationship between inflation and inflation uncertainty in Iran using Markov rotation regression, *Economic Modeling*, 7(23): 65-47. (In Persian)

Shabir, M., Jiang, P., Bakhsh, S., & Zhao, Z. (2021). Economic policy uncertainty and bank stability: Threshold effect of institutional quality and competition. *Pacific-Basin Finance Journal*, *68*, 101610.

Shaygani, Bita, & Abdullahi Arani, Mosab. (1390). Analysis of stability in the banking sector of Iran's economy. *Two Quarterly Journal of Economic Studies of Iran with the Approach of Islamic Economy*, *8* (16), 147-167. (in Persian)

Stock, J. H. and Watson, M. W. (2008). Phillips Curve Inflation Forecasts (No. w14322). National Bureau of Economic Research.

Su, X., Liu, Z. (2021) Sector Volatility Spillover and Economic Policy Uncertainty: Evidence from China's Stock Market. *Mathematics*, 9, 1411. https://doi.org/10.3390/math9121411

Vural-Yavaş, Ç. (2020). Corporate risk-taking in developed countries: The influence of economic policy uncertainty and macroeconomic conditions. *Journal of Multinational Financial Management*, *54*, 100616.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.