فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱٤ / شماره ٤ (پیاپی ٥٦) / زمستان ۱٤۰٤
صفحه ٤۳ تا ۷۰

# اثرپذیری قیمت نفت خام از تغییرات فرکانس شاخص استرس مالی*

**قاسم علوی تبار**
دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران
Ghasem_alavytabar@yahoo.com

**حمید خواجه محمود آبادی**
استادیار، گروه مدیریت مالی ، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران نویسنده مسئول
Khajeh.h@yahoo.com

**غلامرضا عسکر زاده**
استادیار، گروه مدیریت مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران
Askarzadeh1360@yahoo.com

**سید یحیی ابطحی**
استادیار، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران
Yahyaabtahi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۳۰

## چکیده

بیشتر کشورهای عضو اُپک به عنوان کشورهای صادرکننده نفت در بخش صادرات خود تقریباً تک محصولی هستند، به عبارت دیگر در این کشورها درآمدهای حاصل از فروش نفت به عنوان مهمترین منبع درآمد صادراتی یا حداقل به عنوان یکی از مهمترین منابع درآمد صادراتی محسوب می شود، بدین علت قیمت نفت و درآمدهای حاصل از صادرات آن نقش مهم و تعیین کننده ای را در بودجه و ساختار اقتصادی اغلب کشورهای صادر کننده نفت بازی می کند. بنابراین وارد شدن هرگونه شوک غیر منتظره ای به بازارهای جهانی نفت می تواند به بروز عدم تعادل در ساختار اقتصادی و حتی بحران در این کشورها منجر شود. استرس مالی در کشورهای عضو اوپک از تغییر و نوسان در قیمت فروش نفت ایجاد شده و می تواند بر متغیرهای اقتصادی این کشورها تاثیرگذار باشد. در این پژوهش اثرپذیری قیمت نفت از تغییرات فرکانس شاخص استرس مالی در کشورهای عضو اوپک با استفاده از داده های روزانه طی سال های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفته است. این پژوهش از نظر هدف کاربردی، از نظر جمع آوری داده ها توصیفی و از نظر ماهیت و محتوا از نوع همبستگی می باشد.در این پژوهش با استفاده از مدل های GARCH چند متغیره مدل BEKK، VAR و علیت گرنجر به بررسی و تحلیل فرضیه ها پرداخته شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه ها نشان داد که نوسانات شاخص استرس مالی در کشورهای ایران، کویت، قطر و عربستان سعودی بر قیمت نفت خام اثر مثبت و معنی دار داشته و در بین کشورهای ایران، کویت، قطر و عربستان سعودی فقط روابط علت و معلولی بین شاخص استرس مالی ایران و عربستان سعودی برقرار است.

**واژه‌های کلیدی:** شاخص استرس مالی، تغییرات فرکانس، تحلیل پویایی، کشورهای عضو اوپک.

* این مقاله برگرفته از پایان نامه دکتری قاسم علوی تبار با عنوان طراحی شاخص استرس مالی و تحلیل پویایی های آن در کشورهای عضو اوپک می باشد.

## ۱- مقدمه

پس از بحران های مالی جهانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹، مطالعاتی در زمینه ایجاد شاخصی که بتواند کل شرایط بخش مالی را توضیح دهد، صورت پذیرفت و روشی مدرن برای شناسایی بانک های در معرض خطر معرفی شد. در این روش سعی شد، شاخصی تحت عنوان شاخص استرس مالی[1] برای بررسی وضعیت سلامت بخش مالی طراحی شود.براساس این شاخص بخش های مختلفی نظیر بانکی و بورس با به کارگیری شاخص های ارزیابی عملکرد تجزیه و تحلیل می شود.سپس با به کارگیری شاخص استرس مالی برای هر یک از دوبخش، مقدار استرس بانکی و بورس اندازه گیری می شود.البته در سالهای بعد بخش های دیگری همچون بازار ارز، مسکن وغیره نیز به آن افزوده شد.(حیدریان و همکاران،۱۳۹۸)

