فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هفدهم / شماره ۷۰/ پاییز ۱۴۰۰/ صفحات ۱۴۵-۱۱۳

بررسی انتقال نوسان شاخص اضطراب مالی بر قیمت نفت و شاخص‌های اقتصاد کلان برخی کشورهای عضو اوپک[1]

قاسم علوی تبار
دانشجوی دکتری مهندسی مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد،
Ghasem_alavytabar@yahoo.com
حمید خواجه محمود آبادی[2]
استادیار گروه مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد،
Khajeh.h@yahoo.com
غلامرضا عسکر زاده
استادیار گروه مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد،
Askarzadeh1360@yahoo.com
سید یحیی ابطحی
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد،Yahyaabtahi@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۰۷

چکیده

اضطراب در بازارهای مالی به‌عنوان نیروی مؤثر بر رفتار عاملان اقتصادی به‌صورت وجود نااطمینانی و تغییر انتظارات تعریف می‌شود که به مقادیر بحرانی آن، بحران مالی می‌گویند. افزایش درآمدهای نفتی ممکن است از طریق افزایش سرمایه‌گذاری، به‌خصوص سرمایه‌گذاری بخش دولتی و نیز واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای و ورود تکنولوژی‌های جدید، اثرات مثبتی بر عرضه کل باقی گذارد. افزایش ارزش پول ملی که می‌تواند از یک تکانه مثبت نفتی حاصل شود، در واقع قیمت کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وارداتی را کاهش می‌دهد. با توجه به اهمیت بحث شاخص اضطراب مالی و ارتباط آن با متغیرهای اقتصادی تأثیرگذار بر کشورها در این پژوهش با هدف بررسی انتقال نوسان شاخص اضطراب مالی بر شاخص‌های اقتصاد کلان کشورهای عضو اوپک به مطالعه این موضوع پرداخته شده است. در این پژوهش با استفاده از مدل‌های GARCH چند متغیره مدل BEKK و VAR، به بررسی و امتحان فرضیه‌های پژوهش پرداخته شده است. داده‌های پژوهش حاضر به‌صورت روزانه طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از پژوهش حاکی از آن است که شاخص اضطراب مالی سبب ایجاد تکانه در نرخ بهره، نقدینگی و تورم در کشورهای ایران، کویت و قطر می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E23, F53, C43

کلیدواژه‌ها: شاخص اضطراب مالی، شاخص‌های اقتصاد کلان، کشورهای عضو اوپک

---

۱. این مقاله برگرفته از رساله دکتری قاسم علوی تبار با عنوان "طراحی شاخص استرس مالی و تحلیل پویایی‌های آن در کشورهای عضو اوپک" می‌باشد.

۲. نویسنده مسئول

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

۱- مقدمه

در یک مفهوم کلی، اضطراب مالی را می‌توان اختلال در عملکرد نرمال بازار مالی تعریف کرد. اضطراب مالی در بازارهای مختلف از قبیل سیستم بانکی، بازار ارز، بازار بدهی و بورس دیده می‌شود. اضطراب مالی نتیجه ساختارهای آسیب‌پذیر و تکانه‌های وارده بر سیستم مالی می‌باشد. شکنندگی مالی توصیف‌کننده ضعف‌های موجود در شرایط یا ساختار مالی می‌باشد و تکانه‌ها زمانی که شرایط مالی مناسب نیست با احتمال بیشتری به اضطراب مالی منجر می‌شوند؛ بنابراین اندازه تکانه و شکنندگی مالی، سطح اضطراب را تعیین خواهد نمود ایلینگ و لیو[1] (۲۰۰۶). با بررسی شاخص‌های اضطراب مالی که چندین جریان گسترده از مطالعات در این زمینه وجود دارد که تا حدی شامل برخی از ارزیابی خطرهای به هم پیوسته هستند. برخی از مقالات که با هدف اندازه‌گیری خطرهای به هم پیوسته، شاخص‌های اضطراب مالی یا شاخص‌های شکنندگی را توسعه داده‌اند وجود دارد. بعضی از این اندازه‌گیری‌ها بر این اساس هستند که سعی می‌کنند سطح اضطراب مالی را در زمان واقعی به‌دست آورند. بعضی دیگر شاخص‌های پیش رو هستند که برای مثال، احتمال وقوع هم زمان تعداد زیادی از واسطه‌های مالی را اندازه‌گیری می‌کنند کامبن و استیوز (۲۰۱۶) .کانادائی‌ها شاخص اضطراب مالی را برای سیستم مالی توسعه می‌دهند و چندین رویکرد برای جمع‌آوری شاخص‌های اضطراب فردی را به یک شاخص اضطراب مرکب پیشنهاد دادند. مقالات مرتبط مانند: نلسون و پرلی[2] (۲۰۰۷)، کریتزمن و دیگران[3] (۲۰۱۰)، کالدارلی و دیگران[4] (۲۰۰۹) و هالو و دیگران[5] (۲۰۱۲)، با بررسی تعاملات بین اضطراب مالی و فعالیت‌های اقتصادی در آمریکا انسجام و تفاوت فاز مربع موجک[6] و همچنین دو روش اندازه‌گیری موجک را استفاده نموده‌اند. تأثیر فشار مالی بر اقتصاد واقعی به‌ویژه در دوره‌های بحران مالی مهم است. اثر اضطراب مالی بر فعالیت اقتصادی به‌ویژه در مقیاس زمانی بلندتر مشخص می‌شود فرر و همکاران[7] (۲۰۱۸). بحران پیشامدی است که به‌صورت ناگهانی و گاهی فزاینده رخ می‌دهد و به وضعیتی خطرناک و ناپایدار برای فرد،

1. Illing & Liu
2. Nelson & Perli
3. Kritzman, et.al
4. Cardarelli, et.al
5. Holló, et.al

۶. تحلیل موجک مدلی برای بررسی و اندازه گیری نوسانات است.

7. Ferrer, et.al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

گروه یا جامعه می‌انجامد. بحران باعث به وجود آمدن شرایطی می‌شود که برای برطرف کردن آن نیاز به اقدامات اساسی و فوق‌العاده است. بحران‌ها برحسب نوع و شدت متفاوتند. بحران یک فشارزایی بزرگ و ویژه است که باعث در هم شکسته شدن انگاره‌های متعارف و واکنش‌های گسترده می‌شود و آسیب‌ها، تهدیدها، خطرها و نیازهای تازه‌ای به وجود می‌آورد.

عبارت بحران مالی به طیف گسترده‌ای از وضعیت‌هایی اطلاق می‌شود که بعضی از منابع مالی قسمت بزرگی از ارزش اسمی خود را از دست می‌دهند. در قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم، بسیاری از بحران‌های مالی مربوط به بحران‌های بانکداری می‌شدند و بسیاری از بحران‌های اقتصادی با این بحران‌ها همزمان بودند. دیگر وضعیت‌هایی که بحران مالی نامیده می‌شوند، شامل سقوط بازار سهام، ترکیدن حباب‌های اقتصادی و بحران واحد پولی هستند (مریاما[1]، ۲۰۱۰). سرایت تخمین زده شدن بحران جهانی به اقتصاد بازارهای نوظهور در خاورمیانه و شمال آفریقا (منطقه MENA) را بررسی کرده است و نشان می‌دهد که به‌طور تقریبی دو سوم از افزایش اضطراب مالی در کشورهای MENAبعد از تکانه ورشکستگی لمن برادرز مربوط به سرایت مستقیم یا غیرمستقیم اضطراب مالی در اقتصادهای پیشرفته بوده است. علاوه بر این مدل‌های تخمین زده شده نشان می‌دهد که افزایش اضطراب مالی و کاهش فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای توسعه یافته می‌تواند حدود نیمی از سقوط رشد GDP واقعی را در کشورهای منطقه MENA بعد از تکانه سقوط لمن برادرز توضیح دهد. کابررا و همکاران[2]، ۲۰۱۴، با استفاده از روش هالو و همکاران[3]، ۲۰۱۲ و همچنین در نظر گرفتن ملاحظات هاکیو وکیتون[4]، ۲۰۰۹، شاخص ترکیبی از اضطراب به هم پیوسته (CISS[5]) برای کلمبیا ایجاد کرده‌اند. این شاخص چندین بعد مرتبط بازار مالی (مؤسسات اعتباری، بازار مسکن، بخش خارجی، بازار پول و بازار اوراق قرضه داخلی) را مدنظر داشته و ساخت شاخص از طریق تئوری پرتفوی صورت گرفته است، به‌طوری‌که سرایت بین این ابعاد را در نظر داشته است. این شخص اوج بحران مالی جهانی را به‌عنوان دوره مهم خطر به هم

1. Moriyama
2. Cabrera, et.al.
3. Holló, et.al
4. Hakkio & Keeton, et.al
5. Combined indicator of systemic stress

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

پیوسته در کلمبیا شناسایی نموده و نشان می‌دهد که فعالیت‌های بخش واقعی اقتصاد از افزایش غیرمنتظره شاخص خطر به‌هم پیوسته اثرات منفی دریافت کرده‌اند.

۲- مبانی نظری

افزایش نوسان در قیمت دارائی‌ها

فرض بر این است که بازارهای مالی با اجرای محدود قراردادها مشخص می‌شوند؛ بنابراین مصرف‌کنندگان تحت تأثیر تکانه نقدینگی با مشکلات قرض گرفتن مواجه هستند. مؤسسات اعتباری کار خارق‌العاده‌ای انجام نمی‌دهند، زیرا آنها با جمع‌آوری منابع سپرده‌گذاران و افزایش نقدینگی ارائه شده توسط بازارهای مالی می‌توانند از محدودیت وام استفاده کنند. علاوه بر مشارکت محدود در بازار یا محدودیت اجرای قراردادها، عدم اطمینان در خصوص قیمت دارائی‌های مالی به تنهایی باعث می‌شود مؤسسات به ورشکستگی نزدیک گردند. شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد که قیمت دارایی‌های مالی مانند سهام با انباشت بیش از حد مشخص می‌شود. برای مصرف‌کنندگآن‌که افزایش نوسان در قیمت دارائی‌ها مهم می‌باشد نشان می‌دهد که چگونه سپرده‌ها هزینه‌های احتمالی را نسبت به نگهداری دارایی‌ها به‌طور مستقیم افزایش می‌دهد. رضایت بخشی برای مصرف‌کنندگان زمانی حاصل می‌شود که تقاضا برای سپرده‌ها بیشتر می‌شود که نهایتاً به افزایش قیمت دارایی‌ها منجر می‌گردد (ژانگ، ۲۰۱۷). نتایج مطالعات تجربی برای کشورهای مختلف از قبیل انگلستآن‌که به بررسی نوسانات بازار سهام، نگرش خطر و تقاضای پول پرداخته‌اند متناسب می‌باشد (بیسندیال[1]، ۲۰۱۴). با توجه به شواهد تجربی و نظری که در مدل سه عاملی فاما و فرنچ[2] به‌عنوان نماینده متغیرهای از وضعیت اقتصاد هستند، نشان می‌دهد که واریانس این عوامل در این مدل نیز باید نماینده متغیرهایی از وضعیت‌های آینده اقتصاد باشد. فرصت‌های سرمایه‌گذاری ممکن است به دلیل کاهش در بازده سهام یا افزایش بی‌ثباتی بازده سهام به وجود آید (کمپبل و همکاران[3]، ۲۰۱۷).

1. Bysendial

۲. در این مدل سه عامل موثر برای پیش بینی بازده سهام بتا، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بـازار می‌باشند.

