فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره پنجاه و سوم، زمستان ۱۴۰۴- صفحات ۲۹۶-۲۶۳

برآورد استرس مالی در اقتصاد ایران و اثر آن بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

نوع مقاله: پژوهشی

علینقی رفیعی امام[۱]
قهرمان عبدلی[۲]
محسن مهرآرا[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۳/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۶/۱۷

چکیده

شاخص استرس مالی به عنوان یک شاخص مهم فرازها وفرود های اقتصاد کلان، تا به امروز توسط مراکز رسمی آماری کشور برآورد نشده است. لذا بررسی در خصوص اثر آن بر بازار های مالی نیز به درستی صورت نگرفته است. دراین پژوهش ضمن ارائه یک روش برآورد سعی شده اثر شاخص استرس مالی بر بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گیرد. دوره مورد بررسی دادهای فصلی سال های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۲ میباشد. برای تخمین استرس مالی[۴]، از مدل فاکتور دینامیک فضای حالت و آزمون علّیت گرنجر در مدل های مارکوف سوییچینگ و برای تعیین اثر روش خودرگرسیون برداری مارکوف سوییچینگ استفاده گردید. نتایج حاصله حکایت از این دارند که افزایش استرس مالی در شرایط نرمال اقتصادی موجب افزایش شاخص بورس می گردد در حالی که در شرایط استرس افزایش بیشتر استرس مالی تنها موجب افزایش کمتر شاخص بورس می گردد و این امر به دلیل این مطلب است که در شرایط استرسی اقتصاد منجر به بی ثباتی بازارهای مالی می گردد. از دیگر نتایج حاصله از برآورد مدل می توان به احتمال قرار گرفتن در شرایط استرس و نرمال در هر دوره مورد بررسی و احتمال انتقالات بین شرایط استرس و نرمال اشاره نمود . شرایط استرس از ثبات بیشتری نسبت به شرایط نرمال در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی برخوردار بوده است که این امر نیز با توجه به شوکهای وارده در طول سالیان متمادی به اقتصاد ایران امری طبیعی و اجتناب ناپذیر می باشد.

---

۱ دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشگاه تهران، پردیس بین المللی کیش، تهران، ایران
Alinaghi.rafieiemam@gmail.com
۲ استاد گروه اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسنده مسئول) Abdoli@ut.ac.ir
۳ استاد گروه اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران mmehrara@ut.ac.ir
۴ Financial stress index

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

واژه های کلیدی: استرس مالی، بورس اوراق بهادار، بازارهای مالی.
طبقه بندی JEL: G01, G10, E44

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

مقدمه

وقوع بحران‌های مالی اغلب نشان‌دهنده ضعف سیستم‌های مالی در پیش‌بینی خطرات و تحقق اهداف برنامه‌ریزی‌شده است.در چنین شرایطی ، دولت‌ها معمولاً سیاست‌هایی را برای کاهش تأثیرات منفی این بحران‌ها بر اقتصاد داخلی خود اجرا می‌کنند. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به اعمال مشوق‌های مالی (مانند کاهش مالیات)، کنترل محرک‌های پولی (مانند نرخ بهره)، و مداخله در بازارهای مالی و نظام ارزی اشاره کرد. اگر این سیاست‌ها به‌درستی طراحی و اجرا شوند، می‌توانند از انتقال بحران‌های جهانی به اقتصاد داخلی جلوگیری کنند. با این حال، اجرای چنین سیاست‌هایی در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی، ممکن است نتایج مورد انتظار را به همراه نداشته باشد. به عنوان مثال، همان‌طور که اسپینوزا، فورناری و لومباردی ۱(2012) در تحقیقات خود نشان داده‌اند، بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ و نوسانات بازارهای جهانی، بحث‌های جدیدی را درباره ارتباط متقابل اقتصاد کلان و بخش مالی، و همچنین نقش شوک‌های اقتصادی در تقویت یا تضعیف بخش واقعی اقتصاد مطرح کرد.

استرس مالی به شرایطی اشاره دارد که در آن نظام مالی تحت تأثیر فشارهای شدید ناشی از نوسانات اقتصادی، بحران‌های بانکی یا شوک‌های خارجی قرار می‌گیرد. این پدیده می‌تواند آثار گسترده‌ای بر اقتصاد کلان و بخش‌های مختلف مالی از جمله بازار سرمایه داشته باشد. در سال‌های اخیر، با افزایش نااطمینانی‌های اقتصادی و بحران‌های جهانی، بررسی تأثیر استرس مالی بر بازارهای مالی به یکی از موضوعات محوری در تحقیقات اقتصادی تبدیل شده است. مطالعات متعددی به بررسی اثرات سیاست‌های اقتصادی و تحلیل رفتار متغیرهای کلان در دوره‌های بحران مالی پرداخته‌اند. در این زمینه، داویگ و هاکیو۲ (۲۰۱۰) و هابریچ و تتلو۳ (۲۰۱۵) تأثیر نوسانات مالی بر اقتصاد ایالات متحده را مورد مطالعه قرار دادند. ابورا و ون روی۴ (۲۰۱۳) نیز در پژوهش خود نشان دادند که بی‌ثباتی مالی با کاهش چشمگیر فعالیت‌های اقتصادی در فرانسه همراه بوده است. میتنیک و سملر۵ (۲۰۱۳) با استفاده از مدل رژیم‌سوییچینگ TAR به بررسی نحوه انتقال بحران‌های مالی به بخش واقعی اقتصاد در ایالات متحده و پنج کشور اروپایی پرداختند.در حوزه تأثیر سیاست‌های پولی در شرایط بحران، داهلهوس۶ (۲۰۱۷) با به‌کارگیری مدل انتقال ملایم، رفتار غیرخطی سیاست پولی در اقتصاد آمریکا طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۹ را تحلیل کرد. یافته‌های این پژوهش در کنار نتایج مطالعات هابریچ و تتلو (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که اگرچه کاهش نرخ بهره در ابتدای بحران مالی

1 Spinoza, Fornari and Lombardi
2 Kar davig ve hakkio
3 Hebrich ve tatlu
4 Abora ve van roye
5 Mitanik ve samler
6 Dahlhaus

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

۲۰۰۷ تأثیر محدودی بر فعالیت‌های اقتصادی داشت، اما سیاست‌های انبساطی پولی در دوره‌های استرس مالی نسبت به شرایط عادی، اثرگذاری قوی‌تری بر متغیرهای کلان اقتصادی نشان داده‌اند. از منظر بین‌المللی، دوورن و ون روی[۱] (۲۰۱۴) با استفاده از یک مدل VAR جهانی به بررسی تأثیر استرس مالی بر چرخه‌های تجاری کشورها و مکانیسم‌های انتقال بحران میان اقتصادهای مختلف پرداختند. این مطالعه نشان داد که استرس مالی می‌تواند از طریق کانال‌های بین‌المللی، اقتصاد کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. مجموعه این یافته‌ها حاکی از آن است که درک صحیح از پویایی‌های استرس مالی و ارتباط آن با بخش واقعی اقتصاد می‌تواند به سیاست‌گذاران در طراحی واکنش‌های مؤثرتر در مواجهه با بحران‌های مالی کمک شایانی کند. این موضوع به ویژه در شرایط کنونی اقتصاد جهانی که با چالش‌های متعدد مالی روبرو است، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد.

اگرچه در مطالعات بین‌المللی پیشین به رفتار متفاوت اقتصاد در شرایط بی‌ثباتی مالی اشاره شده است، اما بیشتر این پژوهش‌ها بر کشورهای توسعه‌یافته تمرکز داشته‌اند و تحقیقات اندکی درباره اثرات ناپایداری مالی بر اقتصاد کشورهای در حال توسعه انجام شده است. این موضوع می‌تواند اهمیت بررسی سرریزهای بازار مالی به اقتصاد واقعی در این کشورها را نشان دهد. پس از بحران وام‌های مسکن در سال ۲۰۰۸، توسعه شاخص‌های مربوط به بی‌ثباتی بازار مالی رواج بیشتری پیدا کرد. در همین راستا، پژوهش‌های متعددی صورت گرفته است که در آن‌ها شاخص‌هایی برای سنجش میزان استرس یا تنش مالی طراحی شده‌اند؛ برای نمونه می‌توان به مطالعات براو و باترز[۲] (۲۰۱۱) و هاکیو و کیتو [۳] (۲۰۰۹) اشاره کرد که برای اقتصاد آمریکا چنین شاخص‌هایی را ارائه داده‌اند. این شاخص‌ها سپس برای تحلیل فعالیت‌های اقتصادی واقعی و بررسی ارتباط بین استرس مالی و اثرات سرریز آن میان کشورها به‌کار گرفته شده‌اند. علاوه بر این، پژوهش‌هایی مانند داهالهوس[۴](۲۰۱۷) ، هابریچ و تتلو[۵] (۲۰۱۵)؛ ابورا و ون روی[۶] (۲۰۱۳)؛ داویگ و هاکیو[۷] (۲۰۱۰) نیز با استفاده از شاخص‌های مالی، به بررسی اثر شوک‌های ناشی از دوره‌های مختلف بی‌ثباتی مالی پرداخته‌اند. ویژگی مشترک این شاخص‌ها در آن است که اطلاعات گوناگونی از بخش‌های مختلف سیستم مالی را در یک شاخص خلاصه می‌کنند، معمولاً از طریق یک عامل مشترک.

---

1 DuVerne and Van Rooy
2 Brave and Butters
3 Hakkio and Keeton
4 Dahlhaus
۰ cpehebrich ve tatlu
۶ abora ve van roye
7 davig ve hakKio

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تفاوت رفتار شاخص‌های کلان اقتصادی ایران در دوره‌های بی‌ثباتی مالی نسبت به دوره‌های با ثبات است. برای این منظور از مدل خودرگرسیون برداری با سوئیچ مارکوفی در چارچوب بیزی (MS-VAR)[۱] استفاده شده که به‌دلیل توانایی در شناسایی رژیم‌های مختلف و تحلیل پویای بازار، ابزار مناسبی برای این بررسی است.

تمرکز مطالعه بر تأثیر استرس مالی بر بازار سرمایه، به‌ویژه بورس اوراق بهادار تهران است. برای تحلیل این رابطه، نیاز به شاخصی برای اندازه‌گیری استرس مالی وجود دارد؛ از این‌رو، یکی از اهداف فرعی پژوهش، طراحی شاخصی بومی است که بتواند رفتار بازار مالی کشور را منعکس کرده و دوره‌های تاریخی بی‌ثباتی را برجسته کند. بر این اساس، این مقاله به بررسی دینامیک اقتصادی و رابطه متقابل اقتصاد کلان و بخش مالی در شرایط عادی و بحرانی می‌پردازد تا درک بهتری از این تعاملات در وضعیت‌های مختلف اقتصادی ارائه دهد.

