



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال نهم / شماره سی‌وسوم / بهار ۱۳۹۹

بررسی سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص مصرف کننده، شاخص قیمتی تولید کننده و شاخص قیمتی مصرف کننده با تأکید بر مدل های VAR، GARCH-BEKK و علیت گرانجر

روح اله رضا زاده

دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی - واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران
Rohollahrezazadeh2016@gmail.co.m

هاشم نیکو مرام

استاد و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی - واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
h-nikoomaram@srbiau.ac.ir

میرفیض فلاح شمس

دانشیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی - واحد تهران مرکز، تهران، ایران
fallahshams@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۴/۱۹

چکیده

در طول دوران استرس مالی، تأثیر شوک های استرس مالی بر فعالیت های اقتصادی ممکن است با آنچه معمولاً در زمان عادی مشاهده می شود متفاوت باشد. بنابراین مقتضی است که نحوه ی تفاوت تأثیرات استرس مالی بر فعالیت های اقتصادی در دوران بی ثباتی مالی مورد بررسی قرار گیرد. در این مقاله با توجه به بحث فوق چگونگی تأثیر وخامت شرایط مالی اقتصاد ایران و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی در طی سال های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ مورد بررسی قرار گرفته است. به همین منظور در این پژوهش قصد داریم با ساخت شاخص استرس مالی با استفاده از نماینده هایی از بازار های مختلف، تأثیر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی را بر شاخص مصرف کننده، شاخص قیمتی تولید کننده و شاخص قیمتی مصرف کننده بررسی کنیم. به همین جهت با استفاده از مدل BEKK دو متغیره GARCH و همچنین با مدل VAR، تأثیر شوک ها و نوسانات بین آنها مورد آزمون قرار گرفت و سپس رابطه ی بین آنها از طریق آزمون علیت گرانجر بررسی گردید. نتایج نشان دهنده ی این است که بین شاخص استرس مالی با شاخص مصرف کننده در کوتاه مدت رابطه ی دو طرفه برقرار است اما در بررسی رابطه علیت بین شاخص استرس مالی و شاخص قیمتی تولید کننده نتایج آزمون های علیت و VAR

نشان می‌دهند که رابطه‌ای بین آنها برقرار نیست اما نتایج آزمون GARCH نشان از رابطه‌ی معنی‌دار بین این دو شاخص می‌دهد. همچنین شاخص استرس مالی در بلندمدت رابطه‌ی علی و معلولی با شاخص قیمتی مصرف‌کننده دارد.

واژه‌های کلیدی: شاخص استرس مالی، سرریز نوسانات، مدل BEKK- GARCH ، مدل VAR، علیت گرانجر.

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر، توجه به اثرات مخرب و با تناوب رو به تزاید بحرانهای مالی در بازارهای نوظهور، به شکل چشمگیری در دستور کار سیاست‌گذاران سراسر دنیا قرار گرفته است، تا از وقوع مجدد این گونه بحران‌ها که منجر به ناتوانی بازار مالی در انجام وظایفش شده و کاهش شدید فعالیت‌های اقتصادی را به همراه دارد، جلوگیری نمایند (میشکین^۱، ۲۰۰۰). بحران مالی بدنبال ورشکستگی برادران لهن در سال ۲۰۰۸ منجر به رکود شدید در کشورهای صنعتی شد. گورتن^۲ و متریک^۳ (۲۰۱۲) شواهدی را تایید می‌کنند که نابسامانی سال ۲۰۰۸ روندی برای ایمنی سازی بانکداری و نشات گرفته از عقب نشینی از توافقات خرید بود. برخلاف ارائه بازار اعتباری برای آمریکا، در حوزه‌های اروپا، این بحران از طریق افزایش بدهی‌های دولت به چند کشور عضو و بحران‌های بانکداری سیستمی ناشی از بدهی بالای بانک‌های تجاری وخیم تر شد. دی بندیت و همکاران^۴ (۲۰۱۲) آنالیز جامعی از بحران‌های بانکداری سیستماتیک انجام دادند که به عنوان مولفه اولیه درک بحران مالی با پیامدهای بسیار وخیم برای اقتصاد واقعی از طریق سه کانال زیر محسوب می‌شود: ترازنامه‌های بانکی، بازار پول بین بانکی و اعتماد به سیستم بانکداری. تاثیر بالقوه شوک‌های مالی در برابر بحران مالی بسیار ناچیز است، بطوریکه بانک‌های مرکزی اساساً بر هدف اولیه ثبات قیمت تاکید دارند، درحالیکه اجرای موازین بانکی طی دهه‌های گذشته ساده تر شده است (مقالات مربوط به مقررات زدایی بانکداری نظیر برتراندو همکاران^۵ ۲۰۰۷ برای فرانسه؛ استراهان^۶ (۲۰۰۳) و چاوا و همکاران^۷ ۲۰۱۳ برای آمریکا). قبل از بحران مالی، پیشرفت‌های بازار مالی صرفاً نقش جزئی در اغلب مدل‌های اقتصاد کلان ایفا می‌کرد (بوریو^۸، ۲۰۱۱). بنابراین، اغلب این مدل‌ها نابرابری‌های حساب‌های مالی و فشار مالی را مد نظر قرار نمی‌دادند. با این حال، از نظر سیاست‌گذاران، افزایش روش‌های نظری و عملی برای شناسایی اختلاف بازارهای مالی در مرحله اولیه از اهمیت برخوردار است. بویژه، چالش‌های اصلی عبارتند از: (۱) بهبود نظارت بر ثبات مالی، (۲) شناسایی و پیش‌بینی منابع بالقوه و علل فشار مالی و (۳) آشکارسازی و انتقال اثرات استرس مالی بر اقتصاد.

استرس مالی عبارت است از شرایطی که در آن بازارهای مالی و اقتصاد به احتمال زیاد با آشفتگی مالی مواجه می‌باشند (ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶). همچنین در تعریفی دیگر از استرس مالی به عنوان اختلال در عملکرد نرمال بازارهای مالی یاد می‌شود (هاکیو و کیتن، ۲۰۰۹).

استرس مالی ناشی از شوک‌ها و ساختار مالی آسیب‌پذیر می‌باشد. لذا هر چه شکنندگی مالی (ضعف در شرایط و ساختار مالی) بیشتر باشد نه تنها خود بلکه با تاثیر ورود شوک‌ها به بازار و تکثیر و تقویت آن از طریق افزایش زیان مالی، ریسک (افزایش در احتمال زیان مورد انتظار) و عدم اطمینان (کاهش اطمینان به احتمال زیان) در بازار موجب افزایش استرس شده (ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶؛ نلسن^۹ و پرلی^{۱۰}، ۲۰۰۵) و با افزایش هزینه اعتبار و ایجاد عدم اطمینان در موسسات مالی و سرمایه‌گذاری موجب ایجاد روند نزولی در اقتصاد می‌شود (هاکیو و کیتن، ۲۰۰۹).

برخی از تئوریهای اقتصادی معتقدند که افزایش فشار مالی منجر به تغییر رفتار سرمایه‌گذاری و مصرف در بخش خصوصی می‌شود. اگرچه اثرات از طریق کانال سرمایه‌گذاری نشات گرفته از نرخ سودهای بلندمدت و

هزینه های سرمایه ای کاربر است، اثرات از طریق کانال مصرف اساساً نشأت گرفته از اثرات ثروت و درآمد است. ادراک بالای ریسک شرکت کنندگان بازار و افزایش عدم قطعیت ممکن است منجر به رکود چرخه کسب و کار شود. پریس^{۱۱} و همکاران (۲۰۱۱) نشان دادند افزایش انتشار بازار پول می تواند وام دهی بانکی را کاهش دهد، ضمن اینکه مستقیماً فعالیت اقتصادی را کاهش می دهد. علاوه بر این، بلوم^{۱۲} (۲۰۰۹)، بیکر و همکاران^{۱۳} (۲۰۱۲)، باسو^{۱۴} و باندیک^{۱۵} (۲۰۱۵)، کریستیانو و همکاران^{۱۶} (۲۰۱۴) و بونسینی^{۱۷} و ون روی^{۱۸} (۲۰۱۶) نشان دادند که افزایش عدم قطعیت مستقیماً منجر به کساد اقتصادی می شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در یک مفهوم کلی، استرس مالی را می توان اختلال در عملکرد نرمال بازار مالی تعریف کرد. استرس مالی در بازارهای مختلف از قبیل سیستم بانکی، بازار ارز، بازار بدهی و بورس دیده می شود. استرس مالی محصول ساختارهای آسیب پذیر و شوکهای وارده بر سیستم مالی می باشد. شکنندگی مالی توصیف کننده ضعفهای موجود در شرایط یا ساختار مالی می باشد و شوکها زمانی که شرایط مالی مناسب نیست با احتمال بیشتری به استرس مالی منجر می شوند. بنابراین اندازه شوک و شکنندگی مالی، سطح استرس را تعیین خواهد نمود (ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶).

طبقه بندی بحران مالی جهانی به عنوان دوره ای از استرس مالی "سیستمیک" که در آن شدت استرس بازارهای مالی بر اقتصاد واقعی منجر به رکود سنگینی شد، به آسانی پدیدار گردید. به طور کلی به نظر می رسد ترجیحاً چالشی برای شناسایی و دسته بندی دوره های دیگر استرس مالی به هیچ وجه سیستمیک نیست (لیانگ، ۲۰۱۳).