در یک مفهوم کلی، استرس مالی را می توان اختلال در عملکرد نرمال بازار مالی تعریف کرد( مونین[2]، ۲۰۱۷) و (ایلینگ ولئو[3]، ۲۰۰۳) به بیان دیگر استرس مالی به عنوان شرایطی شناخته می شود که درنتیجه عدم اطمینان و تغییر انتظارات نسب به زیان بازارها و مؤسسات مالی ایجادشده و بر متغیرهای اقتصادی تأثیر می گذارد( ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۸). (کاردارلی[4]، ۲۰۰۹) معتقد است استرس مالی شرایطی است که منجر به ناتوانی مؤسسات مالی در انجام تعهداتشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع مالی می شود و به طورکلی می توان گفت استرس مالی یک متغیر پیوسته با طیفی از ارزش هاست که در آن ارزش های کرانی، بحران نامیده می شوند. استرس با زیان مالی مورد انتظار، (خطرگسترش توزیع زیان محتمل) وعدم اطمینان (اطمینان کمتر به شکل توزیع زیان محتمل) افزایش می یابد(رجبی خانقاه و همکاران، ۱۳۹۶). با این حال به دلیل اینکه دوره های استرس مالی دقیقاً یکسان نیستند ارائه تعریف مشخص و مورد توافق در مورد آن بسیار دشوار است (فلاح پور و همکاران، ۱۳۹۸) ولی عناصر مشترکی در این مفهوم وجود دارد که اکثر اقتصاددانان درباره آن اتفاق نظر دارند. دراین باره بررسی و تحلیل شاخص های استرس مالی مختلف نشان می دهند که استرس مالی دارای ویژگی های بدین شرح است که در زمان استرس عدم اطمینان ارزش بنیادین دارایی ها افزایش می یابد و در اغلب موارد منجر به نوسان زیاد در قیمت دارایی می شود؛ عدم اطمینان در مورد رفتار سرمایه گذاران افزایش می یابد؛ عدم تقارن اطلاعاتی[5] زیاد می شود؛ رفتن به سمت کیفیت[6]( فروش سرمایه گذاری های با ریسک بالا و خرید سرمایه گذاری های ایمن همچون اوراق خزانه یا طلا )افزایش می یابد؛ تمایل به نگهداری دارایی های ریسکی کاهش می یابد و تمایل به نگهداری دارایی های غیرنقد (حرکت به سوی نقدینگی [7])نیز کاهش می یابد(میتنیک و سملر[8]، ۲۰۱۴)

استرس در ساختار مالی و اقتصادی یک کشور، برای تحلیل و پیش بینی فعالیت های اقتصادی از اهمیت زیادی برخوردار است.به ویژه در زمانی که با سرایت بحران به بخش واقعی اقتصاد، رشد اقتصادی کاهش و نرخ

[1] Financial Stress Risk
[2] Monin
[3] Illing, M., and Liu
[4] Cardarelli
[5] Information Asymmetry
[6] Fly To Quality
[7] Fly To Liquidity
[8] Mittnik & Semmler

بیکاری افزایش می یابد.استرس مالی شرایطی است که به ناتوانی موسسه ها، بنگاه های تولیدی و خانوارها در انجام تعهداتشان و از دست دادن توانایی تخصیص منابع تحت اختیارشان منجر می شود.استرس مالی نیز به گسترش بی ثباتی مالی منجر شده و با اختلال در عملکرد سیستم مالی به رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی آسیب می رساند.(کاردارلی، الکداگ و لال[1]، ۲۰۰۹)

از این رو با توجه به اشتراک کشورهای عضو اوپک در صادرات نفت خام و وابستگی آنها به درآمدهای نفتی و لاجرم تکانه های قیمت نفتی که می تواند به استرس مالی در این کشورها منجر شود، سعی شده است تا شاخص استرس مالی در این کشورها محاسبه شده و اثر فرکانس های آن بر قیمت نفت خام مورد تحلیل قرار گیرد. براین اساس ابتدا شاخص استرس مالی برای هر کشور به طور جداگانه و با استفاده از ۵ فاکتور طراحی شده و اثر آن را بر روی قیمت نفت به طور جداگانه بررسی شده است. همچنین از آنجا که این کشورها به جهت صادرات نفت با یکدیگر جنبه مشترکی دارند، لذا در این پژوهش به بررسی روابط علی و معلولی شاخص های استرس مالی نیز پرداخته شده است. شایان ذکر است بیشتر مطالعاتی که در مورد شاخص استرس مالی و تاثیر آن بر متغیرهای اقتصادی در کشورهای عضو اوپک انجام شده، براساس یک کشور می باشد، در حالی که در این پژوهش به طراحی و بررسی اثر شاخص استرس مالی در کل کشورهای عضو اوپک پرداخته شده است.از طرفی تاکنون پژوهشی که به بررسی اثرپذیری قیمت نفت از تغییرات فرکانس شاخص استرس مالی بر قیمت نفت اوپک و وجود روابط علت و معلولی اثر سریز نوسانات کشورهای اوپک با یکدیگر پرداخته باشد انجام نشده است.