در ادامه این مقاله، ابتدا مبانی نظری موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد و پژوهش‌های پیشین مرتبط با آن مرور می‌شود. سپس به‌طور نظری به بررسی رابطه بین بازار مالی و تحولات اقتصاد کلان پرداخته خواهد شد. در مرحله بعد، روش محاسبه شاخص استرس مالی توضیح داده می‌شود و این شاخص برای اقتصاد ایران محاسبه می‌گردد. در نهایت، ارتباط بین شاخص استرس مالی و شاخص بورس اوراق بهادار تهران تحلیل می‌شود و بر اساس نتایج حاصل، پیشنهادهای کاربردی برای سیاست‌گذاران و فعالان اقتصادی ارائه خواهد شد.

۱-مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۱-۱- بازار مالی و پویایی اقتصاد کلان

بازار مالی می‌تواند از دو مسیر اصلی بر اقتصاد واقعی تأثیر بگذارد. نخست، زمانی که فضای بازار دچار عدم قطعیت یا بی‌ثباتی می‌شود، شرکت‌ها معمولاً در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری محتاط‌تر عمل می‌کنند و ممکن است اجرای این تصمیمات را به تعویق بیندازند تا وضعیت بازار پایدارتر شود. این رفتار در چارچوب «نظریه گزینه‌های واقعی» قابل توضیح است؛ به‌گونه‌ای که بحران‌های مالی به‌عنوان دوره‌هایی از بی‌ثباتی تلقی می‌شوند که می‌توانند سرمایه‌گذاری را کاهش داده و بر سیاست‌های

۱ Markov-switching

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

اقتصادی دولت و روند چرخه‌های اقتصادی اثرگذار باشند. این موضوع در مطالعاتی مانند برنانکه[۱] (۱۹۸۳) بلوم، باند و ون رینن[۲] (۲۰۰۷) و باوم، کاگلایان و تالاورا[۳] (۲۰۱۰) بررسی شده است.

دومین مسیر تأثیرگذاری بازار مالی بر اقتصاد واقعی، از طریق محدود شدن دسترسی شرکت‌ها به منابع مالی و اعتباری در دوره‌های تلاطم مالی است. در چنین شرایطی، بانک‌ها به دلیل افزایش ریسک و نگرانی از ورشکستگی شرکت‌ها، حق بیمه ریسک (Premium) بالاتری برای اعطای وام در نظر می‌گیرند و سیاست‌های اعتباری سخت‌گیرانه‌تری اتخاذ می‌کنند. این موضوع در مدل «شتاب‌دهنده مالی» که توسط برنانکه، گرتلر و گیلکریست[۴] (۱۹۹۹) و داویگ و هاکیو[۵] (۲۰۱۰) ارائه شده، توضیح داده شده است. افزایش ریسک و نااطمینانی، ترازنامه شرکت‌ها را تضعیف کرده و توان آن‌ها برای دریافت اعتبار و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. در نتیجه، فعالیت‌های تولیدی و ورود به پروژه‌های جدید کاهش پیدا می‌کند و سودآوری شرکت‌ها افت می‌کند. کاهش سودآوری نیز به نوبه خود باعث افت معاملات سهام در بورس و رکود در بازار سرمایه می‌شود، که نهایتاً منجر به کاهش قیمت و حجم معاملات سهام خواهد شد.

با وجود پیشرفت‌های نظری در زمینه نقش بازارهای مالی در اقتصاد، بوریو[۶](۲۰۱۴) تأکید می‌کند که تا پیش از سال ۲۰۰۰، مطالعات اقتصادی تعریف روشنی از میزان تأثیر عوامل مالی بر نوسانات چرخه‌های تجاری ارائه نکرده بود. با این حال، مطالعات جدیدتری مانند ترونز و دیگران[۷] (۲۰۱۲)، آیکمن، هالدان و نلسون[۸] (۲۰۱۵) و نیز بوریو و تسارونیس[۹] (۲۰۱۲) به‌صورت تجربی رابطه بین چرخه‌های تجاری و چرخه‌های مالی را اثبات کرده‌اند. این پژوهش‌ها نشان می‌دهند که چرخه‌های مالی – یا به‌طور خاص‌تر، چرخه‌های اعتباری – با چرخه‌های تجاری تفاوت دارند. چرخه‌های مالی معمولاً بلندمدت‌تر هستند و با فرکانس پایین‌تری رخ می‌دهند، در حالی‌که چرخه‌های تجاری اغلب در بازه‌های زمانی کوتاه‌تر (معمولاً تا ۸ سال) تکرار می‌شوند. همچنین، بوریو و تسارونیس (۲۰۱۲) نشان داده‌اند که اوج‌گیری چرخه‌های مالی غالباً با وقوع بحران‌های مالی همراه است و می‌تواند نشانه‌ای از بروز بی‌ثباتی در نظام اقتصادی باشد.

---

1 Bernanke
2 Bloom, Bond and Van Reenen
3 Baum, Kaglayan and Talavera
4 Bernanke, Gertler, and Gilchrist
5 Davig and Hakio
6 Borio
7 Terrones , Claessens،Kose
8 Aikman، Haldane ،Nelson
9 Drehmann , Borio and Tsatsaronis

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

ترونز و همکاران [1] (۲۰۱۲) نیز نشان داده‌اند که شدت و طول دوره رکودها و دوره‌های بهبود اقتصادی، تحت تأثیر پیوند بین چرخه‌های تجاری و چرخه‌های مالی شکل می‌گیرد. آن‌ها تأکید می‌کنند که رکودهایی که با تلاطم مالی همراه هستند، معمولاً عمیق‌تر و ماندگارترند. این پژوهش همچنین نشان داد که رکودهایی که همزمان با افت بازار سهام رخ می‌دهند، با کاهش بیشتری در تولید همراه هستند. در همین راستا، آیکمن، هالدن و نلسون [2](۲۰۱۵) نیز با استفاده از نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری چرخه‌های اعتباری، رابطه‌ای قوی میان توسعه بازارهای مالی، تمرکز بر نظام بانکی و تحولات اقتصاد کلان شناسایی کرده‌اند. این یافته‌ها مکمل نتایج مطالعات قبلی بوده و بر اهمیت نقش بازارهای مالی در شکل‌دهی به تحولات اقتصادی تأکید دارند. بوریو [3](۲۰۱۴) نیز خاطرنشان می‌کند که شناسایی و اندازه‌گیری چرخه‌های مالی و درک تأثیر عوامل مالی بر اقتصاد کلان، چالش‌های مهمی را برای طراحی سیاست‌های اقتصادی ایجاد می‌کند. این چالش‌ها به‌ویژه در حوزه سیاست‌های پولی بیشتر به چشم می‌خورند؛ چرا که در شرایط بی‌ثباتی مالی، کارایی سیاست‌های انبساطی ممکن است کاهش یافته و در بلندمدت از اثربخشی و اعتبار آن‌ها کاسته شود.

۲-۱- پیشینه تحقیق

در این بخش به برخی از مهم ترین و جدیدترین مطالعات داخلی و خارجی انجام شده در رابطه با استرس مالی و بازار سهام به طور خلاصه اشاره می گردد:

رضازاده و همکاران :(1399) این مطالعه به بررسی تأثیر نوسانات شاخص استرس مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ تورم، نرخ بهره و نقدینگی در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ پرداخت. در این تحقیق از مدل‌های GARCH و VAR برای تحلیل داده‌ها استفاده شد. نتایج حاکی از وجود رابطه علی بین شاخص استرس مالی و متغیرهای اقتصادی یادشده بود؛ به‌گونه‌ای که تغییرات در شاخص استرس مالی می‌تواند بر نرخ تورم، نرخ بهره و نقدینگی اثرگذار باشد. همچنین تحلیل اثرات متقابل بین شاخص استرس مالی و شاخص صنعت نشان داد که در بلندمدت، شاخص استرس مالی تأثیر معناداری بر شاخص صنعت ندارد، اما نوسانات شاخص صنعت می‌تواند منجر به تغییرات در شاخص استرس مالی شود.

توحیدی و همکاران :(1402) در این تحقیق، اثر استرس مالی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ بررسی شده است. پژوهش با استفاده از مدل خودبازگشت میانگین متحرک

1 Terrones، Claessens and Kose
2 Aikman، Haldane ،Nelson
3 Borio

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

(ARMA)آغاز و در ادامه از مدل مارکوف-سوئیچینگ برای تحلیل تغییر رژیم‌ها در اقتصاد استفاده شد. یافته‌های این مطالعه نشان داد که هرچند دوره‌هایی از استرس مالی در اقتصاد ایران قابل شناسایی هستند، اما تأثیر این استرس‌ها بر رشد اقتصادی بسیار اندک و از نظر آماری معنادار نیست. رضاقلی‌زاده و همکاران :(1402) در این پژوهش، اثر استرس مالی بر بازده سهام صنایع بورسی طی دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفت. شاخص استرس مالی با استفاده از داده‌های روزنامه‌ای و به کمک روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) محاسبه شد. سپس، برای تحلیل اثر این شاخص بر بازده صنایع، از مدل پنل چندمتغیره و تجزیه و تحلیل ضرایب در افق‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده گردید. نتایج نشان داد که استرس مالی تأثیر منفی و معناداری بر بازده سهام صنایع دارد؛ به‌عبارت دیگر، افزایش سطح استرس مالی در بازار، بازدهی سهام شرکت‌های بورسی را کاهش می‌دهد.

ساهو [1] (۲۰۲۰) این پژوهش به بررسی استرس مالی در بازار بورس هند طی دوره ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۶ پرداخته است. در این مطالعه، شاخص استرس مالی برای بازارهای مختلفی از جمله بازار سهام، بازار پول، بازار اوراق قرضه، بازار ارز خارجی و بخش بانکی محاسبه شد. سپس رابطه بین استرس مالی، رشد اقتصادی و ثبات قیمتی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که افزایش استرس مالی در این کشور با کاهش رشد اقتصادی همراه بوده است.

گنبو [2](۲۰۱۹) این تحقیق به بررسی رابطه بین استرس مالی و رشد اقتصادی در کشورهای غرب آفریقا پرداخته و همچنین نقش سیاست‌های پولی و مالی را در این رابطه بررسی کرده است. مطالعه مذکور با استفاده از مدل پانل رگرسیون با انتقال ملایم و در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ انجام شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که ارتباط بین شاخص استرس مالی و رشد تولید ناخالص داخلی به شدت تحت تأثیر تغییرات سیاست‌های پولی و سطح نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی قرار دارد.