استرس اقتصادی واقعی با کاهش قابل توجه و طولانی مدت فعالیت اقتصادی واقعی که در بخش تولید و همچنین در کل اقتصاد اتفاق می افتد مشخص می گردد. بنابراین تمرکز ما بر روی دوره های استرس اقتصادی واقعی است که در آنها رکود اقتصادی معمولی نیست، اما همچنین با استرس بازار مالی بالا روبرو هستند. از پیش فرض هایی که در مورد دنباله ای از حوادث انجام شده است، یعنی اینکه آیا اولویت استرس مالی یا استرس اقتصادی واقعی رخ داده است. در عوض، تمرکز بر تشخیص دوره هایی است که در آن بازار مالی و استرس اقتصادی واقعی همدیگر را تقویت می کنند.

استرس مالی به عنوان شوکی است که می تواند اثرات منفی بر اقتصاد واقعی داشته باشد. استرس به مثابه دوره ای که با دست کم یکی از پنج شرط ذیل توصیف می شود تعریف گردیده، عدم اطمینان نسبت به ارزش بنیادی دارایی های مالی، عدم اطمینان نسبت به رفتار سرمایه گذاران، عدم تقارن اطلاعاتی، کاهش تمایل به نگهداری دارایی های ریسکی و کاهش تمایل به نگهداری دارایی های غیرنقد (رهنمای رودپشتی و همکاران، ۲۰۱۴). با بررسی عوامل تعیین کننده تنش مالی در اقتصادهای نوظهور مشخص گردیده که انتقال بحران های مالی موضوعی است که بخش قابل توجهی از پیشینه اقتصادی را در بر دارد. انتقال بحران مالی در سطح بین المللی

اغلب در حرکت مشترک قیمت های دارایی و جریان سرمایه در طول بحران ها ظاهر می شود. مطالعات قبلی علل مسمومیت مالی را به دو دسته گسترده تقسیم کرد:

اولا، قیمت دارایی های مالی و جریان سرمایه می توانند به طور مشابه حرکت کنند، زمانی که، اقتصادها مبادلات مشابهی را به اشتراک بگذارند و وابستگی متقابل اقتصاد کلان را از طریق ارتباطات تجاری و مالی تقویت کنند. اصول مشابه ممکن است واکنش مشابهی به استرس ایجاد کنند که منجر به تغییرات شدیدی در قیمت دارایی و جریان سرمایه می شود. ثانيا، ممکن است حرکتهای رفتاری نیز از رفتارهای پرخاشگرانه یا خاص صورت بگیرد که می تواند تصمیمات سرمایه گذاران را به طور همزمان بر کشورهای مختلف تاثیر گذار باشد. به عنوان مثال، یک بحران در یک کشور ممکن است باعث شود سرمایه گذاران از تمام کشورهای نو ظهور خارج شوند. در حالی که تاثیر بحران مالی اغلب به ویژه در اقتصادهای نو ظهور بازار ویرانگر است که نظارت بر ایجاد بحران مالی و ردیابی گسترش آن در مرزها آسان نیست. تعدادی از مطالعات از یک شاخص استرس مالی به عنوان یک ضریب پیوسته و همزمان با شدت بحران مالی استفاده کرده اند (یانگ پارک و مرکادو، ۲۰۱۴).

با استفاده از شاخص استرس مالی می توان نشان داد که استرس مالی به علت شکنندگی بیشتر در سیستم های مالی و شوک های خارجی افزایش می یابد. استرس مالی به عنوان بخش هایی که عاملان اقتصادی تحت تأثیر نااطمینانی شدید و انتظارات متفاوت از افت در بازارهای مالی قرار می گیرند. مقالات مرتبط دیگر مانند: هاکیب و کیتن (۲۰۰۹) برای بانک فدرال رزرو شهر کانزاس؛ هولو و همکاران (۲۰۱۲) برای بازارهای اروپایی؛ میسینا و تکاسز (۲۰۰۹) برای اقتصادهای پیشرفته انتخاب شده؛ و ییو و همکاران (۲۰۱۰) برای اداره پول هنگ کنگ.

اثر استرس مالی بر اقتصاد واقعی

با توجه به همبستگی بالا بین سیستم مالی و فعالیت اقتصادی، اثرات نامطلوب ناامنی مالی دولت ها می توانند به سرعت به بخش واقعی گسترش پیدا کنند. بر این اساس، اقتصاد می تواند با چند ضعف مواجه باشد. مثلا کمبود سرمایه گذاری، ضعف ترازنامه ها، افزایش عدم اطمینان، افزایش در نرخ بهره، افزایش نوسانات، مشکلات نقدینگی، انتشار چرخه های تجاری بین المللی، رشد و افزایش قیمت دارایی ها (پولات و ازکان، ۲۰۱۹).

شاخص استرس مالی اطلاعات ارزشمندی از رشد اقتصادی آتی نیز ارائه می دهد. مشخص شده است که شاخص استرس مالی قدرت توضیح دهندگی قابل توجه و قابل اتکایی برای متغیرهای استاندارد کلان اقتصادی همچون تورم، نرخ رشد واقعی GDP و نرخ بهره سیاست پولی است در نتیجه توان پیش بینی کنندگی بسیار مناسبی در بخش واقعی اقتصاد داراست (کرمر، ۲۰۱۶).

طبق تعریف استرس مالی سیستمی ۱- در نظام مالی به صورت گسترده منتشر می شود و ۲- اثرات منفی بر اقتصاد واقعی می گذارد (هوتری، ۲۰۱۵). استرس مالی ریسک هایی را بر اقتصاد واقعی همچون کسب و کارها، خانوارها و شرایط اعتباری تحمیل می کند. با این حال رابطه استرس مالی و اقتصادی واقعی به طور کلی پیچیده

و کمتر قابل فهم است. هکیو و کیتن (۲۰۰۹) سه کانال ممکنه که از طریق آن افزایش استرس مالی می‌تواند به کاهش فعالیت اقتصادی منجر شود را بیان می‌کند. کانال اول افزایش عدم اطمینان در خصوص قیمت دارایی‌های مالی و به طور کلی چشم انداز اقتصادی است. استرس مالی با دو نوع عدم اطمینان همراه است: عدم اطمینان ارزش بنیادین دارایی‌ها و عدم اطمینان رفتار سایر سرمایه‌گذاران. هر دو نوع عدم اطمینان منجر به نوسان در قیمت دارایی می‌گردد. مطالعات تجربی نشان می‌دهد که نوسان منجر به این می‌شود که شرکت‌ها محتاط‌تر شوند و تصمیمات مهم سرمایه‌گذاری خود را به تعویق اندازند تا اینکه عدم اطمینان کاهش یابد. نوسان می‌تواند منجر به این شود که خانوار مصرف خود را کاهش دهند چرا که در خصوص ثروت آتی خود با عدم اطمینان مواجه هستند. در صورتی که خانوار و کسب و کار به این شکل عکس‌العمل نشان دهند، فعالیت بخش واقعی اقتصادی کاهش می‌یابد. مسیر دومی که استرس مالی می‌تواند بر فعالیت اقتصادی اثر گذارد، افزایش هزینه تأمین مالی برای کسب و کارها و خانوارهاست. مؤلفه‌های «حرکت به سوی کیفیت» و «حرکت به سوی نقدینگی» و افزایش عدم تقارن اطلاعاتی همگی منجر به افزایش نرخ بهره برای کسب و کارها و بدهی مصرفی در بازارهای سرمایه‌ای خواهد شد. علاوه بر این، استرس مالی می‌تواند هزینه تأمین مالی شرکت را از مسیر انتشار سهام جدید افزایش دهد. چنین افزایش‌هایی در هزینه تأمین‌های مالی منجر به کاهش بیشتر در مصرف و فعالیت اقتصادی می‌گردد.

سومین مسیر اثرگذاری استرس مالی این است که استرس مالی منجر به کاهش فعالیت اقتصادی با فشار بر بانک‌ها در جهت سخت‌تر کردن استانداردهای اعتباری می‌شود. همان عواملی که منجر می‌شود که سرمایه‌گذاران بازدهی بیشتری بر روی بدهی و سهام در دوره بحران مالی درخواست نمایند، منجر می‌شود که بانک‌ها تمایل کمتری به قرض دادن پیدا کنند. در چنین شرایطی، بانک‌ها به دو طریق تمایل به کاهش تسهیلات دهی خواهند داشت. اول، نرخ بهره را روی وام‌های جدید افزایش می‌دهند و جذابیت آن را برای قرض‌گیرنده وام کاهش می‌دهند. چنین افزایش در نرخ وام‌ها باید اثر مشابهی در افزایش هزینه اعتبار بازار سرمایه بر مصرف در کسب و کارها و خانوار داشته باشد در نتیجه این تأثیر می‌تواند به عنوان بخشی از هزینه اعتبار تلقی گردد. دوم اینکه بانک‌ها استانداردهای اعتباری حداقلی خود را افزایش می‌دهند و شرایط را برای قرض‌گیرندگان دشوارتر می‌کنند. چنین دشواری‌هایی در استانداردهای اعتباری ممکن است که منجر به کاهش بیشتر مصرف و افزایش در نرخ‌های بهره گردد. در نتیجه مسیر سوم اثرگذاری استرس مالی بر فعالیت بخش واقعی اقتصاد شکل می‌گیرد (لوون و مرگان، ۲۰۰۶).