3. .Campbell et al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

به‌طور مفهومی، ارزش دارایی کل باید به‌عنوان ارزش بازار شرکت‌ها شناخته شود که همان مجموع ارزش بازار سهام شرکت‌ها و خالص بدهی می‌باشد. نوسانات ارزش بازار شرکت‌ها مربوط به سایر مؤلفه‌های کلان اقتصادی و همچنین به بازده بازار سهام و نسبت قیمت سود سهام می‌باشد (آیرولا و سانتس، ۲۰۱۷). نوسانات مشاهده شده از ارزش بازار سهام و نسبت قیمت تقسیم بر سود، ده برابر بیشتر از میزان تولید و مصرف و حدود سه برابر بیشتر از سرمایه‌گذاری واقعی گزارش شده است که بیانگر افزایش عدم اطمینان در خصوص قیمت دارائی‌های مالی می‌باشد (گومه و همکاران، ۲۰۱۱). توسعه مدل‌های تعادلی کلی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران نهادی تمایل دارند برای قرار دادن وزن بیشتر بر دارایی‌هایی که نزدیک به معیارهای آن‌هاست، قیمت این دارایی‌ها افزایش یابد. با این حال، آنها نمی‌دانند که اختلاف نظرها بر قیمت‌های دارایی تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین، یک مدل تعادل عمومی را ایجاد می‌کنیم که اختلاف نظرها و انگیزه‌های معیار را همزمان به کار می‌گیرد و تحلیل می‌کند که چگونه این تأثیرات بر پویایی قیمت دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد. در این مدل، ترجیحات سرمایه‌گذاران نهادی تعریف شده است، به‌طوری‌که ترجیحات سرمایه‌گذاران نهادی در مقابل سهام، نشان می‌دهد که آنها از کالای مصرفی خود مطلوبیت بیشتری به‌دست می‌آورند، زمانی که سهام معیار از سهام غیرمعیار بالاتر است. این خصوصیات ترجیحات سرمایه‌گذاران نهادی، انگیزه‌های معیار آنها را به خوبی نشان می‌دهد و با یافته‌های تجربی گسترده منطبق می‌باشد که عملکرد چنین سرمایه‌گذاران نسبت به یک شاخص اندازه‌گیری می‌شود (کوکو و کانیل[1]،۲۰۱۱)؛ (باساک و پاولوا[2]، ۲۰۱۳)؛ (اسچونکلر و همکاران، ۲۰۱۵). در مقابل، روشی اتخاذ شده است که به سرمایه‌گذاران نهادی اجازه می‌دهد "موافقت برای مخالفت" در مورد اقتصاد پایه یا اختلاف نظر باشد. این باعث اختلاف

1. Cocco & Cannel
2. Basak & Paulowa

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

دائمی بین آنها می‌شود، حتی آنها را به‌صورت منطقی شیوه بیزی[۱] فرا می‌گیرند (دمیتروس و همکاران[۲]، ۲۰۰۹).

اثرات انگیزه‌های معیار و اختلاف نظر در مورد طرح‌های بهینه‌سازی سرمایه‌گذاران نهادی بررسی شده و از آنجا که اختلاف نظرها باعث افزایش خطر قیمت در نظر گرفته شده سرمایه‌گذار نهادی و کاهش سرمایه‌گذاران بدبین می‌شود، اختلاف نظرها موجب می‌شود که سرمایه‌گذاران نهادی به بازار بورس سهام دست یابند. به‌طور خاص، سرمایه‌گذار نهادی خوش‌بینانه همواره موقعیت‌های طولانی را در سهام بجا می‌گذارد، زیرا اختلاف آن افزایش می‌یابد، اما در معرض خطر تغییر بازار آینده با اعتقادات سرمایه‌گذار بدبین است. به‌منظور جلوگیری از خطر و پوشش خطر معمولاً سهام دیگر و اوراق قرضه فروش استقراضی می‌کنند. در عین حال، هر ابزار حاشیه‌ای سرمایه‌گذار نهادی با انگیزه‌های معیار آن افزایش می‌یابد و با سرمایه‌گذاری در سهامی که بیشتر ارزشمند است و می‌تواند سود بیشتری به دست آورد. در نتیجه، محرک معیار می‌توانند تأثیر اختلافات را در هر موقعیت سهام تقویت کنند (ونگ و همکاران، ۲۰۱۷). یک سؤال اساسی در بازارهای مالی و اساساً در همه سیستم‌های سری زمانی این است که آیا نیروی محرک پشتیبان بازده وجود دارد؟ آیا می‌توان این نیرو را در بستر مفاهیم فیزیکی بیان کرد؟ همه سیستم‌های دینامیکی دارای نیرویی هستند، اما معمولاً سخت می‌توان نیروی محرکه را در سیستم‌های تصادفی شناسایی کرد و سیستم را توسط خواص متوسط یا توزیع دارائی مشخص نمود. در سیستم‌های سری زمانی، مانند حرکت قیمت دارایی در بازارهای سهام، این خواص را می‌توان با استفاده از روش‌های نظری مختلف توضیح داد. رویکرد استاندارد در ریاضیات مالی، استفاده از حرکت هندسی براونی[۳] است، هرچند وضعیت واقعی ممکن است درجه بالایی از پیچیدگی را نشان

---

۱. استدلال بیزی روشی احتمالی برای استنتاج ارائه می‌کند. این روش بر اساس این فرض است که کمیت‌های مورد نظر از توزیع‌های احتمال پیروی می‌کنند و تصمیم گیری بهینه را می‌توان با استدلال بر این توزیع‌های احتمال و داده های مشاهده شده انجام داد.

2. Dimitrios, et.al

۳. حرکت براونی سنگ بنای نظریه مدرن احتمال، آنالیز تصادفی و معادلات دیفرانسیل تصادفی است. این حرکت فرآیند تصادفی زمان پیوسته‌ای است که در آن لگاریتم مقادیر مختلف تصادفی، از یک حرکت براونی یا فرآیند وینر پیروی می‌کند.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

دهد. ماهیت نیروی پشتیبان قیمت دارایی و یا هر سیستم دیگر سری زمانی می‌تواند با استفاده از اصل "توانایی-واقعیت" ارسطو، به‌گونه‌ای باشد که واقعیت امروز، بالفعل بودن واقعیت فردا است. در این تعریف، ارزش فردا به توان بالقوه محدود نمی‌شود، بلکه تحت تأثیر درجه بالایی از تأثیر احتمالی مانند انتظارات آینده قرار می‌گیرد. تبدیل توانمندی به واقعیت را می‌توان از نمودارهای پراکندگی تحلیل کرد. نقاط متوالی سیستم سری‌های زمانی که با خط نشان‌دار در نمودار پراکندگی متصل می‌شوند امکان استفاده از طول خط نشان‌دار به‌عنوان مقادیر توانایی و ارزش واقعی در سیستم را می‌دهد. این اجازه را می‌دهد تا ما نیرویی را در رویدادهای متوالی تعریف کنیم و همچنین تعیین کنیم که چه تغییری در سیستم رخ می‌دهد و ویژگی‌های محافظه‌کارانه و تکان‌دهنده را در نظر بگیریم (یالین و گانکور گاندز، ۲۰۱۶).

نوسان‌های نامتقارن در بازارهای سهام به طور گسترده مورد تأیید قرار گرفته که بیانگر آن است که بین نوسان ها دربازار و بازده مورد انتظار رابطه وجود دارد و این ارتباط بین نوسان‌های منفی و بازده بیشتر است. به عبارت دیگر، وقتی نوسان های زیادی در بازار سهام اتفاق می افتد، اعتماد نسبت به بازار و در نتیجه بازده مورد انتظار از آن کاهش می‌یابد. ناپایداری بازارهای سهام نامتقارن حداقل سه دلیل مهم دارد. اول، از ویژگی‌های مهم پویایی نوسانات بازار، پیامدهای قیمت‌گذاری دارایی‌ها است و مشخصه عوامل ریسک قیمت است. دوم، نقش مهمی در پیش‌بینی ریسک، پوشش خطر و اختیار قیمت‌گذاری ایفا می‌کند. در نهایت، تقارن نامتقارن به معنای توزیع بازده شیب منفی است، به این معنی که می‌تواند به توضیح برخی از زیان‌های احتمالی بزرگ کمک کند (آبورا و واگنر، ۲۰۱۶). همان‌طور که مؤسسات مالی به‌طور معمول تحت تأثیر تکانه‌های نوسان جهانی قرار می‌گیرند، همچنین توانائی مالی را نیز گزارش می‌دهند که این گردش به نوبه خود می‌تواند بر عملکرد اقتصادی تأثیر بگذارد. خطر به‌هم پیوسته یک معیار شناخته شده در ثبات مالی است که با توجه به نوسانات بازار سهام حساس است. نوسانات بازار سهام مشروط است به‌طور معکوس به ثبات مالی همزمان. نوسانات ضمنی به‌طور قابل توجهی با خطر به‌هم پیوسته شرکت‌های مالی مضر مرتبط است؛ بنابراین، درجه‌ای از نوسانات مربوط به قیمت‌های کل دارایی است، همچنین مسأله اصلی این است که چگونه نوسانات جهانی مربوط به خطر به‌هم پیوسته

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

مؤسسات مالی بین‌المللی است (بکارت و هاروا[1]، ۲۰۱۴). چطور پیش‌بینی می‌شود نوسانات مورد انتظار بازار مربوط به قیمت‌های کل دارایی باشد؟ اثر نوسانات نامتقارن در زمانی که بازارها با حرکات شدید مواجه می‌شوند چگونه است، محققین از شاخصی برای پیش‌بینی نوسانات احتمالی خطر در تجزیه و تحلیل‌ها استفاده کرده‌اند. دو فرضیه اقتصادی برجسته که در توضیح پدیده نوسانات نامتقارن مورد هدف بوده است: به‌اصطلاح "اثرگذاری"، فرضیه کاهش ارزش سهام به معنای اهرم مالی و خطر بالاتر و همچنین فرضیه بازده اثر متغیر نوسان یعنی احتمال افزایش خطر بازار و بازده مورد انتظار و قیمت‌های پایین‌تر را انتظار می‌رود. این پدیده در حالی شناخته شده است که تغییرات نوسانات به‌صورت غیرمستقیم با توجه به رفتار تغییرات قیمت، تغییر می‌کنند. هنوز مشخص نشده است که آیا چنین رفتاری نیز می‌تواند به‌عنوان محرکی برای دوره‌های اضطراب بازار شناخته شود. بر اساس شاخص در نظر گرفته شده به‌عنوان اندازه‌گیری انتظارات نوسانات آینده در آینده، می‌توان بررسی کرد که آیا عدم تقارن قیمت-نوسانات در بازارها با تکانه‌های شدید قیمت مواجه یا ضعیف می‌شود. در صورت وقوع آن، این پدیده می‌تواند به توضیح شدت کاهش شدید بازار کمک کند (کمپبل و هنتسچل[2]، ۱۹۹۲).