۲- روش شناسی پژوهش و پایگاه داده

۲-۱- شاخص استرس مالی

از زمان بحران مالی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸، اقتصاددانان شاخص‌های آماری مختلفی را برای سنجش میزان بی‌ثباتی مالی توسعه داده‌اند. این شاخص‌ها معمولاً شرایطی را اندازه‌گیری می‌کنند که به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیستند، اما با استفاده از داده‌های مرتبط با بخش مالی قابل برآورد

1 Sahu
2 Genbo

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

هستند. هدف اصلی این شاخص‌ها، شناسایی تهدیدهای موجود در بازار مالی است. با این حال، در ادبیات علمی توافق روشنی درباره تعریف دقیق «استرس مالی» وجود ندارد. به‌عنوان نمونه، بریو و باترز [۱](۲۰۱۱، ۲۰۱۲) استرس مالی را هم‌معنای بی‌ثباتی مالی می‌دانند، در حالی که هاکیو و کیتون [۲](۲۰۰۹)، آن را مفهومی گسترده‌تر تلقی می‌کنند که شامل عواملی همچون عدم اطمینان نسبت به ارزش دارایی‌ها، رفتار سرمایه‌گذاران، عدم تقارن اطلاعاتی، افزایش تمایل به دارایی‌های کم‌ریسک یا نقدشونده می‌شود. در مطالعه‌ای توسط کلیسن، اویانگ و ورمن [۳](۲۰۱۲) ، ۱۸ تعریف مختلف از استرس مالی مورد بررسی قرار گرفت و در نهایت این مفهوم به‌عنوان مجموعه‌ای از شرایطی تعریف شد که طی آن بازار، انتظارات خود را نسبت به زیان‌های احتمالی آینده، ارزش دارایی‌ها و فعالیت‌های اقتصادی تغییر می‌دهد.

برای تدوین شاخصی جهت سنجش بی‌ثباتی در بخش مالی ایران، ابتدا برخی از شاخص‌های معتبر بین‌المللی مورد بررسی قرار گرفتند. از جمله این منابع می‌توان به شاخص استرس مالی سنت لوئیس[۴](STLFSI) که توسط کلیسن و اسمیت [۵](۲۰۱۰) ارائه شده، شاخص استرس مالی کانزاس سیتی(KCFSI)[۶] که توسط هاکیو و کیتون [۷](۲۰۰۹) توسعه یافته، و همچنین شاخص وضعیت تجاری فیلادلفیا (ADS) ساخته شده توسط آروبا، دیبولد و اسکاتی (۲۰۰۹) اشاره کرد. علاوه بر این، شاخص ملی شرایط مالی (NFCI) از فدرال رزرو شیکاگو که توسط بریو و باترز (۲۰۱۱) طراحی شده، و دیگر شاخص‌های موجود در ادبیات علمی نیز بررسی شدند. طبق بررسی کلیسن، اویانگ و ورمن [۸] (۲۰۱۲)، میان دو نوع شاخص تفاوت مفهومی وجود دارد: شاخص استرس مالی[۹] (FSI) و شاخص شرایط مالی (FCI) . شاخص FSI تمرکز بر ثبت نوسانات و سطح شکنندگی مالی دارد، به‌گونه‌ای که افزایش آن نشانه‌ای از احتمال بالاتر وقوع بحران مالی است. در مقابل، FCI دامنه وسیع‌تری از اطلاعات از جمله متغیرهای غیراقتصادی را نیز در بر می‌گیرد و بیشتر به ارزیابی شرایط کلی مالی می‌پردازد.

1 Brio and Butters
2 Hakio and Keaton
3 Klissen, Ouyang and Worman
4 St. Louis Financial Stress Index
5 Clisson and Smith
6 Kansas City Financial Stress Index
7 Hakio and Keaton
8 Klissen, Ouyang and Verman
9 Financial stress

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

در این پژوهش، با هدف ارزیابی سطح شکنندگی و ناپایداری مالی در ایران، یک شاخص استرس مالی (FSI) طراحی شده است. برای محاسبه و فرمول‌بندی این شاخص، از مدل "عامل پویا در قالب فضای حالت (Dynamic Factor Model - DFM) "استفاده شده است.

۱-۱-۲- مدل پژوهش

برای فرمول بندی شاخص استرس مالی[1]، از یک مدل فاکتور دینامیک فضای حالت ۲(DFM) استفاده میگردد؛ این مدل در مقالات استوک و واتسون ۳(۲۰۱۱) نشان داده شده بود و توسط اروبا و دیبولد (۲۰۱۰) و بریو و بوترز(۲۰۱۱) به روش مشابه ، به کار گرفته شد. با این فرض که برخی فاکتورهای پویایی به صورت پنهانی، منجر به حرکت هماهنگ بردارهای مجموعه های زمانی فرابعدی می شوند که تحت تاثیر بردار اختلالات با میانه صفر نیز قرار می گیرند. این نوسانات را می توان حالت ویژه ای نیز در نظر گرفت، زیرا ناشی از خطاهای اندازه گیری و ویژگی های مجموعه های زمانی (رویدادهای غیر منتظره) می باشند.

با توجه به کارهای استوک و واتسون ۴(۲۰۱۱)، ارائه فضای حالت از مدل فاکتور دینامیک اینگونه است:

$$X_{t=}\tilde{\lambda}(l)F_{t+\epsilon_t} \quad (۱)$$

$$f_{t=}(l)F_{t-1+\pi_t} \quad (۲)$$

که در آن Xt، بردار مجموعه های مشاهده شده است، ft، فاکتورهای پنهان پویایی را نمایش می دهد و εt اختلال با میانه صفر را نشان می دهد. به علاوه، اینگونه در نظر گرفته می شود که مجموعه های N، تبدیل به Xt و εt N×1 شده و فاکتورهای پویایی q، سپس ft و ηt ، q×1 هستند. l یک عملگر پس افت (تاخیر) است و λ(L) و Ψ(L) به ترتیب، استانداردهای چند جمله ای پس افت N×q و q×q هستند. بار مجموعه های فاکتور دینامیک i هستند که در آن Xti توسط λi(L) ارائه شده و مولفه مشترک، λi(L) ft است.

اینگونه در نظر گرفته می شود که روندهای (۱) و (۲)، بی تغییر هستند و اختلالات، با تغییرات فاکتورها در تمامی پیش افت ها و پس افت ها ناهمبسته هستند، مثلا E(εt ηt-k)' = 0 برای تمامی k ها وآن ها متقابلا در میان خودشان نیز ناهمبسته هستند، E(εti εjs) = 0 برای تمامی s

1 Financial stress index
2 state-space Dynamic Factor Model
3 Stock & Watson
4 Stock and Watson

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

ها زیرا $i \neq j$. بنابراین، یکی از مزیت های استفاده از DFM این است که به طور نرمال، q بسیار کوچکتر از N است و این باعث می شود تا پیش بینی های دقیقتری با استفاده از متغیرهای شخصی از فاکتورهای ft انجام شود.

۲-۱-۲- مشخصات مدل

پس از ساخت شاخص استرس مالی با استفاده از داده‌های بخش مالی، لازم است این شاخص تحلیل شود تا دوره‌های وقوع استرس مالی شناسایی گردند. برای این منظور، از مدل «خودرگرسیون برداری با تغییر رژیم مارکوف» یا مدل MS-VAR استفاده شده است؛ مدلی که توسط سیمس و همکاران (۲۰۰۸) معرفی شده و از روش بیزی برای تخمین بهره می‌برد.

این مدل یکی از مناسب‌ترین روش‌ها برای تشخیص دوره‌های بحران در اقتصاد است، چرا که قادر است رفتار غیرخطی اقتصاد را در شرایط متفاوت (ثبات یا بی‌ثباتی) شناسایی کند. در این چارچوب، با تحلیل واکنش متغیرها نسبت به شوک‌های اقتصادی، می‌توان تفاوت اثرگذاری این شوک‌ها را در دوره‌های مختلف بررسی کرد.

مدل مارکوفی در واقع به بررسی فرایندی می‌پردازد که در آن متغیر حالت (که به صورت تصادفی تغییر می‌کند) در هر لحظه زمانی به احتمال مشخصی بین وضعیت‌های مختلف (مثلاً وضعیت ثبات یا بحران) جابه‌جا می‌شود. این احتمال‌ها در قالب یک «ماتریس انتقال مارکوف» تعریف می‌شوند که نشان می‌دهد احتمال انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر چقدر است. بنابراین، با استفاده از این مدل، می‌توان شناسایی کرد که اقتصاد در چه دوره‌هایی دچار تنش یا ثبات مالی بوده و چگونه به شوک‌های بیرونی واکنش نشان داده است. احتمال اینکه st برابر با i باشد، وقتی که st-1 و j توسط ماتریکس انتقال مارکوویان قابل ارائه است.

(۳)

$$Pij = (pij) \in M(k \times k)$$

به عنوان مثال:

$$\Pr(s_t = i | s_{t-1} = j) = pij$$

(۴)

$$P = \begin{pmatrix} p11 & p21 & \cdots & pk1 \\ p12 & p22 & \cdots & pk2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p1k & p2k & \cdots & pkk \end{pmatrix}$$

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

$$\sum_{i\in M}^{k} p_{i,j} = 1 \qquad (۵)$$

که در آن عناصر هر ستون P ماتریکس، و pi,j را اضافه کرده است.

مدل‌های با تغییر رژیم (یا تغییر نظام)، نسخه‌ای تعمیم‌یافته از مدل‌های خودرگرسیو (AR) هستند که به‌جای در نظر گرفتن پارامترهای ثابت، امکان تغییر این پارامترها (مانند عرض از مبدأ، واریانس خطا و ضرایب) را در دوره‌های مختلف فراهم می‌کنند. در واقع، این مدل‌ها به ما اجازه می‌دهند که فرض کنیم اقتصاد در طول زمان از یک وضعیت (یا رژیم) به وضعیت دیگر تغییر می‌کند، مثلاً از دوره‌ای با ثبات مالی به دوره‌ای با بحران مالی.

در این مدل، بردار متغیرهای مشاهده‌شده در طول زمان با نماد $\mathbf{y} = (y_1, \ldots, y_t)$ نشان داده می‌شود که شامل مشاهدات سری زمانی با طول T و وقفه k است. ویژگی اصلی این مدل‌ها آن است که پارامترهای آن وابسته به رژیم (یا وضعیت اقتصادی) هستند، یعنی در هر دوره، بسته به اینکه اقتصاد در کدام وضعیت قرار دارد، ضرایب مدل تغییر می‌کنند.