علاوه بر ثبات اقتصاد کلان، بانک مرکزی نیز مسئول ارائه و حفظ ثبات مالی است. این مأموریت بانک‌های مرکزی را مجبور به نظارت و تجزیه و تحلیل ریسک‌های احتمالی و انعطاف‌پذیری سیستم مالی می‌کند که می‌تواند باعث انفجار و رونق در اقتصاد شود. هرچند سیاستگذاران ابزارهای سیاستگذاری سنتی را در زمانهای نرمال به کار می‌گیرند، آنها باید ابزار سیاست غیر متعارف را در زمان بحران مالی به منظور جلوگیری از اقتصاد انجام دهند. یکی از این ابزارهای سیاست غیر متعارف؛ شاخص استرس مالی که باعث ایجاد علائم مناسب برای وقایع تنش مالی می‌شود، برای اندازه‌گیری منظم خطرات مالی بسیار مهم است (پولات و ازکان، ۲۰۱۹).

سرایت تلاطم شاخص های مالی

سری های زمانی مالی و تلاطم بازده در بازارهای مالی دارای ویژگی های برجسته ای هستند. مثلاً توزیع بازده در آنها دارای دمب پهن^{۱۹}، تلاطم خوشه ای، غیرمقارن، بازگشت به میانگین^{۲۰} و حرکت توام تلاطم بین دارایی ها و بازارهای مالی هستند. با توجه به این که تلاطم سری های زمانی ساختار پیچیده ای دارد، تخمین زن های مختلف بر اساس میزان تلاطم کنونی، ساختار تلاطم (پایداری، بازگشت به میانگین و غیره) و افق زمانی پیش بینی متفاوت است (گرنجر، پون، ۲۰۰۳).

شوک ها ممکن است اثر نامقارن روی تلاطم داشته باشند. معمولاً در مدل های تلاطم شرطی فرض بر این است که دارایی ها از شوک های مثبت و منفی تاثیر یکسانی می پذیرند. در حالی که در خصوص بازده سهام، تاثیر شوک های منفی و مثبت بر تلاطم ممکن است متفاوت باشد. معمولاً دیده شده است که شوک های منفی قیمت در مقایسه با شوک های مشابه ولی مثبت، تاثیر بیشتری بر تلاطم دارند (انگل، پاتون، ۲۰۰۱).

همچنین، تلاطم می تواند تحت تاثیر متغیرهای برون زا نیز قرار بگیرد. بیشتر مدل های تلاطم، فرض می کنند که تلاطم فقط به اطلاعات نهفته در مقادیر قبلی سری زمانی بازده خود بستگی دارد. این در حالی است که متغیرهای دیگری نیز ممکن است اطلاعاتی برای تلاطم یک بازده دارا باشند. تحقیقات مختلفی برای یافتن عوامل دیگری که می توانند بر تلاطم موثر باشد انجام شده است. این عوامل می توانند خبرهای بنگاه^{۲۱}، اخبار اقتصاد کلان، و یا تاثیرات تقویمی^{۲۲} را شامل شوند (انگل، پاتون، ۲۰۰۱).

آپوستولاکیس و پاپادولوپوس (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین ثبات مالی، ثبات پولی و رشد با استفاده از روش PVAR^{۲۳} پرداختند که نتایج نشان می دهد شوک مثبت به استرس مالی منجر به تاثیر منفی بر تمام متغیرهای اقتصاد کلان می شود؛ اولاً، تاثیر منفی بر رشد و تاثیر منفی بر تورم دارد. استونا و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تفاوت های پویایی اقتصاد کلان در سال های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ در هنگام عدم ثبات در بازار مالی برزیل پرداختند. در این راستا شاخص استرس مالی در برزیل را به عنوان یک پیش بینی برای استرس مالی معرفی کرده و تعامل آن با فعالیت واقعی، تورم و سیاست های پولی با استفاده از مدل VAR سوئیچ مارکوف را بررسی نمودند. ما می توانیم واکنش های متمایز اقتصادی را در طول دوره های استرس زا بررسی کنیم. علاوه بر این، نتایج نشان می دهد که سیاست های مناسب برای برخی از کشورها در زمان های معمول، مانند یک سیاست پولی انبساطی، می تواند سناریو را در شرایط نامطلوب بدتر کند، که نشان می دهد که یک دولت ممکن است بحران مالی را عمیق تر کند اگر سیاست گذاران سیاستی را که در طول یک رژیم است از لحاظ اقتصادی و رفتاری متفاوت از حالت های تنش باشد. گالوا و آویانگ (۲۰۱۸) در پژوهشی تحت عنوان رژیم های استرس مالی و اقتصاد کلان عنوان کردند که برخی از رویدادهای استرس مالی منجر به رکود در اقتصاد کلان می گردد. رژیم های استرس مالی با استفاده از یک مدل که به صراحت تاثیر متغیرهای مالی به نتایج اقتصاد کلان را تشخیص دهد. به منظور ایجاد ریسک پذیری در ریسک های تنش مالی که از طریق طراحی تنها متغیرهای مالی است که تغییرات اقتصادی را بین متغیرهای مالی و متغیرهای اقتصادی مانند تولید صنعتی و تورم می توان بررسی نمود. جانگ کو (۲۰۱۶) یک مجموعه قوی از شاخص های استرس مالی و ثبات مالی برای تایوان

معرفی کردند. نتایج تجربی ثابت می‌کند که "روش مارکوف سوئیچینگ رژیم دو جانبه با شاخص تورم مالی در تایوان و شاخص استرس مالی مبتنی بر بازار، مطمئناً می‌تواند نقطه عطفی برای بحران‌های مالی مهم را تعیین کند و با موفقیت بحران مالی آسیا، حباب قیمت، تنش‌های سیاسی-اقتصادی متقابل، بحران مالی جهانی، بحران بدهی اروپا و غیره، به ویژه برای رفع بحران مالی ناشی از تنش‌های سیاسی و اقتصادی در سال ۲۰۰۴، که به طور کامل ویژگی مشخصی از حساسیت سیاسی در سیستم مالی تایوان را نمود دارد. پاپوتسونه (۲۰۱۶) رابطه بین متغیرهای شاخص استرس مالی و سیاست پولی در آفریقای جنوبی را با تأکید بر اینکه این متغیرها با چه میزان بر اعتبار نرخ بهره پولی موثر هستند، تحلیل می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که مجموعه‌ای از متغیرهای شاخص استرس مالی که شامل گسترش اوراق قرضه، گسترش اوراق بهادار نامحدود، گسترش اوراق بهادار شرکت، بازده بازار سهام، بازاریابی بخش مالی، رشد اعتبار و بازده بازار ملک است، به شدت با جنبش در نرخ بهره و سیاست پولی در اکثر مدل‌های رگرسیون تخمین زده شده است. همچنین مجموعه‌ای از متغیرهای شاخص استرس مالی که شامل بازده بازار کالا، بازده بازار نفت، بتا بخش مالی و بخش بنیادی بانکی هستند، به طور ضمنی با حرکت نرخ بهره سیاست پولی همراه است. ون روی (۲۰۱۳) در بحران مالی و بدهی اروپا نشان داده‌اند که استرس مالی ممکن است یک ریسک مهم برای فعالیت اقتصادی باشد. تأثیر استرس مالی بر فعالیت اقتصادی مشهود بوده و نرخ رشد ۱۲ ماهه تولید صنعتی، نرخ تورم و نرخ بهره کوتاه مدت را تخمین زده است. مزیت مدل TVAR این است که امکان بررسی اثرات غیرخطی را فراهم می‌آورد. به طور خاص، رفتار نامتقارن متغیرهای خاص در پاسخ به شوک‌ها و یک چارچوب تعادل چندگانه می‌تواند با استفاده از چارچوب مدل مورد استفاده قرار گیرد. بوریو و لائو (۲۰۰۴) استدلال می‌کنند که حتی در شرایط پایین بودن نرخ تورم و رشد و با در نظر گرفتن اینکه ترکیبی از شوک عرضه و افزایش بهای دارایی‌ها به همراه ارزیابی‌های بسیار خوش‌بینانه از ریسک وجود دارد، امکان وقوع بی‌ثباتی مالی نیز وجود دارد. بالاگریشن و همکاران (۲۰۰۹) بر تأثیر بازار اوراق بهادار بر دوره‌های استرس مالی به جای بانکداری، ارز و بحران‌های مربوط به بدهی تأکید می‌کنند. فرر و همکاران (۲۰۱۸)، با بررسی بر روی تعاملات بین استرس مالی و فعالیت‌های اقتصادی در آمریکا به این نتیجه رسیدند که انسجام و تفاوت فاز مربع موجک و همچنین روشهای اندازه‌گیری موجک مورد استفاده قرار گرفته شده است. تأثیر فشار مالی بر اقتصاد واقعی به ویژه در دوره‌های بحران مالی مهم است. اثر استرس مالی بر فعالیت اقتصادی به ویژه در مقیاس زمانی بلندتر مشخص می‌شود. داپری و همکاران (۲۰۱۷)، با بررسی استرس در نظام مالی کشورهای اروپایی به این نتیجه رسیدند که استرس مالی که توسط سطوح شاخص استرس مالی در آن کشور ثبت شده است به عنوان یک بحران مالی متناوب در سراسر طیف وسیعی از دارایی‌ها تعریف شده است که اولاً منعکس کننده عدم اطمینان در قیمت داراییهای بازار و ثانیاً اصلاحات شدید قیمت بازار و مشترک بودن از لحاظ درجه بندی داراییها می‌باشد. اوجنیدیس و تساج کانوس (۲۰۱۷)، با بررسی تأثیرات نامتقارن انتقال فشار مالی آمریکا در سطح بین‌المللی، آستانه تحمل - رویکرد VAR شوک‌های مضر مالی در آمریکا به وخامت شرایط مالی و اقتصادی هم در سطح داخلی و هم در منطقه یورو منجر می‌شود. به علاوه در زمان بحران، مکانیسم تسهیلگر مالی انتقال شوک‌های استرس مالی به منطقه یورو را با کاهش فعالیت اقتصادی