## ۲- مبانی نظری

اغلب، وجود استرس مالی با مفهوم بی ثباتی و بحران مالی همراه است. در واقع این دو مفهوم در محتوای اقتصادی مشابه اند ولی دارای برخی ویژگی های متمایزکننده نیز هستند(حیدریان و همکاران، ۱۳۹۸). بحران مالی یک اثر محلی است وبه طور عمده بر یک بخش از بازار تمرکز دارد، درحالی که استرس در کل سیستم مالی گسترش می یابد (الینگ و لیو[2]،۲۰۰۳). بحران مالی به وضعیتی در بازارهای مالی گفته می شود که شوک های نظام مالی در جریان اطلاعات مداخله می کنند، به طوری که این بازارها از انجام وظیفه اصلی خود که همان تجهیز پس اندازها و تخصیص آن در موقعیت های تولیدی کاراتر و سودآورتر است، ناتوان می شوند (محمدی اقدم و همکاران، ۱۳۹۶)

اما استرس محصولی از یک ساختار آسیب پذیر و برخی شوک های برونزا است .شکنندگی مالی، ضعف در شرایط وساختار سیستم مالی را توضیح می دهد و شوک در این وضعیت به استرس منجر می شود. به عبارتی وقتی شرایط مالی تضعیف شود، برای مثال وقتی جریان های نقدی به سرعت کاهش یابند، ترازنامه های مالی قدرت نفوذ بیشتری دارند یا وام دهندگان بیش ازحد ریسک گریز هستند( اوئت و همکاران [3]،۲۰۱۱). استرس مالی، از شوک ها و ساختار مالی، آسیب پذیر ناشی می شود، ازاین رو هرچه شکنندگی مالی (ضعف در شرایط و ساختار مالی)

[1] Cardarelli,Elekdag&Lall
[2] Illing& Liu
[3] Oet et all

بیشتر باشد، نه تنها خود، بلکه با تأثیر ورود شوک ها به بازار و تکثیر و تقویت آن از طریق افزایش زیان مالی، ریسک (افزایش در زیان احتمالی مورد انتظار)و عدم اطمینان در بازار، موجب افزایش استرس شده( ایلینگ و لیو، ۲۰۰۶) و با افزایش هزینه اعتبار و ایجاد عدم اطمینان در مؤسسه های مالی و سرمایه گذاران موجب ایجاد روند نزولی در اقتصاد می شود( رحیم باغی و همکاران، ۱۳۹۸)لذا چنانچه بیش ازحد طولانی شوند، برگشت اقتصاد و بازارهای مالی را به حالت عادی، با مشکل مواجه خواهد ساخت. (معطوفی،1397 )

افزایش در استرس مالی، به سه شکل می تواند کاهش فعالیت های اقتصادی را به همراه داشته باشد. اول آن که افزایش عدم اطمینان در خصوص قیمت دارایی های مالی می تواند منجر به افزایش نوسان در قیمت دارایی ها شود. مطالعات تجربی نشان می دهند، نوسانات قیمتی ضمن محتاط کردن بیشتر بنگاه ها، منجر به تاخیر انداختن تصمیمات مهم در مورد سرمایه گذاری و یا استخدام نیروی کاری تا زمان رفع عدم اطمینان میشود (هاکیو و کیتن[1]، ۲۰۰۹). دیگر آن که استرس مالی با افزایش در هزینه های بنگاه ها، ممکن است از طریق کاهش مخارج سرمایه ای آنها منجر به کاهش فعالیت های اقتصادی شود. عدم تمایل به نگهداری دارایی های ریسکی و افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، می تواند منجربه افزایش هزینه استقراض بنگاه ها شود. به علاوه استرس مالی می تواند هزینه های بیشتری را از طریق انتشار اوراق جدید بر بنگاه هاتحمیل نماید. همچنین تغییر ناگهانی در انتظارات سرمایه گذاران باعث کاهش ارزش خالص شرکت ها شده و به تبع آن با کاهش غیرمنتظره در ثروت آنها منجر به افزایش شدیدتر هزینه های تامین مالی بنگاه ها می گردد (دوینگ و هاکیو[2]، ۲۰۱۰). بنابراین افزایش هزینه های تامین مالی باعث می شود، بنگاه ها مخارج خود را کاهش داده و این امر موجب رکود بیشتر فعالیت های اقتصادی می شود.به عنوان مثال، استرس مالی موجب اتخاذ استانداردهای اعتباری سخت گیرانه توسط بانک ها شده و از این طریق موجب کاهش فعالیت های اقتصادی می گردد. یکی از دلایلی که سرمایه گذاران در خواست بازده بیشتری روی اوراق بدهی یا سهام (در دوران بحران مالی) می کنند، این است که بانک ها تمایل کمتری به قرض دادن دارند (هاکیو و کیتن، ۲۰۰۹). در چنین شرایطی بانک ها اقدام به کاهش وام دهی به دو صورت می کنند، اول آن که با افزایش نرخ بهره وام های جدید، جذابیت آن را برای قرض گیرندگان کاهش می دهند (دوینگ و هاکیو، ۲۰۱۰). دیگر آن که با افزایش حداقل استانداردهای اعتباردهی، استقراض کنندگان را سخت تر واجد شرایط دریافت وام می کنند (لن و مورگان [3]، ۲۰۰۶). بنابراین سیاست های اتخاذ شده از سوی بانک ها می تواند ضمن افزایش هزینه های تامین مالی بنگاه ها با تاثیر بر مخارج آنها موجبات کاهش فعالیت های اقتصادی و تشدید اثرات مخرب استرس مالی را فراهم آورد.