علاوه بر این، ممکن است متغیرهای برون‌زا (متغیرهایی که از بیرون مدل وارد می‌شوند و تحت تأثیر متغیرهای درون مدل قرار نمی‌گیرند) نیز به مدل اضافه شوند. این متغیرها به‌صورت برداری تعریف می‌شوند و در زمان t مشخص هستند. شکل کلی چنین مدلی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت: در این مدل، رژیم اقتصادی St در هر زمان t ممکن است تغییر کند و به صورت یک فرایند مارکوف مدل‌سازی می‌شود؛ یعنی احتمال قرار گرفتن در یک وضعیت خاص، به وضعیت قبلی بستگی دارد.

$$\mathcal{Y}_t`A(St) = \sum_{i=1}^{p} \mathcal{Y}_t` - 1\ A_I(S_t) + Z_t`A_0(S_t) + \in_t' `\Xi^{-1}(s_t), \qquad (۶)$$

بنابراین برای تشخیص دوره های استرس، از مدل بردار اتورگرسیون -مارکوف سوییچینگ (MS-VAR) استفاده می شود و در نهایت تاثیر استرس مالی (در دوره های استرس و ثبات) را بر بازدهی بورس بررسی می شود.

مدل خود رگرسیونی برداری مارکوف سوییچینگ(MS-VAR)

اگر چنین متصور باشیم که سری زمانی مورد بررسی، در طول زمان، توأم با تغییرات در شرایط (رژیم) است، در این حال با فرض ثابت بودن پارامترها در مدل های VAR موجه نبوده و مدل های MS-VAR را می توان تحت عنوان یک جایگزین مناسب مورد استفاده قرار داد. ایده اصلی این روش این میباشد که پارامترهای مدل VAR بستگی به متغیر رژیم st دارند، با این حال st غیرقابل مشاهده بوده و فقط می توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. در این حالت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده yt به صورت زیر خواهد بود:

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

(۷)

$$p(y_t|Y_{t-1,}s_t) = \begin{cases} f(y_t|Y_{t-1},\theta_1) if\, s_{t=1} \\ f(y_t|Y_{t-1},\theta_n) if\, s_{t=n} \end{cases}$$

به طوری که Θn بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم های مختلف و Yt-1 نشانگر Yt-] j=1 ∞ j] می باشد. برای یک رژیم مشخص st،yt را می توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

$$y_t = v(s_t) + A_1(S_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \qquad (۸)$$

که ∑ st،ut~NID[] , می باشد. برای تکمیل فرآیند ایجاد داده ها لازم است که نحوه تغییر در رژیم (st) را بشناسیم، که در مدلهای MS فرض بر اینست که st به وسیله زنجیره مرتبه اول مارکوف زیر ایجاد می شود:

$$pr\left\{s_t \middle| [s_{t-j}]_{j=1}^{\infty}, [y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}\right\} = pr\{s_t|s_{t-1}; p\} \qquad (۹)$$

که در آن □□برداری است تشکیل شده از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم هاست. بر اساس این فرض می توان احتمال انتقال بین رژیم های مختلف را به دست آورد:

(۱۰)

$$p_{i,j=pr}\{s_{t+1=j}|s_t = i\}, \sum_{i=1}^{n=1} p_{i,j=}$$

$$1 \forall i,j \in \{1,2,\cdots,n\} \qquad (۱۱)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس n × n، ماتریس احتمال انتقالات p به دست می آید که هر عنصر از آن pi,j احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می دهد.

(۱۲)

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{n1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p1n & \cdots & pnn \end{bmatrix}$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS-VAR زیر می شود:

(۱۳)

$$y_{t=v(s_t)} + A_1(S_{t)y_{t-1}} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t$$

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم (st) وابسته هستند. بنابراین مدل فوق را می توان به شکل زیر هم نشان داد:

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

(۱۴)

$$y_t= \begin{Bmatrix} v_1 + A_{11yt-1+\cdots+A_{p1yt-p+}} \Sigma_1^{\frac{1}{n}} u_t if s_t = n \\ v_n + A_{1nyt-1+\cdots+A_{p1yt-p+}} \Sigma_1^{\frac{1}{n}} u_t if s_t = n \end{Bmatrix}$$

مطالعات زیادی از این مدل ها برای بررسی موضوعات مختلف اقتصادی استفاده کرده اند. در مدل مورد اشـاره، در رژیـم هـای مختلف میزان اثرگذاری متغیرهای باوقفه و همچنین متغیرهای توضیحی دیگر متفاوت مـی باشـد، در نتیجـه مـی تـوان از ایـن مدل ها برای بررسی علّیت بین متغیرها استفاده کرد (کرولزیـگ و همکاران، ۲۰۰۲).

۳-۱-۲- آزمون علّیت گرنجر در مدل های مارکوف سوییچینگ

فرض شود که می خواهیم رابطه علی بین دو متغیر ۱ xو ۲ xرا با احتمال تغییر رژیم را در نظر بگیریم، تغییر رژیم اجازه می دهد تا رابطه علی بین متغیرها به رژیم بستگی داشته و متغیر باشد. بنابراین در این مدل ها نیازی به فرض ثبات رابطه علیت بین متغیرها نیست.

برای این منظور با این فرض که تعداد رژیمهای ممکن ۲ باشد می توان از مدلب MS-VAR بصورت زیر استفاده کرد.

(فلاحی و هاشمی دیزج ۱۳۸۹ ،: ۱۳۹):

(۱۵)

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x2,t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{22} S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{r-1}^{k} \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(r)} + \phi_{11}^{r} s_{1,t} & \psi_1^{(r)} s_{1,t} \\ \psi_2^{(r)} s_{2,t} & \varphi_{20}^{(r)} + \phi_{21}^{r} s_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{r-1}^{k} \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(r)} + \varphi_{11}^{(r)} S_{1,t} \\ \varphi_{10}^{(r)} + \varphi_{21}^{(r)} S_{2,t} \end{bmatrix} z_{t-at} + \begin{vmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{vmatrix}, \mathrm{t}$$

zt می تواند به عنوان یک متغیر کنترل در مدل استفاده شود یا حذف شود. در مدل فـوق s۱,t وs۲,t متغیرهای تصادفی غیرقابل مشاهده بوده که مقدار آنها می تواند ۰ یا ۱ باشد، اجزای اخلال یک فرآیند اختلال سفید است که مستقل از رژیم می باشد. جهت برآورد تخمین این مدل از روش

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

حداکثر درست نمایی (MR) استفاده شده که علاوه بر ضرایب مدل، می توان با بهره گیری از احتمالات محاسبه شده (احتمال هموار و فیلتر شده) تعلق خاطر هر مشاهده را به رژیم ۰ یا ۱ مشخص کرد. احتمالات فیلتر شده با بهره گیری از مشاهدات از ۱ تا t (نقطه در بررسی) و احتمالهای هموار با استفاده از همه مشاهدات محاسبه می شود.

بر اساس پارامترهای تخمین زده شده مدل فوق، رابطه علّیت بین دو متغیر را می توان مورد بحث قرار داد. غیر صفر بودن هر کدام از پارامترهای (۱۱) و ... و (k۱) (ضرایب متغیرهای x۲,t) نشان می دهد که x۲ علّیت گرنجر 1 x می باشد، زمانی که s۱,t= ۱ است و علت گرنجر برای 1 x نیست، زمانی که s۱,t= ۰ است. بدین منوال اگر هریک از پارامترهای (۱۱) و ... و (k۱) (ضرایب متغیرهای x۱,t) غیر صفر باشند، x۱ علّیت گرنجر برای x۲ هست، زمانی که s۲,t= ۱ و علت گرنجری x۲ نیست، اگر s۲,t= ۰ باشد. (پرلین، ۲۱۰۲: ۲۵۳).

برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها، مدل مارکوف-سوییچینگ مزایای خاصی دارد که آن را به ابزاری قوی برای تحلیل‌های اقتصادی تبدیل می‌کند:

انعطاف‌پذیری بالا در تشخیص تغییرات رابطه علیت در طول زمان

این مدل اجازه می‌دهد که رابطه علیت بین متغیرها در طی زمان چندین بار و در هر زمانی تغییر کند. این ویژگی به‌ویژه زمانی مفید است که داده‌های مورد بررسی شامل شوک‌ها یا تغییرات ساختاری زیادی باشند، ولی زمان دقیق وقوع این تغییرات مشخص نباشد. برای مثال، در اقتصادهایی که بحران‌های مالی یا تغییرات شدید سیاسی را تجربه کرده‌اند، این قابلیت بسیار کلیدی است.

مدلسازی تغییر علیت با تعداد متغیرهای محدود

این روش امکان مدلسازی رابطه علیت را با رعایت اصل صرفه‌جویی در استفاده از متغیرها (اصل قلّت متغیرها) فراهم می‌کند. این بدان معناست که برای تحلیل دقیق، نیاز به وارد کردن تعداد زیادی متغیر نیست.

تعیین درون‌زای زمان تغییر در رابطه علیت

یکی از ویژگی‌های مهم این مدل آن است که زمان‌هایی که رابطه علیت بین متغیرها تغییر می‌کند، توسط خود مدل و از دل داده‌ها به‌صورت درون‌زا (نه از پیش تعیین‌شده) شناسایی می‌شود. این مزیت باعث می‌شود تحلیلگر نیازی به فرض زمان وقوع تغییرات نداشته باشد.

در مجموع، مدل مارکوف-سوییچینگ به دلیل انعطاف بالا و قدرت در شناسایی تغییرات ساختاری و زمانی در روابط بین متغیرها، ابزاری بسیار مناسب برای تحلیل‌های علی در محیط‌های اقتصادی پویا و ناپایدار است. (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹: ۱۴۲).

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

۴-۱-۲- اثر تغییرات استرس مالی بر بازار بورس تهران -تصریح مدل

در این تحقیق به منظور بررسی تاثیر استرس مالی و سایر متغییر های مستقل بر بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش اتورگرسیون برداری مارکوف سوییچینگ به برآورد مدل و بررسی اثرات آن پرداخته می شود:

(۱۶)

$$SIND=F(GP, INF, M, ST, O)$$

GP:قیمت طلا

INF : تورم

M : نقدینگی

ST : شاخص استرس مالی

O : سایر شاخص های موثر

SIND : شاخص بورس

۲-۲- تخمین شاخص استرس مالی

داده‌های پژوهش:

یکی از مهم ترین بخش های ایجاد استرس مالی، انتخاب متغیرها می باشد. ارزش دارایی های مالی تحت عنوان بهترین شاخص استرس بازار مالی شناخته می شود .اما در هنگام انتخاب متغیرهای مالی در اقتصاد ایران، به دلیل ناکارآمدی بازارهای مالی و نبود شاخص های مناسب قیمت، باید متغیرهای دیگری را نیز در نظر گرفت تا استرس مالی به درستی استخراج شود. هنگام انتخاب متغیرهای استرس مالی می بایست معیارهای زیر در نظر گرفته شوند:

هر متغیر باید یک یا چند ویژگی های اصلی استرس مالی را تشریح کند.

در قیمت یا بازدهی بازار بورس مد نظر تأثیرگذار باشد.

مطابق مطالعه بوریو و لاو (۲۰۰۲)، داده های متغیر انتخاب شده بایستی در دسترس و حداقل فصلی بیان شود.

