

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی: رویکرد غیرخطی TVAR

علی رضازاده*، شهاب جهانگیری**، فاروق محمودی رزگه***

** دانشیار اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده‌ی مسئول).*

*** دانشیار اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.*

**** دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده ی اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۹ فروردین ۱۴۰۳
تاریخ بازنگری: ۱۱ مهر ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۷ آبان ۱۴۰۳

طبقه‌بندی JEL: C32, E44, G01

واژگان کلیدی:
استرس مالی، نااطمینانی اقتصادی، روش غیر خطی TVAR

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: a.rezazadeh@urmia.ac.ir
0000-0003-4165-1523

آدرس پستی:
استان آذربایجان غربی – ارومیه،کیلومتر ۱۱ جاده سرو - دانشگاه ارومیه، شماره تلفنخانه : ۴۳-۳۲۷۵۲۷۴۱-۰۴۴، کدپستی : ۵۷۵۶۱۵۱۸۱۸

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی در ایران طی دوره زمانی۱۴۰۰:۴-۱۳۷۰:۱ در چارچوب روش غیرخطی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) می‌باشد. بر اساس آزمون‌های آستانه‌ای و متغیر میانگین متحرک، استرس مالی با یک وقفه به عنوان متغیر آستانه در سه مدل تعیین شده است و وقفه بهینه مدل VAR بر اساس متغیر آستانه در مدل اول و دوم با وقفه ۲ و مدل سوم با وقفه یک تعیین شد.

همچنین با تعیین مقدار آستانه‌ای ۲۴/۶۸۹ درصد در مدل اول با متغیر وابسته تفاضل لگاریتم تولید صنعتی، مقدار آستانه‌ای ۲۴/۶۸۹ درصد در مدل دوم با متغیر وابسته تورم و مقدار آستانه‌ای ۶۱/۲۲۳- درصد در مدل سوم با متغیر وابسته تفاضل لگاریتم حجم پول، مدل TVAR دورژیمی به عنوان مدل بهینه جهت برآورد مد نظر قرار گرفت. تخمین مدل TVAR با متغیر آستانه استرس مالی و استخراج توابع عکس‌العمل آنی حاکی از آن است که در رژیم استرس مالی پایین، افزایش استرس مالی موجب افزایش تولید صنعتی، کاهش تورم و افزایش حجم پول می‌شود، یعنی در استرس مالی پایین نااطمینانی اقتصادی کاهش می‌یابد. در رژیم استرس مالی بالا هم نتایج بیانگر این است که افزایش استرس مالی، منجر به کاهش تولید صنعتی، افزایش تورم و کاهش حجم پول می‌شود، یعنی در استرس مالی بالا هم نااطمینانی اقتصادی افزایش پیدا می‌کند. با توجه به نتایج می‌توان گفت در شرایط مختلف مالی، استرس مالی تأثیر متفاوتی بر نااطمینانی اقتصادی در ایران دارد.

ارجاع به مقاله:
رضازاده، علی.، جهانگیری، شهاب.، محمودی رزگه، فاروق. (۱۴۰۵). بررسی تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی: رویکرد غیرخطی TVAR. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ۲۳(۱)، ۲۹۲-۲۶۲.

10.22055/jqe.2024.46557.2619

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

استرس مالی به وضعیت بی‌ثباتی یا تنش در بازارهای مالی اشاره دارد (Balakrishnan, Kremer, Lo Duca & Hollo, 2012؛ Danninger, Elekdag & Tytell, 2011). مفهومی که برای اولین بار توسط اقتصاددانان کانادایی Illing & Liu (2003) ارائه شد، به عنوان نیرویی تفسیر می‌شود که به دلیل نااطمینانی و تغییرات در زیان‌های مورد انتظار در بازارهای مالی و مؤسسات مالی بر واحدهای اقتصادی اعمال می‌شود. افزایش استرس مالی می‌تواند سیستم مالی را بی‌ثبات کند و منجر به اثرات سرریز و خطرات سیستمی شود و به شیوع بحران مالی کمک کند (Illing & Liu, 2003). با پیشرفت مستمر یکپارچگی مالی، انتقال و انتشار فراملی ریسک‌های مالی شتاب می‌گیرد و آسیب‌پذیری بحران‌های مالی را که از جاهای دیگر سرچشمه می‌گیرد، افزایش می‌دهد (Stulz, 2005; Long & Li, 2023).

پس از بحران مالی ۲۰۰۸ و رکود بزرگ، علاقه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران به طور قابل توجهی بر تجزیه و تحلیل ابزارها و تکنیک‌های ارزیابی نقاط قوت و آسیب‌پذیری سیستم‌های مالی و به ویژه بر اندازه‌گیری نااطمینانی مالی و تأثیر آن بر اقتصاد متمرکز شده است. با این حال، قبل از بحران نیز، دوره‌های بی‌ثباتی مالی بیانگر اهمیت نظارت مستمر بر سیستم‌های مالی برای جلوگیری از بحران‌ها می‌باشد. به طور مثال، صندوق بین‌المللی پول، مجموعه وسیعی از متغیرهای احتیاطی و کلان اقتصادی را (که به ارزیابی سلامت مالی مرتبط هستند) شناسایی کرده است، که بعداً به زیرمجموعه‌ای شامل ترازنامه کل بانکی و اطلاعات صورت سود و زیان و شاخص‌های کل شکنندگی مالی شرکت‌های غیرمالی و بازارهای مالی غیربانکی کاهش یافت. این شاخص‌ها به عنوان شاخص‌های سلامت مالی شناخته می‌شوند و اخیراً با توجه به توانایی آنها در پیش‌بینی مشکلات بخش مالی مورد بررسی قرار گرفته‌اند (Fortin, Hlouskova, & Sögner, 2023).

تغییرات احتمالی در وضعیت شرایط مالی می‌تواند سیگنال‌های قوی در مورد فعالیت‌های اقتصادی آینده ارائه دهد. همانطور که قبل از بحران مالی جهانی مشاهده می‌شود، شکنندگی مالی به عنوان میزانی درک می‌شود که اصطکاک مالی می‌تواند اثر مخرب شوک‌ها را بر فعالیت اقتصادی افزایش دهد. به عنوان مثال، افزایش احتمالی در اسپرد اعتبار شرکت‌ها به عنوان اصلی‌ترین اصطکاک مالی مطرح می‌شود. افزایش اسپرد اعتبار، پرداخت حقوق صاحبان سهام و خرید بدهی را کاهش می‌دهد، در نتیجه موجب کاهش نیروی کار استخدامی و تولید کل می‌شود (Arellano, Bai & Mihalache, 2018). از

یک طرف، بحران‌های بخش مالی شامل ریسک‌های سرریز بین‌المللی قابل توجهی است که مستقیماً جامعه مالی جهانی را درگیر می‌کند. در مواجهه با این تحولات، اصطکاک‌های مالی و شوک‌های نااطمینانی اخیراً به عنوان منبع اصلی چرخه‌های اقتصادی در ادبیات برجسته شده‌اند (Gilchrist, Sim & Zakrajšek, 2014; Balcilar, Gupta & Segnon, 2016 Caggiano, Castelnuovo & Figueres., Zetlin-Jones & Shourideh, 2017; 2020;). از سوی دیگر، می‌توان استدلال کرد که وقتی آسیب‌پذیری‌های مالی جهانی به شدت افزایش می‌یابد، افزایش نااطمینانی در این محیط شکننده خطرات نزولی قابل‌توجهی را برای رشد به دنبال دارد. علاوه بر این، اثرات احتمالی شوک نااطمینانی مالی بر اقتصاد واقعی ممکن است بسته به شرایط بازارهای مالی متفاوت باشد. در این دیدگاه، ادبیات رو به رشدی منابع چرخه اقتصادی را با ایجاد ارتباط بین بازارهای اعتباری و انتشار نااطمینانی بررسی می‌کنند (Arellano, Bai, & Kehoe, 2019; Alessandri & Mumtaz, 2019; Balcilar, Gupta & Kisten, 2020a; Balcilar, Ozdemir, Ozdemir, Aygun & Wohar, 2022).

تعدادی از مطالعات هم از جمله Colombo (2013) و Rezazadeh & (2019) Fallah از مدل خودرگرسیون برداری مرسوم (VAR) برای بررسی تأثیر استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی استفاده کردند، که ممکن است به دلیل شرایط مختلف مالی با موانعی روبرو شود و با توجه به وجود شکست‌های ساختاری، تکنیک‌های مدل‌سازی خطی تحلیل نادرستی ارائه دهند زیرا فرض تقارن در باقیمانده‌های تعادل دینامیکی غیرعملی است. از این رو، یک آزمون هم‌انباشتگی مبتنی بر یک VAR خطی (یک رژیم) در طول انتقال از استرس مالی پایین به بالا، یا برعکس بی‌اثر است. برای پرداختن به این موضوع، با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای که توسط Hansen (2000) توسعه یافته، اثر غیرخطی استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی بررسی می‌شود. رویکرد مدل آستانه می‌تواند فرآیند را فوراً از طریق شرایط مختلف بازارهای مالی که دارای الگوهای متمایزی مانند استرس مالی پایین - بالا است، ثبت کند. هر مرحله دینامیک منحصر به فرد خود را اجرا می‌کند، این تغییر ساختاری مستقیماً بر نااطمینانی اقتصادی در شرایط مختلف بازارهای مالی تأثیر می‌گذارد. علاوه‌براین، سیاست‌گذاران نمی‌توانند به طور کامل جهت چنین فرآیندهای جستجوی بازار محور را پیش‌بینی کنند. بنابراین، رژیم‌های مالی به عنوان یک متغیر شرایط مختلف بازارهای مالی همراه با ساختار خودرگرسیون آستانه‌ای با استفاده از متغیرهای بی‌ثباتی مالی مشاهده

شده تشکیل خواهد شد. در نهایت، می‌توان پیش‌بینی‌های دقیق‌تری، به‌ویژه در نقاط عطف و تأثیر پویایی را در مراحل شرایط مختلف بازارهای مالی تجزیه و تحلیل کرد.