تشدید می‌کند. همچنین شوک‌های کوچک استرس مالی در عوض شوک‌های بزرگ اتفاقی قادر هستند نوسانات بسیار بزرگی در نرخ تورم ایجاد کنند. سرانجام تأثیر شوک‌های زیان آور بر شرایط مالی در مقایسه با تأثیرات مثبتی که توسط شوک‌های مفید در شرایط مالی ایجاد خواهد شد، عواقب منفی بیشتری خواهد داشت. سویک و همکاران (۲۰۱۵)، با بررسی استرس مالی و فعالیت‌های اقتصادی در برخی از اقتصادهای نوظهور در آسیا به این نتیجه رسیدند که از یک مدل عامل پویا برای ایجاد یک شاخص استرس مالی برای اندونزی، کره جنوبی، مالزی، فیلیپین و تایلند استفاده کرده و رابطه بین استرس مالی و فعالیت اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند. شاخص استرس مالی شامل خطرناک بودن در بخش بانکی، ریسک امنیت بازار، ریسک ارز، بدهی خارجی و ریسک حاکمیت است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص استرس مالی، فعالیت‌های اقتصادی بسیار مهم است. یک مدل دو بعدی VAR از استرس مالی و تولید صنعتی نشان می‌دهد که تنش مالی باعث کاهش چشمگیر اقتصادی می‌شود.

۳- روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر که با هدف ارائه یک الگوی پویای اثر استرس مالی به بخش واقعی اقتصاد انجام می‌شود، از بعد توجه به زمان گذشته نگر، از حیث هدف کاربردی، از نظر توجه به نتایج، نتیجه‌گرا و با توجه به نوع پس‌رویدادی می‌باشد. همچنین این پژوهش از نظر جمع‌آوری داده‌ها، توصیفی و در میان انواع روشهای تحقیق توصیفی، از نوع همبستگی می‌باشد و از نظراجرا، پیمایشی-اکتشافی است. در این پژوهش مدل‌های GARCH و VAR به عنوان ابزاری برای مدل‌سازی ساختار وابستگی شاخص‌های فرعی و محاسبه شاخص استرس مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. داده‌های پژوهش حاضر به صورت ماهانه طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ مورد بررسی قرار گرفته است.

۴- مدل پژوهش و متغیرهای آن

ساخت شاخص استرس مالی

متغیرهای منتخب بازارهای مختلف به زیرشاخص (بازار سهام، بازار پول، بانک، اوراق قرضه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری) دسته‌بندی می‌شوند. هر کدام از این زیرشاخص‌ها به صورت میانگین حسابی به دست می‌آیند. مرحله‌نهایی ساخت شاخص بر اساس رویکرد مبتنی بر پرتفوی است. به منظور تجمیع زیرشاخص‌های پنج‌گانه نظام مالی ایران جهت ارائه شاخص استرس مالی (FSI)، متدولوژی هالو و همکاران (۲۰۱۲) و ایچینی و نویینی (۲۰۱۶) با ترکیب مدل‌های GARCH انجام می‌پذیرد. طبق نظریه پرتفوی، ریسک کلی پرتفوی زیرشاخص‌های استرس مالی، نه تنها بستگی به نوسان این زیرشاخص‌ها بلکه به وابستگی (وابستگی متقابل) این زیرشاخص‌ها نیز دارد. بنابراین شاخص استرس پیشنهاد شده برای نظام مالی ایران در این پژوهش، وزن نسبتاً بیشتری بر وضعیت‌هایی که در آنها استرس در چند جزء بازار در یک زمان بیشتر می‌شود، قائل است. شاخص FSI در این روش به صورت زیر ساخته می‌شود:

$$FSI = (w \circ s_t) \times C_t \times (w \circ s_t)',$$

که در آن w بردار وزن زیر شاخص‌ها، s بردار زیر شاخص‌ها و ضرب درایه $(w \circ s_t)$ ای وزن زیر شاخص‌ها و بردار زیر شاخص‌ها در زمان t می‌باشد. نیز معکوس این $(w \circ s_t)'$ ماتریس است. C_t ماتریس ضریب همبستگی متقابل متغیر در زمان بین زیر شاخص i و j است.

$$C_t = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \rho_{13,t} & \rho_{14,t} & \rho_{15,t} \\ \rho_{21,t} & 1 & \rho_{23,t} & \rho_{24,t} & \rho_{25,t} \\ \rho_{31,t} & \rho_{32,t} & 1 & \rho_{34,t} & \rho_{35,t} \\ \rho_{41,t} & \rho_{42,t} & \rho_{43,t} & 1 & \rho_{45,t} \\ \rho_{51,t} & \rho_{52,t} & \rho_{53,t} & \rho_{54,t} & 1 \end{pmatrix}$$

که در آن w بردار وزن زیر شاخص‌ها، s بردار زیر شاخص‌ها و ضرب درایه ای وزن زیر شاخص‌ها و بردار زیر شاخص‌ها در زمان t می‌باشد. نیز معکوس این ماتریس است C_t . ماتریس ضریب همبستگی متقابل متغیر در زمان بین زیر شاخص i و j است. متغیرهایی که در ساخت شاخص استرس مالی دخیل هستند:

- بازار سهام

✓ تلاطم شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به صورت ماهانه با استفاده از GARCH(p,q)

نوسان قیمت سهام (MTSEI)

این متغیر نوسان کلی شاخص قیمت سهام را در بازار سهام ایران ارائه می‌نماید. در تحقیقات صورت گرفته در بازارهای مالی جهانی از شاخص نوسان ضمنی قیمت سهام استفاده شده است که نوسان مورد انتظار قیمت سهام را بر اساس قیمت بازاری اختیارات اندازه‌گیری می‌نماید. از آنجا که مقیاس نوسان ضمنی در ایران در حال حاضر محاسبه نمی‌شود، در این پژوهش نوسان شناسایی شده استفاده می‌شود. این شاخص عدم اطمینان در خصوص ارزش بنیادین دارایی‌ها را به عنوان عدم اطمینان در رفتار سرمایه‌گذاران مالی در نظر می‌گیرد و محاسبه می‌نماید.

- بازار پول

✓ شکاف نرخ بین بانکی و نرخ تسهیلات

شکاف نرخ بهره بین بانکی و نرخ بهره سپرده‌ها (DIID_r)

با استفاده از تفاضل نرخ بهره بانکی و نرخ سود معاملات می‌توانیم شکاف نرخ بهره بین بانکی و نرخ بهره سپرده‌ها را محاسبه کنیم. از میانگین موزون نرخ سود معاملات برای نرخ بهره بین بانکی استفاده کردیم.

• بازار نرخ ارز

✓ تلاطم ماهانه نرخ دلار آمریکا (US\$) با استفاده از GARCH(p,q)

نوسان نرخ ارز (US\$)

به دلیل وابستگی زیاد اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و واردات، نوسان نرخ ارز در ایران یکی از شاخص‌های بسیار مهم در سنجش استرس بازارهای مالی است.

• صنعت بانکداری

✓ بنای صنعت بانکداری

بنای بانکی (β)

که در آن rt و mt بازده‌های ماه به ماه بانکداری و بازار می‌باشند. بازده ماهانه به صورت لگاریتم تفاوت بین شاخص کنونی و شاخص در گذشته محاسبه شده است و همچنین شاخص روزانه به ماهانه تبدیل گردیده است. متغیرهای مستقل پژوهش حاضر به شرح زیر است:
همچنین متغیرهای وابسته پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

CPI = شاخص کل قیمت مصرف کننده

PROPI = شاخص بهای تولید کننده

CONPI = شاخص قیمت کالای مصرفی

GARCH چند متغیره

امروزه، باتوجه به گسترش سیستم‌های اطلاعاتی و افزایش روزافزون ارتباط بازارهای مالی با یکدیگر، ثابت شده که تلاطم قیمت دارایی‌ها به یکدیگر و به سایر بازارهای مالی منتقل می‌شود. این مطلب باعث ایجاد وابستگی دارایی‌ها و بازارهای مالی مختلف به یکدیگر شده است. این موضوع پیش‌بینی در بازارهای مالی را پیچیده‌تر نموده است. برای بررسی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات و شوک‌ها میان بازارهای مختلف باید از مدل نا همسانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره M-GARCH استفاده نمود (شهرازی ۱۳۹۳). لذا، بطور کلی در سالهای اخیر مدل‌های M-GARCH به منظور مدل‌سازی دینامیک بازده‌ها توسعه بسیاری پیدا کرده‌اند. استفاده از مدل‌های سری زمانی چندمتغیره دو حسن مهم دارد. اول اینکه در شناسایی ارتباط بین سری‌ها بسیار موثر است و دوم اینکه دقت پیش‌بینی را افزایش خواهد داد. برای برآورد سرایت تلاطم بین دو یا چند سری زمانی برآوردن از طریق مدل‌های چندمتغیره GARCH باید واریانس‌ها و کوواریانس‌های سری‌ها به طور همزمان برآورد شوند.