علاوه بر این برای تشخیص مناسب ترین متغیرها برای فرمول بندی شاخص استرس مالی، می بایست متغیرهایی را در نظر گرفت که در دیگر مطالعات مشابه اعمال شده‌اند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

۱-۲-۲-متغیر های ریسک

قیمت طلا(GP): در سال‌های اخیر، به‌دلیل رشد قابل‌توجه نقدینگی در کشور، طلا و سکه به‌عنوان ابزاری برای حفظ قدرت خرید و ارزش دارایی‌ها توسط خانوارها و سرمایه‌گذاران مورد استفاده قرار گرفته‌اند. از این منظر، طلا در نقش یک دارایی جایگزین، بهینه‌سازی سبد دارایی افراد را تسهیل می‌کند. به همین دلیل، **قیمت طلا و تغییرات آن می‌تواند به‌عنوان یک شاخص مهم در ارزیابی شرایط ثبات یا بی‌ثباتی مالی در بازارهای مالی ایران** در نظر گرفته شود. نوسانات شدید این متغیر اغلب منعکس‌کننده افزایش نگرانی‌های سیستماتیک و عدم اطمینان اقتصادی است.

نرخ تورم(INF): بانک‌ها به‌عنوان واسطه‌های اصلی در تأمین مالی بخش واقعی اقتصاد نقش کلیدی ایفا می‌کنند. هرگونه اخلال در نظام اقتصادی، نه‌تنها فعالیت‌های بانکی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بلکه به‌واسطه وابستگی شدید بنگاه‌های تولیدی به نظام مالی، می‌تواند موجب بروز چالش‌های جدی در کل اقتصاد شود. از منظر نظری، **هزینه استفاده از سرمایه واقعی در نظام بانکی با نرخ بهره واقعی** سنجیده می‌شود که حاصل تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم است. این نرخ بر رفتار هر دو گروه سپرده‌گذاران و وام‌گیرندگان تأثیرگذار است. لذا از این دو متغیر با توجه به اثر گذاری آن ها بر منابع و مصارف بانک ها و تاثیر پذیری آن ها از شرایط اقتصادی کشور برای محاسبه استرس در نظام بانکی ایران بهره برده شده است ولیکن از آنجا که نرخ تورم زاده شرایط اقتصادی بوده، در زمره متغیرهای ریسک قرار گرفته است. لیکن نرخ بهره بدلیل تعیین توسط بانک مرکزی و سیستم بانکی در دسته متغیر های بانکی قرار می‌گیرد.

۲-۲-۲-متغیر های بانکی

نسبت تسهیلات به دارایی(LA): نسبت تسهیلات به دارایی نشانگر توانایی بانک در وام دهی و انجام فعالیت‌های خود می‌باشد و هرچه این نسبت کمتر باشد بانک در معرض ریسک کمتری برای انجام فعالیت های خود بوده و به عبارت دیگر ظرفیت بیشتری برای تامین مالی در سایر زمینه‌های اقتصادی دارد .

نرخ سود(IR): با توجه به توضیحاتی که قبلا ذکر شد نرخ بهره واقعی بر رفتار دو گروه سپرده گذاران و وام گیرندگان موثر است و از تفاضل نرخ بهره اسمی و تورم حاصل می گردد و با توجه به اثر گذاری آن ها بر منابع و مصارف بانک ها و تاثیر پذیری آن ها از شرایط اقتصادی کشور برای محاصبه استرس در نظام بانکی ایران از این متغیر بهره برده شده است.

نرخ ذخیره قانونی(LAWR): بانک ها ملزم به نگهداری قسمتی از سپرده های تودیع شده نزد خود در بانک مرکزی می باشند. این نسبت را نسبت یا نرخ ذخیره قانونی، و میزان سپرده مسدود

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

شده در نزد بانک مرکزی را سپرده قانونی می‌نامند. ذخیره قانونی بانک‌ها به عنوان یکـی از ابزارهای سیاست پولی در مقایسه با دیگر ابزارها از مزیت‌های زیادی برخوردار است. برای مثال، تأثیر استفاده از تغییرات نرخ ذخیره قانونی بانک‌های تجاری و تخصصی، در مورد تمام بانک های کشور ظاهر می‌شود به همین سبب نرخ ذخیره قانونی منجر به عنوان عاملی برای محاسبه شاخص استرس مالی در نظر گرفته می‌شود.

۳-۲-۲- متغیر های خارجی

قیمت نفت(OP): با توجه به اینکه بخش عمده درآمدهای ارزی کشور از طریق فروش نفت و مشتقات آن حاصل می گردد لذا قیمت آن به عنوان یکی از عوامل استرس مالی می تواند حایز اهمیت باشد چرا که میزان درآمدهای ارزی حاصله از فروش نفت می تواند میزان منابع بانک مرکزی را تحت تاثیر قرار داده که این خود بر نحوه تعاملات بانک مرکزی با سیستم موثر میباشد.

نرخ رشد اقتصادی طرف های عمده تجاری (GR) : باتوجه به اینکه نرخ رشد طرف های عمده تجاری بر میزان صادرات و واردات کشور تاثیر مستقیم داشته و این امر موجب تغییرات بسزایی در میزان تامین مالی مورد نیاز معاملات بین طرف های تجاری می گردد از این رو عملکرد بانک ها و سیستم بانکی به عنوان اصلی ترین تامین کننده و واسطه گر مالی در کشور در چگونگی تخصیص منابع متاثر می گردد.

۳- فرضیه های پژوهش

شاخص استرس مالی بورس اوراق بهادار تهران در دوره محاسبه روند فزاینده دارد.

شاخص استرس مالی بر بازدهی بازار بورس تهران اثر مثبت معنی دار دارد.

۴- تخمین استرس مالی

۴-۱- بررسی پایایی متغیرها

قبل از برآورد شاخص جامع استرس مالی، لازم است چندین نکته مورد توجه قرار گیرد. ابتدا می بایست پایایی متغیر ها مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از آزمون KPSS بهره برده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون KPSS برعکس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، بدین گونه می باشد که متغیر تحت بررسی حول روند قطعی مانا است. مطابق جدول (۱) تمامی متغیرها در سطح و با عرض از مبدأ و روند ایستا هستند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

جدول (۱): نتایج بررسی پایایی تعیین کننده های استرس بانکی
طی دوره1380:1-1402:4

متغیر	آزمون KPSS				نتیجه پایایی
	آماره KPSS	مقادیر بحرانی			
	در سطح با عرض از مبدا و روند	در سطح ۱ درصد	در سطح ۵ درصد	در سطح ۱۰ درصد	
GP	۰/۲۰۷	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	در سطح ۱٪ مانا می باشد
INF	۰/۰۷۳	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در همه سطوح
LA	۰/۱۹۸	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	در سطح ۱٪ مانا می باشد
IR	۰/۱۱۱	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در همه سطوح
LAWR	۰/۱۶۳	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در سطح ۱٪و۵٪
OP	۰/۲۱۰	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	در سطح ۱٪ مانا می باشد
GR	۰/۰۹۷	۰/۲۱۶	۰/۱۴۶	۰/۱۱۹	مانا در همه سطوح

منبع: نتایج تحقیق

مدل عاملی پویا ،بنابراین تمامی متغیرها برای مدل عاملی پویا، استاندارد سازی می شوند و مدل با استفاده از نرم افزار STATA تخمین زده می‌شود، نتایج استخراجی در جدول (۲) مبین عوامل موثر بر شاخص استرس مالی است.

جدول (۲): تخمین مدل عاملی پویا

متغیر	
	دوره مورد بررسی: 1380:1-1402:4
	Log likelihood= -271/117
	۲۲/۲۰۷) = ۱۱(۲Wald chi
	۰۰۰۰/۰= ۲Prob > chi

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

	ضرایب	انحراف استاندارد	z
F			
L1	0/614	0/100	[0/000] 6/10
L2	0/394	0/101	[0/000] 3/91
GP	0/168	0/014	[0/000] 12/87
INFw	0/375	0/064	[0/000] 5/93
SINE	0/110	0/022	[0/000] 5/16
LA	0/002	0/0002	[0/000] 8/43
IR	-0/007	0/0041	[0/036] -1/81
LAWR	0/0006	0/017	[0/975] 0/04
OP	-0/011	0/004	[0/000] -2/8
GR	-0/067	0/0068	[0/000] -9/9

منبع: محاسبات تحقیق.

نتایج مدل تحلیل عاملی پویا حاوی نکات بسیار مهمی است که بر اساس آن ضرایب وقفه‌های (دو وقفه) عامل پنهان (شاخص استرس مالی) معنادار بوده و این مطلب نشان دهنده پویایی‌های شاخص استرس مالی در طول دوره مورد بررسی است. همچنین مقادیر لگاریتم تابع راستنمایی در حداکثر مقدار خود قرار دارد و یکی دیگر از خروجی های مدل عاملی پویا، نتایج آزمون والد است. نتایج آزمون والد فرضیه صفر که ضرایب متغیرهای مستقل و عامل و مولفه های خودرگرسیون همگی صفر هستند را رد می کند. نتایج ضرایب برآوردها نشان می‌دهد عامل پنهانی به صورت معناداری هرکدام از متغیرهای مشاهده شده به غیر از نرخ ذخیره قانونی را پیش بینی می‌کند. پس از برآورد مدل عاملی پویا مشخص شدن ضرایب ارتباط بین شاخص استرس مالی و هر کدام از متغیرها نتایج ذیل حاصل می‌گردد:

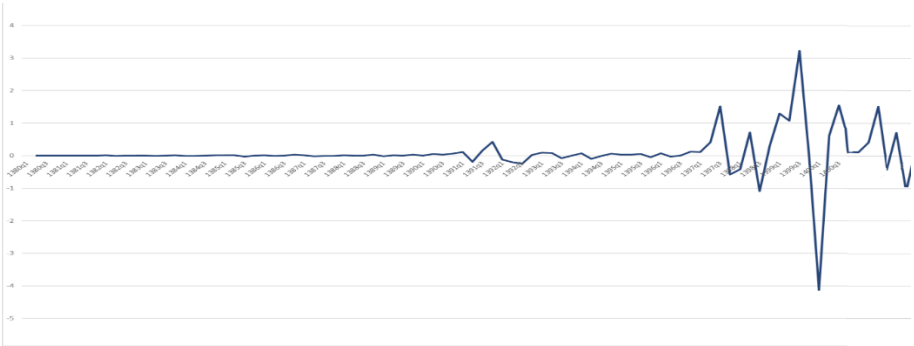
از بین ضرایب معنادار مثبت، شاخص استرس مالی بیشترین تاثیر پذیری را از نسبت تسهیلات به دارایی (معکوس اثر شاخص استرس بر متغیر مذکور) داشته و از آنجا که افزایش این متغیر نشان دهنده کسری نقدینگی است علامت مثبت این نسبت در شاخص استرس مالی توجیه پذیر خواهد بود و میزان اثر گذاری آن نیز با توجه به اینکه اصلی ترین مخاطرات بانک ها مربوط به تامین نقدینگی است دور از انتظار نبود.