در راستای مطالب فوق، می‌توان استدلال کرد که ممکن است استرس مالی در شرایط مختلف بازارهای مالی (استرس مالی پایین -بالا) اثر قابل توجهی بر نااطمینانی اقتصادی داشته باشد و آگاهی از این موضوع و میزان آن از اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برخوردار است. از سوی دیگر، این اثرگذاری لزوماً به صورت خطی نبوده و می‌تواند به صورت غیرخطی اتفاق بیفتد و این ارتباط در بیشتر مطالعات در نظر گرفته نشده است. لذا چگونگی تأثیرگذاری استرس مالی بر نااطمینانی افتصادی نیازمند بررسی تجربی در ایران است. برای این منظور، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر استرس مالی بر شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی شامل تولید صنعتی، حجم پول و تورم با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۴۰۰:۴-۱۳۷۰:۱می‌پردازد. در این راستا ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به مرور برخی از مطالعات مرتبط پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل معرفی شده برآورد و تجزیه و تحلیل شده و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری

بخش مالی بخشی جدایی‌ناپذیر از اقتصاد هر کشوری است زیرا نقشی حیاتی در تخصیص منابع سرمایه، نظارت بر سرمایه گذاری‌ها، تسهیل تجارت و ارتقای مدیریت ریسک ایفا می‌کند. بنابراین هرگونه نقص در سیستم مالی می‌تواند اثرات مخربی بر اقتصاد داشته باشد. استرس مالی یکی از انواع این سوء عملکرد است، زیرا اغلب با کاهش در دسترس بودن اعتبار و هزینه‌های بالاتر واسطه‌گری مالی به دلیل افزایش اصطکاک و عدم تقارن اطلاعاتی در بازارهای مالی همراه است (Hakkio & Keeton, 2009). ادبیات قبلی نشان داده است که استرس مالی می‌تواند بر جنبه‌های متعددی از اقتصاد تأثیر منفی بگذارد. به عنوان مثال، می‌تواند اقتصاد را به یک وضعیت نااطمینانی سوق دهد (Davig & Hakkio, 2010) و موجب افزایش نوسانات تولید (Mallick & Sousa, 2013)، کاهش تجارت (Choudhry & Hassan, 2015)، یا کاهش جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شود (Stoddard & Noy, 2015; Nguyen & Duong, 2014).

علاوه‌براین، به عنوان یک وضعیت ریسک مالی معمولی، استرس مالی (یا بی‌ثباتی مالی) می‌تواند فعالیت اقتصادی را از طریق کانال‌های مختلف تحت تاثیر قرار دهد (Lo

(Peltonen&Duca, 2011). به طور کلی، استرس مالی به عنوان افزایش کل استرس با زیان مالی مورد انتظار، با ریسک یا نااطمینانی، وضعیت فعلی بی‌ثباتی مشابه ریسک سیستم تفسیر شده است (Ying& Illing, 2006). شرایط استرس مالی برای طراحی و اجرای بهینه سیاست مهم هستند و یک شاخص استرس مالی اطلاعات ارزشمندی را به عنوان یک شاخص ارتقا یافته[1] ارائه می دهد و می‌تواند به تنظیم دقیق سیاست اقتصادی کمک کند (Cevik, Dibooglu & Kenc, 2016).

از لحاظ نظری، دو مفهوم مرتبط وجود دارد که ارتباط بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی در بخش واقعی را روشن می‌کند. مفهوم اول مربوط به «گزینه‌های واقعی» است که نااطمینانی را در فرآیند تصمیم‌گیری مالی در نظر می‌گیرند (به عنوان مثال، آیا سرمایه‌گذاری را اکنون انجام داد یا تصمیم را تا زمانی که مه نااطمینانی برطرف شود به تعویق انداخت). مفهوم دوم یا مکتب فکری مربوط به پرداختن به این موضوع است که چگونه افزایش وخامت شرایط مالی که در استرس مالی تجلی یافته است، با گره زدن مستقیم و مشروط کردن هزینه وام گرفتن به وضعیت مالی شرکت‌های وام‌گیرنده، بر اقتصاد واقعی تأثیر می‌گذارد. مکتب فکری دوم بحث خود را در مفهوم "شتاب دهنده مالی" دنبال می‌کند. این شتاب دهنده نشان می‌دهد که چگونه بدتر شدن وضعیت مالی بنگاهها منجر به هزینه استقراض وجوه مورد نیاز شده و به طور همزمان منجر به کاهش سرمایه گذاری می‌شود که سود و وضعیت مالی شرکت‌ها را کاهش می‌دهد (Davig & Hakkio, 2010).

به طور خلاصه، هر دو گزینه واقعی و شتاب دهنده مالی، تئوری‌ها به صراحت نشان می‌دهند که کاهش فعالیت اقتصادی می‌تواند نتیجه استرس مالی بالا باشد، همانطور که در درجه اول در نااطمینانی بالا، آشکار و منعکس می‌شود. همزمان، در این زمینه، تحلیل استرس مالی، نااطمینانی و فعالیت اقتصادی از اهمیت زیادی برخوردار است. نکته بعدی اندازه‌گیری مناسب متغیرهای مورد علاقه و ابزارهای تجربی است که برای این منظور مورد استفاده قرار می‌گیرد. به ویژه، از آنجایی که بسیاری از مطالعات قبلی که استرس مالی را رد کرده و صرفاً بر موضوع رابطه بین نااطمینانی و اقتصاد کلان تمرکز کرده اند، بی‌نتیجه بوده است (Degiannakis, Filis, & Sangyup, 2017 Hassett & Sullivan, 2016 Palaiodimos, 2017;). با این وجود، وقتی نوبت به تجزیه و تحلیل پیامدهای نااطمینانی می‌رسد، داشتن اندازه‌گیری مناسب آن ضروری است. به عنوان مثال، Michelle & Jon

[1] heightened index

(2015) شاخص‌های جدیدی از نااطمینانی اقتصادی عمومی و سیاست‌های خاص را ایجاد کرد. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های نااطمینانی عمومی و سیاست‌گذاری، علت فعالیت اقتصادی راکد هستند. با این وجود، این شوک‌ها همچنین منجر به افزایش نوسانات بازار سهام و کاهش بازده بازار می‌شوند.. در این زمینه، شین و همکاران[۲] (۲۰۱۷) هم بیان می‌کنند که دیدگاه‌های روزنامه‌نگاری درباره نااطمینانی می‌تواند در بین کشورها کاملاً متفاوت باشد و از این رو باید در مورد استفاده از معیارهای مبتنی بر اخبار محتاط بود (Tiwari, Nasir & Shahbaz, 2020; Shin, Zhang, Zhong & Lee, 2017).

۳- پیشینه مطالعات

از زمان بحران مالی جهانی، بسیاری از محققان بر تأثیر استرس مالی بر فعالیت‌های اقتصادی تأکید کرده‌اند. بسیاری از محققان به دنبال تعیین اثرات استرس مالی بر فعالیت های اقتصادی بوده‌اند. هاکیو و کیتون[۳] (۲۰۰۹) و کاردارلی، الکداگ و لال[٤] (۲۰۱۱) به بررسی رابطه بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی در ۱۷ کشور پیشرفته پرداختند و دریافتند که استرس مالی اثرات منفی بر فعالیت اقتصادی دارد(Hakkio & Keeton, 2009 و Cardarelli et al., 2011). میتنیک و سملر[٥] (۲۰۱۳) رابطه بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی را با رویکرد VAR چند رژیمی[٦] (MVAR) برای ایالات متحده، بریتانیا و چهار کشور عمده منطقه یورو تجزیه و تحلیل کردند. نتایج توابع عکس‌العمل نشان می‌دهد که بزرگی و اندازه شوک‌ها به وضعیت فعلی اقتصاد بستگی دارد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌هایی که استرس مالی را افزایش می‌دهند، تأثیر بیشتری بر فعالیت‌های اقتصادی در زمان‌های استرس بالا نسبت به زمان استرس کم دارند. این نتایج همچنین بیانگر این است که شوک‌های منفی بزرگ به استرس مالی اثرات مثبت زیادی بر فعالیت واقعی در زمان‌های استرس مالی بالا دارد و از ایده اقدامات سیاست پولی «غیرسنتی[۷]» در سناریوهایی با استرس مالی بالا حمایت می‌کند(Mittnik & Semmler, 2013). لیوو، لیا و هوانگ[۸] (۲۰۱۸) هم

---

[2] Shin et al
[3] Hakkio & Keeton
[4] Cardarelli, Elekdag & Lall
[5] Mittnik & Semmler
[6] Multi Regime VAR (MVAR) Approach
[7] Nontraditional
[8] Liow, Liao & Huang

نشان می‌دهند که بخش عمده‌ای از استرس بازار مالی و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی ناشی از سرریزهای بین‌المللی است(Liow et al., 2018). در مطالعه‌ای دیگر هوانگ، لیو و وانگ[9] (۲۰۲۱) از یک مدل MVAR برای بررسی اثرات نامتقارن و غیرخطی استرس مالی بر اقتصاد واقعی چین تحت رژیم‌های استرس مالی بالا و استرس مالی کم استفاده کرده‌اند.

نتایج حاکی از آن است که اقتصاد واقعی چین به شدت به شوک استرس مالی در رژیم‌های استرس مالی بالا نسبت به رژیم‌های استرس مالی کم واکنش نشان می‌دهد. یافته‌های نامتقارن بیانگر این است که واکنش به شوک استرس مالی مثبت به طور نامتناسبی با افزایش بزرگی شوک قوی‌تر می‌شود، اما شوک منفی چنین اثر تقویتی ندارد. نتایج حاکی از آن است که یک بحران مالی جدی آسیب به اقتصاد واقعی چین را تشدید می‌کند(Hueng et al., 2021). آپوستولاکیس، فلوروس، گیکلاس و ووهار[10] (۲۰۲۱) هم نشان می‌دهند که در طول همه‌گیری کووید-۱۹، سرریزها به طور قابل‌توجهی افزایش یافته‌اند، اما از سطح بحران‌های مالی جهانی در سال ۲۰۰۷ فراتر نرفته‌اند. همچنین بیان می‌کنند که، نااطمینانی قیمت نفت با استرس مالی بالاتر در برخی از کشورهای G7 ارتباط دارد، در حالی که به نااطمینانی سیاست اقتصادی مربوط نمی‌شود (Apostolakis et al., 2021). در مطالعه‌ای دیگر فان، آیکه، شرما و افندی[11] (۲۰۲۱) بیان می‌کنند که نااطمینانی سیاست اقتصادی تأثیر منفی بر ثبات مالی در کشورهایی با رقابت بالاتر، سرمایه نظارتی پایین‌تر و سیستم‌های مالی کوچک‌تر دارد(Phan et al., 2021). بالسیلار و همکاران[12] (۲۰۲۲) هم نشان می‌دهند که اوج انقباض در تولید صنعتی منطقه یورو به دلیل شوک‌های بی‌ثباتی در طول یک بحران مالی تقریباً چهار برابر بیشتر از اوج انقباض در زمان‌های عادی است. شوک‌های مالی ایالات متحده یک اثر سرریز نامتقارن تأثیرگذار بر منطقه یورو دارد. علاوه بر این، برآوردها نشان می‌دهد که بانک مرکزی اروپا (ECB) در اجرای یک سیاست پولی در برابر شوک‌های نااطمینانی در حالی که سیاست‌های پولی جنگ طلبانه در برابر شوک‌های مالی را اتخاذ می‌کند، محتاطتر است. در مقابل، فدرال رزرو در هنگام افزایش نااطمینانی، سیاست پولی جنگ طلبانه‌تری را اتخاذ می‌کند، در حالی‌که زمانی که استرس مالی در اقتصاد افزایش می‌یابد، با ثبات‌تر عمل می‌کند(Balcilar et al., 2022) . در

[9] Hueng, Liu & Wang
[10] ostolakis, Floros, Gkillas & Wohar
[11] Phan, Iyke, Sharma & Affandi
[12] Balcilar et al

مطالعه‌ای هم رونکاگلیولو و بلاس[۱۳] (۲۰۲۲) با بررسی تفاوت‌های تاثیر استرس مالی در اقتصادهای پیشرفته و نوظهور بیان می‌کنند که تأثیر شوک‌های استرس مالی بر رشد اقتصادی اقتصادهای پیشرفته بیشتر است و نرخ بهره بین بانکی تحت تأثیر استرس مالی در اقتصادهای نوظهور می‌باشد(Valerio Roncagliolo & Blas, 2022).