اثرات اضطراب مالی بر رفتار عوامل اقتصادی

میشکین[3] (۲۰۰۰)، اضطراب در بازارهای مالی به‌عنوان نیروی مؤثر بر رفتار عاملان اقتصادی به‌صورت وجود نااطمینانی و تغییر انتظارات تعریف می‌شود که به مقادیر بحرانی آن، بحران مالی می‌گویند. بحران مالی، به وضعیتی در بازارهای مالی گفته می‌شود که تکانه‌های نظام مالی در جریان اطلاعات مداخله می‌کنند، به‌طوری‌که این بازارها از انجام وظیفه اصلی خود که همان تجهیز پس‌اندازها و تخصیص آن در موقعیت‌های تولیدی کاراتر و سودآورتر است، ناتوان می‌شوند. وجود تنش در بازارهای مالی از راه‌های مختلف مانند کاهش تمایل به نگهداری دارایی‌های غیرنقدی و پر خطر، افزایش عدم اطمینان نسبت به رفتار سرمایه‌گذاران، افزایش عدم اطمینان نسبت به

1. Bekaert & Harvey
2. Campbell & Hantschel
3. Mishkin

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

ارزش بنیادی دارایی‌ها و عدم اطمینان نسبت به شرایط اقتصادی آینده، رفتار عاملان اقتصادی را متأثر می‌کند و همچنین به دلیل افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

یکی از روش‌های به دست آوردن تکانه‌های مثبت و منفی، استفاده از روند زمانی متغیر سری زمانی است. به‌طوری‌که با رگرس[1] نمودن متغیر مورد نظر بر زمان و مقایسه مقادیر واقعی با مقادیر به‌دست‌آمده از روند، می‌توان مقادیر بالاتر از روند را به‌عنوان تکانه‌های مثبت و مقادیر پایین‌تر از روند را به‌عنوان تکانه‌های منفی در نظرگرفت؛ اما در صورتی این راهکار صحیح است که روند متغیر مورد نظر با شکست ساختاری همراه نباشد و در غیر این صورت باید تغییرات ساختاری را در مدل وارد نمود. در عمل برای در نظر گرفتن شرایط و تغییرات ساختار اقتصادی در تجزیه تکانه‌های ارزی می‌توان از روش حذف تک متغیره استفاده کرد و از معروف‌ترین روش‌های فیلترینگ روش‌های باکستر-کینگ و روش هودریک _ پرسکات هستند.

۳- مروری بر پژوهش‌های پیشین

رضازاده و همکاران (۱۳۹۹)، به مطالعه و بررسی سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر تورم، نرخ بهره، نقدینگی و شاخص صنعت با تأکید بر مدل‌های-GARCH BEKK، VARو علیت گرانجر پرداختند. نتایج نشان‌دهنده این است که بین شاخص اضطراب مالی با تورم، نرخ بهره و نقدینگی یک رابطه علیت برقرار است اما در بررسی رابطه علیت بین شاخص اضطراب مالی و شاخص صنعت نتایج آزمون علیت نشان‌دهنده این است که این شاخص صنعت است که در بلندمدت با تلاطم خود باعث تغییرات شاخص اضطراب مالی می‌شود، اما شاخص اضطراب مالی تأثیری بر شاخص صنعت ندارد (خلیل کردی و همکاران، ۱۳۹۸). در مطالعه خود تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر اشتغال کشورهای منتخب صادرکننده و واردکننده نفت را با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۲۰۱۴- ۲۰۰۰ و با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فیلتر کریستیانو- فیتز جرالد و فیلتر باکستر- کینگ برای محاسبه شوک‌های قیمتی نفت و استفاده از مدل پانل دیتا برای برآورد مدل بررسی نمودند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اولاً: در کشورهای صادرکننده، اشتغال تحت تأثیر شوک‌های قیمت نفت بوده و

1. Regress

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

به‌طور مستقیم از آن تأثیر می‌پذیرد. لذا در این کشورها با افزایش قیمت نفت، درآمدهای نفتی افزایش یافته و اشتغال افزایش می‌یابد و بالعکس. ثانیاً: در کشورهای واردکننده نفت شوک‌های نفتی تأثیر معناداری بر اشتغال در این کشورها نداشته و نوسانات اشتغال طی این سال‌ها تحت تأثیر عوامل دیگری بوده است. اشتغال در این کشورها رابطه مستقیمی با تولید و رابطه غیرمستقیمی با نرخ بهره و دستمزد داشته است؛ بنابراین، نحوه تأثیرگذاری نوسانات قیمتی نفت بر اشتغال کشورها، بسته به این امر که کشور مورد نظر عرضه‌کننده یا تقاضاکننده در بازارهای جهانی نفت باشد، متفاوت است. میلادی فر و همکاران (۱۳۹۸) در تحقیق خود به بررسی تأثیر قیمت نفت بر قیمت سهام و طلا در رژیم‌های مختلف بازار انرژی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری انتقال رژیم مارکوف بیزی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۸ برای ایران پرداختند. بر اساس آزمون بروک دچرت و شینکمن و نسبت راست نمایی اثبات می‌شود که رابطه متغیر قیمت طلا و نفت و شاخص قیمت سهام غیرخطی می‌باشد. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت در رژیم یک بر قیمت طلا و سهام اثر مثبت دارد و شدت اثر آن بر سهام کمتر از طلاست. در رژیم دوم به دنبال شوک وارد شده به قیمت نفت، پویایی‌های قیمت نفت به‌گونه‌ای است که یک جهش رو به افزایش به قیمت نفت ایجاد می‌کند. شوک قیمت نفت تأثیر مثبت بر قیمت طلا دارد. از طرفی یک شوک مثبت قیمت نفت تأثیر منفی روی قیمت سهام دارد که به‌تدریج این تأثیر منفی کم می‌شود. معطوفی (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای به تبیین مشخصه‌های اضطراب مالی شامل نااطمینانی سرمایه‌گذاران به ارزش بنیادین دارایی‌های مالی، نبود تقارن اطلاعاتی، تمایل نداشتن سرمایه‌گذاران به نگهداری دارایی‌های با خطر و دارایی‌های غیرنقد در قالب چهار فرضیه در بازار سرمایه ایران پرداخته شده است. روش پژوهش حاضر از نوع توصیفی و همبستگی است و برای بررسی رابطه میان متغیر مستقل و وابسته از روش آماری رگرسیون چندمتغیره استفاده شد. در این مطالعه از اطلاعات مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از طریق روش نمونه‌گیری حذفی، ۹۵ شرکت به‌عنوان نمونه نهایی انتخاب شدند. در نهایت نتایج پژوهش حاضر با تأیید کلیه فرضیه‌ها نشان می‌دهد، متغیرهای بیان شده مشخصه‌های اضطراب مالی در بازار سرمایه ایران هستند. در پژوهش ولیان و معطوفی (۱۳۹۷)، رابطه کیفیت سود و اضطراب مالی در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است. در این پژوهش اشاره مختصری به اضطراب مالی شده و در راستای بررسی فرضیه‌های پژوهش صرفاً تغییرات شاخص سهام به‌عنوان متغیر اضطراب مالی در نظر

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

گرفته شده است به بیان دیگر بازده شاخص بورس اوراق بهادار به‌عنوان شاخص اضطراب مالی برای انجام بررسی رابطه همبستگی با کیفت سود لحاظ شده است که البته انتخاب این شاخص در مقایسه با ادبیات موضوع که عمدتاً از شاخص تلاطم یا نوسان جهت شناسایی اضطراب مالی بازار سهام استفاده کرده‌اند، قابل تأمل است. رضازاده و جهانگیری (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای به بررسی اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عمده تولیدکننده نفت عضو اوپک و غیر اوپک با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری در داده‌های تابلویی (PVAR) در بازه سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج تحلیل تابع عکس‌العمل آنی نشان داد که واکنش رشد تولید بدون نفت به شوک‌های حاصل از قیمت نفت و بی‌ثباتی قیمت نفت در کشورهای عضو اوپک شدیدتر بوده درحالی‌که اقتصاد کشورهای غیراوپک واکنش قابل ملاحظه‌ای در مقابل شوک‌های نفتی نشان نمی‌دهد. نتایج تحلیل تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نیز مؤید این یافته است. در نهایت بررسی رابطه علیت میان متغیرهای تحقیق نشان داد که وجود رابطه علیت از سوی بی‌ثباتی قیمت نفت به رشد تولید در کشورهای عضو اوپک را نمی‌توان رد کرد، در حالی‌که چنین رابطه‌ای در کشورهای غیر عضو اوپک به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. لشکر بلوکی (۱۳۹۵)، به ارتباط بین محافظه‌کاری حسابداری و اضطراب مالی بر روی نمونه‌ای متشکل از ۶۴ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، در فاصله زمانی بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین محافظه کاری حسابداری و اضطراب مالی شرکت رابطه منفی و معناداری وجود دارد؛ به عبارت دیگر محافظه‌کاری حسابداری توانایی کاهش اضطراب مالی شرکت‌های بورسی را داشته و سبب کاهش اضطراب مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌گردد. همچنان‌که مشخص است ادبیات مطرح در خصوص شاخص‌های خطر سیستمی و اضطراب سیستمی نظام مالی در ایران بسیار ضعیف و ناچیز است و اکثراً اضطراب در حد شرکت‌ها مورد بحث و بررسی واقع شده‌اند، اما این بحث در بین محققین مالی در بازارهای مختلف جهانی بسیار مطرح و اثرات آن بر بخش واقعی اقتصاد مورد سنجش واقع شده است. کردلویی و آسیایی طاهری (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به بررسی و تعیین شاخص اضطراب مالی در بازارهـای بانکـداری، ارز و بیمه با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری در بازه زمانی مهر ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹۴ برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد در ایران میان اضطراب مالی و برخی از بازارهای مورد بررسی با وقفه سه ماه روابط معناداری وجود

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

دارد. رهنمای رودپشتی و الله یاری (۱۳۹۴)، در تحقیقی با عنوان "کاربرد آزمون اضطراب در فرآیند اوراق بهادارسازی" به این نتیجه رسیدند که مهم‌ترین تأثیر وقایع اضطراب‌زا این است که همبستگی‌هایی که در شرایط عادی وجود داشتند، تغییر می‌کنند و مدیران تحلیل خطر با همبستگی‌های جدیدی مواجه می‌شوند که منجر به تمرکز غیرمنتظره خطر می‌گردد. همچنین بانک‌ها نیز متنوع سازی تصمیم خود را از طریق اعطای وام به صنایع و به ارزهای مختلف و غیره، متنوع می‌سازند. با این حال در زمان وقوع اضطراب، تمام این صنایع به احتمال زیاد بدهی خود را نکول می‌نمایند و به‌تبع متنوع سازی را بی‌اثر می‌سازند. ایرانمنش (۱۳۹۰)، به پیش‌بینی روند تکانه‌های نفتی و تحلیل رابطه پویای بحران مالی و نوسانات قیمت نفت پرداخته است. بدین منظور ابتدا یک سیستم هشدار پیش از موعد برای تکانه‌های نفتی طراحی شده و تکانه‌های دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ بر اساس آن شبیه‌سازی شده‌اند و سپس با استفاده از الگوی خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) به بررسی روابط پویای متغیرهای اثرگذار بر تکانه‌های نفتی پرداخته شده است. نتایج حاصله از تخمین مدل بیان‌کننده رابطه مثبت بین تکانه‌های نفتی و بحران مالی است. اور و یلانگ (۲۰۲۰)، به مطالعه و بررسی خصوصیات اقتصادی و مالی نفت خام پرداختند. در این مطالعه، آنها بررسی ساختار یافته‌ای از پویایی قیمت نفت خام ارائه دادند. مخصوصاً شواهد مربوط به عوامل مهم تعیین‌کننده قیمت نفت را ارائه کردند. تأثیرات تکانه‌های بازار نفت را بر اقتصاد کلان و بورس اوراق بهادار نشان دادند همچنین در مورد چگونگی تأثیرگذاری مالی بازارهای نفت خام بر عملکرد و کارایی بازار نفت به بررسی پرداختند. آپوستولاکیس و پاپادولوپوس (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین ثبات مالی، ثبات پولی و رشد با استفاده از روش PVAR[1] پرداختند که نتایج نشان می‌دهد تکانه مثبت به اضطراب مالی منجر به تأثیر منفی بر تمام متغیرهای اقتصاد کلان می‌شود؛ اولاً، تأثیر منفی بر رشد و تأثیر منفی بر تورم دارد. استونا و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی تفاوت‌های پویایی اقتصاد کلان در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ در هنگام عدم ثبات در بازار مالی برزیل پرداختند. در این راستا شاخص اضطراب مالی در برزیل را به‌عنوان یک پیش‌بینی برای اضطراب مالی معرفی کرده و تعامل آن با فعالیت واقعی، تورم و سیاست‌های پولی با استفاده از مدل VAR سوئیچ مارکوف را بررسی نمودند. گالواو و آویانگ (۲۰۱۸) در پژوهشی تحت