از بین ضرایب معنا دار منفی نیز شاخص استرس مالی بیشترین تاثیر پذیری را از سود بانکی (معکوس اثر شاخص استرس بر متغیر مذکور) داشته و از آنجا که افزایش این متغیر معمولاً نشان دهنده افزایش سپرده‌های بانکی و به تبع آن نقدینگی است، علامت مثبت این نسبت در شاخص

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

استرس مالی توجیه پذیر بوده و میزان اثر گذاری آن نیز با توجه به اینکه این متغیر مستقیماً موجب افزایش سود دهی و تامین نقدینگی بانک ها بطور همزمان و کاهش استرس مالی می‌گردد امری بدیهی است. البته بر اساس نتایج از این نکته نبایست غافل شد که افزایش قیمت نفت و نرخ رشد اقتصادی کشورهای طرف تجاری ایران با توجه به اینکه موجبات رونق اقتصادی و تولید ناخالص داخلی را فراهم می‌آورند منجر به کاهش استرس مالی همزمان با افزایش درآمدها، سپرده‌ها و گردش مالی هرچند با اثر کمتر نسبت به نرخ بهره می گردند. از سوی دیگر همانطور که انتظار می‌رفت قیمت طلا به عنوان جایگزینی برای سپرده‌های بانکی به صورت تقریباً یکسان موجب افزایش استرس مالی شده و نرخ تورم نیز با توجه به اینکه موجب کاهش ارزش پول ملی، عدم توجیه پذیری سپرده‌های بانکی می‌گردد باعث افزایش استرس مالی هرچند به میزان کمتر از سایر متغیرهای مورد بررسی می‌گردد و در نهایت از بین متغیرهای فزاینده استرس مالی بر اساس نتایج مدل می‌توان به شاخص بورس اشاره نمود. چرا که افزایش این متغیر نیز موجبات جذب نقدینگی توسط این بازار را فراهم می‌آورد. که این امر منجر به کاهش منابع بانکی و افزایش استرس مالی می‌شود.

در نهایت شاخص استرس مالی استخراجی بر اساس مدل تحلیل عاملی پویای فوق به شرح نمودار (۱) می‌باشد.



نمودار (۱) سری زمانی استرس بانکی برای دوره 1380:1-1402:4

منبع: محاسبات تحقیق.

در توضیح تحولات تاریخی تعیین کننده‌های استرس می‌توان گفت: در سال ۱۳۹۱ نرخ ارز افزایش ۵/۲ برابری را تجربه کرد و همچنین افزایش تورم و فشارهای خارجی و تحریم وکاهش درآمدهای نفتی در این سال موجب جهش شاخص استرس مالی شده و در سال ۱۳۹۲ شاخص بورس کاهش ۳۰ درصدی را تجربه کرد و این کاهش همزمان با افزایش نرخ سود سپرده‌های بلندمدت از ۱۴ درصد به ۲۲ درصد بود. همین امر سرریز سپرده های مردم از بازار اوراق بهادار به بانک‌های کشور

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

را موجب شد. سال ۱۳۹۵ نرخ سود سپرده ها مجدداً تا ۱۵ درصد کاهش یافت و شوک دیگری به بازار سرمایه وارد شد. در اوایل ۱۳۹۷ آمریکا از برجام خارج شد و در ادامه شاخص بورس در سال ۱۳۹۹ افزایش بیش از ۷۰۰ هزار واحدی داشته و در سال ۱۴۰۰ سقوط چشمگیری را تجربه نمود که تمامی این رویدادها به صورت ریسک سیستماتیک شاخص استرس مالی را تحت تأثیر قرار دادند و این نااطمینانی‌ها در مرتبه بالاتر از سیستم بانکی، محدودیت‌هایی را برای وامدهی یا اعطای تسهیلات به دیگر بخش‌های اقتصاد فراهم کرد. که این تلاطم ها با توجه به نتایج مدل موجب تغییرات نشان داده شده در نمودار (۱) در شاخص استرس مالی گردید.

۲-۴- اثر شاخص استرس مالی بر شاخص بورس

در مطالعه حاضر از داده های سری زمانی فصلی شاخص بورس استخراج شده از داده های مرکز آمار، سازمان بورس اوراق بهادار و بانک مرکزی ایران طی سال های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۲ استفاده می شود و همچنین برای شاخص استرس مالی از داده های شاخص استرس مالی استخراج شده در بخش قبل بهره برداری می شود. متغیر شاخص بورس(SIND) است. بورس و شاخص آن در هر کشوری آیینه تمام نمای اقتصاد آن کشور بوده و تغییرات آن نشان دهنده وضعیت و شرایط اقتصادی کشور بوده است.

آزمون پایایی زیوت و اندریوز

پیش از بررسی رابطه علیت بین این متغیرها، در مرحله نخست با بکارگیری پایداری این متغیرها با از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز[1] (۱۹۹۲)پایایی این متغیرها مورد آزمون قرار می گیرد و سپس رابطه متغیرها با استفاده از مدل (MSVAR) تعیین خواهد شد. به این علت از آزمون زیوت و اندریوز استفاده می شود که این آزمون به طور درونزا سال شکست ساختاری در رفتار متغیر ها را تعیین می کند، در صورتی که آزمونهای متعارف دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلپس- پرون سال شکست ساختاری در رفتار متغیرهای سری زمانی را در نظر نمی گیرند.

همینطور آزمون پرون نیز سال شکست را به صورت برون زا در نظر گرفته که نتایج حاصله نتایجی نادرست از ناپایایی متغیرهای سری زمانی می شود. زیوت و اندریوز برای تعیین درون زایی سال شکست ساختاری، مدل های زیر را ارائه کرده اند:

(۱۷)

1 Zivot & Andrews

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

در مدل فوق، متغیر DU نماد متغیـری است مجـازی کـه جهت سال های بزرگ تر از زمان شکست مساوی یـک و بـرای دیگر سالها مقدار صفر را اختیار مـی کنـد. علاوه بر این متغیـر DTB نیـز بیانگر یک متغیر مجازی است که مقدار آن برای سال هـای بـزرگ تـر از شکست ساختاری برابر با (t - TB) و بـرای دیگر زمان ها آن صـفر مـی باشـد. به ترتیب معادلات بالا تغییر در عـرض از مبـدأ ، تغییر در شیب و تغییر همزمان هردو را بیان می کند. برای انجام آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز فرضـیه a = ۰ در مقابل فرضیه a < ۰ آزمون می شود و در صورت رد فرضیه صفر، بیانگر پایا بودن متغیر موردنظر می باشد. یادآور می شود کـه برای آزمون زیوت و انـدریوز یـک فاصـله زمـانی بـه صـورت ۰.T۸.۰T < TB < ۱۵ در نظر گرفته می شود و هـر کدام از معادلات فوق به روش حداقل مربعات معمولی جهت سال هـای مختلف برآورد خواهد شد. لذا در این آزمـون انتخـاب سـال شکسـت ساختاری بر اساس پایین ترین مقدار آماره هریـک از معـادلات رگرسیون تعیین می شود.

نتایج آزمون ریشه واحد زیوت اندریوز در جدول (۳) نمایش داده شده است:

جدول (۳): نتایج بررسی پایایی متغیر های مورد بررسی طی دوره-۱۳۸۰:۱-۱۴۰۲:۴

متغیر	آزمون زیوت اندریوز			نتیجه پایایی
	آماره زیوت اندریوز	سطح احتمال	مقطع شکست	
ST	-5/916	0/001*	1397:3	در سطح مانا می باشد
SIND	-4/78	0/004*	1399:2	در سطح مانا می باشد

* در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه صفر مبنی بر عدم پایایی رد می گردد.

منبع: نتایج تحقیق

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

با توجه پایایی متغیرها در سطح برای برآورد مدل و از بین بردن اثرات مقیاس با توجه به مقادیر منفی و مثبت متغیرها از روش استاندارد سازی بهره برده شده و متغیر ها برای براورد مدل آماده می گردد.

برآورد مدل

اولین گام در استفاده از مدل هایMS-VAR تعیین درجه مدل VAR بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک یا شوارتز- بیزین می باشد. در جدول (۴) مقادیر آماره آکائیک و شواتز- بیزین برای وقفه های ۱ تا ۳ به نمایش درآمده است که کم ترین مقدار این معیارها در وقفه ۱ به دست آمده است. در نتیجه وقفه بهینه مدل 1 انتخاب می شود.

جدول (۴):آماره آکائیک و شوارتز- بیزین برای تعیین وقفه بهینه

تعداد وقفه	آماره AIC	آماره SB
۱*	-1/057*	0/355*
۲	0/0693	1/0392
۳	2/5481	3/0264

*وقفه بهینه

منبع: محاسبات تحقیق.

حال با استفاده از روش اتورگرسیون برداری مارکوف سوییچینگ به برآورد مدل و بررسی اثر استرس مالی بر متغیر شاخص بورس پرداخته می شود :

جدول (۵) نتایج خروجی به دست آمده از نرم افزار EVIEWS13 را برای مدل این مطالعه نمایش می دهد، مدل مذکور با استفاده از روش حداکثر درست نمایی حاصل می شود.

جدول (۵): براورد مدل MS-VAR

متغیر		شرایط استرس مالی	در شرایط نرمال
GP(-1))	ضریب	-0.00419	0.00131
	انحراف معیار	0.00388	0.00284
	آماره t	[-1.09720]	[0.44055]
INF(-1)	ضریب	1.08689	1.06833

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

متغیر		شرایط استرس مالی	در شرایط نرمال
	انحراف معیار	0.00359	0.00381
	آماره t	*[303.210]	[* 282.619]
M2(-1)	ضریب	-0.00587	0.02449
	انحراف معیار	0.00243	0.00396
	آماره t	*[-2.42393]	*[5.92627]
ST(-1)	ضریب	0.06181	0.04744
	انحراف معیار	0.00289	0.00237
	آماره t	*[21.3688]	*[20.0156]
C	ضریب	0.00019	-0.00321
	انحراف معیار	0.00385	0.00330
	آماره t	[0.04524]	[-0.98052]

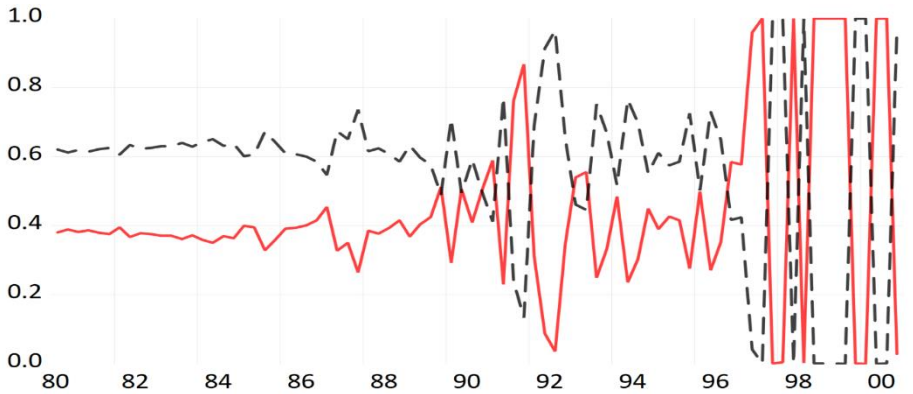
*متغیرهایی که در سطح اطمینان ۹۵ ٪ معنا دارند

منبع: محاسبات تحقیق.