عموم کشورهای عضو اُپک[4] به عنوان کشورهای صادرکننده نفت در بخش صادرات خود تقریباً تک محصولی هستند، به عبارت دیگر در این کشورها درآمد حاصل از فروش نفت خام یا به عنوان مهمترین منبع درآمد صادراتی

[1] Hakkio & Keeton
[2] Daving &Hakkio
[3] Len & Morgan
[4] اوپک (OPEC)، یک کارتل بین‌المللی نفتی است که متشکل از کشورهای عراق،آنگولا، اکوادور، امارات متحده عربی،.ایران ، کنگو، عربستان سعودی، قطر،کویت ، گابن، لیبی، نیجریه ونزوئلا است.

یا حداقل به عنوان یکی از مهمترین منابع درآمد صادراتی محسوب می شود،از طرفی در عموم کشورهای عضو اُپک، درآمدهای نفتی بخش اعظم بودجه دولت را تشکیل می دهند و وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی بسیار بالاست، از این لحاظ در صورت عدم طراحی مکانیزم هایی جهت باثبات سازی بودجه دولت، تکانه های نفتی بودجه دولت را به شدت تحت تأثیر خود قرار خواهد داد(مهرآرا، ۱۳۹۲).

اقتصاد کشورهای اوپک کاملا وابسته به درآمد نفت خام است.بخش اعظمی از درآمدهای کشورهای عضو اوپک از صادرات نفت خام به دست می آید.به طوری که نوسانات شدید قیمت نفت در هر دو بعد افزایش و یا کاهش، او ضاع اقتصادی این کشورها را کاملاً دگرگون می کند.به طور مثال در زمان کاهش قیمت ها، این کشورها ممکن است به جای بکارگیری سیاست کاهش عرضه نفت خام برای افزایش قیمت ها، از سیاست افزایش عرضه نفت خام از طریق تولید بیشتر از سهمیه معین شده برای تامین کسری بودجه استفاده نمایند.بخش اعظمی از سرمایه گذاری ها در کشورهای عضو اوپک توسط بخش دولتی انجام می گیرد که این سرمایه گذاری ها نیز وابستگی زیادی به درآمدهای بی ثبات نفت خام دارند.به همین دلیل افزایش در قیمت نفت خام و به دنبال آن افزایش درآمدهای نفتی، مصادف با افزایش بی رویه طرح های دولتی و عمرانی می باشد و کاهش در در قیمت نفت خام، باعث نیمه تمام رها شدن این پروژه ها می شود.(خطیب سمنانی و همکاران، ۱۳۹۰)

اتکای بیش از اندازه کشورهای صادرکننده نفت به درآمدهای نفتی و تک پایگی اقتصاد، از نظر اقتصاددانان پدیده ای نامطلوب به شمار می رود. نامطلوب بودن این پدیده عمدتاً ناشی از برونزابودن قیمت نفت برای این کشورها و تاثیرات عمیق افزایش یا کاهش ناگهانی قیمت نفت در بازارهای جهانی بر اقتصاد این کشورهاست.(التجایی و افضلی، ۱۳۹۱).تأثیرشوکهای قیمتی نفت بر کشورهای صادر کننده به خصوص در مورد ایران به نحوه هزینه کردن دولت، ساختار اقتصادی و رفتار دولت در داخل کشور بستگی دارد. معمولاً در کشورهای صادر کننده نفت درآمدهای نفتی به عنوان در آمد بخش دولتی محسوب و از طریق خزانه وارد بودجه می شود. این مسأله سبب می گردد که درآمدهای نفتی از طریق ردیف هزینه های دولت به دو صورت جاری و عمرانی به اقتصاد کشور تزریق شود. درکشورهای صادرکننده نفت ساختار و مسائل سیاسی آنها، دولت به عنوان بزرگترین کارگزار اقتصادی کشور در اغلب بخشهای تولیدی و خدماتی حضور فعال دارد. انتظارات سیاسی و اجتماعی از دولت که عموماً فاقد مبنای اقتصادی است، سبب میشود که اغلب تأثیرات هزینه های سرمایه ای دولت نیز به سان هزینه های جاری باشد. سرمایه گذاری عمده دولتی از برنامه زمانبندی مدون خود تبعیت نمی کند، حجم سرمایه گذاری از رقم پیش بینی شده ( بر اساس توجیه اقتصادی صورت گرفته ) فراتر می رود و مدیریت دولتی غیرکارآمد نیز سبب میشود که اثرات توسعهای این قبیل سرمایه گذاری ها ضعیف باشد ( عوضپور، ۱۳۹۱).