1. Panel Vector Auto Regression

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

عنوان رژیم‌های اضطراب مالی و اقتصاد کلان عنوان کردند که برخی از رویدادهای اضطراب مالی منجر به رکود در اقتصاد کلان می‌گردد. رژیم‌های اضطراب مالی با استفاده از یک مدل که به صراحت تأثیر متغیرهای مالی به نتایج اقتصاد کلان را تشخیص دهد. به‌منظور ایجاد ریسک‌پذیری در خطرهای 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 می‌توان بررسی نمود. فرر و همکاران (۲۰۱۸)، با بررسی بر روی تعاملات بین اضطراب مالی و فعالیت‌های اقتصادی در آمریکا به این نتایج 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 به‌ویژه در دوره‌های بحران مالی مهم است. اثر اضطراب مالی بر فعالیت اقتصادی به‌ویژه در مقیاس زمانی بلندتر مشخص می‌شود. داپری و همکاران (۲۰۱۷)، با بررسی اضطراب در نظام مالی کشورهای اروپائی به این نتیجه رسیدند که اضطراب مالی که توسط سطوح شاخص اضطراب مالی در آن کشور ثبت شده است به‌عنوان یک بحران مالی متناوب در سراسر طیف وسیعی از دارایی‌ها تعریف شده است که اولاً منعکس‌کننده عدم اطمینان در قیمت دارائی‌های بازار و ثانیاً اصلاحات شدید قیمت بازار و مشترک بودن از لحاظ درجه‌بندی دارائی‌ها می‌باشد. اوجنیدیس و تساج کانوس (۲۰۱۷)، با بررسی تأثیرات نامتقارن انتقال فشار مالی آمریکا در سطح بین‌المللی. استانه تحمل- رویکرد VAR تکانه‌های مضر مالی در آمریکا به وخامت شرایط مالی و اقتصادی هم در سطح داخلی و هم در منطقه یورو منجر می‌شود. به‌علاوه در زمان بحران، مکانیسم تسهیل‌گر مالی انتقال تکانه‌های اضطراب مالی به منطقه یورو را با کاهش فعالیت اقتصادی تشدید می‌کند. همچنین تکانه‌های کوچک اضطراب مالی در عوض تکانه‌های بزرگ اتفاقی، قادرند نوسانات بسیار بزرگی در نرخ تورم ایجاد کنند. در نتیجه تأثیر تکانه‌های زیان‌آور بر شرایط مالی در مقایسه با تأثیرات مثبتی که توسط تکانه‌های مفید در شرایط مالی ایجاد خواهد شد، عواقب منفی بیشتری خواهد داشت. جانگ کو (۲۰۱۶)، یک مجموعه قوی از شاخص‌های اضطراب 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 اضطراب 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، به‌ویژه برای رفع بحران مالی ناشی از تنش‌های سیاسی و اقتصادی در سال ۲۰۰۴ که

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

به‌طور کامل ویژگی مشخصی از حساسیت سیاسی در سیستم مالی تایوان را نمود دارد. پاپوتسونه (۲۰۱۶) رابطه بین متغیرهای شاخص اضطراب مالی و سیاست پولی در آفریقای جنوبی را با تأکید میزان تأثیر این متغیرها بر اعتبار نرخ بهره پولی، تحلیل می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که مجموعه‌ای از متغیرهای شاخص اضطراب مالی که شامل گسترش اوراق قرضه، گسترش اوراق بهادار نامحدود، گسترش اوراق بهادار شرکت‌ها، 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 اضطراب مالی که شامل بازده بازار کالا، بازده بازار نفت، بتا (β)[1] بخش مالی و بخش بنیادی بانکی هستند، به‌طور ضمنی با حرکت نرخ بهره سیاست پولی همراه است. سویک و همکاران (۲۰۱۵)، با بررسی اضطراب 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 اضطراب مالی برای اندونزی، کره جنوبی، مالزی، فیلیپین و تایلند استفاده کرده و رابطه بین اضطراب مالی و فعالیت اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند. شاخص اضطراب مالی شامل خطرناک بودن در بخش بانکی، خطر امنیت بازار، خطر ارز، بدهی خارجی و خطر حاکمیت است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص اضطراب مالی، فعالیت‌های اقتصادی بسیار مهم است. یک مدل دو بعدی VAR از اضطراب مالی و تولید صنعتی نشان می‌دهد که تنش مالی باعث کاهش چشمگیر فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. ون روی (۲۰۱۳) در بحران مالی و بدهی اروپا نشان داده‌اند که اضطراب مالی ممکن است یک خطر مهم برای فعالیت اقتصادی باشد. تأثیر اضطراب مالی بر فعالیت اقتصادی مشهود بوده و نرخ رشد ۱۲ ماهه تولید صنعتی، نرخ تورم و نرخ بهره کوتاه‌مدت را تخمین زده است. مزیت مدل TVAR این است که امکان بررسی اثرات غیرخطی را فراهم می‌آورد. به‌طور خاص، رفتار نامتقارن متغیرهای خاص در پاسخ به تکانه‌ها و یک چارچوب تعادل چندگانه می‌تواند با استفاده از چارچوب مدل مورد استفاده قرار گیرد. بالاکریشنان و همکاران (۲۰۰۹) بر تأثیر بازار اوراق بهادار بر دوره‌های اضطراب مالی به‌جای بانکداری، ارز و بحران‌های مربوط به بدهی تأکید می‌کنند.

---

۱. بتا میزان ریسک سیستماتیک بازار مالی است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

۴- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر که با هدف ارائه یک الگوی پویای اثر اضطراب مالی در کشورهای عضو اوپک انجام می‌شود، از بعد توجه به زمان گذشته نگر، از حیث هدف کاربردی، از نظر توجه به نتایج، نتیجه گرا و با توجه به نوع پس رویدادی می‌باشد. همچنین این پژوهش از نظر جمع‌آوری داده‌ها، توصیفی و در میان انواع روش‌های تحقیق توصیفی، از نوع همبستگی می‌باشد و از نظر اجرا، پیمایشی- اکتشافی است. در این مقاله مدل‌های GARCH و VAR به‌عنوان ابزاری برای مدل‌سازی ساختار وابستگی شاخص‌های فرعی و محاسبه شاخص اضطراب مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. به این صورت که در ابتدا به‌وسیله مدل GARCH تک متغیره نوسانات و واریانس هر کدام از مؤلفه‌های مربوط به ساخت شاخص اضطراب مالی را محاسبه کرده و به‌وسیله آنها به ساخت شاخص اضطراب مالی می‌پردازیم و سپس در مدل‌های پژوهش مورد استفاده قرار می‌دهیم. همچنین از آن جهت در پژوهش حاضر به پویایی شاخص اضطراب مالی پرداخته می‌شود زیرا هر کدام از عوامل و مؤلفه‌های مربوط به شاخص اضطراب مالی در کشورهای مختلف متفاوت بوده و هر مقداری را می‌تواند به خود بگیرند؛ بنابراین به دلیل تغییرپذیری آنها در کشورهای عضو اوپک و همچنین وجود چندین متغیر برای ساخت شاخص اضطراب مالی، این شاخص از پویایی برخوردار می‌باشد.

داده‌های پژوهش حاضر به‌صورت ماهانه طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین لازم به ذکر است در بین کشورهای قبلی و فعلی عضو اوپک که اکنون ۱۳ کشور (الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، قطر[۱]، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، اکوادور[۲]، آنگولا، ونزوئلا، کنگو، گینه و گابن) می‌باشند. در بین این کشورها فقط کشورهای ایران، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، ونزوئلا و عراق دارای بورس اوراق بهادار هستند و از بین این کشورها فقط ۴ کشور ایران، قطر، کویت و عربستان سعودی دارای شاخص صنعت هستند بنابراین از بین این کشورها فقط این ۴ کشور انتخاب شده‌اند.

---

۱. از اول ژانویه ۲۰۱۹ از عضویت این سازمان خارج شد.
۲. از اول ژانویه ۲۰۲۰ از عضویت این سازمان خارج شد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

ساخت شاخص اضطراب مالی

متغیرهای منتخب بازارهای مختلف به زیرشاخص‌های بازار سهام، بازار پول، بخش بانکداری، بازار اوراق بدهی و بازار ارزهای خارجی دسته بندی می‌شوند. هر کدام از این زیر شاخص‌ها به‌صورت میانگین حسابی به دست می‌آیند. مرحله نهایی ساخت شاخص براساس رویکرد مبتنی بر متنوع‌سازی تصمیم است به منظور تجمیع زیر شاخص‌های پنج گانه نظام مالی جهت ارائه شاخص اضطراب مالی (FSI)، متدولوژی (هالو و همکاران[1]، ۲۰۱۲) و (ایچینی و نوبینی[2]، ۲۰۱۶) با ترکیب مدل‌های GARCH **انجام** می‌پذیرد. طبق نظریه پرتفوی، ریسک کلی پرتفوی زیرشاخص‌های اضطراب مالی، نه تنها بستگی به نوسان این زیر شاخص ها بلکه به وابستگی (وابستگی متقابل) این زیر شاخص‌ها نیز دارد.

شاخص FSI در این روش به‌صورت زیر ساخته می‌شود:

$$FSI = (W°S) \times C \times (W°S)$$

که در آن w بردار وزن زیر شاخص‌ها، s بردار زیر شاخص‌ها و ضرب درایه‌ای وزن زیر شاخص‌ها و بردار زیر شاخص‌ها در زمان t می‌باشد. نیز معکوس این ماتریس است. Ct ماتریس ضریب همبستگی متقابل متغیر در زمان بین زیر شاخص i و j است.

$$Ct = \begin{pmatrix} 1 & \rho12.t & \rho13.t & \rho14.t & \rho15.t \\ \rho21.t & 1 & \rho23.t & \rho24.t & \rho25.t \\ \rho22.t & \rho32.t & 1 & \rho34.t & \rho35.t \\ \rho23.t & \rho42.t & \rho43.t & 1 & \rho45.t \\ \rho24.t & \rho52.t & \rho53.t & \rho54.t & 1 \end{pmatrix}$$

که در آن w بردار وزن زیر شاخص‌ها، s بردار زیر شاخص‌ها و ضرب درایه‌ای وزن زیرشاخص‌ها و بردار زیر شاخص‌ها در زمان t می‌باشد. نیز معکوس این ماتریس است. Ct ماتریس ضریب همبستگی متقابل متغیر در زمان بین زیر شاخص i و j است.