بر اساس نتایج حاصله همانطور که پیش بینی می گردید افزایش استرس مالی در شرایط نرمال اقتصادی موجب افزایش شاخص بورس می گردد در حالی که در شرایط استرس افزایش بیشتر استرس مالی تنها موجب افزایش کمتر شاخص بورس می گردد و این امر به دلیل این مطلب است که در شرایط استرسی اقتصاد منجر به بی ثباتی بازارهای مالی می گردد.

از دیگر نتایج حاصله از برآورد مدل می توان به احتمال قرار گرفتن در شرایط استرس و نرمال در هر دوره مورد بررسی و احتمال انتقالات بین شرایط استرس و نرمال اشاره نمود که بر اساس آن احتمال شرایط ایجاد استرس مالی در اقتصاد ایران در هر دوره مورد بررسی و با توجه به شاخص استرس مالی استخراجی مرحله قبلی به شرح نمودار (۲) می باشد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]



نمودار (۲) احتمال وقوع شرایط (رژیم) استرس و نرمال مالی در اقتصاد ایران طی دوره۱:۱۳۸۰-۱۴۰۲:۴

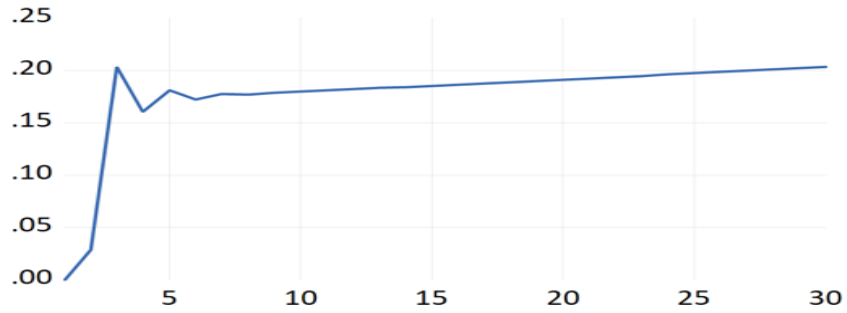
*خط یکپارچه احتمال وقوع شرایط استرس و خط منقطع احتمال شرایط نرمال

منبع: محاسبات تحقیق.

البته بر اساس نتایج مدل بطور متوسط احتمال ماندن در شرایط استرس (با شرط تجربه استرس مالی در فصل قبل) برابر با ۴۸/۶ ٪ بوده و احتمال ماندن در شرایط نرمال (با شرط تجربه شرایط نرمال در فصل قبل) برابر با ۵۸/۵ ٪ می باشد. که این نشانگر جذابیت شرایط نرمال بوده ولیکن باتوجه به اینکه احتمال انتقال از شرایط نرم به استرس مالی برابر ۵۱/۳۸٪ و بالعکس آن برابر ۴۱/۴۶ ٪می باشد، بنا براین شرایط استرس از ثبات بیشتری نسبت به شرایط نرمال در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی برخوردار بوده است که این امر نیز با توجه به شوکهای وارده در طول سالیان متمادی به اقتصاد ایران (همچون تحریم های اقتصادی گوناگون و سیاست های اقتصادی ناهماهنگ، نامنظم و پر تلاطم) امری طبیعی و اجتناب ناپذیر می باشد.

با بررسی توابع کنش و واکنش آنی (نمودار (۳)) در شرایط استرس مالی یک شوک استرس مالی منجر به افزایش شاخص بورس می گردد، که اثر آن تا مدتها در اقتصاد کشور باقی می ماند. در حالیکه بر اساس نتایج این توابع (نمودار (۴)) در شرایط نرمال وقوع یک شوک استرس مالی در مرحله نخست منجر به افزایش متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه می شود ولیکن اثر اولیه در دوره بعد سریعا جبران شده و حتی اثر معکوس نیز می گذارد. و همانطور که در نمودار ها مشاهده می گردد، به شدت منجر به نوسان می گردد. که این نوسانات منجر به تشدید نا اطمینانی در اقتصاد کشور شده و موجبات ورود به شرایط استرس مالی را فراهم می آورد.

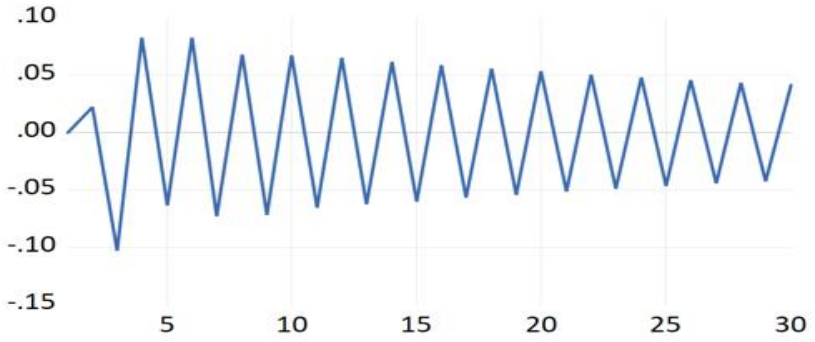
[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]



نمودار (۳) توابع کنش و واکنش آنی در شرایط استرس مالی

واکنش شاخص بورس

منبع: محاسبات تحقیق.



نمودار (۴) توابع کنش و واکنش شوک استرس مالی در شرایط نرمال

واکنش شاخص بورس

منبع: محاسبات تحقیق.

۵- نتیجه گیری

مطالعه حاضر با هدف تدوین شاخصی ترکیبی برای سنجش استرس مالی در اقتصاد ایران و تحلیل آثار آن بر بازار سرمایه، با استفاده از رویکرد مدل عاملی پویا و مدلMS-VAR ، نشان داد که استرس مالی نه تنها یک پدیده قابل‌اندازه‌گیری و مدل‌سازی است، بلکه از ظرفیت تبیین و پیش‌بینی رفتار بازار بورس نیز برخوردار است. یافته‌های تحقیق بر مبنای داده‌های فصلی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۲

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

و با به‌کارگیری مجموعه‌ای از متغیرهای کلیدی همچون قیمت طلا، نرخ تورم، نسبت تسهیلات به دارایی، نرخ بهره واقعی، قیمت نفت و نرخ رشد اقتصادی شرکای تجاری استخراج شده‌اند. در گام نخست، پایایی آماری متغیرها با استفاده از آزمون‌های KPSS و زیوت-اندریوز تأیید شد تا از صحت روابط بلندمدت در مدل اطمینان حاصل گردد. سپس، از طریق مدل عاملی پویا، شاخص استرس مالی برآورد شد که در آن نسبت تسهیلات به دارایی و نرخ بهره واقعی بیشترین اثر را در تعیین سطح استرس داشتند. به‌ویژه، نسبت تسهیلات به دارایی نقش بارزی در افزایش استرس ایفا کرد که می‌توان آن را نماینده‌ای از فشار نقدینگی و ناکارآمدی سیستم بانکی در جذب منابع دانست. از سوی دیگر، نرخ بهره واقعی اثر کاهنده‌ای بر شاخص استرس داشت که بیانگر نقش ثبات مالی در کنترل هیجانات بازار است.

قیمت نفت و نرخ رشد اقتصادی شرکای تجاری نیز با ضریب منفی در مدل ظاهر شدند که نشان‌دهنده وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای ارزی و پیوند آن با بازارهای خارجی است. با افزایش قیمت نفت یا رشد اقتصادهای مرتبط با ایران، سطح استرس در بازار مالی کاهش می‌یابد که خود گواهی بر اهمیت منابع بیرونی در کنترل شرایط درونی است. در مقابل، متغیرهایی نظیر قیمت طلا و نرخ تورم گرچه با شدت کمتر، اما همچنان دارای اثر مثبت بر سطح استرس بودند، به‌ویژه از آن جهت که رشد این شاخص‌ها اغلب همراه با افزایش انتظارات تورمی، کاهش ارزش پول ملی، و دامن‌زدن به بی‌ثباتی مالی است.

مقایسه سیر تاریخی شاخص استرس مالی با وقایع اقتصادی دهه‌های اخیر نیز نشان داد که این شاخص توان بازتاب مناسبی از شرایط واقعی اقتصاد را دارد. در مقاطعی چون بحران ارزی ۱۳۹۱، خروج آمریکا از برجام در ۱۳۹۷، یا سقوط بازار سرمایه در ۱۴۰۰، شاهد اوج‌گیری شاخص استرس مالی بوده‌ایم که با داده‌های تاریخی سازگار است. همچنین، با استفاده از مدل MS-VAR و لحاظ رژیم‌های اقتصادی متفاوت (عادی و استرسی)، مشاهده شد که واکنش بازار سرمایه به شاخص استرس تابعی از شرایط اقتصادی کلان است. در شرایط عادی، افزایش شاخص استرس به‌واسطه انتظارات رشد سودآوری یا تحریک‌های نقدینگی، موجب افزایش شاخص بورس می‌شود، اما در شرایط استرس بالا، همین شوک ممکن است اثرات محدودتر یا حتی معکوس داشته باشد، چرا که سطح بالای ریسک سیستماتیک مانع از جذب سرمایه در بازار می‌شود. افزون بر این، تحلیل احتمالات گذار بین رژیم‌ها نشان داد که رژیم استرس مالی از پایداری بیشتری نسبت به رژیم عادی برخوردار است، به‌گونه‌ای که احتمال ماندگاری در دوره استرس (در صورت قرار داشتن در آن) برابر با ۶۴٫۸٪ و بیش از احتمال پایداری در دوره عادی است. این یافته حاکی از آن است که اقتصاد ایران در معرض ساختارهای مقاومی از تنش‌های مالی است که در نبود سیاست‌های اصلاحی می‌توانند به بحران‌های مزمن منجر