شوکهای نفتی برای کشورهای صادر کننده نفت همانند یک شمشیر دو لبه عمل می کند. با افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، درآمدهای ارزی یک کشور افزایش می یابد. در این حالت، درآمد ملی و رشد اقتصادی آن کشور افزایش یافته و موجب بالا رفتن استاندارد سطح زندگی مردم می گردد؛ اما از طرفی دیگر، می تواند رشد متوازن بخشهای اقتصاد را مختل کند. به این معنا که بخش غیر قابل مبادله ی کشور (بخشی که تولیدات آن در معرض رقابت بین الملل نیست) گسترش می یابد و بخش قابل مبادله آن تضعیف می گردد. در ادبیات اقتصادی

به این پدیده بیماری هلندی[1] گفته میشود (کریم زاده، ۱۳۸۸). افزایش شدید در قیمت نفت باعث کسب درآمدهای هنگفت برای کشورهای صادر کننده آن می شود که از جمله پیامدهای آن، تقویت پول کشور مورد نظر یا کاهش نرخ ارز است، که می توان این موضوع را در هر دو سیستم نرخ ارز ثابت و شناور مشاهده کرد. در سیستم نرخ ارز شناور، ورود ارزهای خارجی باعث بالا رفتن ارزش پول ملی می شود. اما اگرسیستم نرخ ارز ثابت باشد یا توسط دولت کنترل شود، ورود ارز خارجی به داخل کشور باعث افزایش حجم پول شده که این موضوع افزایش نقدینگی و در نهایت انبساط تقاضا و افزایش قیمتها را در پی خواهد داشت.

همچنین، افزایش ارزش پول داخلی باعث افزایش قیمت کالاهای قابل واردات شده که در نهایت، لطمه دیدن تولیدکنندگانی که در این شاخه فعالیت دارند را به دنبال دارد، زیرا افزایش تورم داخلی باعث افزایش هزینه تولیدکنندگان می شود. و از سوی دیگر کالایی را تولید می کنند که رقیب خارجی ارزانتر تولید می کند، در نتیجه در صحنه بین الملل توان رقابتی خود را از دست داده و دچار رکود می شوند. که این موضوع خود رکود اقتصادی، بیکاری و تورم بالا را در این کشورها در پی خواهد داشت (صمدی و همکاران،۱۳۸۸ .)در واقع تأثیر تغییرات قیمت نفت بر کشورهای نفتی به ساختار اقتصادی و شدت وابستگی آنها به نفت بستگی دارد (مهرآرا و میری، ۱۳۸۹)

یک تکانه مثبت نفتی می تواند اثرات مثبت و همچنین منفی بر عرضه کل اقتصاد داشته باشد. افزایش درآمدهای نفتی ممکن است از طریق افزایش سرمایه گذاری، به خصوص سرمایه گذاری بخش دولتی و نیز واردات کالاهای سرمایه ای و واسطه ای و ورود تکنولوژی های جدید، اثرات مثبتی بر عرضه کل باقی گذارد. این نکته نیز قابل توجه است که قیمت حامل های انرژی در داخل کشورهای صادرکننده نفت، عموماً از قیمت های جهانی انرژی تأثیر نمی پذیرد و در واقع ممکن است نسبت به قیمت حامل های انرژی در کشورهای دیگر کاهش نیز بیابد، که این امر می تواند اثرات مثبت بر تولید داشته باشد.اما یک تکانه مثبت نفتی می تواند اثرات زیانباری نیز برای اقتصاد به همراه آورد که در ادبیات اقتصادی در چارچوب نظریه "بیماری هلندی " به خوبی تشریح شده است. بطور خلاصه بر اساس نظریه مذکور با افزایش ارزش پول داخلی در دوره رونق درآمدهای نفتی، بخش کالاهای قابل مبادله (شامل صادرات غیر نفتی و تولیدات جایگزین واردات) منقبض شده و بخش کالاهای غیر قابل مبادله(عمدتاً شامل خدمات و مسکن) گسترش می یابد. لذا افزایش درآمدهای نفتی می تواند با ورود کالاهای مصرفی، دامن زدن به سرمایه گذاری های کم بازده، گسترش فعالیت های رانت جویی، کارایی و رشد اقتصادی را در بلند مدت تهدید کند. نتیجه مذکور که به نفرین منابع[2] نیز شهرت دارد در بسیاری از کشورهای وابسته به منابع طبیعی مشاهده شده است (ساچز و وارنر[3]، ۲۰۰۱).