متغیرهایی که در ساخت شاخص اضطراب مالی دخیل هستند:

بازار سهام:

تلاطم شاخص کل بورس اوراق بهادار کشورهای یاد شده (ایران، قطر، کویت و عربستان سعودی) به‌صورت ماهانه با استفاده از GARCH(p,q)

1. Hollo et al.
2. Iachini & Nobini

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

نوسان قیمت سهام (MTSEI)

این متغیر نوسان کلی شاخص قیمت سهام را 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 برای ایران استفاده می‌شود. این شاخص عدم اطمینان در خصوص ارزش بنیادین دارایی‌ها را به‌عنوان 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 کشورهای یاد شده به درآمدهای نفتی و واردات و صادرات، نوسان نرخ ارز در این کشورها یکی از شاخص‌های بسیار مهم در سنجش اضطراب بازارهای مالی است.

صنعت بانکداری

بتای صنعت بانکداری از طریق معادله CAPM به صورت غلتان با داده های روزانه در بازه های زمانی سه ماهه محاسبه گردیده و سپس میانگین آنها به عنوان بتای ماهانه صنعت بانکداری لحاظ شده است. فرمول محاسبه بتا به صورت زیر می باشد:

$$\beta_{Mi} = \frac{COV(R_i.R_m)}{VAR(R_m)}$$

بتای بانکی (β)

که در آن rt و mt بازده‌های ماه به ماه بانکداری و بازار می‌باشند. بازده ماهانه به‌صورت لگاریتم تفاوت بین شاخص کنونی و شاخص در گذشته محاسبه شده است و همچنین شاخص روزانه به ماهانه تبدیل گردیده است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

متغیرهای مستقل پژوهش حاضر به شرح زیر است:

تورم بانک مرکزی

در این پژوهش تورم را با استفاده از داده‌های موجود در سایت آماری بانک‌های مرکزی به دست آورده‌ایم؛ اما در حالت کلی یکی از راه‌های ساده محاسبه تورم به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\frac{B-A}{A} \times 100$$

که در این فرمول A نشان‌دهنده قیمت ابتدای دوره، B نشان‌دهنده قیمت انتهای دوره می‌باشد. استفاده از این فرمول دوره زمانی خاصی نداشته و برای هر دوره زمانی (هفتگی، ماهیانه و یا سالیانه) کاربرد دارد.

نقدینگی (M2)

در این پژوهش نقدینگی را با استفاده از داده‌های موجود در سایت آماری بانک‌های مرکزی به دست آورده‌ایم. اما در حالت کلی می‌توان نقدینگی را به شکل زیر به دست آورد.

در یک تعریف رایج، حجم پول (M2) برابر است با مجموع اسکناس و مسکوکات در دست مردم (CU) و سپرده‌های دیداری (DD)

$$M_1 = CU + DD$$

حجم نقدینگی

تعریف دیگری که برای پول ذکر می‌شود، تعریف گسترده پول یا حجم نقدینگی است. نقدینگی (M۲) برابر است با مجموع حجم پول (M1) و شبه پول (T)

$$M_2 = M_1 + T$$

نرخ بهره (INTR)

بهره عبارت است از هزینه‌ای که بابت جبران یا جلوگیری از کاهش ارزش پول پرداختی در امروز و دریافتی در آینده (به‌دلیل نرخ تورم) به وام‌دهنده پرداخت می‌شود یا هزینه‌ای که بابت استفاده از پول طی مدتی مشخص که معمولاً یک سال است پرداخت می‌شود. در شرایط متعارف بازار، به‌منظور جبران فرصت‌های سرمایه‌گذاری، بهتر است که وام‌دهنده مبلغی به‌عنوان حداقل سود مورد انتظار وام‌دهنده به نرخ تورم اضافه کرده آن را پرداخت کند؛ اما فیشر نرخ بهره را این‌طور تعریف می‌کند: نرخ بهره

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

عبارتست از: پاداش پرداختی بر روی پول، برحسب پول در تاریخ معین که معمولاً یکسال بعد از تاریخ معین است. نرخ بهره در واقع هزینه ایست که باید برای دریافت اعتبار بپردازید (مساح، ۱۳۸۸).

مدل‌های BEKK-GARCH

مدل GARCH دو متغیره استفاده شده در این پژوهش BEKK می‌باشد. این مدل ۱۹۹۱ توسط بابا، انگل، کرونر و کرافت، به‌عنوان روشی دیگر از مدل‌های گارچ چند متغیر با نام BEKK قطری معرفی شد. این مدل در ادامه الگوی M-GARCH ارائه شده است. ویژگی مهم این روش عمومی بودن آن می‌باشد. از دیگر مشخصه‌های 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 روش‌ها، پارامترهای کمتری تخمین زده می‌شود (کشاورزیان، ۱۳۸۹). این روش اجازه می‌دهد که اثر تکانه‌ها و نوسانات یک سری را بر روی نوسانات سری دیگر بررسی شود. این اثر می‌تواند متقارن و یا غیرمتقارن باشد.

در این زمینه لوزیس و وولدیس (۲۰۱۳)، معتقدند، زمانی که‌اندازه مدل کوچک است انتخاب این روش جهت تخمین بهینه‌تر است. در این مدل مشکلات همگرایی در تخمین وجود ندارد و نیازی به اعمال محدودیت بر روی پارامترها برای اطمینان از قطعیت ماتریس کواریانس شرطی نیست و همچنین در مقایسه با روش‌های کلاسیک محاسبه همبستگی، روش انتخابی BEKK وزن بیشتری به مشاهدات اخیر می‌دهد؛ بنابراین مدل BEKK-GARCH این امکان را می‌دهد که تغییرات ناگهانی در همبستگی‌ها را به‌دست آوریم و پدیده‌هایی که با اضطراب بالا شناخته می‌شوند را تشخیص دهیم. همچنین، برخلاف شاخص‌های میانگین متحرک این رویکرد امکان حذف تدریجی اثرات تکانه‌های تلاطم و نیز اجتناب از تصادفی بودن در انتخاب ضریب هموار سازی را فراهم می‌سازد.

تصریح BEKK به‌صورت زیر است:

$$H_{t-1} = \acute{C}C + \acute{B}H_tB + \acute{A}\varepsilon_t\acute{\varepsilon}_tA$$

برای مورد دو متغیری ما، C ماتریس مثلثی ۲×۲ با سه پارامتر و B، ماتریس مربع ۲×۲ پارامتر است که سطوح موجود واریانس‌های شرطی را به واریانس‌های شرطی قبلی مرتبط می‌کند. A، ماتریس ۲×۲ پارامتر است که می‌سنجد چگونه واریانس‌های شرطی به خطاهای مربع قبلی مربوط و همبسته می‌شوند. برای مورد ۲ متغیری ما تعداد کلی

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

پارامترهای برآورد شده ۱۳ می‌باشد. توسعه واریانس شرطی برای هر معادله در مدل GARCH دو متغیری (۱،۱) به شکل زیر می‌باشد:

$$h_{11.t+1} = C_{11}^2 + b_{11}^2 h_{11t} + 2h_{11} b_{21} h_{12.t} + b_{21}^2 h_{22.t} + a_{11}^2 \varepsilon_{1.t}^2 + 2a_{11} a_{21} \varepsilon_{1.t} \varepsilon_{2,t} + a_{2.1}^2 \varepsilon_{2.t}^2$$

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

این معادلات نشان می‌دهند که چگونه تکانه‌ها و تلاطم در دو سری در طی زمان منتقل می‌شوند. ما از برآورد شبه ماکسیمم با خطاهای استاندارد گسترده که با روش ارائه شده توسط بولرسلو و وودرینگ (۱۹۹۲) محاسبه می‌شوند، استفاده می‌کنیم.

با استفاده از روش حداکثر درستنمایی می‌توان پارامترهای مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره را برآورد نمود. لگاریتم تابع درستنمایی به‌صورت ذیل بیان می‌شود:

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

به‌صورتی 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 (۱۹۷۴) مطرح شد، استفاده می‌شود.

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

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

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

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \qquad \varepsilon_t \sim NID(0, H)$$

$$= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i\, \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\, \sigma_{t-i}^2$$

مدل اتو رگرسیو 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، آینده یک سری‌زمانی با استفاده از گذشته خود و دیگر سری‌ها در چندین تأخیر زمانی تخمین زده می‌شود.

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

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

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

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 اخلال تصادفی می‌باشد که ممکن است به‌طور 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 می‌توان به الگوی عمومی VAR اضافه نمود.

با توجه به موارد بیان شده فرضیه‌های پژوهش حاضر به شرح زیر می‌باشد:

۱- اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی سبب ایجاد تکانه در نرخ بهره در کشورهای (ایران، قطر، کویت و عربستان سعودی) می‌شود.

۲- اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی سبب ایجاد تکانه در نقدینگی در کشورهای عضو یاد شده می‌شود.

۳- اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی سبب ایجاد تکانه در تورم در کشورهای کشورهای عضو یاد شده می‌شود.

۵- یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

وضعیت آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مدل با کمک نرم‌افزار Eviwes 9 به‌دست آمده و در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارکو برا	احتمال جارکوبرا
شاخص اضطراب مالی ایران	۰	-۰,۰۶۳	۶,۲۳۴	-۲,۵۰۹	۰,۴۷۴	۱,۹۵	۲۰,۲۵۳	۳۷۴۰۳,۳۵	۰
شاخص اضطراب مالی کویت	۱۶,۵۳۵	۱۷,۰۵۹	۲۴,۲۷	۸,۷۱۶	۳,۶۶۵	-۰,۰۴۸	۲,۳۹۸	۴۴,۴۵۳	۰
شاخص اضطراب مالی قطر	۲۰,۶۸۸	۲۰,۶۴۱	۲۷,۱۲۸	۱۳,۲۵۹	۳,۴۵۵	-۰,۱۶۲	۲,۱۸۶	۹۱,۸۶۳	۰
شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی	-۰,۷۶۴	-۰,۸۶۷	۱,۳۵۹	-۲,۷۴۲	۰,۵۷۶	-۰,۱۹۸	۲,۹۸۳	۱۸,۷۹۹	۰
نرخ تورم ایران	۱۹,۵۷۴	۱۶,۶۰۷	۴۰	۷,۲۴۵	۱۰,۷۶۵	۰,۶۶۷	۲,۱۲	۳۰۵,۴۰۸	۰
نرخ تورم کویت	۰,۴۴۲	۰,۲۲۳	۱۷,۲۵۸	-۲۵,۹۵۸	۱۳,۵۵۳	-۰,۴۳۲	۲,۱۲	۱۸۱,۸۶۵	۰
نرخ تورم قطر	-۱,۱۴۸	۰,۷۶۷	۱۸,۲۷	-۲۵,۱۳	۱۳,۲۳۳	-۰,۵۹۳	۲,۳۶۷	۲۱۶,۱۵۶	۰
نرخ تورم عربستان سعودی	۱,۴۹۷	۰,۴۸۶	۱۷,۱۹۱	-۱۶,۹۰۹	۱۰,۶۴۴	-۰,۲۸۲	۲,۱۹۲	۱۱۶,۱۴۴	۰