کسال[۱۴] (۲۰۲۳) هم نشان می‌دهد که شوک مثبت استرس مالی برای فعالیت اقتصادی مضر است زیرا بدهی دولت را افزایش می‌دهد. همچنین بیان می‌کند که شوک مثبت بدهی دولت استرس مالی را افزایش می‌دهد. علاوه براین با کمال تعجب، بدهی دولت و استرس مالی در واکنش به شوک مثبت در فعالیت اقتصادی کاهش می‌یابد (Kasal, 2023). فورتین و همکاران[۱۵] (۲۰۲۳) بیان می‌کنند که بی‌ثباتی‌های مالی و اقتصادی جهانی اثرات منفی قابل توجهی بر تولید صنعتی محلی، اشتغال و بازار سهام دارند، همچنین نشان می‌دهند که بی‌ثباتی مالی به طور قابل توجهی پیش‌بینی‌های بازار سهام را از نظر معیارهای مبتنی بر سود بهبود می‌بخشد، در حالی که نااطمینان اقتصادی به طور کلی بینش بیشتری را هنگام پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی می‌دهد(Fortin et al., 2023). در مطالعه‌ای دیگر بویسی، کولارد، مانیا و شاپیرو[۱۶] (۲۰۲۳) نشان می‌دهند که استرس مالی، زمانی که تورم مبتنی بر عرضه است، افزایش می‌یابد، اما زمانی که تورم مبتنی بر تقاضا باشد، کاهش پیدا می‌کند. این نتایج به تنش خاصی بین ثبات قیمت و ثبات مالی، زمانی که تورم بالا است و عمدتاً مبتنی بر عرضه است، اشاره می‌کند (Boissay et al., 2023). اهیر دل‌آریسیا، فورسری، پاپاجئورگیو و کی[۱۷] (۲۰۲۳) هم نشان می‌دهند که یک رابطه اقتصادی معنی‌دار و پایدار بین استرس مالی و فعالیت‌های اقتصادی وجود دارد، که این اثر در بازارهای نوظهور و اقتصادهای در حال توسعه بیشتر است. همچنین نتایج بیانگر این است که استرس مالی به فعالیت‌های اقتصادی آسیب می‌زند (Ahir et al., 2023). گومز-گونزالس، هیرس-گارزون و اوریبه[۱۸] (۲۰۲۴) هم تأثیر بی‌ثباتی مالی، اقتصاد کلان و سیاست ایالات متحده را بر رشد اعتبار، قیمت سهام، فعالیت اقتصادی، بازده اوراق قرضه و تورم در پنج دریافت

[13] Valerio Roncagliolo & Blas
[14] Kasal
[15] Fortin et al
[16] Boissay, Collard, Manea & Shapiro
[17] Ahir, Dell'Ariccia, Furceri, Papageorgiou & Qi
[18] Gomez-Gonzalez, Hirs-Garzon & Uribe

کننده اصلی سرمایه گذاری خارجی ایالات متحده مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی در چرخه‌های تجاری جهانی، افزایش ابهامات در بخش مالی ایالات متحده با ممانعت از قیمت‌های اعتبار و سهام و محدود کردن فرصت‌های تامین مالی برای شرکت‌ها و خانوارها در سراسر جهان، بر فعالیت‌های اقتصادی جهانی تأثیر منفی می‌گذارد. این امر بر تأثیر قابل توجه بازارهای مالی ایالات متحده بر نوسانات اقتصادی جهانی تأکید می‌کند (Gomez-Gonzalez et al., 2024).

در مطالعات داخلی میرزایی، فلحیی و مشهدیان ملکی (۱۳۹۱) هم با بررسی تأثیر نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ ارز و تورم) بر روی ریسک اعتباری مشتریان حقوقی بانک تجارت نشان می‌دهند که اثر نااطمینانی نرخ ارز و تورم بر روی ریسک اعتباری بانک تجارت مثبت و معنی‌دار است (Mirzaei, Falihi & Mashhadian Maleki, 2011).

انصاری و رضازاده (۱۴۰۱) به بررسی اثرات شوک‌های عدم‌اطمینان خارجی بر اقتصاد کلان ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۹-۱۳٦٤ پرداخته‌اند. نتایج تجربی شواهد قابل توجهی از رابطه کوتاه‌مدت بین انواع شوک‌های عدم اطمینان و اقتصاد کلان ایران ارائه می‌کند. در بلندمدت نیز، نتایج نشان می‌دهد نامرتبط‌ترین پارامتر برروی تولیدات داخل کشور، اخبار اقتصادی مرتبط با دولت آمریکاست و مؤثرترین عامل عدم اطمینان بر اقتصاد کلان ایران، شوک‌های نرخ ارز و بازار نفت است. شوک‌های بازارهای مالی بین المللی به صورت نامتقارن بر حجم پول اثرگذار است و کاهش عدم اطمینان در بازار انرژی ممکن است به افزایش عرضه پول منجر شود (Ansari &Rezazadeh, 2022).

نیکخو، رحمانی و خلیلی (۱۴۰۱) با بررسی نااطمینانی اقتصادکلان و تصمیمات سرمایه‌گذاری بانک‌ها بیان می‌کنند که پراکندگی پرتفوی اعتباری بانک‌ها رابطه معناداری با نااطمینانی اقتصادکلان دارد. به عبارت دیگر، با افزایش نااطمینانی محیط اقتصادکلان و عدم توانایی بانک‌ها در پیش‌بینی بازدهی آتی انواع دارایی‌های مالی به دلیل دریافت علائم منفی، به صورت انقباضی عمل کرده و از نگهداری هر گونه دارایی پر ریسک می‌کاهند و به جای آن ها دارایی‌های مطمئنی که بازدهی آن ها قطعی شده است، نگهداری می کنند. هم چنین، تایید شد که بین ریسک خاص هر بانک و تصمیمات سرمایه‌گذاری آن‌ها رابطه معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، با بزرگتر شدن واریانس شاخص‌های مختص هر بانک، پراکندگی

مقطعی سهم دارایی‌های پر ریسک در پرتفوی اعتباری بانک‌ها افزایش می‌یابد (Nikkho, Rahmani & Khalili, 2022).

احمدی شادمهری، ابراهیمی، شعبانی کوشالشاهی و آجری آیسک (۱۴۰۲) به بررسی تأثیر مستقیم و غیرمستقیم نااطمینانی بر رفتار مصرفی با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای پانل (PTR) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۲۰۱۸ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که متغیر نااطمینانی، تأثیر منفی بر لگاریتم مخارج مصرفی سرانه دارد. با افزایش نااطمینانی، نیاز به پس انداز احتیاطی و عدم اطمینان از درآمد موجود در تأمین مالی نیازهای مصرفی، از مخارج مصرفی جاری خواهد کاست. متغیر حجم پول سرانه (به عنوان نماینده ثروت فرد) در هر دو وضعیت، تأثیر مثبتی بر لگاریتم مخارج مصرفی سرانه برجای گذاشت. لگاریتم درآمد سرانه نیز در هر دو وضعیت تأثیر مثبتی بر لگاریتم مخارج مصرفی سرانه دارد (Ahmadi Shadmehri, Ebrahimi, Shabani Koshalshahi & Ajori Ayask, 2023).

حاجی ملا میرزایی، محمودزاده، قویدل و فتح آبادی (۱۴۰۳) با بررسی نااطمینانی سیاست مخارج دولت و فعالیت اقتصادی در ایران نشان می‌دهند که یک تکانه وارده از ناحیه قیمت نفت، به اندازه ۵ درصد باعث افزایش تولید و ۱ درصد افزایش اشتغال می‌شود، همچنین یک تکانه وارده از ناحیه بحران مالی به ترتیب باعث کاهش ۳ درصدی تولید و ۱۲ درصدی اشتغال می‌شود. تکانه وارده از ناحیه نااطمینانی مخارج جاری و عمرانی، باعث کاهش به ترتیب؛ ۱۲ درصدی تولید و ۷ و ۵ درصدی اشتغال می‌شود (Haji Molla Mirzaei, Mahmoudzadeh, Qavidel & Fathabadi, 2023).

بررسی مطالعات صورت گرفته حاکی از آن است که در اکثر این مطالعات رابطه خطی بین بی‌ثباتی مالی و نااطمینانی اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است ولی در این مطالعات ارتباط بین شوک‌های استرس مالی و نااطمینانی اقتصادی به صورت غیرخطی در ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته است. همچنین تاکنون در سطح کشور مطالعه‌ای در خصوص تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی به صورت غیرخطی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR)، صورت نگرفته است، که این دو امر به عنوان نوآوری مطالعه می‌باشند.