یکی از علل عدم تقارن نحوه اثرگذاری تکانه های مثبت و منفی نفت بر رشد اقتصادی، در ترکیب بودجه دولت و نحوه واکنش بودجه دولت نسبت به این تکانه ها نهفته است. با بروز یک تکانه مثبت نفتی، هزینه های جاری و عمرانی و پروژه های سرمایه گذاری دولت به سرعت افزایش می یابد. معمولاً گسترش هزینه های دولتی در این دوره با کاهش کیفیت هزینه ها و کارایی اقتصادی، افزایش پروژه های نیمه تمام و همچنین گسترش فعالیت های

[1] Dutch Disease
[2] Resource Curse
[3] Sachs & Warner

رانت جویانه همراه بوده است (هاسمن و ریگوبون[1]،۲۰۰۳ ). اما با بروز یک تکانه منفی نفتی به دلیل برگشت ناپذیری بخش اعظم هزینه های جاری که می تواند تبعات سیاسی در بر داشته باشد، هزینه های عمرانی قربانی اصلی خواهد بود.با توجه به سهم مهم دولت در تشکیل سرمایه در کشورهای صادرکننده نفت، این امر می تواند یکی از علت های مهم کاهش شدیدتر رشد اقتصادی به هنگام بروز تکانه های منفی قیمت نفت نسبت به بروز تکانه های مثبت باشد.

## ۳- پیشینه پژوهش

### پیشینه داخلی

رضازاده و فلاح شمس(۱۳۹۹)، به مطالعه و بررسی سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر تورم، نرخ بهره، نقدینگی و شاخص صنعت ایران با تأکید بر مدل هایARCH-BEKK ، VARو علیت گرنجرطی سال های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ پرداختند. نتایج نشان دهنده‌ی این است که بین شاخص استرس مالی با تورم، نرخ بهره و نقدینگی یک رابطه‌ی علیت برقرار است اما در بررسی رابطه علیت بین شاخص استرس مالی و شاخص صنعت نتایج آزمون علیت نشان دهنده‌ی این است که این شاخص صنعت است که در بلند مدت با تلاطم خود باعث تغییرات شاخص استرس مالی می شود اما شاخص استرس مالی تاثیری بر شاخص صنعت ندارد. کریمی و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهشی به بررسی همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر سرایت بحران مالی با استفاده از مدل DCC و ADCC در طی دوره زمانی هفته اول سال ۲۰۰۴ تا هفته چهل و هفتم سال ۲۰۱۹ پرداختند و نتایج حاصل بیانگر وجود همبستگی شرطی پویای نامتقارن بازار سهام ایران و دبی و همبستگی شرطی پویای متقارن بازار سهام عربستان با نفت اوپک می باشد.همچنین همبستگی شرطی پویای متقارن بازار سهام قطر و دبی و همبستگی پویای نامتقارن بازار سهام عربستان با نفت برنت می باشد. حیدریان و همکاران (۱۳۹۸)، در تحقیقی با عنوان محاسبه شاخص استرس مالی و تحلیل تأثیرهای آن بر رشد اقتصادی ایران؛ کاربردی از مدل خودرگرسیون مارکف سوئیچینگ به این نتیجه رسیدند که اقتصاد ایران طی سال های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۶ استرس مالی منفی و طی نه سال استرس مالی مثبت داشته که به ترتیب باعث کاهش و افزایش رشد اقتصادی در کشور شده است. البته پایداری سال های رکود و استرس مالی منفی بیشتر از سال های رونق و استرس مالی مثبت بوده، به گونه ای که اثر کلی استرس مالی بر رشد اقتصادی منفی و معنادار بوده است. فلاح پور و همکاران (۱۳۹۸)، در تحقیقی با عنوان طراحی شاخص استرس مالی در نظام مالی ایران با رویکرد نظریه پرتفوی با مطالعه ترکیبی از متغیرهای استرس در بخش های مختلف نظام مالی ایران (بازار سهام، بازار اوراق بدهی، بخش بانکی، بازار پول و بازار نرخ ارز) نشان دادند که گرچه اختلاف نتایج عملکرد این شاخص های قابل توجه نیست، اما شاخص استرس ساخته شده به روش BEKK-GARCH عملکرد بهتری داشته و در مقایسه با دو روش دیگر استفاده شده برای برآورد همبستگی زیرشاخه ها، بهتر تغییرات بخش واقعی اقتصاد را توضیح می دهد. زارعی و لاجوردی(۱۳۹۷)، در پژوهشی به بررسی رابطه توسعه مالی و تکانه های نفتی بر بی ثباتی رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک با

[1] Hausmann and Rigobon

استفاده از داده های آماری سال های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ پرداخته اند. نتایج حاصل وجود ارتباط مثبت میان تکانه های نفتی و بی ثباتی در رشد اقتصادی در این کشورها را مورد تائید قرار داد. امامی و همکاران(۱۳۹۰)، در تحقیقی تحت عنوان اثر شوک های نفتی بر رشد اقتصادی برخی کشورهای وارد کننده و صادر کننده نفت در طی سال های ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۸ و بر آورد مدلی با استفاده از ۵ متغیر سالانه برای هر کشور پرداختند. نتایج نشان داد که شوک های قیمت نفت یکی از متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی هست. هم چنین در کشورهای صادر کننده نفت اثر شوک های نفتی بر رشد اقتصادی مثبت و بر کشورهای وارد کننده نفت منفی است.