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارکو برا	احتمال جارکوبرا
نرخ بهره ایران	۵,۲۰۵	۷,۰۷۶	۲۰,۱۵	-۱۸,۱۲۲	۱۲,۹۷۳	-۰,۴۲۲	۱,۷۲۵	۲۸۸,۵۷۱	۰
نرخ بهره کویت	۶,۵۰۸	۴,۲۳۹	۴۰,۸۶	-۱۰,۲۹	۱۵,۶۷۶	۰,۸۶۲	۲,۷۸۶	۳۶۰,۶۱۲	۰
نرخ بهره قطر	۸,۷۲۲	۴,۳۱۲	۴۱,۲۵۳	-۱۰,۸۰۸	۱۶,۳۵۲	۱,۰۱۹	۲,۸۲۳	۴۹۹,۸۸	۰
نرخ بهره عربستان سعودی	۰,۸۰۹	۰,۵۲۸	۱,۵۸۷	۰,۳۸۵	۰,۴۶۶	۰,۷۰۳	۱,۷۱۲	۴۳۴,۴۴	۰
نقدینگی ایران	۱۹۱۲,۹۰۲	۲۲۴۸,۵۱۵	۲۵۶۷,۳۵۱	۹۲۷,۵۸۷	۷۳۶,۳۴۸	-۲,۰۵۹	۶,۶۵۹	۳۶۲۸,۲۹۵	۰
نقدینگی کویت	۲۹۸۳۶,۷۲	۲۹۳۵۲,۵۴	۴۸۸۳۵,۵۳	۲۰۲۶۷,۴۸	۵۸۳۱,۷۰۸	۰,۱	۲,۴۹	۳۵,۹۳۳	۰
نقدینگی قطر	۳۰۰۹۴,۲۸	۳۰۷۹۳,۶۴	۴۲۷۳۴,۱۵	۱۳۷۶۹,۷۸	۹۴۹۳,۷۰۹	-۰,۴۵۵	۱,۹۵۲	۲۳۰,۱۵	۰
نقدینگی عربستان سعودی	۵۵۸۶۲۷,۷	۵۳۵۳۶۴,۲	۷۳۱۹۲۰,۲	۴۰۹۶۹۳,۶	۱۰۳۲۴۶,۴	۰,۴۴۹	۱,۹۶۵	۲۲۴,۲۲۷	۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به مشاهدات جدول (۱) بیشترین انحراف معیار در بین متغیرهای مورد بررسی این پژوهش مربوط به نقدینگی عربستان سعودی و کمترین انحراف معیار مشخص شده مربوط به نرخ بهره عربستان سعودی است. همچنین در بررسی چولگی و پیچیدگی متغیرهای پژوهش متغیرهای هیچکدام از آنها دارای چولگی نیستند. همچنین در بین متغیرهای پژوهش نرخ بهره عربستان سعودی دارای کشیدگی است. آماره‌های آزمون جارکو- برا نرمال بودن متغیرهای تحقیق را در سطح ۵ درصد رد می‌نماید. از آنجا که میزان p-value از ۰/۰۵ کمتر می‌باشد، بنابراین فرضیه H_0 تأیید می‌گردد.

- *آزمون ریشه واحد دیکی فولر*

یک فرآیند تصادفی و در نتیجه یک سری زمانی به‌صورت مؤکد ماناست، به‌شرط آنکه توزیع مشترک آن در مسیر زمان تغییر نکند؛ اما چون در عمل تعیین توزیع مشترک یک فرآیند تصادفی دشوار است، به‌جای آن از میانگین، واریانس و کواریانس متغیرهای تصادفی در طول زمان استفاده می‌شود. قبل از این‌که به تخمین و برآورد مدل‌ها بپردازیم به دلیل اینکه نوع داده‌های مورد استفاده به‌صورت سری زمانی است باید در ابتدا به این مسأله پرداخته شود که داده‌های 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 به‌صورت جداول ذیل می‌باشد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر

متغیرها	وضعیت	عرض از مبدأ با روند				
		آماره t	مقادیر بحرانی			احتمال
			٪۱	٪۵	٪۱۰	
قیمت نفت اوپک	سطح	۱۴,۲۳۵	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۵۴۷
	۱ مرتبه تفاضل	-۴۰.۶۸۴	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
شاخص اضطراب مالی ایران	سطح	-۲.۰۴۴۷	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۲۶۷
	۱ مرتبه تفاضل	۱-۱۷.۲۴	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
شاخص اضطراب مالی کویت	سطح	-۲.۲۷۵	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۱۸۰
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۴.۰۳۶	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
شاخص اضطراب مالی قطر	سطح	-۲.۵۵۵۶۵۸	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۱۰۲
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۹۶۵۶۸	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی	سطح	-۲.۵۴۱۲۶۹	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۱۰۵
	۱ مرتبه تفاضل	-۲۴.۲۴۳۶۱	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نرخ تورم ایران	سطح	-۱.۲۵۴۶۶۲	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۶۲۶
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۵۳۵۱۲	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نرخ تورم کویت	سطح	-۲.۱۰۹۹۶۴	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۲۴۱
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۵۲۶۹۱	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نرخ تورم قطر	سطح	-۲.۳۵۷۷۴۸	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	.۱۵۴۱۰
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۵۲۹۷۷	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نرخ تورم عربستان سعودی	سطح	-۲.۳۶۸۴۳۰	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۱۵۱
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۵۲۸۲۶	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نرخ بهره ایران	سطح	-۰.۷۷۸۶۱۹	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۸۲۴
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۵۲۹۷۵	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نرخ بهره کویت	سطح	-۲.۱۹۷۹۴۷	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۲۰۷
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۵۲۷۳۳	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نرخ بهره قطر	سطح	-۲.۴۸۹۲۹۱	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۱۱۸
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۵۲۹۷۲	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نرخ بهره عربستان سعودی	سطح	-۱.۴۳۷۹۱۷	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۵۶۵
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۵۲۹۲۲	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نقدینگی ایران	سطح	-۳.۱۰۸۴۱۳	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۲۶
نقدینگی کویت	سطح	۹-۰.۰۲	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۹۵۴
	۱ مرتبه تفاضل	-۲۰.۲۱۳۴۰	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰
نقدینگی قطر	سطح	۳-۲.۰۸	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۲۵۱
	۱ مرتبه تفاضل	-۵۳.۵۷۱۲۱	-۳.۴۳۵	-۲.۸۶۳	-۲.۵۶۷	۰,۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

نتایج آزمون دیکی فولر که به‌صورت عرض از مبدأ بررسی شده است نشان می‌دهد که به‌جز متغیرهای شاخص صنعت قطر، نقدینگی ایران، شاخص بانکی ایران و شاخص بانکی قطر سایر متغیرهای پژوهش، p-value در آزمون سطح دارای مقادیر بیش از ۰/۰۵ بوده بنابر این فرضیه صفر مبنی بر مانایی را رد می کند اما با یک مرتبه تفاضل p-value به صفر رسیده و مانایی حاصل می شود.

- مدل‌ها و الگوها

برآورد مدل GARCH چند متغیره

در این پژوهش برای برآورد پارامترها و تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس و کواریانس متغیرهای شاخص‌های بازار سهام، قیمت نفت، ارز و طلا از مدل MGARCH استفاده می‌شود که نتایج آن به شرح جداول زیر می‌باشد که نتایج بررسی سرریز نوسانات بین متغیرها با مدل BEKK برآورد شده است.

فرم کلی معادلات مدل GARCH دو متغیره به‌صورت زیر می‌باشد:

$$h_{11.t+1} = C_{11}^2 + b_{11}^2 h_{11.t} + 2h_{11}b_{21}h_{12.t} + b_{21}^2 h_{22.t} + a_{11}^2\varepsilon_{1.t}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1.t}\varepsilon_{2.t} + a_{2.1}^2\varepsilon_{2.t}^2$$

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

نتایج به‌دست‌آمده از خروجی BEKK دو متغیره به‌صورت زیر می‌باشد:

فرضیه اول پژوهش: بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نرخ بهره کشورهای یادشده (ایران، قطر، کویت و عربستان سعودی)

جدول ۳. مدل BEKK با اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نرخ بهره کشورهای عضو اوپک

	شاخص اضطراب مالی بر نرخ بهره ایران			شاخص اضطراب مالی کویت بر نرخ بهره			شاخص اضطراب مالی قطر بر نرخ بهره			شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی بر نرخ بهره		
	ضریب	z آماره	احتمال	ضریب	z آماره	احتمال	ضریب	z آماره	احتمال	ضریب	z آماره	احتمال
M(۱،۱)	۰.۰۳۶	۹.۸۴۸	۰.۰۰۰	۰.۵۲۶	۲۵۰.۷۹۴	۰.۰۰۰	۱.۴۴۶	۱۵۹.۲۴۴	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۷.۷۱۲	۰.۰۰۰
M(۱،۲)	۰.۰۰۳	۲.۲۹۶	۰.۰۲۲	-۰.۱۷۶	-۱۸۸.۱۹۴	۰.۰۰۰	-۰.۲۹۵	-۱۳۰.۵۶۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۱۳۴	۰.۸۹۴
M(۲،۲)	۰.۰۰۴	۱۳.۰۸۹	۰.۰۰۰	۰.۰۶۴	۲۱۳.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۷۳	۱۲۶.۵۲۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۴	۱۷.۷۲۵	۰.۰۰۰
A1(۱،۱)	۰.۲۷۵	۲۵.۲۵۷	۰.۰۰۰	۱.۰۰۷	۲۲.۷۹۹	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱۶.۹۷۱	۰.۰۰۰	۰.۵۹۷	۴۳.۰۸۳	۰.۰۰۰
A1(۲،۲)	۰.۲۱۷	۴۴.۳۲۶	۰.۰۰۰	۱.۰۰۵	۲۲.۷۸۲	۰.۰۰۰	۱.۰۰۰	۱۶.۹۹۰	۰.۰۰۰	۰.۵۵۴	۴۰.۰۸۲	۰.۰۰۰
B1(۱،۱)	۰.۹۵۸	۳۲۱.۳۲۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۴	۰.۰۳۴	۰.۹۷۳	۰.۰۴۴	۱.۱۲۱	۰.۲۶۳	۰.۸۳۰	۱۴۸.۳۹۷	۰.۰۰۰
B1(۲،۲)	۰.۹۷۱	۷۵۸.۶۷۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۱۰	۰.۹۹۲	۰.۰۳۰	۰.۷۹۱	۰.۴۲۹	۰.۸۵۰	۱۶۴.۶۸۸	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

در فرضیه اول به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نرخ بهره کشورهای یادشده پرداخته شده است. بررسی های نشان می دهد که شاخص اضطراب مالی در ایران با توجه به آماره ۲,۲۹۶ که خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- است و سطح معنی داری آن که برابر با ۰,۰۲۲ است بر نرخ بهره اثر گذار می باشد و با افزایش اضطراب مالی در این کشور میزان نرخ بهره افزایش می یابد. سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی در کویت با داشتن میزان آماره خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- و احتمال ۰,۰۰۰ و همچنین ضریب منفی با احتمال ۹۵٪ می تواند تأثیر معکوس بر نرخ بهره این کشور بگذارد. همچنین با توجه به بررسی سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی قطر بر نرخ بهره این کشور و میزان آماره این پژوهش که برابر با ۱۳۰,۵۶۱- بوده و سطح معنی داری ۰,۰۰۰ نشان می دهد که با افزایش اضطراب مالی در نرخ بهره در این کشور کاهش یافته و اثری معکوس بین آنها برقرار است. شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی نیز با داشتن میزان آماره ۰,۱۳۴- و احتمال ۰,۸۹۴ نشان می دهد که سرریز نوسانات اضطراب مالی نمی تواند بر نرخ بهره تأثیر بگذارد.