مدل GARCH دو متغیره استفاده شده در این پژوهش BEKK^{۲۶} می باشد. این مدل ۱۹۹۱ توسط بابا، انگل، کرونر و کرافت، به عنوان روشی دیگر از مدل های گارچ چند متغیری با نام BEKK قطری معرفی شد. این مدل در ادامه ی الگوی M-GARCH ارائه شده است. ویژگی مهم این روش عمومی بودن آن می باشد. از دیگر مشخصه های این روش این است که واریانس کوواریانس شرطی این سری زمانی بر روی یکدیگر تأثیر گذاشته و از طرفی در این روش نسبت به سایر روش ها، پارامترهای کمتری تخمین زده می شود (کشاورزبان، ۱۳۸۹). این روش به ما اجازه می دهد که اثر شوک ها و نوسانات یک سری را بر روی نوسانات سری دیگر بررسی کنیم. این اثر می تواند متقارن و یا غیر متقارن باشد.

تصریح BEKK به صورت زیر است:

$$H_{t-1} = \hat{C}C + \hat{B}H_tB + \hat{A}\varepsilon_t\varepsilon_tA$$

برای مورد دو متغیری ما، C ماتریس مثلثی 2×2 با سه پارامتر و B ، ماتریس مربع 2×2 پارامتر است که سطوح موجود واریانس های شرطی را به واریانس های شرطی قبلی مرتبط می کند. A ، ماتریس 2×2 پارامتر است که می سنجد چگونه واریانس های شرطی به خطاهای مربع قبلی مربوط و همبسته می شوند. برای مورد ۲ متغیری ما تعداد کلی پارامترهای برآورد شده ۱۳ می باشد. توسعه واریانس شرطی برای هر معادله در مدل GARCH دو متغیری (I, I) به شکل زیر می باشد:

$$h_{11,t+1} = C_{11}^2 + b_{11}^2 h_{11,t} + 2h_{11}b_{21}h_{12,t} + b_{21}^2 h_{22,t} + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t}^2$$

$$h_{22,t+1} = c_{12}^2 + c_{22}^2 + b_{12}^2 h_{11,t} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t} + b_{22}^2 h_{22,t} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t}^2$$

این معادلات نشان می دهند که چگونه شوک ها و تلاطم در دو سری در طی زمان منتقل می شوند. ما از برآورد شبه ماکسیمم با خطاهای استاندارد گسترده که با روش ارائه شده توسط بولرسلو و وودرینگ^{۲۷} (۱۹۹۲) محاسبه می شوند، استفاده می کنیم.

با استفاده از روش حداکثر درستنمایی می توان پارامترهای مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی چند متغیره را برآورد نمود. لگاریتم تابع درستنمایی به صورت زیر بیان می شود:

$$L(\theta) = T \log 2\pi - 0.5 \sum_{t=1}^T \log |H_t(\theta)| - 0.5 \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(\hat{\theta}) \log H_t^{-1} \varepsilon_t(\theta)$$

به صورتی که T تعداد مشاهدات و θ بردار پارامترهایی است که باید برآورد شوند. جهت برآورد پارامترها به روش حداکثر درست نمایی از الگوریتمی که توسط برنت و همکاران^{۲۸} (۱۹۷۴) مطرح شد استفاده می شود.

معادلات زیر به ترتیب بیانگر معادلات میانگین و واریانس شرطی الگوی M-GARCH(p,q) می باشد:

$$Y_t = \mu_t + \sigma_t Z_t \quad Z_t \sim NID(0,1)$$

$$\mu_t = a + \sum_{i=1}^k b_i X_{i,t}$$

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_p \sigma_{t-p}^2 & \varepsilon_t &\sim NID(0, H) \\ &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \end{aligned}$$

آزمون علیت گرنجر

علیت یکی از مسائل اساسی در بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصادی است. تعیین جهت علیت برای متغیرهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که مبانی نظری صریحی در مورد آنها وجود ندارد. یکی از مثال‌های معروف در اقتصاد که مورد مجادله می‌باشد، مربوط به رابطه‌ی بین رشد تولید ناخالص ملی (Y) و رشد پول (X) است. سوال این است که آیا رشد پول موجب رشد تولید ناخالص ملی می‌شود یا اینکه ابتدا تولید ناخالص ملی افزایش می‌یابد و سپس موجب افزایش نیاز به پول می‌گردد و به دنبال آن بانک مرکزی حجم پول را افزایش می‌دهد؟ این مثال واضحی برای این مفهوم است.

روش مرسوم برای بررسی علیت، معروف به آزمون علیت گرنجر است که در این روش معادلات زیر مورد بررسی قرار می‌گیرند (سوری، ۱۳۹۴):

$$\begin{aligned} Y_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + u_t \\ X_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + v_t \end{aligned}$$

بر اساس معادلات فوق می‌توان بدین صورت بحث نمود که:

الف) اگر $\sum \alpha_i \neq 0$ و $\sum b_j = 0$ بوده و از نظر آماری معنی دار باشند، آنگاه علیت یک طرفه است که طبق آن، X علت Y است.

ب) اگر $\sum \alpha_i = 0$ و $\sum b_j \neq 0$ باشد، آنگاه علیت یک طرفه است که طبق آن، Y علت X است.

ج) اگر $\sum \alpha_i \neq 0$ و $\sum b_j \neq 0$ باشد، آنگاه علیت دو طرفه است.

د) اگر $\sum \alpha_i = 0$ و $\sum b_j = 0$ باشد، آنگاه این دو متغیر مستقل اند و رابطه‌ی ای با هم ندارند (سوری، ۱۳۹۴).

مدل اتورگرسیو برداری VAR

مدل اتورگرسیو برداری یک مدل آماری است که وابستگی خطی میان چند سری زمانی را بیان می‌کند. مدل اتورگرسیو برداری تعمیم مدل اتورگرسیو برای مدلسازی وابستگی میان بیش از یک سری زمانی است. در مدل اتورگرسیو برداری، آینده‌ی یک سری زمانی با استفاده از گذشته‌ی خود و دیگر سری‌ها در چندین تاخیر زمانی تخمین زده می‌شود.

VAR به این صورت تعریف می‌شود (سوری، ۱۳۹۴):

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Y_t یک بردار ستونی از مشاهدات در زمان t نسبت به تمامی متغیرهای الگو است. C عرض از مبدأ و ε_t بردار ستونی از مقادیر اختلال تصادفی می باشد که ممکن است به طور همزمان با یکدیگر همبسته باشند. A_i نیز ماتریس پارامترها بوده و غیرصفر است. در عمل عبارات متغیرهای مجازی فصلی و روندهای زمانی جبری را می توان به الگوی عمومی VAR اضافه نمود.

با توجه به مطالب بیان شده فرضیه های پژوهش به صورت زیر می باشد:

- ۱) نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص مصرف کننده تاثیر دارد.
- ۲) نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی تولید کننده تاثیر دارد.
- ۳) نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی مصرف کننده تاثیر دارد.

۵- یافته های پژوهش

۵-۱- آمار توصیفی

آماره های توصیفی مربوط به متغیرهایی که در این پژوهش استفاده می شود به صورت خلاصه در جدول (۱) نشان داده می شود. در این جدول مقادیر میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، انحراف معیار داده ها، کشیدگی، چولگی و آماره و احتمال جارک -برا به ترتیب نشان داده شده اند.

جدول ۱- آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

شاخص استرس مالی	شاخص مصرف کننده	شاخص قیمتی تولید کننده	شاخص قیمتی مصرف کننده	
۰.۰۸۵	۸۴.۴۷۶	۳۰۵.۰۴۰	۲۱۹.۳۳۳	میانگین
۰.۰۸۵	۸۷.۹۵۰	۲۳۸.۴۵۰	۲۲۰.۷۰۰	میانه
۰.۰۱۵۶	۱۱۴.۷۰۰	۵۴۵.۷۰۰	۳۹۰.۹۰۰	حداکثر
۰.۰۱۶	۴۵.۵۰۰	۲۰۲.۸۰۰	۱۰۷.۷۰۰	حداقل
۰.۰۳۵	۱۹.۳۰۳	۱۱۴.۱۹۸	۶۶.۳۲۶	انحراف معیار
۰.۰۵۰	-۰.۴۰	۰.۸۷۶	۰.۴۷۴	چولگی
۲.۱۱۵	۲۱۷۰	۲.۱۵۳	۳.۱۹۹	کشیدگی
۲.۳۷۵	۴.۰۲۷	۱۱.۳۶۹	۲.۸۱۹	جارکو برا
۰.۳۰۴	۰.۱۳۳	۰.۰۰۳۳	۰.۲۴۴	احتمال جارکو برا

با توجه به مشاهدات جدول (۱-۴) انحراف معیار مشخص شده برای متغیرها حاکی از این است که در این بازارها نوسانات زیاد بوده است. به جز متغیر شاخص قیمتی مصرف کننده که دارای کمی کشیدگی است مابقی متغیرها فاقد کشیدگی بوده و در سطح نرمال قرار دارند. در بین متغیرها، متغیر شاخص قیمتی تولید کننده و شاخص استرس مالی به ترتیب دارای بیشترین و کمترین میزان پراکندگی هستند و پراکندگی زیاد شاخص

قیمتی تولید کننده می تواند به دلیل تغییرات قیمتی بسیار باشد. آماره‌های آزمون جارکو- برا نرمال بودن متغیرهای تحقیق را تأیید می نماید. از آنجا که میزان p-value متغیر شاخص قیمتی تولید کننده از ۰/۰۵ کمتر است نشان دهنده ی نرمال نبودن داده های این متغیر می باشد اما سایر متغیر های پژوهش نرمال می باشند.