## پیشینه خارجی

اور و یلانگ(۲۰۲۰)، به مطالعه و بررسی خصوصیات اقتصادی و مالی نفت خام پرداختند. در این مطالعه، آنها بررسی ساختار یافته ای از پویایی قیمت نفت خام ارائه دادند. مخصوصا شواهد مربوط به عوامل مهم تعیین کننده قیمت نفت را ارائه کردند. تأثیرات شوک های 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 می دهد شوک مثبت به استرس مالی منجر به تاثیر منفی بر تمام متغیرهای اقتصاد کلان می شود؛ اولا، 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. گالواو 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. فرر و همکاران (۲۰۱۸)، با بررسی بر روی تعاملات بین استرس مالی و فعالیت های اقتصادی در آمریکا به این نتیجه رسیدند که انسجام و تفاوت فاز مربع موجک و همچنین روش های اندازه گیری موجک مورداستفاده قرار گرفته شده است. تأثیر فشار مالی بر اقتصاد واقعی به ویژه در دوره های بحران مالی مهم است. اثر استرس مالی بر فعالیت اقتصادی به ویژه در مقیاس زمانی بلندتر مشخص می شود. 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 این کشورها ثبت شده است به عنوان یک بحران مالی متناوب در سراسر طیف وسیعی از دارایی ها تعریف شده است که اولاً منعکس کننده عدم اطمینان

[1] Panel Vector Autoregression

در قیمت دارائی های بازار و ثانیاً اصلاحات شدید قیمت بازار و مشترک بودن از لحاظ درجه بندی دارائی ها می باشد. 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 شوک های 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. جانگ کو (۲۰۱۶)، یک مجموعه قوی از شاخص های استرس مالی و ثبات مالی برای تایوان معرفی کردند. نتایج تجربی ثابت می کند که "روش مارکوف سوئیچینگ رژیم دو جانبه با شاخص تورم مالی در تایوان و شاخص استرس مالی مبتنی بر بازار، مطمئناً می تواند نقطه عطفی برای بحران های مالی مهم را تعیین کند و با موفقیت بحران مالی آسیا، حباب قیمت، تنش های سیاسی_اقتصادی متقابل، بحران مالی جهانی، بحران بدهی اروپا و غیره، به ویژه برای رفع بحران مالی ناشی از تنش های 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 می کند. نتایج نشان می دهد که مجموعه ای 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 مدل های رگرسیون تخمین زده شده است. همچنین مجموعه ای 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. سویک و همکاران (۲۰۱۵)، با بررسی استرس مالی و فعالیت های 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 داده اند. نتایج نشان می دهد که شاخص استرس مالی، فعالیت های اقتصادی بسیار مهم است. یک مدل دو بعدی VAR از استرس مالی و تولید صنعتی نشان می دهد که تنش مالی باعث کاهش چشمگیر فعالیت های اقتصادی می شود. ون روی (۲۰۱۳)، در بحران مالی و بدهی اروپا نشان داده اند 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. به طور خاص، رفتار نامتقارن متغیرهای خاص در پاسخ به شوک ها و یک چارچوب تعادل چندگانه می تواند با استفاده از چارچوب مدل مورد استفاده قرار گیرد.

### فرضیه های پژوهش

فرضیه های پژوهش حاضر عبارتند از:

۱) بین نوسانات شاخص استرس مالی و قیمت نفت در کشورهای عضو اوپک رابطه معنا داری وجود دارد.

۲) بین نوسانات شاخص استرس مالی کشورهای عضو اوپک با یکدیگر روابط علت و معلولی وجود دارد.