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

شوند. پاسخ‌های ضربه‌ای[1] نیز مؤید آن‌اند که شوک‌های وارده به شاخص استرس، به‌ویژه در شرایط بحرانی، اثری ماندگار و معنی‌دار بر بازار بورس دارند؛ اثری که در شرایط عادی زودگذر و برگشت‌پذیرتر است. این تفاوت رفتار ساختاری در رژیم‌های مختلف، اهمیت درک چرخه‌های اقتصادی و سیاست‌گذاری افتراقی برای هر وضعیت را برجسته می‌سازد. به‌طور کلی، یافته‌های این پژوهش چند پیام کلیدی برای سیاست‌گذاران، فعالان بازار و پژوهشگران در بردارد. نخست آنکه، استرس مالی در اقتصاد ایران مفهومی قابل‌تدوین، سنجش و پیش‌بینی است، و متغیرهای ساختاری همچون رفتار بانکی و سیاست‌های بهره‌ای در شکل‌گیری آن نقشی محوری دارند. دوم آنکه، رفتار بازار سرمایه نه‌تنها تابع متغیرهای مالی و اقتصادی است، بلکه به‌شدت تحت‌تأثیر رژیم‌های اقتصادی قرار دارد؛ بنابراین طراحی سیاست‌های تثبیتی باید هم‌راستا با شرایط خاص هر رژیم صورت گیرد. سوم، پایداری بیشتر رژیم‌های استرسی نسبت به دوره‌های عادی، زنگ خطری برای ساختار مالی کشور است و ایجاب می‌کند نهادهای سیاست‌گذار با بهره‌گیری از ابزارهای سیاست پولی، مدیریت نقدینگی، و تنظیم مقررات بانکی، به‌طور فعال در کنترل منابع بی‌ثبات‌کننده وارد عمل شوند.

در نهایت، این تحقیق با تلفیق دو رویکرد مکمل – مدل عاملی پویا برای برآورد شاخص استرس و مدل MS-VAR برای تحلیل اثرات آن – توانست چارچوبی تحلیلی فراهم آورد که نه‌تنها برای اقتصاد ایران، بلکه در دیگر اقتصادهای نوظهور نیز قابلیت به‌کارگیری دارد. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، از داده‌های با فرکانس بالاتر (ماهانه یا هفتگی)، متغیرهای بخش خصوصی و مالیاتی، و شاخص‌های جهانی ریسک بهره‌گیری شود تا تحلیل‌ها دقیق‌تر و جامع‌تر گردد. همچنین، بررسی آثار سیاست‌های حمایتی، مداخلات ارزی، و ابزارهای پوشش ریسک مالی می‌تواند در توسعه ادبیات مدیریت استرس مالی در ایران مفید واقع شود.

1 Impulse Response Functions

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

منابع

۱. توحیدی سحر ، مزینی امیرحسین (۱۴۰۲) ، ادوار استرس مالی و پیامدهای آن بر رشد اقتصادی در ایران، *اقتصاد و تجارت نوین*،۱۸(۱):.۳۱-۶۵

۲. حیدریان مریم ، فلاحتی علی ، کریمی محمد شریف ، (۱۳۹۸) ، محاسبه شاخص استرس مالی و تحلیل تاثیرهای آن بر رشد اقتصادی ایران، *تحقیقات مالی* ۲۱(۳) :۴۴۷-۴۱۷

۳. رضازاده روح اله ، فلاح میرفیض (۱۳۹۹)، بررسی سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر تورم، نرخ بهره، نقدینگی و شاخص صنعت ...، *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)*، ۱۱(۴۲): :۲۷۲-۳۰۱

۴. رضا قلی زاده مهدیه ، علمی زهرا (میلا) ،(۱۴۰۲) ، تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق ، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق)* ،۲۰(۱): ۷۳-۳۲.

۵. قالیباف اصل حسن، ذوالفقاری مهدی، اولیایی مهناز ،(۱۳۹۹). بررسی ثبات بازارهای مالی در ایران ، *بورس اوراق بهادار*، ۱۳(۵۱):۸۹-۵۳

۶. معطوفی علیرضا،(۱۳۹۷)، تبیین مشخصه های استرس مالی در بازار سرمایه ایران، *دانش سرمایه گذاری* ،۷(۲۶): ۲۵۸-۲۳۷

7. Aboura, S., & Van Roye, B. (2017). Financial stress and economic dynamics: The case of France. *International Economics, 149*, 57–73. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2016.11.001
8. Apostolakis, G., & Papadopoulos, A. P. (2015). Financial stress spillovers across the banking, securities and foreign exchange markets. *Journal of Financial Stability, 19*, 1–18. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2015.05.001
9. Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy, 98*(5), 103–125. https://doi.org/10.1086/261726
10. Baxa, J., Horváth, R., & Vašíček, B. (2013). Time-varying monetary-policy rules and financial stress: Does financial instability matter for monetary policy? *Journal of Financial Stability, 9*(1), 117–138
11. Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics, 98*(1), 85–106. https://doi.org/10.2307/1885568

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

12. Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of macroeconomics* (Vol. 1, pp. 1341–1393). Elsevier. https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10032-0
13. Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica, 77*(3), 623–685. https://doi.org/10.3982/ECTA6248
14. Bonciani, D., & Van Roye, B. (2016). Uncertainty shocks, banking frictions and economic activity. *Journal of Economic Dynamics and Control, 73*, 200–219.
15. Borio, C. (2011). Rediscovering the macroeconomic roots of financial stability policy: Journey, challenges, and a way forward. *Annual Review of Financial Economics, 3*(1), 87–117. https://doi.org/10.1146/annurev-financial-091610-133850
16. Cardarelli, R., Elekdag, S., & Lall, S. (2011). Financial stress and economic contractions. *Journal of Financial Stability, 7*(2), 78–97. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2010.08.002
17. Cevik, E. I., Dibooglu, S., & Kenc, T. (2013). Measuring financial stress. *Journal of Policy Modeling, 35*(2), 370–383. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2012.10.002
18. Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (n.d.). *Official website*. https://www.cbi.ir/ (In Persian)
19. Dargahi, H., & Nikjoo, F. (2013). A financial stress index for the economy of Iran and its impacts on economic growth [In Persian]. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e Eghtesadi), 47*(4), 19–40. https://doi.org/10.22059/jte.2013.30191
20. Davig, T., & Hakkio, C. S. (2010). What is the effect of financial stress on economic activity? *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 95*(2), 35–62.
21. Gadanecz, B., & Jayaram, K. (2008). Measures of financial stability – A review. *BIS Papers, 31*, 365–383.
22. Garratt, A., Lee, K., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). A long run structural macroeconometric model of the UK. *The Economic Journal, 113*(487), 412–455.
23. Glocker, C., & Kaniovski, S. (2014). A financial market stress indicator for Austria. *Empirica, 41*(3), 481–504

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

24. 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.
25. Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica, 57*(2), 357–384. https://doi.org/10.2307/1912559
26. Hatzius, J., Hooper, P., Mishkin, F. S., Schoenholtz, K. L., & Watson, M. W. (2010). *Financial conditions indexes: A fresh look after the financial crisis* (NBER Working Paper No. 16150). National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w16150
27. Hautsch, N., & Hess, D. (2007). Bayesian learning in financial markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 42*(1), 189–202. https://doi.org/10.1017/S0022109000002634
28. Hollo, D., Kremer, M., & Lo Duca, M. (2012). *CISS – A composite indicator of systemic stress in the financial system* (ECB Working Paper No. 1426). European Central Bank. https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1426.pdf
29. Illing, M., & Liu, Y. (2006). Measuring financial stress in a developed country: An application to Canada. *Journal of Financial Stability, 2*(3), 243–265. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2006.02.002
30. Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics, 115*(1), 53–74. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7
31. Kappler, M., & Schleer, F. (2017). A financially stressed Euro area. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, 11*(2017-6), 1–37.
32. Khan, M. S., & Reinhart, C. M. (1990). Private investment and economic growth in developing countries. *World Development, 18*(1), 19–27. https://doi.org/10.1016/0305-750X(90)90100-P
33. Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics, 108*(1), 1–24.
34. Li, F., & St-Amant, P. (2010). *Financial stress, monetary policy, and economic activity* (Bank of Canada Working Paper No. 2010-12). Bank of Canada. https://doi.org/10.2139/ssrn.1606394
35. Lo Duca, M., & Peltonen, T. (2010). *Macro-financial vulnerabilities and future financial stress: Assessing systemic risks and predicting systemic events*

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

(ECB Working Paper No. 1311). European Central Bank. https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1311.pdf

36. Mallick, H. (2008). Inflation and growth dynamics: The Indian experience. *Journal of Economic Policy Reform, 11*(3), 163–172. https://doi.org/10.1080/17487870802263426
37. Martin, C., & Milas, C. (2013). Financial crises and monetary policy: Evidence from the UK. *Journal of Financial Stability, 9*(4), 654–661. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2012.09.003
38. Matoufi, A. (2019). Explaining the characteristics of financial stress in the Iranian capital market [In Persian]. *Investment Knowledge, 7*(26), 237–258.
39. Motto, R., Rostagno, M., & Christiano, L. J. (2010). *Financial factors in economic fluctuations* (ECB Working Paper No. 1192). European Central Bank. https://doi.org/10.2139/ssrn.1608255
40. Nelson, W. R., & Perli, R. (2007). Selected indicators of financial stability. In *Risk measurement and systemic risk* (pp. 343–372). Bank for International Settlements.
41. Oet, M. V., Bianco, T., Gramlich, D., & Ong, S. J. (2011). The financial stress index: Identification of systemic risk conditions. *FRB Cleveland Working Paper No. 11-30*.
42. Park, C. Y., & Mercado, R. V. (2014). Determinants of financial stress in emerging market economies. *Journal of Banking & Finance, 45*, 199–224.
43. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association, 94*(446), 621–634. https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156
44. Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics, 70*(1), 65–94. https://doi.org/10.2307/1884513
45. Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics, 39*(3), 312–320. https://doi.org/10.2307/1926047
46. Sum, V. (2014). Dynamic effects of financial stress on the US real estate market performance. *Journal of Economics and Business, 75*, 80–92. https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2014.04.003

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]

47. Tng, B. H., & Kwek, K. T. (2015). Financial stress, economic activity and monetary policy in the ASEAN-5 economies. *Applied Economics, 47*(48), 5169–5185.
48. Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking, 1*(1), 15–29. https://doi.org/10.2307/1991374
49. Van Roye, B. (2011). *Financial stress and economic activity in Germany and the Euro area* (Kiel Working Paper No. 1743). Kiel Institute for the World Economy. https://www.ifw-kiel.de/publications/kiel-working-papers/2011/financial-stress-and-economic-activity-in-germany-and-the-euro-area-6417/
50. Wallace, C. (2013). *Financial stress and its impact on economic activity: Evidence from Jamaica*. Bank of Jamaica, Financial Stability Department.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-10-06]