فرضیه دوم پژوهش: بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نقدینگی کشورهای ایران، قطر، کویت و عربستان سعودی

جدول ۴. مدل BEKK با اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نقدینگی کشورهای یادشده

	شاخص اضطراب مالی ایران بر نقدینگی			شاخص اضطراب مالی کویت بر نقدینگی			شاخص اضطراب مالی قطر نقدینگی			شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی بر نقدینگی		
	ضریب	Z آماره	احتمال	ضریب	Z آماره	احتمال	ضریب	Z آماره	احتمال	ضریب	Z آماره	احتمال
M(۱،۱)	۹.۳۲۸	۶.۹۴۳	۰.۰۰۰	۸۱۰۳۵.۷۵۰	۶۹.۵۶۷	۰.۰۰۰	۱۸۲۶۱۴.۲۰۰	۱۱۲.۵۸۰	۰.۰۰۰	۲۰۳۰۰۱۱.۰۰۰	۱۹.۳۷۷	۰.۰۰۰
M(۱،۲)	۰.۳۹۷	۵.۹۳۲	۰.۰۰۰	۱۹.۹۶۳	۵۲.۴۵۴	۰.۰۰۰	۸۱.۸۹۹	۱۵۰.۵۹۸	۰.۰۰۰	-۵.۳۰۲	-۰.۷۸۷	۰.۴۳۱
M(۲،۲)	۰.۰۶۶	۲۱.۷۶۱	۰.۰۰۰	۰.۰۱۲	۴۳.۵۳۱	۰.۰۰۰	۰.۰۴۳	۳۰۰.۹۵۹	۰.۰۰۰	۰.۰۰۴	۱۵.۵۲۳	۰.۰۰۰
A1(۱،۱)	۰.۷۶۴	۱۴.۰۰۳	۰.۰۰۰	۰.۹۰۳	۲۳.۲۷۸	۰.۰۰۰	۱.۰۳۸	۲۹.۰۹۴	۰.۰۰۰	۰.۵۲۷	۲۹.۱۱۴	۰.۰۰۰
A1(۲،۲)	۰.۵۲۲	۱۵.۶۹۲	۰.۰۰۰	۰.۸۸۴	۲۲.۵۲۰	۰.۰۰۰	۱.۰۳۶	۲۸.۵۶۱	۰.۰۰۰	۰.۵۱۳	۳۰.۹۰۷	۰.۰۰۰
B1(۱،۱)	۰.۶۴۴	۲۵.۵۲۹	۰.۰۰۰	۰.۴۴۰	۳۴.۱۳۱	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۹	-۰.۳۸۷	۰.۶۹۹	۰.۸۶۳	۱۳۴.۱۹۶	۰.۰۰۰
B1(۲،۲)	۰.۷۱۲	۴۴.۲۶۹	۰.۰۰۰	۰.۴۸۱	۳۶.۴۲۹	۰.۰۰۰	۰.۰۳۸	۱.۵۹۵	۰.۱۱۱	۰.۸۶۷	۱۵۶.۹۱۱	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در فرضیه دوم به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نقدینگی کشورهای یادشده پرداخته شده است. بررسی‌های نشان می دهد که شاخص اضطراب

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

مالی در ایران با توجه به آماره ۵,۹۳۲ که خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- است و سطح معنی داری آن که برابر با ۰,۰۰۰ است بر نقدینگی اثر گذارمی باشد و با افزایش اضطراب مالی در این کشور میزان نقدینگی افزایش می یابد. سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی در قطر با داشتن میزان آماره خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- و احتمال ۰,۰۰۰ و همچنین ضریب مثبت با احتمال ۹۵٪ می‌تواند تأثیر مستقیم بر نقدینگی این کشور بگذارد. همچنین با توجه به بررسی سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی کویت بر نقدینگی این کشور و میزان آماره این پژوهش که برابر با ۵۲,۴۵۴ بوده و سطح معنی‌داری ۰,۰۰۰ نشان می دهد که با افزایش اضطراب مالی، نقدینگی در این کشور افزایش یافته و اثری مستقیم بین آنها برقرار است. شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی نیز با داشتن میزان آماره ۰,۷۸۷ - و احتمال ۰,۴۳۱ نشان می دهد که سرریز نوسانات اضطراب مالی نمی تواند بر نقدینگی تأثیر بگذارد.

فرضیه سوم: بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نرخ تورم کشورهای یاد شده ایران، قطر، کویت و عربستان سعودی

جدول ۵. مدل BEKK با اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نرخ تورم کشورهای یادشده

	شاخص اضطراب مالی ایران بر نرخ تورم			شاخص اضطراب مالی کویت بر نرخ تورم			شاخص اضطراب مالی قطر بر نرخ تورم			شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی بر نرخ تورم		
	ضریب	z آماره	احتمال	ضریب	z آماره	احتمال	ضریب	z آماره	احتمال	ضریب	z آماره	احتمال
M(۱،۱)	۰.۰۲۹	۵.۴۸۵	۰.۰۰۰	۰.۶۹۶	۲۳۵.۲۶۱	۰.۰۰۰	۰.۳۹۸	۶۷.۹۹۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۳.۹۳۸	۰.۰۰۰
M(۱،۲)	-۰.۰۰۷	-۳.۶۶۱	۰.۰۰۰	۰.۲۲۲	۱۹۱.۱۲۰	۰.۰۰۰	۰.۱۲۷	۵۴.۶۹۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۱۲۷	۰.۸۹۹
M(۲،۲)	۰.۰۰۹	۱۴.۴۸۲	۰.۰۰۰	۰.۰۷۵	۱۷۴.۴۷۷	۰.۰۰۰	۰.۰۴۶	۱۲۵.۲۹۳	۰.۰۰۰	۰.۰۳۹	۲۸.۹۴۰	۰.۰۰۰
A1(۱،۱)	۰.۳۷۰	۱۶.۰۳۲	۰.۰۰۰	۱.۰۰۶	۶.۲۱۰	۰.۰۰۰	۰.۹۹۶	۳.۳۵۹	۰.۰۰۱	۱.۰۱۶	۱۲.۵۸۳	۰.۰۰۰
A1(۲،۲)	۰.۱۳۴	۱۹.۳۱۷	۰.۰۰۰	۱.۰۰۶	۶.۲۱۴	۰.۰۰۰	۱.۰۰۹	۳.۳۹۲	۰.۰۰۱	۰.۹۱۴	۱۱.۸۷۰	۰.۰۰۰
B1(۱،۱)	۰.۰۵۱	۱۷.۸۷۸	۰.۰۰۰	۱.۰۰۶	۶.۲۱۶	۰.۰۰۰	۱.۰۲۲	۳.۴۲۴	۰.۰۰۱	۰.۸۷۸	۱۱.۵۳۷	۰.۰۰۰
B1(۲،۲)	۰.۶۲۸	۲۶.۵۰۵	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۳۲۹	۰.۷۴۲	۰.۰۱۷	۲.۸۰۱	۰.۰۰۵	۰.۰۰۳	۴.۵۷۷	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در فرضیه سوم به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نرخ تورم کشورهای یاد شده پرداخته شده است. بررسی های نشان می دهد که شاخص اضطراب مالی در ایران با توجه به آماره۳,۶۶۱- که خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- است و سطح

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

معنی داری آن که برابر با ۰,۰۰۰ است اثر گذار می باشد و با افزایش اضطراب مالی در این کشور میزان نرخ تورم کاهش می یابد. سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی در کویت با داشتن میزان آماره خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- و احتمال ۰,۰۰۰ و همچنین ضریب مثبت با احتمال ۹۵٪ می تواند تأثیر معکوس بر نرخ تورم این کشور بگذارد. همچنین با توجه به بررسی سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی قطر بر نرخ تورم این کشور و میزان آماره این پژوهش که برابر با ۵۴,۶۹۷ بوده و سطح معنی داری ۰,۰۰۰ نشان می دهد که با افزایش اضطراب مالی در نرخ تورم در این کشور افزایش یافته و اثری مستقیم بین آنها برقرار است. شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی نیز با داشتن میزان آماره ۰,۱۲۷- و احتمال ۰,۸۹۹ نشان می دهد که سرریز نوسانات اضطراب مالی نمی تواند بر نرخ تورم تأثیر بگذارد.

۶- نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر به بررسی انتقال نوسان شاخص اضطراب مالی بر شاخص‌های اقتصاد کلان کشورهای ایران، قطر، کویت و عربستان سعودی پرداخته شد. در فرضیه اول پژوهش به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نرخ بهره کشورهای عضو یاد شده پرداخته شده است. در فرضیه اول به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نرخ بهره کشورهای یادشده پرداخته شده است. بررسی‌های نشان می‌دهد که شاخص اضطراب مالی در ایران با توجه به آماره ۲,۲۹۶ که خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- است و سطح معنی‌داری آن که برابر با ۰,۰۲۲ است بر نرخ بهره اثر گذار می باشد و با افزایش اضطراب مالی در این کشور میزان نرخ بهره افزایش می یابد. سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی در کویت با داشتن میزان آماره خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- و احتمال ۰,۰۰۰ و همچنین ضریب منفی با احتمال ۹۵٪ می تواند تأثیر معکوس بر نرخ بهره این کشور بگذارد. همچنین با توجه به بررسی سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی قطر بر نرخ بهره این کشور و میزان آماره این پژوهش که برابر با ۱۳۰,۵۶۱- بوده و سطح معنی‌داری ۰,۰۰۰ نشان می دهد که با افزایش اضطراب مالی در نرخ بهره در این کشور کاهش یافته و اثری معکوس بین آنها برقرار است. شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی نیز با داشتن میزان آماره ۰,۱۳۴- و احتمال ۰,۸۹۴

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

نشان می‌دهد که سرریز نوسانات اضطراب مالی نمی‌تواند بر نرخ بهره تأثیر بگذارد. بر همین اساس نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش‌های فرر و همکاران(۲۰۱۸)، ون روی (۲۰۱۳)، هم راستا می‌باشد. شاخص اضطراب مالی قدرت توضیح‌دهندگی قابل توجه و قابل اتکایی برای متغیرهای کلان اقتصادی همچون تورم، نرخ رشد واقعی GDP و نرخ بهره سیاست پولی است و توانایی بالایی در پیش‌بینی متغیرهای بخش واقعی اقتصاد فراهم می‌آورد. کرمر(۲۰۱۶).

در فرضیه دوم به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نقدینگی کشورهای یادشده پرداخته شده است. بررسی‌های نشان می دهد که شاخص اضطراب مالی در ایران با توجه به آماره ۵,۹۳۲ که خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- است و سطح معنی داری آن که برابر با ۰,۰۰۰ است بر نقدینگی اثر گذار می‌باشد و با افزایش اضطراب مالی در این کشور میزان نقدینگی افزایش می‌یابد. سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی در قطر با داشتن میزان آماره خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- و احتمال ۰,۰۰۰ و همچنین ضریب مثبت با احتمال ۹۵٪ می تواند تأثیر مستقیم بر نقدینگی این کشور بگذارد. همچنین با توجه به بررسی سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی کویت بر نقدینگی این کشور و میزان آماره این پژوهش که برابر با ۵۲,۴۵۴ بوده و سطح معنی‌داری ۰,۰۰۰ نشان می دهد که با افزایش اضطراب مالی، نقدینگی در این کشور افزایش یافته و اثری مستقیم بین آنها برقرار است. شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی نیز با داشتن میزان آماره ۰,۷۸۷ - و احتمال ۰,۴۳۱ نشان می دهد که سرریز نوسانات اضطراب مالی نمی تواند بر نقدینگی تأثیر بگذارد. در این زمینه نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش‌های رضازاده و همکاران (۱۳۹۹)، هم راستا می باشد.