٤- روش‌شناسی تحقیق و معرفی مدل

٤-۱- روش *TVAR*

مدل *TVAR* دو رژیمی (با یک حد آستانه‌ای) را می‌توان به صورت **رابطه (۱)** بیان کرد:
این موجک‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$y_t = \begin{cases} \alpha_1 + A_1(L)y_t + \varepsilon_{1t} & \text{if} \quad q_t \le \gamma_1 \\ \alpha_2 + A_2(L)y_t + \varepsilon_{2t} & \text{if} \quad q_t > \gamma_2 \end{cases} \qquad (۱)$$

در **رابطه (۱)** بردار متغیرهای y_t متشکل از تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (DLIP)، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کنند (LCPI) و تفاضل حجم پول (DLM) است. q_t متغیر آستانه‌ای است که در اینجا شاخص استرس مالی (FSI) می‌باشد. در صورتی که شاخص استرس مالی برابر یا کمتر از مقدار آستانه‌ای خود باشد متغیرها در رژیم پایین هستند؛ در غیر این صورت متغیرها در رژیم بالا قرار دارند، بدین منظور سه مدل با سه متغیر وابسته شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی متشکل از تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (DLIP)، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده (LCPI) و تفاضل حجم پول (DLM) در دو رژیم استرس مالی (FSI) پایین و بالا به صورت **رابطه (۱)** تصریح می‌شود. γ_1 و γ_2 مخفف متغیرهای آستانه‌ای و $a_{1,i} = 1,2$ نشان‌دهنده بردار عرض از مبدأها است، درحالی‌که وقفه-چند جمله‌ای $A_i(L) = A_{i1}(L) + A_{i2}(L^2) + \cdots + A_{ip}(L^{2p})$ با ماتریس $4 \times 4p$ که در آن $A = 1, 2, \dots, p$ و L عملگر وقفه می‌باشد. شکل فشرده مدل[19] *TVAR (p)* را می‌توان به صورت **رابطه (۲)** نوشت:

$$y_t = (a_1 + A_{11}(L)y_{t-1} + \cdots + A_{1p}(L)y_{t-p} + \varepsilon_{1t})I(q_t \le \gamma) + (a_2 + A_{21}(L)y_{t-1} + \cdots + A_{2p}(L)y_{t-p} + \varepsilon_{2t})I(q_t > \gamma) \qquad (۲)$$

که در آن $I(.)$ در صورت تخمین زدن شرط مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار صفر را می‌گیرد. با توجه به $\theta = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, A_1, A_2, A_3, \gamma_1, \gamma_2)$ به عنوان بردار پارامترهای مربوطه، حداقل مربع معمولی[20] برای به حداقل رساندن **رابطه (۳)** مورد استفاده قرار می‌گیرد:

[19] compact model
[20] Ordinary Least Square

$$\hat{\theta} = \underset{\theta}{\operatorname{argmin}} \left(\sum_{t=1}^{T} \begin{pmatrix} y_t - (\alpha_1 + A_{11}(L)y_{t-1} + \ldots + A_{1p}(L)y_{t-p}) I(q_t \le \gamma) \\ - (\alpha_2 + A_{21}(L)y_{t-p} + \ldots + A_{2p}(L)y_{t-p}) I(q_t > \gamma) \end{pmatrix}^2 \right) \quad (۳)$$

پس از تخمین مدل، توابع عکس‌العمل آنی به تفکیک رژیم‌ها استخراج شده و ضریب استرس مالی در هر رژیم طبق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$PTC_j = \frac{\sum_{i=t}^{t+j} \Delta p_i}{\sum_{i=t}^{t+j} \Delta e_i} \quad (۴)$$

رابطه (۴) همان نسبت عکس‌العمل انباشته شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی تا دوره **j** به تغییرات انباشته استرس مالی تا آن دوره می‌باشد. مقادیر صورت از مقادیر تجمعی تابع عکس‌العمل شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی نسبت به شوک استرس مالی و مقادیر مخرج از مقادیر تجمعی تابع عکس‌العمل استرس مالی به شوک آن محاسبه می‌شود.

در این مقاله جهت بررسی تأثیر استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی در ایران از روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) استفاده شده است. مدل مورد استفاده در مطالعه حاضر، همان مدل مطالعه Balcilar et al, 2022 که جهت محاسبه نااطمینانی‌های اقتصادی از سه متغیر تولید صنعتی، تورم و نرخ بهره استفاده شده، می‌باشد، با این تفاوت که به جای متغیر نرخ بهره (تبیین سیاست پولی)، متغیر حجم پول مورد استفاده قرار گرفته است. دلیل این امر آن است که در ایران، نرخ بهره یک متغیر دستوری است. با توجه به اینکه در اقتصاد ایران، زمانی که نرخ سود بانکی به صورت دستوری تعیین می‌شود، بانک مرکزی از سایر محدودیت‌ها مانند سقف اعتبارات و ... استفاده می‌کند، حجم پول توسط نیروهای بازار تعیین نمی‌شود و همواره عدم تعادلی میان تقاضا و عرضه پول در اقتصاد ایران وجود دارد. به نظر می‌رسد که متغیر هدف میانی که می‌تواند نماینده سیاست پولی ایران باشد، متغیر حجم پول است. بدین منظور سه مدل به صورت **رابطه‌های (۵)، (۶) و (۷)** تصریح می‌شود:

$$Y_t = [DLIP, FSI] \quad (۵)$$

$$Y_t = [LCPI, FSI] \quad (۶)$$

$$Y_t = [DLM, FSI] \quad (۷)$$

که در آن شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی متشکل از سه شاخص: DLIP: تفاضل لگاریتم تولید بخش صنعت بر پایه سال ۱۳۹۰ محاسبه می‌شود.

LCPI: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده بر پایه سال ۱۳۹۰ محاسبه می‌شود.

DLM: تفاضل لگاریتم حجم پول بر حسب میلیارد ریال محاسبه می‌شود.

FSI: شاخص استرس مالی است که به پیروری از مطالعه کاردارلی و همکاران (۲۰۱۱) شاخص استرس مالی از طریق سه مؤلفه اصلی بدست می‌آید ۱) استرس بانکی: که خود شامل سه جزء است الف) ضریب بتا بخش بانکی نشان‌دهنده ریسک بخش بانکی نسبت به سایر بخش‌های اقتصاد است، که از تقسیم کوواریانس بازدهی شاخص کل بازار سهام r_m و بازدهی شاخص سهام بانکی r_b بر واریانس بازدهی شاخص کل بازار سهام به دست می‌آید که فرمول آن به صورت $\beta = \frac{cov(r_m,r_b)}{varr_m}$ می‌باشد.

ب)اسپرد[۲۱]TED: نرخ اوراق مشارکت منهای نرخ بهره کوتاه‌مدت است، که داده‌های نرخ اوراق مشارکت از سال ۱۳۷۳:۱ تا ۱۴۰۰:۴ است.

ج) ساختار اصطلاح معکوس[۲۲]: نرخ بهره کوتاه‌مدت منهای نرخ بهره بلندمدت (۵ ساله)، که هر دو نشان‌دهنده دسترسی محدود به اعتبار و گریز از نقدینگی توسط وام‌دهندگان و سرمایه گذاران است.

۲) بی‌ثباتی بازار سهام: این مؤلفه هم از سه جزء تشکیل شده است الف) سود اوراق قرضه مشارکت منهای سود اوراق قرضه دولتی(نرخ بهره بلند مدت ۵ ساله)

ب) بازدهی شاخص کل بازار سهام: برای محاسبه بازدهی شاخص کل بازار سهام از فرمول $r_m = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_t}$ استفاده می‌کنیم به‌طوری‌که r_m بازدهی سهام و p_t قیمت سهام یا مقدار شاخص می‌باشد.

ج) نوسانات بازار سهام: به روش GARCH(1,1) محاسبه شده است.

۳) بی‌ثباتی نرخ ارز: نوسانات نرخ ارز به روش GARCH(1,1) محاسبه می‌شود، که می‌تواند نااطمینانی را در اقتصاد افزایش دهد نرخ ارز اسمی بیانگر قیمت داخلی هر واحد پول خارجی است که در این مطالعه قیمت ریالی هر واحد دلار آمریکا مورد استفاده قرار گرفته است[۲۳].

آمار و اطلاعات شاخص‌ها به جز نرخ ارز مؤثر واقعی به صورت سری زمانی فصلی از مجموع سری زمانی بانک مرکزی و داده نرخ ارز مؤثر واقعی هم از صندوق بین‌المللی پول[۲۴] (IMF) استخراج شده است. دوره‌ی زمانی مورد مطالعه ۱۴۰۰:٤-۱۳۷۰:۱ می‌باشد.

---

[21] TED spread

[22] Inverted Term Spread

[۲۳] *نتایج در قسمت یافته‌های تحقیق گزارش شده است.*

[24] International Monetary Fund

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- نتایج مدل GARGH

مدل GARGH برای نوسانات بازار سهام و نرخ ارز برآورد شده است. قبل از تخمین این الگوها لازم است وجود ناهمسانی واریانس برای متغیرهای مذکور تایید شود. در این راستا آزمون اثرات آرچ برای بررسی واریانس ناهمسانی متغیرها انجام گرفته و نتایج حاصل در **جدول ۱** نمایش داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ناهمسانی آرچ
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 1. Arch heterogeneity test results
Source: Calculations and research findings

	نتایج متغیر نرخ ارز REER		نتایج متغیر بازار سهام	
F-statistic	۴٫۱۵۵۱	۰٫۰۴۳۷	۵۳٫۱۲۷۳	۰٫۰۰۰
Obs*R-squared	۴٫۰۸۳۵۵	۰٫۰۴۳۳	۳۷٫۳۴۶۸	۰٫۰۰۰

با توجه به نتایج **جدول ۱** وجود ناهمسانی واریانس تأیید شده و می‌توان از الگوهای واریانس ناهمسان شرطی برای بررسی نوسانات یازار سهام و ارز استفاده کرد. نتایج حاصل از تخمین مدل GARCH(1,1) (برای نوسانات بازار سهام و نرخ ارز) به صورت **جدول ۲** نشان داده شده است. فرم عمومی معدله تصریح شده برای محاسبه نوسانات بازر سهام به صورت **رابطه (۸تا۱۱)** و برای محاسبه نوسانات نرخ ارز به صورت **رابطه (۱۲تا۱۵)** است:

$$STOCK = a_0 + a_1 AR_1 \quad (۸)$$

$$h_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + \varphi h_{t-1}^2 \quad (۹)$$

$$\text{STOCK}=637.6508+1.066\text{AR} \quad (۱۰)$$

$$h_t^2 = -7.228 + 2.551 u_{t-1}^2 + 0.36 h_{t-1}^2 \quad (۱۱)$$

و

$$\text{REER} = \beta_0 + \beta_1 \text{MA}_2 \quad (۱۲)$$

$$\text{h}_t^2 = \text{a}_0 + \text{a}_1 \text{u}_{t-1}^2 + \varphi \text{h}_{t-1}^2 \quad (۱۳)$$

$$\text{REER}=99.5867+0.4205 \quad (۱۴)$$

$$\text{h}_t^2 = 7.796 + 0.889 \text{u}_{t-1}^2 + 0.23 \text{h}_{t-1}^2 \quad (۱۵)$$