۲-۵- آزمون ریشه واحد دیکی فولر

یک فرآیند تصادفی و در نتیجه یک سری زمانی به صورت مؤکد ماناست، اگر توزیع مشترک آن در مسیر زمان تغییر نکند. اما چون در عمل تعیین توزیع مشترک یک فرآیند تصادفی دشوار است، به جای آن از میانگین، واریانس و کواریانس متغیرهای تصادفی در طول زمان استفاده می شود. قبل از این که به تخمین و برآورد مدل ها بپردازیم به دلیل اینکه نوع داده های مورد استفاده به صورت سری زمانی است باید در ابتدا به این مسأله بپردازیم که داده های سری زمانی ایستا (مانا) هستند. در این پژوهش برای بررسی ایستایی یا مانایی سری زمانی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر استفاده شده است که نتایج آن به صورت جداول زیر می باشد.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر

متغیرها	وضعیت	عرض از مبدأ بدون روند				عرض از مبدأ با روند					
		آماره t	مقادیر بحرانی			آماره t	مقادیر بحرانی				
			10%	5%	1%		10%	5%	1%		
شاخص استرس مالی	سطح	-3.456	-3.526	-2.903	-2.589	0.012	-3.636	-4.092	-3.474	-3.164	0.033
شاخص مصرف کننده	سطح	-2.377	-4.094	-3.475	-3.165	0.387	-2.432	-3.965	-3.413	-3.128	0.36
کند	مرتبۀ تفاضل	-5.218	-3.527	-2.903	-2.589	۰,۰۰۰	-5.604	-4.094	-3.475	-3.165	0.0001
شاخص قیمتی	سطح	-1.509	-3.526	-2.903	-2.589	0.523	-2.081	-4.092	-3.474	-3.164	0.546
تولید کننده	مرتبۀ تفاضل	-8.212	-3.527	-2.903	-2.589	۰,۰۰۰	-8.153	-4.094	-3.475	-3.165	۰,۰۰۰
شاخص قیمتی	سطح	-2.432	-4.092	-3.474	-3.164	0.36	-2.433	-4.092	-3.474	-3.164	0.36
مصرف کننده	مرتبۀ تفاضل	-8.624	-3.527	-3.474	-2.589	۰,۰۰۰	-8.56	-4.094	-3.475	-3.165	۰,۰۰۰

بر طبق نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته این آزمون به دو صورت عرض از مبدأ با روند و عرض از مبدأ بدون روند بررسی شده است. همانطور که نتایج آزمون نشان می دهد در هر دو صورت p-value در آزمون سطح دارای مقادیر بیش از ۰/۰۵ بوده و در محدوده بحرانی قرر دارد بنابر این فرضیه صفر مبنی بر مانایی را رد میکند اما با یک مرتبه تفاضل p-value به صفر رسیده، از محدوده بحرانی خارج شده و مانایی حاصل می شود.

۳-۵- برآورد مدل GARCH چند متغیره

در این مقاله برای برآورد پارامترها و تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس و کواریانس متغیرهای شاخص های بازار سهام، پول، ارز و بانکی از مدل MGARCH استفاده می شود که نتایج آن به شرح جداول زیر می باشد که نتایج بررسی سرریز نوسانات بین متغیرها با مدل BEKK برآورد شده است.

فرم کلی معادلات مدل GARCH دو متغیره به صورت زیر می باشد:

$$h_{11,t+1} = C_{11}^2 + b_{11}^2 h_{11,t} + 2h_{11}b_{21}h_{12,t} + b_{21}^2 h_{22,t} + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t}^2$$

$$h_{22,t+1} = c_{12}^2 + c_{22}^2 + b_{12}^2 h_{11,t} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t} + b_{22}^2 h_{22,t} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t}^2$$

نتایج به دست آمده از خروجی BEKK دو متغیره به صورت زیر می باشد:

بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر روی شاخص مصرف کننده

در رابطه ی بین شاخص استرس مالی و شاخص مصرف کننده، از آنجا که مقدار سطح معنی داری مربوط به تأثیر شاخص استرس مالی بر شاخص مصرف کننده در هر سه سطح اطمینان ۹۵، ۹۷ و ۹۹ درصد کوچک تر از ۰،۰۵ است یعنی $P\text{-value} < 0,05$ در نتیجه این ادعا پذیرفته شده و از طرفی دیگر مقدار آماره Z نیز که برابر با مقدار ۱۱۱۱،۱ شده که خارج از مقادیر ± 1.96 می باشد پذیرفته شدن این ادعا را با وجود رابطه ی مثبت تأیید می کند. بنابر این می پذیریم که نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص مصرف کننده اثر می گذارد. استرس مالی ریسک هایی را بر اقتصاد واقعی همچون کسب و کارها، خانوارها و شرایط اعتباری تحمیل می کند. با این حال رابطه استرس مالی و اقتصادی واقعی به طور کلی پیچیده و کمتر قابل فهم است. افزایش عدم اطمینان در خصوص قیمت دارایی های مالی و به طور کلی چشم انداز اقتصادی است. استرس مالی با دو نوع عدم اطمینان همراه است: عدم اطمینان ارزش بنیادین دارایی ها و عدم اطمینان رفتار سایر سرمایه گذاران. هر دو نوع عدم اطمینان منجر به نوسان در قیمت دارایی می گردد. مطالعات تجربی نشان می دهد که نوسان منجر به این می شود که شرکت ها محتاط تر شوند و تصمیمات مهم سرمایه گذاری خود را به تعویق اندازند تا اینکه عدم اطمینان کاهش یابد. نوسان می تواند منجر به این شود که خانوار مصرف خود را کاهش دهند چرا که در خصوص ثروت آتی خود با عدم اطمینان مواجه هستند. در صورتی که خانوار و کسب و کار به این شکل عکس العمل نشان دهند، فعالیت بخش واقعی اقتصادی کاهش می یابد.

جدول ۳- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص استرس مالی بر روی شاخص مصرف کننده

سطح اطمینان	%۹۹			%۹۷			%۹۵		
	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob
C(3)	0.000902	4.316981	0.0000	0.000902	4.508771	0.0000	0.000902	4.508771	0.0000
C(4)	3.5506	2.449973	0.0143	3.5506	13.66928	0.0000	3.5506	13.66928	0.0000
C(5)	1.0308	1.296446	0.1948	1.0308	3.036948	0.0024	1.0308	3.036948	0.0069

سطح اطمینان	%۹۹			%۹۷			%۹۵		
	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob
C(6)	-0.121920	-1.194978	0.2321	-0.121920	-1.182506	0.2370	-0.121561	-1.182506	0.2386
C(7)	1.083475	6.509576	0.0000	1.083787	6.000621	0.0000	1.083977	6.000621	0.0000
C(8)	0.753197	22.04634	0.0000	0.753198	22.15311	0.0000	0.753200	22.15311	0.0000
C(9)	0.302911	3.889335	0.1403	0.302911	3.846079	0.0001	0.451336	3.846079	0.0001

معادلات برآورد شده مربوط به جدول بالا به صورت زیر می باشد:

$$GARCH1 = 0.0153714830719 + 0.660600401347 * RESID1(-1)^2 + 0.479376067 * GARCH1(-1)$$

$$GARCH2 = 7.17921412762e-06 + 0.964505764562 * RESID2(-1)^2 + 0.113462931967 * GARCH2(-1)$$

$$COV1_2 = 0.000560411507497 + 0.798218576062 * RESID1(-1) * RESID2(-1) + 0.233219669146 * COV1_2(-1)$$

بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی تولید کننده

c(۳) تلاطم شاخص استرس مالی و c(۵) تلاطم شاخص قیمتی تولید کننده است که به ترتیب در سطح اطمینان های ۹۵، ۹۷ و ۹۹ درصد با میزان احتمال 0.1607 و 0.0255 نشان داده شده است اما c(۴) با میزان $Z=2,433172$ $\text{-value}=0,0150$ اثر سرریز تلاطم را بین این دو متغیر نشان داده و تأیید می کند همچنین و $Z=2,433172$ نیز این ادعا را تأیید می کند. بنابراین می پذیریم که نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی تولید کننده تأثیر گذار است. وقتی در بازار مشتری نباشد و کالاها فروش نرود طبعاً تولید کالاها نیز کاهش یافته و متوقف می شود و به دنبال آن تعطیل کارخانه ها و بیکاری وسیع و میلیونی کارگران بیش می آید که به نوبه خویش فروش کالاها را باز هم دشوارتر کرده و بر عمق بحران می افزاید. سیستم اعتباری سرمایه داری از کار بازمی ماند، بدهکاران توان پرداخت بدهی خود را در سر موعد از دست می دهند. بهای سهام شرکتها در بازار تنزل می کند، موسسات سرمایه داری یکی پس از دیگری ورشکست می شوند.