در فرضیه سوم به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی بر نرخ تورم کشورهای یاد شده پرداخته شده است. بررسی های نشان می دهد که شاخص اضطراب مالی در ایران با توجه به آماره ۳,۶۶۱- که خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- است و سطح معنی‌داری آن که برابر با ۰,۰۰۰ است اثرگذار می‌باشد و با افزایش اضطراب مالی در این کشور میزان نرخ تورم کاهش می یابد. سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی در کویت با داشتن میزان آماره خارج از مقادیر ۱,۹۶+ و ۱,۹۶- و احتمال ۰,۰۰۰ و همچنین ضریب مثبت با احتمال ۹۵٪ می تواند تأثیر معکوس بر نرخ تورم این کشور

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

بگذارد. همچنین با توجه به بررسی سرریز نوسانات شاخص اضطراب مالی قطر بر نرخ تورم این کشور و میزان آماره این پژوهش که برابر با ۵۴,۶۹۷ بوده و سطح معنی‌داری ۰,۰۰۰ نشان می دهد که با افزایش اضطراب مالی در نرخ تورم در این کشور افزایش یافته و اثری مستقیم بین آنها برقرار است. شاخص اضطراب مالی عربستان سعودی نیز با داشتن میزان آماره ۰,۱۲۷- و احتمال ۰,۸۹۹ نشان می دهد که سرریز نوسانات اضطراب مالی نمی تواند بر نرخ تورم تأثیر بگذارد.

منابع

احمدیان، اعظم (۱۳۹۴). «طراحی سیستم هشدار سریع جهت پیش‌بینی زمان در معرض ورشکستگی قرار گرفتن بانک‌ها»، فصلنامه علمی پژوهشی نظریه‌های کاربردی اقتصاد، دوره ۲، شماره ۴، ۱۱۹-۱۴۴.

خلیل کردی ربابه، فرزام وحید، انصاری نسب مسلم (۱۳۹۸). بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر اشتغال در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. ۱۵ (۶۱): ۲۱۱-۲۳۹

رضازاده، روح اله، فلاح شمس لیالستانی، میر فیض. (۱۳۹۹). بررسی سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر تورم، نرخ بهره، نقدینگی و شاخص صنعت با تأکید بر مدل‌های VAR،GARCH-BEKK و علیت گرانجر. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۱(۴۲), ۲۷۲-۳۰۱.

رنجبر، محمد حسین، فلاح شمس، میر فیض، رضازاده، روح اله (۱۳۹۷).«بررسی اثر نا اطمینانی نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام و میزان سرمایه‌گذاری دربورس اوراق بهادار تهران (با استفاده ازمدل‌های (GARCH و VAR)، فصلنامـه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، سال هفتم، شماره بیست و هفتم، ۲۳-۱.

رضازاده علی، جهانگیری خلیل (۱۳۹۶). اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عمده تولیدکننده نفت: رهیافت خودرگرسیون برداری در داده‌های تابلویی (PVAR). فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی؛ ۱۳ (۵۲): ۱۵۳-۱۸۰

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

رهنمای رودپشتی، فریدون، اله یاری، میثم (۱۳۹۴).«کاربرد آزمون اضطراب در فرآیند اوراق بهادارسازی»، فصلنامـه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، سال چهارم، شماره شانزدهم، ۲۵-۱.

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، ۳۷-۱.

فلاح پور، سعید، شیرکوند، سعید، قنبری، اکبر. (۱۳۹۸). طراحی شاخص استرس مالی در نظام مالی ایران با رویکرد نظریه پرتفوی *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد* ۶(۲)، ۱۳۴-۱۰۱.

کردلویی، حمیدرضا؛ آسیایی طاهری، فاطمه (۱۳۹۵). تعیین شاخص استرس مـالی در بازارهـای بانکـداری، ارز و بیمـه. فصـلنامـه کسب وکار مدیریت، شماره ۳۰، ۸-۱.

لشکربلوکی، علی (۱۳۹۵). بررسی ارتباط بین محافظه کاری حسابداری و استرس مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد، مؤسسه آموزش عالی حکیم جرجانی، دانشکده مدیریت و حسابداری.

میلادی فر مریم، محمدی تیمور، اکبری مقدم بیت الله (۱۳۹۸). بررسی تأثیر قیمت نفت بر قیمت سهام و طلا در رژیم‌های مختلف بازار انرژی. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۵ (۶۳): ۲۰۹-۲۴۱

معطوفی، علیرضا (۱۳۹۷). تبیین مشخصه‌های استرس مالی در بازار سرمایه ایران، فصلنامه دانـش سـرمایه‌گـذاری، (۷)۲۶، ۲۳۷-۲۵۸

مساح، محمد (۱۳۸۸). «بنیادهای اقتصادی در بازار ارز»، چاپ دوم، چالش، تهران

ولیان، حسن و معطوفی، علیرضا (۱۳۹۷). بررسی رابطه بین کیفیت سود و استرس مالی در بورس اوراق بهادار تهران. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱(۸۱)، ۲۲۹ -۲۲۲.

وبسایت بانک مرکزی ایران، آمار و داده‌ها

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

Apostolakis, G., & Papadopoulos, A. P. (2018). Financial stress spillovers in advanced economies. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 32(C), PP.128–149.

Asgharpur, H., Behboodi, D., & Qazvinian, M. H. (2009). Structural Failure, Power

Ashtab, A., Haghighat, H., & Kordestani, Gh. (2018). Investigating the Relationship of BIS Working Paper No. 114.

Borio, C., & Lowe, P. (2004). Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus. Available at http://www.bis.org/publ/work114.pdf.

Borio, C., Lowe, P. (2002). Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus.

Caldarelli, R., Elekdag, S.A., & Lall, S. (2009).Financial Stress, Downturns, and Recoveries.International Monetary Fund, Working Paper WP/09/100.

Cambon, I., & Estevez, L. (2016). A Spanish Financial Market Stress Index (FMSI). The Spanish Review of Financial Economics, 14, Vol.9, pp23-41.

Campbell, J.Y., & et al. (2017). An intertemporal CAPM with stochastic volatility. J. Financ. Econ., Forthcoming.

Cardarelli, R., Elekdag, S., & Lall, S. (2009). Financial stress, downturns, and recoveries. IMF

Carlson, M. A., King, T.B., & Lewis, K.F. (2008). Distress in the Financial Sector and

Cevik, E., Dibooglu, S., & Kenc, T. (2016). Financial stress and economic activity in some

Cevik, E., Dibooglu, S., & Kutan, A. (2013). Measuring financial stress in transition economies.

Cevik, E., & et al., (2016). Financial stress and economic activity in some emergingAsian economies, Research in International Business and Finance 36, PP127–139.

Chen, B., & Woo, Y. P. (2010). Measuring Economic Integration in the Asia-Pacific Region: A Consumption and Economic Growth in Iran (1346-1384), Useful Letter, 15 (72), 185- 161. (In Persian)

Darghahi, H., & Nickjoo, F. (2012). Making the Financial Stress Index for Iran's Economy and

Davig, T., & Hakkio, C. (2010). What is the effect of financial stress on economic activity? Available at

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

http://ideas.repec.org/a/fip/fedker/y2010iqiip35-62nv.95no.2.html.
Economic Activity, Federal Reserve Board. FEDS Working Paper No. 2008-43. Emerging Asian economies. Research in International Business and Finance, 36, 127–139.

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.

Grimaldi, M. (2010). Detecting and interpreting financial stress in the euro area. Working Paper

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.

Huotari, J. (2015). Measuring financial stress–A country specific stress index for Finland.

Illing, M., & Liu, Y., (2006). Measuring financial stress in a developed country: an appli-cation to Canada. J. Financ. Stab. 2 (4), PP243–265. Investigating its Effects on Economic Growth, Journal of Economic Research, 47 (4), 19- 40. (In Persian) Journal of Financial Stability 9, 597–611.

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

Kenji Moriyama. (2010). The Spillover Effects of the Global Crisis on Economic Activity in Mena Emerging Market Countries-An Analysis Using the Financial Stress Index. IMF Working Paper.wp/10/8,p19

Mittnik, S., & Semmler, W. (2013). The real consequences of financial stress. Journal of Economic Dynamics and Control, 37(8), pp1479–1499.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

Nelson, W.R., and Perli, R. (2005). Selected Indicators of Financial Stability. Available athttp://www.ecb.europa.eu/events/pdf/conferences/jcbrconf4/Perli.pdf. Predicted Financial Crisis and Earnings Management Approaches Using Structural Equations. Financial Research, 20 (4), 487-468. (In Persian) Principal Components Approach. Asian Economic Papers, 9(4), 121–143.

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.

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. Series 1214, European Central Bank.

Stona, F., & et al., (2018). Economic dynamics during periods of financial stress: Evidences from Brazil, International Review of Economics and Finance55 PP130–144

Working Paper 09/100, International Monetary Fund, Washington.

Zhang, Y. (2017). Asset price risk, banks and markets. Finance Research Letters 21.PP21-25.

Duprey, T., Klaus, B., & Peltonen, T. (2017). Dating systemic financial stress episodes in the EU countries.J. Finance.Stability.32, PP30-59

Balakrishnan, K., Watts, R., & Zuo, L., (2015). The Effect of Accounting Conservatism on Corporate Investment during the Global Financial Crisis. (Working paper).

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

Dibooglu, S., Kutan, A. (2013). Measuring financial stress in transition economies. Journal of Financial Stability 9, 597–611.

Van Roye, B. (2011). Financial Stress and Economic Activity in Germany and the Euro Area. Kiel Working Papers 1743, Kiel Institute for the World Economy (IfW).

Lang, K., & Auer, B. R. (2019). The Economic and Financial Properties of Crude Oil: A Review. The North American Journal of Economics and Finance. doi:10.1016/j.najef.2019.01.011

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]

Investigating the Transmission of Financial Stress Index Fluctuations on Macroeconomic Indicators of Selected Opec Member Countries

Ghasem Alavitabar
Financial Engineering scientist, Islamic Azad University, Yazd Branch, Iran, Ghasem_alavytabar@yahoo.com

Hamid Khajeh Mahmoudabadi[1]
Assistant Professor of Financial Management, Islamic Azad University, Yazd Branch, Iran, Khajeh.h@yahoo.com

Gholamreza Askarzadeh
Assistant Professor of Financial Management, Islamic Azad University, Yazd Branch, Iran, Askarzadeh1360@yahoo.com

Seyed yahya abtahi
Assistant Professor of Economic, Islamic Azad University, Yazd Branch, Iran, yahyaabtahi@yahoo.com

Received: 2021/04/28 Accepted: 2021/08/29

Abstract

Stress in financial markets is defined as the force influencing the behavior of economic agents in the form of uncertainty and changing expectations, the critical values of which are called financial crisis. Increasing oil revenues may have positive effects on aggregate supply through increased investments, especially public sector investment, as well as the import of capital and intermediate goods and the introduction of new technologies. An increase in the value of the national currency, which can result from a positive oil shock, actually lowers the price of imported capital and intermediate goods. Due to the importance of discussing Financial Stress Index and its relationship with economic variables affecting countries in this study with the aim of investigating the transfer of fluctuation of Financial Stress Index on macroeconomic indicators of selected OPEC member countries, this issue has been studied. In this research, using multivariate GARCH models, BEKK and VAR models, the research hypotheses have been tested and analyzed. The data of the present study have been reviewed daily during the years 2010 to 2020. The results of the study indicate that the Financial Stress Index causes a surge in interest rates, liquidity and inflation in Iran, Kuwait and Qatar.

JEL Classification: E23, F53, C43

Keywords: Financial Stress Index, macroeconomic indicators, selected OPEC member countries

1. Corresponding Author

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-02-09]