لذا نوسانات بازار سهام و نوسانات نرخ ارز ایران با استفاده از مدل GARCH(1,1) به ترتیب در **رابطه‌های (۸تا۱۱)** و **(۱۲تا۱۵)** محاسبه شده است

جدول ۲. نتایج آزمون گارچ
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 2. Garch test results
Source: Calculations and research findings

نوسانات نرخ ارز		نوسانات بازار سهام	
معادله مدل خودرگرسیو			
متغیرها	ضرایب	متغیرها	ضرایب
C	۹۹٫۵۸۶(۰٫۰۰۰)	C	۶۳۷٫۶۵۰(۰٫۰۰۰)
MA (2)	۰٫۴۲۰(۰٫۰۰۰)	AR (1)	۱٫۰۶۶(۰٫۰۰۰)
معادله واریانس پسماندهای مدل خودرگرسیو			
C	۷٫۴۹۶(۰٫۰۲۷)	C	-۷٫۲۲۸(۰٫۹۶۷)
$ut-1^2$	۰٫۸۸۹(۰٫۰۰۶)	$ut-1^2$	۲٫۵۵۱(۰٫۰۰۰)
$ht-1^2$	۰٫۲۳۱(۰٫۰۱۵)	$ht-1^2$	۰٫۳۲۶(۰٫۰۰۰)

۵-۲- بررسی ایستایی متغیرها

در بررسی سری زمانی، قبل از پرداختن به تخمین مدل، لازم است تا ایستایی و مانایی متغیرهای تحقیق آزمون شود. با توجه به اینکه در مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای همه متغیرهای مورد استفاده باید ایستا باشند، بنابراین در صورت ناایستا بودن متغیر، باید از تفاضل آن در مدل‌سازی استفاده کرد.

در **جدول ۳**، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) جهت بررسی ایستایی متغیرها گزارش شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که دو متغیر FSIو LCPI سطح ایستا بوده ولی متغیرهای LIP و LM ناایستا و انباشته از مرتبه یک هستند، لذا باید تفاضل مرتبه اول آنها در مدل TVAR مورد استفاده قرار گیرد.

وارد کردن متغیرهای ناایستا در مدل VAR ممکن است به صورت جعلی و کاذب، الگوی غیرخطی ایجاد نماید (Calza and Sousa, 2006). این موضوع می‌تواند شرایط منسجم مورد نیاز برای به دست آوردن مقادیر احتمال شبیه‌سازی شده با استفاده از تکنیک Hansen, 1996 را نقض کند. بنابراین متغیرهای وارد شده در مدل شامل DLIP، DLM، LCPI و FSI می‌باشد که همگی ایستا هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی متغیرها
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 3. The results of the stationarity test of the variables
Source: Calculations and research findings

نام متغیر	حالت با عرض از مبدا در سطح		حالت با عرض از مبدا با یکبار تفاضل‌گیری	
	آماره t	ارزش احتمال	آماره t	ارزش احتمال
LIP	-۱٫۴۷۳۹	۰٫۵۴۳۳	-۳٫۷۰۵۲	۰٫۰۰۵۲
LM	-۱٫۶۶۳۱	۰٫۴۴۷۴	-۱۱٫۰۸۰	۰٫۰۰۰۰
LCPI	**-۳٫۲۷۱۷**	**۰٫۰۱۸۴**	-	-
FSI	**-۳٫۶۶۷۶**	**۰٫۰۰۵۸**	-	-

۵-۳- نتایج روش *TVAR*

۵-۳-۱- آزمون اثرات آستانه‌ای

برای آزمون اثرات آستانه‌ای، سه متغیر اصلی تحقیق یعنی تفاضل تولید صنعتی، تورم و تفاضل حجم پول مد نظر قرار گرفته‌اند. برای دسترسی به نتایج بهتر، از سطوح هموار شده متغیرها در آزمون‌های اثرات آستانه‌ای استفاده شده است. بدین صورت که میانگین متحرک تفاضل تولید با یک وقفه به عنوان متغیر آستانه در سه مدل تعیین شده است و وقفه بهینه مدل VAR بر اساس متغیر آستانه در هر دو مدل اول (مدل اول با متغیر وابسته تفاضل تولید صنعتی و مدل دوم با متغیر وابسته تورم) وقفه ۲ و مدل سوم با متغیر وابسته تفاضل حجم پول وقفه یک تعیین شد. پس بهترین مقدار آکائیک با متغیر آستانه استرس مالی با دو وقفه برای دو مدل اول و با یک وقفه برای مدل سوم که از مقدار آکائیک با متغیر آستانه استرس مالی با یک وقفه کوچکتر بود، به عنوان متغیر آستانه انتخاب شد. نتایج فوق به همراه آزمون‌های سه‌گانه خطی بودن در **جدول ٤** گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های مدل خودرگرسیون آستانه‌ای (TVAR)
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 4. Threshold Autoregression (TVAR) model tests results
Source: Calculations and research findings

متغیرهای وارد شده در مدل اول FSI, DLIP						
متغیر آستانه	مقدار آستانه	مرتبه وقفه مدل VAR	Sup-Wald	Avg-Wald	Exp-Wald	AIC
FSI(t-1)	۰٫۲۴۶۸۹	۱	۶۴٫۰۶۸۴ (۰٫۰۰۶)	۳۲٫۶۶۷۵ (۰٫۰۰۴)	۲۷٫۷۳۱۰ (۰٫۰۰۶)	-۰٫۲۳۶۵۶۹
FSI(t-2)	۰٫۲۴۶۸۹	۲*	۶۱٫۱۳۵۵۸	۳۲٫۹۲۰۳۹	۲۶٫۳۳۲۴۴	-۰٫۳۳۲۰۱۸

	(۰٫۰۰۴)	(۰٫۰۰۶)	(۰٫۰۰۴)			
متغیرهای وارد شده در مدل دوم FSI, LCPI						
-۲٫۴۳۹۲۰۸	۲۴٫۲۸۴۱۵ (۰٫۰۲۶)	۳۴٫۶۵۸۴۹ (۰٫۰۰۲)	۵۵٫۸۹۴۴۳ (۰٫۰۲۶)	۱	۰٫۲۴۶۸۹	FSI(t-1)
-۲٫۵۳۲۰۱۲	۲۶٫۵۱۳۴۳ (۰٫۰۳۶)	۳۴٫۳۶۶۴۳ (۰٫۰۱۸)	۶۱٫۰۲۹۲۸ (۰٫۰۳۸)	۲*	۰٫۲۴۶۸۹	FSI(t-2)
متغیرهای وارد شده در مدل سوم FSI, DLM						
۳٫۹۳۴۱۰۱	۳۳۷۵۵۲۹٫۲۶۸۲۶ (۰٫۰۵۴)	۳۵٫۱۷۴۹۱ (۰٫۰۰۶)	۷۴٫۸۶۷۸۳ (۰٫۰۱۰)	۱*	-۰٫۶۱۲۲۳	FSI(t-1)
۳٫۹۸۲۷۹۸	۴۴٫۸۲۴۰۰ (۰٫۲۱۶)	۴۴٫۵۹۱۵۰ (۰٫۰۰۲)	۹۷٫۰۸۰۸۰ (۰٫۲۱۶)	۲	-۰٫۵۷۴۰۳	FSI(t-2)

نکته: مقادیر داخل پرانتز، بیانگر ارزش احتمال آزمون هستند که با روش هانسن (۱۹۹۶) و با ۱۰۰۰ با رتکرار به دست آمده‌اند.

۵-۳-۲- نتایج مدل‌های *TVAR* دورژیمی

مدل‌های TVAR دورژیمی یا متغیر آستانه تفاضل تولید طی دوره زمانی مورد مطالعه با روش حداقل مربعات برآورد شده و نتایج حاصل در **جدول ۵** نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل TVAR با متغیر آستانه‌ای استرس مالی
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Table 5. Estimation results of T VAR model with financial stress threshold variable
Source: Calculations and research findings

مدل اول (متغیر وابسته DLIP**)**		
متغیر	**رژیم پایین** $(FSI_{t-2} \leq 24.689)$	**رژیم بالا** $(FSI_{t-2} > 24.689)$
Constant	۰/۰۷۱۰*** (۰/۰۲۲۳۹)	۰/۰۱۳۷۵ (۰/۰۰۹۳)
DLIP (-1)	-۰/۵۷۲۴۹۷* (۰/۱۶۷۱۸۹)	-۰/۴۵۹۴۷* (۰/۱۱۰۴۸)
DLIP (-2)	-۰/۳۰۳۴۹ (۰/۱۸۲۴۶۹)	-۰/۲۵۶۹۲** (۰/۱۰۹۸۴)
FSI(-1)	۰/۰۰۵۹۴ (۰/۰۱۷۵۴)	۰/۰۰۷۱ (۰/۰۲۸۸)
FSI(-2)	-۰/۰۱۸۹۰ (۰/۰۱۳۹۵)	-۰/۰۰۴۸ (۰/۰۲۷۲)
مدل دوم (متغیر وابسته LCPI**)**		

متغیر	رژیم پایین ($FSI_{t-2} \leq 24.689$)	رژیم بالا ($FSI_{t-2} > 24.689$)
Constant	۰/۰۴۵۸* (۰/۰۱۰۸)	۰/۰۴۴۴* (۰/۰۱۰۹)
LCPI(-1)	۱/۳۹۵۰* (۰/۰۸۷۰)	۱/۳۹۰۵* (۰/۰۸۷۳)
LCPI(-2)	-۰/۴۰۰۳* (۰/۰۸۶۳)	-۰/۳۹۵۳* (۰/۰۸۷۱)
FSI(-1)	-۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۸۵)	۰/۰۰۱۱ (۰/۰۰۸۶)
FSI(-2)	-۰/۰۰۱۲ (۰/۰۰۸۲)	-۰/۰۰۰۶ (۰/۰۰۸۳)
مدل سوم (متغیر وابسته DLM)		
متغیر	**رژیم پایین ($FSI_{t-1} \leq -61.223$)**	**رژیم بالا ($FSI_{t-1} > -61.223$)**
Constant	۰/۰۸۲۸۴۲ (۰/۰۰۸۳)	-۰/۹۸۵۰۸۸ (۰/۸۱۱۲)
DLM(-1)	-۰/۴۸۲۶۹۶۸* (۰/۰۸۸۰۹)	-۰/۱۰۲۰۴ (۰/۲۳۶۵۷)
FSI (-1)	۰/۰۰۸۷۱ (۰/۰۰۶۸)	-۰/۵۰۹۸۷۲ (۰/۵۴۱۲۲۵)