جدول ۴- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی تولید کننده

سطح اطمینان	%۹۹			%۹۷			%۹۵		
	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob
C(3)	4.7106	1.402843	0.1607	4.7106	1.402608	0.1607	4.7106	1.402608	0.1607
C(4)	6.3305	2.433270	0.0150	6.3305	2.433172	0.0150	6.3305	2.433172	0.0150
C(5)	0.000676	2.233708	0.0255	0.000676	2.234130	0.0255	0.000676	2.234130	0.0255
C(6)	0.860562	5.702988	0.0000	0.860573	5.701781	0.0000	0.860573	5.701781	0.0000
C(7)	0.987262	6.269124	0.0000	0.987225	6.269009	0.0000	0.987225	6.269009	0.0000
C(8)	0.482417	4.407640	0.0000	0.482418	4.407229	0.0000	0.482418	4.407229	0.0000

سطح اطمینان	%۹۹			%۹۷			%۹۵		
	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob
C(9)	0.086348	1.026853	0.3045	0.086345	1.026584	0.3046	0.086345	1.026584	0.3046

معادلات برآورد شده مربوط به جدول بالا به صورت زیر می باشد:

$$GARCH1 = 4.70612837874e-06 + 0.740458165681 * RESID1(-1)^2 + 0.232725188624 * GARCH1(-1)$$

$$GARCH2 = 0.000675893847894 + 0.976382896032 * RESID2(-1)^2 + 0.00745601480283 * GARCH2(-1)$$

$$COV1_2 = 6.33102340872e-05 + 0.850276830331 * RESID1(-1) * RESID2(-1) + 0.0416557613227 * COV1_2(-1)$$

بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی مصرف کننده

c(۳) تلاطم شاخص استرس مالی و c(۵) تلاطم شاخص قیمتی مصرف کننده است که به ترتیب در سطح اطمینان های ۹۵، ۹۷ و ۹۹ درصد با میزان احتمال 0.0052 و 0.0254 نشان داده شده است اما c(۴) با میزان p-value=۰,۰۰۰۵ اثر سرریز تلاطم را بین این دو متغیر تأیید می کند و $Z=3.496029$ نیز که خارج از مقدار ± 1.96 است این ادعا را تأیید می کند. بنابراین می توان بیان کرد که اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی مصرف کننده تأثیرگذار است. سترس مالی می تواند بر فعالیت اقتصادی اثر گذارد، افزایش هزینه تأمین مالی برای کسب و کارها و خانوارهاست. مؤلفه های «حرکت به سوی کیفیت» و «حرکت به سوی نقدینگی» و افزایش عدم تقارن اطلاعاتی همگی منجر به افزایش نرخ بهره برای کسب و کارها و بدهی مصرفی در بازارهای سرمایه ای خواهد شد.

جدول ۵- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی تولید کننده

سطح اطمینان	%۹۹			%۹۷			%۹۵		
	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob	Coefficient	z-Statistic	Prob
C(3)	0.001021	2.847355	0.0044	0.001021	2.818678	0.0048	0.001022	2.793202	0.0052
C(4)	0.000306	3.676976	0.0002	0.000306	3.628828	0.0003	0.000305	3.496029	0.0005
C(5)	7.4205	2.325940	0.0200	7.4405	2.314550	0.0206	7.4905	2.236008	0.0254
C(6)	1.131246	5.653609	0.0000	1.131233	5.640197	0.0000	1.131208	5.607527	0.0000
C(7)	1.200004	5.983042	0.0000	1.200028	5.974263	0.0000	1.200077	5.940711	0.0000
C(8)	0.477112	7.802381	0.0000	0.477127	7.776450	0.0000	0.477163	7.738498	0.0000
C(9)	0.317204	5.702348	0.0000	0.317200	5.664634	0.0000	0.317194	5.610508	0.0000

معادلات برآورد شده مربوط به جدول بالا به صورت زیر می باشد:

$$GARCH1 = 0.00166621903729 + 2.21068059883 * RESID1(-1)^2 + 0.000753902711825 * GARCH1(-1)$$

$$GARCH2 = 0.0398406932947 + 0.138889554802 * RESID2(-1)^2 + 0.590156942589 * GARCH2(-1)$$

$$COV1_2 = -0.0144402073777 + 0.55411230286 * RESID1(-1) * RESID2(-1) - 0.0210931486369 * COV1_2(-1)$$

آزمون اتورگرسیون برداری

نمودارهای زیر به بررسی تلاطم هر یک از متغیرها و شوک های ایجاد شده در آنها طی زمان مورد نظر می پردازد.

جدول ۶- آزمون اتورگرسیون برداری

متغیرها	شاخص مصرف کننده	شاخص قیمتی تولید کننده	شاخص قیمتی مصرف کننده
شاخص استرس مالی (۱)	P-VALUE	-0.103	-0.003
	t- statistics	-1.127	3.611
شاخص استرس مالی (۲)	P-VALUE	-0.086	-0.003
	t- statistics	-0.018	-0.258

جدول ۷- پاسخ ضربه آزمون اتورگرسیون برداری

متغیر	شاخص استرس مالی		متغیر	شاخص استرس مالی	
	p- value	آماره t		p- value	آماره t
شاخص مصرف کننده (۱)	(۰,۰۰۴)	3.611	شاخص مصرف کننده (۲)	(۰,۰۰۳)	(۰,۲۵۸)
شاخص قیمتی تولید کننده (۱)	(۰,۱۰۳)	(۱,۱۲۷)	شاخص قیمتی تولید کننده (۲)	(۰,۰۸۶)	(۰,۰۱۸)
شاخص قیمتی مصرف کننده (۱)	(۱,۳۲۴)	2.229	شاخص قیمتی مصرف کننده (۲)	(۱,۱۰۲)	0.643

همانطور که در جداول فوق ملاحظه می شود در جدول (۶)، شاخص استرس مالی در کوتاه مدت (۱) و بلند مدت (۲) شوک منفی به شاخص مصرف کننده وارد می کند و شاخص مصرف کننده نیز پاسخ ضربه را در کوتاه مدت و بلند مدت به صورت مثبت می دهد (جدول ۷). بنابر این یک رابطه ی دو طرفه بین آنها برقرار است. اما استرس مالی با شاخص قیمتی تولید کننده و شاخص قیمتی مصرف کننده ارتباطی ندارد و از آنها نیز تأثیر نمی پذیرد.

آزمون علیت گرنجر

یکی از مسائل اساسی در بررسی روابط بین متغیرهای اقتصادی علیت است. تعیین جهت علیت برای متغیرهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که مبانی صریحی در مورد آنها وجود ندارد (سوری، ۱۳۹۴). برای انجام آزمون علیت گرنجر و بررسی رابطه علیت بین متغیرها به این دلیل که ممکن است در وقفه‌های کوتاه مدت رابطه علیتی را نشان ندهد ولی در وقفه‌های طولانی‌تر رابطه علیت بین آنها وجود داشته باشد بنابراین میزان p -value را در وقفه‌های مختلف را مورد بررسی قرار دادیم. در بررسی میزان p -value رابطه علیت زمانی برقرار است که مقدار آن کوچکتر از ۰/۰۵ باشد. در صورتی که در هر دو طرف این مقدار برقرار باشد رابطه علیت دو طرفه بوده و در صورتی که فقط یک طرف این مقدار را داشت باشد علیت به صورت یک طرفه است.

جدول ۸- رابطه علیت متغیرها

متغیر - lag	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
شاخص استرس مالی ← شاخص مصرف کننده	0	0	0	0.011	0.01	0.0007	0.105	0	0.005
شاخص مصرف کننده ← شاخص استرس مالی	0	0.001	0.025	0.324	0.619	0.446	0.461	0.785	0.9
شاخص استرس مالی ← شاخص قیمتی تولید کننده	0.439	0.568	0.606	0.851	0.884	0.945	0.964	0.954	0.796
شاخص قیمتی تولید کننده ← شاخص استرس مالی	0.818	0.832	0.744	0.261	0.183	0.248	0.422	0.532	0.703
شاخص استرس مالی ← شاخص قیمتی مصرف کننده	0.782	0.753	0.875	0.886	0.953	0.124	0.037	0.001	0.003
شاخص قیمتی مصرف کننده ← شاخص استرس مالی	0.129	0.085	0.08	0.06	0.002	0	0.0001	0.0003	0.001

نتایج برگرفته از آزمون علیت به شرح زیر می‌باشد:

با توجه به جدول فوق بین شاخص استرس مالی و شاخص مصرف کننده در کوتاه مدت به دلیل داشتن مقدار p -value کمتر از ۰/۰۵ درصد رابطه علیت برقرار است اما در وقفه‌های بلندتر شاخص استرس مالی علت شاخص مصرف کننده بوده و باعث تاثیرگذاری روی این شاخص می‌شود. بین شاخص استرس مالی و شاخص قیمتی تولید کننده هیچ نوع رابطه علت و معلولی برقرار نیست اما با بررسی شاخص استرس مالی و شاخص قیمتی مصرف کننده به این نکته پی می‌بریم که در ابتدا شاخص قیمتی مصرف کننده علت تغییرات شاخص استرس مالی است و سپس بین آنها روابط علی و معلولی برقرار می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