نکته: مقادیر داخل پرانتز مقدار انحراف استاندارد ضریب برآورد شده را نشان می‌دهند؛ *، **، *** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

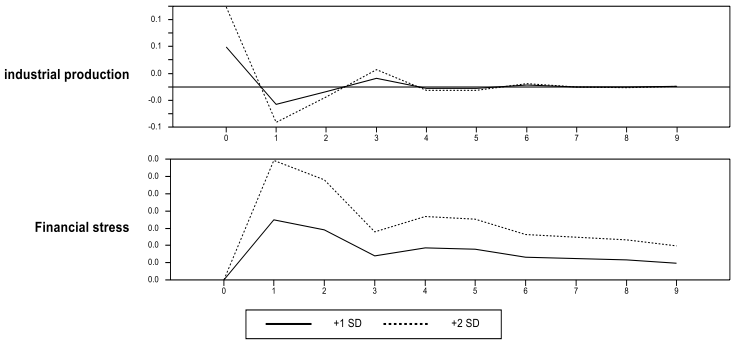
با توجه به اینکه مدل VAR به صورت فرم خلاصه شده[۲۵] است، از این رو ضرایب آن توانایی تفسیر اقتصادی ندارند، بنابراین برای دستیابی به روابط همزمان بین متغیرها، توابع عکس-العمل آنی متغیر تفاضل تولید مستخرج از مدل‌های TVAR دو رژیمی برآورد شده در نمودارهای زیر نشان داده شده و تجزیه و تحلیل شده است.

۵-۳-۳- نتایج توابع عکس‌العمل آنی

توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مستخرج از مدل‌های TVAR دو رژیمی برآورد شده به صورت نمودار در ادامه ترسیم شده است. این نمودارها برای ۱۰ دوره و در مدل اول بر اساس شوک وارد شده به تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (DLIP) به اندازه یک و دو انحراف معیار،

25. Reduced Form

در مدل دوم بر اساس شوک وارد شده به لگاریتم تورم (LCPI) به اندازه یک و دو انحراف معیار و در مدل سوم بر اساس شوک وارد شده به تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) به اندازه یک و دو انحراف معیار، ترسیم شده‌اند. نکته‌ای که وجود دارد این است که در مدل TVAR به دلیل غیرخطی بودن مدل، برخلاف مدل VAR خطی، اندازه و جهت شوک‌ها می‌تواند نحوه اثرگذاری متغیرها روی یکدیگر را تحت تاثیر قرار دهد. به عبارت دیگر برخلاف مدل VAR خطی که در آن میزان تأثیرگذاری یک شوک منفی، دقیقاً هم‌اندازه یک شوک مثبت (اما در جهت عکس) است، در مدل TVAR چنین تقارنی وجود ندارد و شوک‌ها با اندازه و جهت متفاوت می‌تواند نتایج متفاوتی را به همراه داشته باشد. لذا در این مطالعه، علاوه بر شوک یک انحراف معیار، نتایج مربوط به شوک دو انحراف معیار نیز گزارش شده است؛ البته همانطور که مشاهده می‌شود، نتایج تقریباً یکسانی از هر دو نوع شوک حاصل شده است.

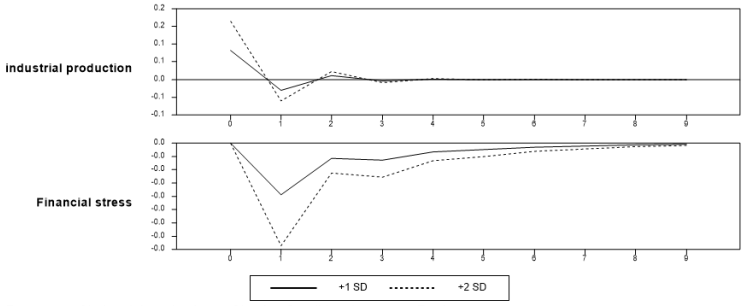


نمودار ۱. عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم تولید صنعتی به شوک‌های (تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (DLIP) واسترس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 1. Instantaneous response of the difference in logarithm of industrial production to shocks (difference in logarithm of industrial production (DLIP) and financial stress (FSI)) of size 1 and 2 standard deviations - low regime
Source: Calculations and research findings

نمودار ۱ بیانگر عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوک‌های (تفاضل لگاریتم تولید صنعتی(DLIP) و استرس مالی (FSI)) در رژیم پایین است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تولید صنعتی (industrial production) در استرس مالی پایین ابتدا اثر مثبت بر خود متغیر تولید صنعتی دارد، اما

در ادامه این اثر خنثی شده و از بین رفته است، که این اثر را اینگونه می‌توان بیان نمود که شوک‌های تولید صنعتی در دوره اول می‌تواند موجب افزایش خود تولید صنعتی در دوره‌ی جاری شود، اما در دوره‌های بعدی این شوک از بین رفته و میرا شده است. همچنین **نمودار ۱** نشان می‌دهد که شوک‌های استرس مالی (financial stress) در رژیم پایین (بی‌ثباتی مالی کم) موجب افزایش تولید صنعتی می‌شود. این اثر را هم این می‌توان استدلال کرد که در رژیم پایین و بی‌ثباتی مالی کم، استرس مالی پایین می‌تواند به افزایش تولید صنعتی منجر شود. این امر به دلیل این است که در اوقات استرس مالی پایین، شرکت‌ها به راحتی می‌توانند به منابع مالی دسترسی داشته باشند و از آن‌ها برای سرمایه‌گذاری در تولید استفاده کنند. همچنین، در این شرایط، تقاضا برای محصولات و خدمات نیز بهبود می‌یابد و این باعث افزایش تقاضا برای محصولات صنعتی می‌شود و نااطمینانی اقتصادی را کاهش می‌دهد، که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022، Kasal, 2023، Fortin et al, 2023 و انتظارات تئوریکی سازگار است.



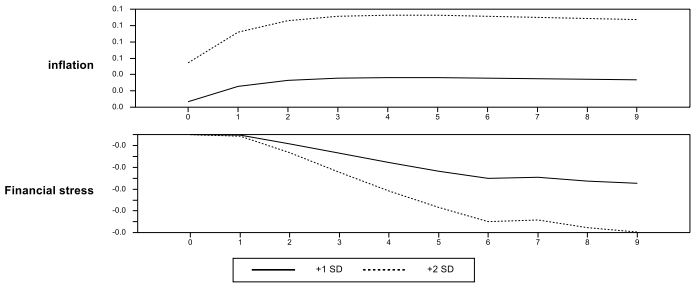
نمودار ۲. عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم تولید صنعتی به شوک‌های (تفاضل لگاریتم تولید صنعتی(LIP) واسترس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم بالا
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 2. Instantaneous response of the logarithm difference of industrial production to shocks (logarithm difference of industrial production (LIP) and financial stress (FSI)) of size 1 and 2 standard deviations - high regime
Source: calculations and research findings

نمودار ۲ بیانگر عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم تولید صنعتی (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوک‌های (تفاضل لگاریتم تولید صنعتی(DLIP) واسترس مالی (FSI)) در رژیم بالا است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تولید صنعتی (industrial production) در استرس مالی بالا در دوره اول اثر مثبت و معنی‌دار بر خود متغیر تولید صنعتی دارد، اما در

ادامه این اثر ناپایدار بود و از بین رفته است، که این اثر را اینگونه می‌توان بیان نمود که شوک‌های تولید صنعتی در دوره اول موجب افزایش تولید صنعتی در دوره‌ی جاری می‌شود، اما در ادامه این شوک ناپایدار بوده و از بین رفته است.

همچنین **نمودار ۲** نشان می‌دهد که شوک‌های استرس مالی (financial stress) در رژیم استرس مالی بالا موجب کاهش تولید صنعتی می‌شود. این اثر را هم این چنین می‌توان استدلال کرد که در رژیم استرس مالی بالا، افزایش استرس مالی ممکن است تولید صنعتی را کاهش دهد. در این شرایط، شرکت‌ها دچار مشکلات مالی و اقتصادی می‌شوند و توانایی خرید تجهیزات جدید، پرداخت حقوق کارکنان و تأمین مواد اولیه را ندارند. همچنین، تقاضا برای محصولات نیز کاهش می‌یابد و این باعث کاهش تولید صنعتی می‌شود و نااطمینانی اقتصادی را افزایش می‌دهد، که این نتیجه هم با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022، Kasal, 2023، Fortin et al, 2023 و انتظارات تئوریکی همخوانی دارد.



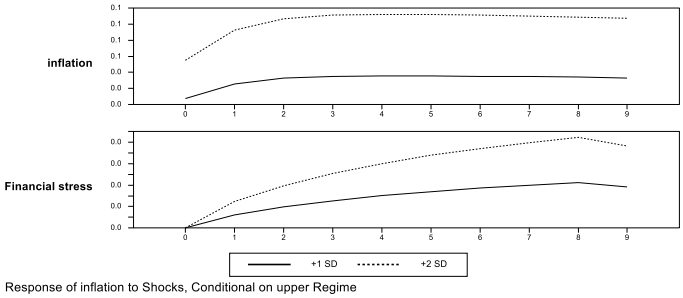
نمودار ۳. عکس العمل آنی تورم به شوک‌های (تورم (LCPI) و استرس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 3. Instantaneous response of inflation to shocks (LCPI and FSI) of size 1 and 2 standard deviations - low regime
Source: calculations and research findings

نمودار ۳ هم نشان‌دهنده عکس‌العمل آنی تورم (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوک‌های تورم (LCPI) و استرس مالی (FSI) در رژیم پایین است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تورم (inflation) در استرس مالی پایین اثر مثبت بر خود متغیر تورم دارد.

علاوه بر این در **نمودار ۳** شوک‌های استرس مالی (financial stress) در رژیمی با استرس مالی پایین موجب کاهش تورم می‌شود. این اثر را این چنین می‌توان بیان نمود که در زمان استرس مالی پایین، استرس مالی ممکن است منجر به کاهش تورم شود. این امر

به دلیل این است که در اوقات استرس مالی پایین، فعالیت اقتصادی و سرمایه‌گذاری‌ها افزایش می‌یابد و این ممکن است منجر به افزایش تولید شود. از طرف دیگر، در این شرایط، مصرف کنندگان ممکن است از خرید و سرمایه‌گذاری بیشتری برخوردار باشند و این افزایش تولید و مصرف هم می‌تواند منجر به کاهش تورم شود و نااطمینانی اقتصادی را کاهش می‌دهد که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022 و انتظارات تئوریکی سازگار است.