فرضیه اول پژوهش حاضر بیان می‌کند که نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص مصرف کننده تأثیر دارد. در رابطه‌ی بین شاخص استرس مالی و شاخص مصرف کننده، از آنجا که مقدار سطح معنی داری مربوط به تأثیر شاخص کل بر شاخص مصرف کننده برابر با 0.0348 و بزرگتر از 0,05 است یعنی $0,05 > P-0.0348$ value= در نتیجه این ادعا پذیرفته شده و از طرفی دیگر مقدار آماره Z نیز که برابر با مقدار 1.111 شده که خارج از مقادیر $\bar{T} 1.96$ می‌باشد پذیرفته شدن این ادعا را با وجود رابطه‌ی مثبت تأیید می‌کند. بنابر این می‌پذیریم که نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص مصرف کننده اثر می‌گذارد. شاخص استرس مالی در کوتاه مدت و بلند مدت شوک منفی به شاخص مصرف کننده وارد می‌کند و شاخص استرس مالی نیز پاسخ ضربه را در کوتاه مدت و بلند مدت به صورت مثبت می‌دهد بنابر این یک رابطه‌ی دو طرفه بین آنها برقرار است. بین شاخص استرس مالی و شاخص مصرف کننده در کوتاه مدت رابطه‌ی علیت برقرار است اما در وقفه‌های بلند تر شاخص استرس مالی علت شاخص مصرف کننده بوده و باعث تأثیرگذاری روی این شاخص می‌شود. تا کنون در این زمینه پژوهشی صورت نگرفته است. فرضیه دوم پژوهش حاضر بیان می‌کند که نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی تولید کننده تأثیر دارد. $c(3)$ تلاطم شاخص استرس مالی و $c(5)$ تلاطم شاخص قیمتی تولید کننده است که به ترتیب با میزان احتمال 0.1602 و 0.0254 نشان داده شده است اما $c(4)$ با میزان $p\text{-value}=0,0149$ اثر سر ریز تلاطم را بین این دو متغیر نشان داده و تأیید می‌کند همچنین $Z=2,4339$ نیز این ادعا را تأیید می‌کند. بنابراین می‌پذیریم که نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی تولید کننده تأثیر گذار است. همچنین نتایج آزمون اتو رگرسیو برداری (VAR)، نشان دهنده‌ی این است که شاخص استرس مالی با شاخص قیمتی تولید کننده رابطه‌ی ای ندارد و از آن تأثیر نمی‌پذیرد. بین شاخص استرس مالی و شاخص قیمتی تولید کننده هیچ نوع رابطه‌ی علت و معلولی برقرار نیست. تا کنون در این زمینه پژوهشی صورت نگرفته است. فرضیه سوم پژوهش حاضر بیان می‌کند که نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی مصرف کننده تأثیر دارد. $c(3)$ تلاطم شاخص استرس مالی و $c(5)$ تلاطم شاخص قیمتی مصرف کننده است که به ترتیب با میزان احتمال 0.0993 و 0.1571 نشان داده شده است اما $c(4)$ با میزان $p\text{-value}=0,0394$ اثر سر ریز تلاطم را بین این دو متغیر تأیید می‌کند و $Z=2.0595$ نیز که خارج از مقدار ± 1.96 است این ادعا را تأیید می‌کند. بنابراین می‌توان بیان کرد که اثر سر ریز نوسانات شاخص استرس مالی بر شاخص قیمتی مصرف کننده تأثیر گذار است. همچنین نتایج آزمون اتو رگرسیو برداری (VAR)، نشان دهنده‌ی این است که شاخص استرس مالی با شاخص قیمتی تولید کننده رابطه‌ی ای ندارد و از آن تأثیر نمی‌پذیرد. با بررسی شاخص استرس مالی و شاخص قیمتی مصرف کننده به این نکته پی می‌بریم که در ابتدا شاخص قیمتی مصرف کننده علت تغییرات شاخص استرس مالی است و سپس بین آنها روابط علی و معلولی برقرار می‌شود. بر همین اساس نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش داپری و همکاران (۲۰۱۷) هم راستا بوده می‌باشد.

فهرست منابع

- * احمدیان، اعظم (۱۳۹۴)، «طراحی سیستم هشدار سریع جهت پیش بینی زمان در معرض ورشکستگی قرار گرفتن بانک‌ها»، فصلنامه علمی پژوهشی نظریه های کاربردی اقتصاد، دوره ۲، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۴، صفحه ۱۱۹-۱۴۴.
- * رهنمای رودپشتی، فریدون، اله یاری، میثم (۱۳۹۴)، «کاربرد آزمون استرس در فرآیند اوراق بهادارسازی»، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، سال چهارم، شماره شانزدهم، زمستان ۱۳۹۴، صفحه ۲۵-۱.
- * رنجبر، محمد حسین، فلاح شمس، میر فیض، رضازاده، روح اله (۱۳۹۷)، «بررسی اثر نا اطمینانی نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام و میزان سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران (با استفاده از مدل های GARCH و VAR)»، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، سال هفتم، شماره بیست و هفتم، پائیز ۱۳۹۷، صفحه ۲۳-۱.
- * سفید بخت، الهه، رنجبر، محمد حسین (۱۳۹۶)، «سر ریز نوسانات بین قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازار سهام تحت فواصل زمانی و شکست ساختاری: استفاده از مدل گارچ (BEKK) و الگوریتم (ICSS)»، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره سی و سوم، زمستان ۱۳۹۶، صفحه ۳۷-۱.
- * Apostolakis, G., & Papadopoulos, A. P. (2018). Financial stress spillovers in advanced economies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 32(C), P 128.
- * Borio, C., and Lowe, P. (2004). Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus. Available at <http://www.bis.org/publ/work114.pdf>.
- * Campbell, J.Y., et al., (2017). An intertemporal CAPM with stochastic volatility. *J. Financ. Econ.*, Forthcoming.
- * Cevik, E., et al., (2016). Financial stress and economic activity in some emerging Asian economies, *Research in International Business and Finance* 36, PP127-139.
- * Cambon, I., Estevez, L., (2016). A Spanish Financial Market Stress Index (FMSI). *The Spanish Review of Financial Economics*, 14, Vol.9, pp23-41.
- * Caldarelli, R., Elekdag, S.A., Lall, S., (2009). Financial Stress, Downturns, and Recoveries. *International Monetary Fund, Working Paper WP/09/100*.
- * Davig, T., and Hakkio, C. (2010). What is the effect of financial stress on economic activity. Available at <http://ideas.repec.org/a/fip/fedker/y2010iqiip35-62nv.95no.2.html>.
- * Evgenidis, A., & Tsagkanos, A. (2017). Asymmetric effects of the international transmission of US financial stress. A threshold-VAR approach, *International Review of Financial Analysis* 51, PP 69-81.
- * Ferrer, R., et al., (2018). Interactions between financial stress and economic activity for the U.S.A time-and frequency-varying analysis using wavelet. *Physica A*, 492, pp446-462.
- * Galvao, A., & Owyang, M. (2018). Financial Stress Regimes and the Macroeconomy, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol50, Issue7, PP 1479-1505.
- * Gilchrist, S., Yankov, V., & Zakrajsek, E. (2012). Credit market shocks and economic fluctuations: Evidence from corporate bond and stock markets. *Journal of Monetary Economics*, 56, PP 471-493.
- * Huotari, J. (2015). Measuring financial stress—A country specific stress index for Finland.
- * Hollo, D., Kremer, M., Lo, M., & Duca, M. (2012). CISS – A composite indicator of systemic stress in the financial system. *European Central Bank working paper series no. 1426*.

- * Illing, M., Liu, Y., (2006). Measuring financial stress in a developed country: an application to Canada. *J. Financ. Stab.* 2 (4), PP243–265.
- * Jung Kuo, CH., et al., (2016), A Robust Set of Indicators for the Financial Stress and Financial Stability: Taiwan's Case Studies. *International Journal of Financial Research*, Vol. 7, No. 1; pp 172-188
- * Mittnik, S., & Semmler, W. (2013). The real consequences of financial stress. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(8), pp1479–1499.
- * Nelson, W.R., and Perli, R. (2005). Selected Indicators of Financial Stability. Available at <http://www.ecb.europa.eu/events/pdf/conferences/jcbrconf4/Perli.pdf>.
- * Roye, B.V. (2013). Financial Stress and Economic Activity in Germany, Available at http://rcea-canada.org/pages/may_2012_rimini/papers/van%20Roye.pdf.
- * Roye, B.V. (2011). Financial Stress and Economic Activity in Germany and the Euro Area. Available at <http://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/financial-stress-and-economic-activity-in-germany-and-the-euro-area/financial-stress-and-economic-activity-in-germany-and-the-euro-area.pdf>.
- * Stona, F., et al., (2018). Economic dynamics during periods of financial stress: Evidences from Brazil, *International Review of Economics and Finance* 55 PP130–144
- * Zhang, Y., (2017). Asset price risk, banks and markets. *Finance Research Letters* 21. PP21-25.
- * Polat O, Ozkan I, (2019), Transmission mechanisms of financial stress into economic activity in Turkey, *Journal of Policy Modeling*.

یادداشت‌ها

- ¹ Mishkin
- ² Gorton
- ³ Metrick
- ⁴ De Bandt et al
- ⁵ Bertrand et al
- ⁶ Strahan
- ⁷ Chava et al
- ⁸ Borio
- ⁹ Nelson
- ¹⁰ Perli
- ¹¹ Paries et al
- ¹² Bloom
- ¹³ Baker et al
- ¹⁴ Basu
- ¹⁵ Bundick
- ¹⁶ Christiano
- ¹⁷ Bonciani
- ¹⁸ van Roye
- ¹⁹ Fat tail
- ²⁰ Mean reversion
- ²¹ Corporate news
- ²² Calendar effects
- ²³ Panel Vector Autoregression
- ²⁴ Borio & Lowe
- ²⁵ Balakrishnan, Danninger, Elekdag, Tytell
- ²⁶ Baba, Engle, Kraft and Kroner
- ²⁷ Bollerslev, T., & Wooldridge, J.M. (1992).
- ²⁸ Brant et all