نمودار ٤. عکس العمل آنی تورم به شوک‌های (تورم (LCPI) و استرس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم بالا

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

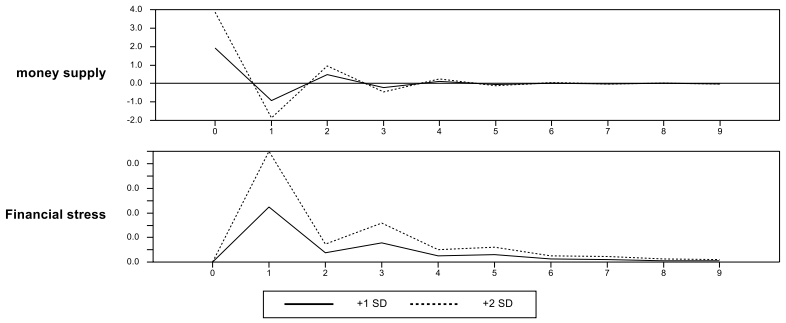
Figure 4. Instantaneous response of inflation to shocks (LCPI and FSI) of size 1 and 2 standard deviations - high regime

Source: calculations and research findings

نمودار ٤ نشان‌دهنده عکس‌العمل آنی تورم(شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوکهای (تورم (LCPI) و استرس مالی (FSI)) در رژیم بالا است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تورم (LCPI) در رژیم استرس و بی‌ثباتی مالی بالا موجب افزایش خود تورم در کل دوره می‌شود که این اثر را این چنین می‌توان استدلال نمود که افزایش شوک‌های تورم در دوره‌های قبل باعث افزایش تورم در دوره جاری می‌شود.

علاوه‌براین در **نمودار ٤** شوک‌های استرس مالی (FSI) در رژیم استرس مالی بالا موجب افزایش تورم در کل دوره می‌شود که این اثر را این چنین می‌توان استدلال کرد که در رژیم استرس مالی بالا، افزایش استرس مالی معمولاً به افزایش تورم منجر می‌شود. در این شرایط، شرکت‌ها و افراد ممکن است به دلیل افزایش هزینه‌ها، کاهش تولید و افزایش قیمت‌ها را تجربه کنند. افزایش تورم معمولاً ناشی از کاهش ارزش پول و افزایش قیمت‌ها است. همچنین، در رژیم استرس مالی بالا، بانک‌ها و مؤسسات مالی ممکن است به دلیل نقص

در منابع مالی، به اعتبار و اعتماد عمومی خسارت بزنند که این نیز می‌تواند باعث افزایش تورم شود و نااطمینانی اقتصادی را افزایش دهد، که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022و انتظارات تئوریکی همخوانی دارد.

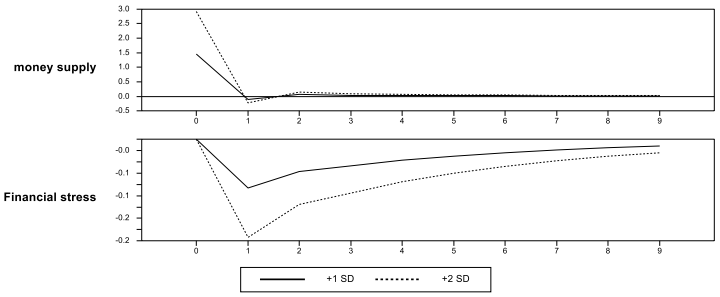


نمودار ۵. عکس العمل آنی تفاضل لگاریتم حجم پول به شوکهای (تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) و استرس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار- رژیم پایین
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 5. Instantaneous response of the difference in logarithm of money to shocks (difference in logarithm of money (DLM) and financial stress (FSI)) of size 1 and 2 standard deviations - low regime
Source: calculations and research findings

نمودار ۵ بیانگر عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم حجم پول (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوکهای (تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) و استرس مالی (FSI)) در رژیم پایین است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) در رژیم استرس مالی پایین ابتدا افزایش شوک‌های تفاضل حجم پول موجب خود حجم پول در دوره جاری شده، اما در ادامه در دوره‌های بعدی این شوک از بین رفته و میرا شده است.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که در رژیم استرس مالی پایین، شوک‌های استرس مالی پایین (FSI) موجب افزایش حجم پول می‌شود. این اثر را این می‌توان استدلال کرد که در رژیم استرس مالی پایین، افزایش استرس مالی ممکن است منجر به افزایش حجم پول شود. این امر به دلیل این است که در اوقات استرس مالی پایین، بانک‌ها و مؤسسات مالی ممکن است به شرکت‌ها و افراد وام‌های بیشتری ارائه کنند. شرکت‌ها و افراد همچنین می‌توانند به منابع مالی دسترسی بیشتری داشته باشند و این باعث افزایش حجم پول در اقتصاد می‌شود و نااطمینانی اقتصادی را کاهش می‌شود. که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022 و انتظارات تئوریکی سازگار است.



نمودار ٦. عکس العمل آنی تفاضل لگاریتم حجم پول به شوکهای (لگاریتم حجم پول (LM) و استرس مالی (FSI)) به اندازه ۱ و ۲ انحراف معیار - رژیم بالا
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

Figure 6. Instantaneous response of the difference in the logarithm of money supply to shocks (logarithm of money supply (LM) and financial stress (FSI)) of size 1 and 2 standard deviations - high regime
Source: calculations and research findings

نمودار ٦ نشان‌دهنده عکس‌العمل آنی تفاضل لگاریتم حجم پول (شاخص نااطمینانی اقتصادی) به شوک‌های (تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) و استرس مالی (FSI)) در رژیم بالا است، همانطور که مشاهده می‌شود که شوک‌های تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) در رژیم استرس و بی‌ثباتی مالی بالا و رونق موجب افزایش خود حجم پول در دوره اول شده، اما در دوره‌های بعدی این شوک ناپایدار بوده و از بین رفته است، که این اثر را این می‌توان استدلال کرد که شوک‌های تفاضل لگاریتم حجم پول (DLM) در دوره قبل موجب افزایش حجم پول در دوره‌ی جاری می‌شود.

علاوه‌براین نتایج بیانگر این است که در رژیم استرس و بی‌ثباتی مالی بالا، افزایش استرس مالی (FSI) موجب کاهش حجم پول (شاخص نااطمینانی اقتصادی) می‌شود. این اثر را این چنین می‌توان استدلال نمود که در رژیم استرس مالی بالا، افزایش استرس مالی ممکن است منجر به کاهش حجم پول شود. در این شرایط، بانک‌ها و مؤسسات مالی ممکن است به دلیل عدم اطمینان به بازپرداخت وام‌ها، ارائه وام به شرکت‌ها و افراد را محدود کنند. عدم دسترسی به منابع مالی می‌تواند باعث کاهش حجم پول در اقتصاد شود. همچنین، در رژیم استرس مالی بالا، شرکت‌ها و افراد ممکن است به دلیل کاهش درآمد و سرمایه‌گذاری‌ها، پول را صرف هزینه‌های ضروری کنند و از خرید و سرمایه‌گذاری بیشتر خودداری کنند. این نیز می‌تواند منجر به کاهش حجم پول در اقتصاد شود و نااطمینانی

اقتصادی را افزایش دهد که این نتیجه با نتایج مطالعه Balsillar et al, 2022 و انتظارات تئوریکی سازگار است.

۶- نتیجه‌گیری و ارئه توصیه سیاستی

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی تأثیر شوک‌های استرس مالی بر نااطمینانی اقتصادی در ایران طی دوره زمانی۱۳۷۰:۱-۱۴۰۰:۴ در چارچوب روش غیرخطی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای (TVAR) می‌باشد. در این راستا متغیرهای تفاضل لگاریتم تولید صنعتی، لگاریتم قیمت مصرف کننده (تورم)، تفاضل لگاریتم حجم پول و استرس مالی در مدل‌سازی استفاده شده و بر اساس آزمون‌های آستانه‌ای و متغیر میانگین متحرک استرس مالی با یک وقفه به عنوان متغیر آستانه در سه مدل تعیین شده است و وقفه بهینه مدل VAR بر اساس متغیر آستانه در هر دو مدل اول (مدل اول با متغیر وابسته تفاضل تولید صنعتی و مدل دوم با متغیر وابسته تورم) وقفه ۲ و مدل سوم با متغیر وابسته تفاضل حجم پول وقفه یک تعیین شد. پس بهترین مقدار آکائیک با متغیر آستانه استرس مالی با دو وقفه برای دو مدل اول و با یک وقفه برای مدل سوم که از مقدار آکائیک با متغیر آستانه استرس مالی با یک وقفه کوچکتر بود، به عنوان متغیر آستانه انتخاب شد.

در ادامه، مدل TVAR دورژیمی با روش حداقل مربعات برآورد شده و توابع عکس-العمل آنی متغیرها نسبت به شوک مثبت متغیرهای مورد مطالعه به اندازه یک و دو انحراف معیار به تفکیک رژیم‌ها استخراج گردید. تخمین مدل TVAR با متغیر آستانه استرس مالی و استخراج توابع عکس‌العمل آنی نشان داد که در رژیم استرس مالی پایین، افزایش استرس مالی موجب افزایش تولید صنعتی، کاهش تورم و افزایش حجم پول می‌شود، یعنی در استرس مالی پایین نااطمینانی اقتصادی کاهش می‌یابد. در رژیم استرس مالی بالا هم نتایج بیانگر این است که افزایش استرس مالی، منجر به کاهش تولید صنعتی، افزایش تورم و کاهش حجم پول می‌شود، یعنی در استرس مالی بالا نااطمینانی اقتصادی افزایش پیدا می‌کند. این اثر را این چنین می‌توان استدلال نمود که در شرایط استرس مالی بالا، شرکت‌ها ممکن است با مشکلات مالی و نابرابری در تأمین منابع مالی روبرو شوند. این مشکلات می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری‌ها، کاهش توانایی تولید و کاهش اشتغال در صنعت شود. همچنین، استرس مالی بالا می‌تواند باعث کاهش اعتماد مردم به بازار و تقاضا شود که این نیز می‌تواند تولید صنعتی را کاهش دهد. علاوه‌براین در شرایط استرس مالی بالا،

میزان تورم ممکن است افزایش یابد. این افزایش در تورم می‌تواند به دلیل کاهش اعتماد مردم به بازارهای مالی و دسترسی محدود به منابع مالی باشد. تورم بالا منجر به افزایش قیمت‌ها و کاهش قدرت خرید مردم می‌شود. در نهایت در شرایط استرس مالی بالا، افزایش استرس مالی باعث کاهش حجم پول می‌شود.

باتوجه اینکه استرس مالی در شرایط مختلف بازارهای مالی (استرس مالی پایین-بالا) تأثیر متفاوتی بر شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی دارد، لذا به منظور کاهش استرس مالی و نااطمینانی اقتصادی، لازم است که سیستم مالی قوی و پایدار باشد. این شامل اصلاح قوانین و مقررات مالی، افزایش شفافیت و حفظ استحکام بانک‌ها و مؤسسات مالی است. علاوه براین برای کاهش نااطمینانی اقتصادی، نیاز است تا سیاست‌گذاران برنامه‌ها و استراتژی‌هایی را برای پیشگیری از بحران‌های مالی و تنظیم سیاست‌های پولی و مالی مناسب اتخاذ کنند.

Reference

Ahir, H., Dell'Ariccia, M. G., Furceri, D., Papageorgiou, M. C., & Qi, H. (2023). *Financial stress and economic activity: evidence from a new worldwide Index*. International Monetary Fund.

Ahmadi Shadmehri, M. T., Ebrahimi Salari, T., Shabani Koshalshahi, Z., & Ajori Ayask, A. A. (2023). Consumer Behavior Response to Macroeconomic Uncertainty (Case study: OPEC Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *20*(1), 74-98. [In Persian]

Ansari, F., & Rezazadeh, A. (2023). The effects of external uncertainty shocks on Iran's macroeconomy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. https://doi.org/10.22055/jqe.2023.40809.2483. [In Persian]

Apostolakis, G. N., Floros, C., Gkillas, K., & Wohar, M. (2021). Financial stress, economic policy uncertainty, and oil price uncertainty. *Energy Economics*, *104*, 105686.

Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. J. (2019). Financial frictions and fluctuations in volatility. *Journal of Political Economy*, *127*(5), 2049-2103..

Arellano, C., Bai, Y., & Mihalache, G. (2018). Default risk, sectoral reallocation, and persistent recessions. *Journal of International Economics*, *112*, 182-199.

Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdag, S., & Tytell, I. (2011). The transmission of financial stress from advanced to emerging economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, *47*(sup2), 40-68.

Balcilar, M., Gupta, R., & Kisten, T. (2020a). The Impact of Uncertainty Shocks in South Africa: The role of financial regimes. *Review of Financial Economics, 39*(4), 2020–2046.

Balcilar, M., Gupta, R., & Segnon, M. (2016). The Role of Economic Policy Uncertainty in Predicting US Recessions: A mixed-frequency Markov-Switching Vector Autoregressive Approach. *Economics, 10*(2016-27), 1–20.

Balcilar, M., Ozdemir, Z.A., Ozdemir, H., Aygun, G. & Wohar, M.E. (2022). The Macroeconomic Impact of Economic Uncertainty and Financial Shocks Under Low and High Financial Stress. *North American Journal of Economics and Finance*, 63, 101801.

Boissay, F., Collard, F., Manea, C., & Shapiro, A. H. (2023, December). Monetary tightening, inflation drivers and financial stress. Federal Reserve Bank of San Francisco.

Caggiano, G., Castelnuovo, E., & Figueres, J. M. (2020). Economic Policy Uncertainty Spillovers in Booms and Busts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 82*(1), 125–155.

Cardarelli, R., Elekdag, S., & Lall, S. (2011). Financial Stress and Economic Contractions. *Journal of Financial Stability*, *7*(2), 78–97.

Cevik, E. I., Dibooglu, S., & Kenc, T. (2016). Financial stress and economic activity in some emerging Asian economies. *Research in International Business and Finance*, *36*, 127-139.

Choudhry, T. & Hassan, S.S. (2015). Exchange Rate Volatility and UK Imports from Developing Countries: The Effect of The Global Financial Crisis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *39*, 89–101.

Davig, T. & Hakkio, C. (2010). What Is the Effect of Financial Stress on Economic Activity. Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, *95* (2), 35–62.

Degiannakis, S., Filis, G., & Palaiodimos, G. (2017). Investments and uncertainty revisited: The case of the US economy. *Applied Economics*, *49*(45), 4521–4529.

Fortin, I., Hlouskova, J., & Sögner, L. (2023). Financial and economic uncertainties and their effects on the economy. *Empirica*, *50*(2), 481-521.

Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). *Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics* (No. w20038). National Bureau of Economic Research.

Gomez-Gonzalez, J. E., Hirs-Garzon, J., & Uribe, J. M. (2024). US uncertainty shocks on real and financial markets: A multi-country perspective. *Economic Systems*, 101180.

Haji Molla Mirzaei, M.S., Mahmoudzadeh, M., Qavidel, S. & Fathabadi, M. (2024). Uncertainty of government expenditure policy and economic activity in Iran. *Financial Economics*, 18(66), 483-504. 10.30495/fed.2024.709383. [In Persian]

Hakkio, C. S., & Keeton, W. R. (2009). Financial stress: What is it, how can it be measured, and why does it matter. *Economic Review*, *94*(2), 5-50.

Hansen, B. E. (1992). The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model Of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, *11*, 195–198.

Hassett, K. A., & Sullivan, J. (2016). Policy uncertainty and the economy. *AEI Research, August*.

Hubrich, K. & Teräsvirta, T. (2013). Thresholds And Smooth Transitions in Vector Autoregressive Models. *Advances in Econometrics*, *32*, 273–326.

Hueng, C. J., Liu, P., & Wang, L. (2023). The real consequences of financial stress: Evidence from China. *Journal of the Asia Pacific Economy*, *28*(3), 855-872.

Illing, M., & Liu, Y. (2003). An Index of Financial Stress for Canada (No. 2003-14). Bank of Canada.

Illing, M., Ying, L. (2006). Measuring financial stress in a developed country: an application to Canada. *Journal of Financial Stability*, *2*, 243–265.

Kasal, S. (2023). What are the effects of financial stress on economic activity and government debt? An empirical examination in an emerging economy. *Borsa Istanbul Review*, *23*(1), 254-267.

Koop, G., Pesaran, M.H. & Potter, S.M. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, *74* (1), 119–147.

Kremer, M., Lo Duca, M., & Hollo, D. (2012). CISS-A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System (No. 1426). European Central Bank.

Liow, K.H., Liao, W.Ch. & Huang, Y. (2018). Dynamics Of International Spillovers and Interaction: Evidence from financial market stress and economic policy uncertainty. *Economic Modelling*, *68*, 96-116.

Lo Duca, M., & Peltonen, T. A. (2011). Macro-financial vulnerabilities and future financial stress-Assessing systemic risks and predicting systemic events.

Long, S. & Li, Z. (2023). Dynamic Spillover Effects of Global Financial Stress: Evidence from The Quantile VAR Network. *International Review of Financial Analysis*, *90*, 102945.

Mallick, S.K. & Sousa, R.M. (2013). The Real Effects of Financial Stress in The Eurozone. International Review of Financial Analysis, 30, 1–17.

Michelle, A., & Jon, C. (2015). The power of print: Uncertainty shocks, markets, and the economy. *International Review of Economics & Finance*, *40*, 8–28.

Mirzaei, H., Falihi, N. & Mashhadian Maleki, M. (2011). The impact of uncertainty of macroeconomic variables (exchange rate and inflation) on the credit risk of corporate customers of Tejarat Bank. *Financial Economics*, *6*(18), 113-137. 20.1001.1.25383833.1391.6.18.6.2 [In Persian]

Mittnik, S. & Semmler, W. (2013). The Real Consequences of Financial Stress. Journal of Economic Dynamics and Control, 37(8), 1479–1499.

Nguyen, D.T. & Duong, K. Th. (2024). Financial Stress and Shadow Economy: A global study from a new worldwide database. *Finance Research Letters*, *60*, 104871.

Nikkho, H., Rahmani, T. & Khalili, F. (2022). Macroeconomic Uncertainty and Investment Decisions of Banks. *Financial Economics*, *16*(58), 1-22. 10.30495/fed.2022.691021. [In Persian]

Phan, D.H.B., Iyke, B.N., Sharma, S.S., Affandi, Y. (2020). Economic Policy Uncertainty and The Financial Stability–Is There a Relation?, *Economic* Modelling, 94, 1018-1029.

Rezazadeh, R. and Falah, M. (2019). Examining the overflow of financial stress index fluctuations on inflation, interest rate, liquidity and industry index using GARCH-BEKK and VAR models and Granger causality. Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management), 42 (11), 272-301. SID. 20.1001.1.22519165.1399.11.42.11.2 [In Persian]

Sangyup, C. (2017). Variability in the effects of uncertainty shocks: New stylized facts from OECD countries. *Journal of Macroeconomics, 53*, 127–144.

Shin, M., Zhang, B., Zhong, M., & Lee, D. J. (2018). Measuring international uncertainty: The case of Korea. *Economics Letters*, *162*, 22-26.

Shakeri Bostanabad, R. and Ansari, V. (2026). The relationship between banking facilities and Iran's economic growth: Evidence from a Financial Social Accounting Matrix. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *22*(4), 89-126. doi: 10.22055/jqe.2023.43964.2560 (in Persian)

Stoddard, O. & Noy, I. (2015). Fire-sale FDI? The Impact of Financial Crises on Foreign Direct Investment. *Review of Development Economics*, *19* (2), 387–399.

Stulz, R. M. (2005). The Limits of Financial Globalization. *The Journal of Finance*, *60*(4), 1595–1638.

Tiwari, A.K., Nasir, M.A. & Shahbaz, M. (2020). Synchronisation of policy related uncertainty, financial stress and economic activity in the United States. *International financial economy*, *26*, 6406-6415.

Tsay, R. (1998). Testing and Modeling Multivariate Threshold Models. *Journal of the American Statistical Association*, *93*, 1188–1202.

Valerio Roncagliolo, F. C., & Villamonte Blas, R. N. (2022). Impact of financial stress in advanced and emerging economies. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, *27*(53), 68-85.

Zetlin-Jones, A., & Shourideh, A. (2017). External Financing and The Role of Financial Frictions Over the Business Cycle: Measurement and Theory. *Journal of Monetary Economics*, *92*, 1–15.