### ۴- روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر که با هدف بررسی اثرپذیری قیمت نفت خام از تغییرات فرکانس شاخص استرس مالی در کشورهای عضو اوپک انجام می شود، 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 می باشد. همچنین این پژوهش از نظر جمع آوری داده ها توصیفی و در میان انواع روش های تحقیق توصیفی، از نوع همبستگی می باشد و از نظراجرا، پیمایشی- اکتشافی است. ابزار گرد آوری داده های مورد نیاز در این پژوهش، آرشیو بورس اوراق بهادار، آرشیو اطلاعات بانک مرکزی، سازمان آمار ایران، بانک جهانی اطلاعات و سایت www.investing.com است. همچنین برای طبقه بندی و خلاصه نمودن داده ها و ارائه نمودن اطلاعات در قالب نگاره ها و همچنین تجزیه و تحلیل داده ها از نرم افزارهای excel ، spss و eviews استفاده شده است. در این پژوهش مدل های GARCHو VAR به عنوان ابزاری برای مدل سازی ساختار وابستگی شاخص های فرعی و محاسبه شاخص استرس مالی مورد استفاده قرار می گیرد. به این صورت که در ابتدا به وسیله مدل GARCH تک متغیره نوسانات و واریانس هر کدام از مؤلفه های مربوط به ساخت شاخص استرس مالی را محاسبه کرده و به وسیله آنها به ساخت شاخص استرس مالی پرداخته و سپس در در مدل های پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است. سپس برای محاسبه اثر شاخص استرس مالی بر قیمت نفت و اثر شاخص های استرس مالی کشورها بر یکدیگر از مدل چند متغیره GARCH beek استفاده شده است. همچنین از آن جهت در پژوهش حاضر به شاخص استرس مالی پرداخته می شود زیرا هر کدام از عوامل و مؤلفه های مربوط به شاخص استرس مالی در کشورهای مختلف متفاوت بوده و هر مقداری را می تواند به خود بگیرند. بنابراین به دلیل تغییر پذیری آنها در کشورهای عضو اوپک و همچنین وجود چندین متغیر برای ساخت شاخص استرس مالی و امکان تفاوت تأثیر پذیری آن از قیمت نفت در کشورهای مختلف صادر کننده آن محاسبه و در نظر گرفتن این شاخص حائز اهمیت می باشد.

داده های پژوهش حاضر به صورت روزانه طی سال های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین لازم به ذکر است کشورهای عضو اوپک ۱۳ کشور شامل (الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، اکوادور، آنگولا، ونزوئلا و کنگو)می باشندکه در بین این کشورها فقط کشورهای ایران، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده، ونزوئلا، عراق و کویت دارای بورس اوراق بهادار بوده و از بین این کشورها فقط ۴ کشور ایران، قطر، کویت و عربستان سعودی دارای شاخص صنعت هستند بنابراین از بین ۱۳کشور عضو اوپک فقط این ۴ کشور را انتخاب شده اند.

### ۱-۴- ساخت شاخص استرس مالی

در ساخت شاخص استرس مالی باید از فاکتورها یا زیرشاخص هایی استفاده شود که اولا کل سیستم مالی را پوشش داده و این فاکتورها برای بسیاری از کشورها در یک دوره طولانی در دسترس باشد و از طرفی قابل مقایسه و مرتبط با بحران های مالی باشد. متغیرهای منتخب بازارهای مختلف به زیرشاخص (بازار سهام، بازار پول، بخش بانکداری، بازار اوراق بدهی و بازار ارز های خارجی) دسته بندی می شوند. هر کدام از این زیر شاخص ها به صورت میانگین حسابی به دست می آیند. مرحله نهایی ساخت شاخص بر اساس رویکرد مبتنی بر پرتفوی است. به منظور تجمیع زیر شاخص های پنج گانه نظام مالی جهت ارائه شاخص استرس مالی(FSI)، متدولوژی هالو و همکاران[1]،۲۰۱۲) و (ایچینی و نوبینی[2]، ۲۰۱۶) با ترکیب مدل‌های GARCH انجام می پذیرد. طبق نظریه پرتفوی، ریسک کلی پرتفوی زیرشاخص های استرس مالی، نه تنها بستگی به نوسان این زیر شاخص ها بلکه به وابستگی(وابستگی متقابل) این زیر شاخص ها نیز دارد. شاخص FSI در این روش به صورت رابطه شماره (۱) ساخته می شود:

$$FSI = (W^{\circ}S) \times C \times (W^{\circ}S) \qquad (۱)$$

که در آن w بردار وزن زیر شاخص ها، s بردار زیر شاخص ها وضرب درایه ای وزن زیر شاخص ها و بردار زیر شاخص ها در زمان t می باشد. نیز معکوس این ماتریس است. Ct ماتریس ضریب همبستگی متقابل متغیر در زمان بین زیر شاخص i و j است.

$$Ct = \begin{pmatrix} 1 & \rho 12.t & \rho 13.t & \rho 14.t & \rho 15.t \\ \rho 21.t & 1 & \rho 23.t & \rho 24.t & \rho 25.t \\ \rho 22.t & \rho 32.t & 1 & \rho 34.t & \rho 35.t \\ \rho 23.t & \rho 42.t & \rho 43.t & 1 & \rho 45.t \\ \rho 24.t & \rho 52.t & \rho 53.t & \rho 54.t & 1 \end{pmatrix} \qquad (۲)$$

که در آن w بردار وزن یکسان زیر شاخص ها، s بردار زیر شاخص ها و ضرب درایه ای وزن زیرشاخص ها و بردار زیر شاخص ها در زمان t می باشد. نیز معکوس این ماتریس است. Ct ماتریس ضریب همبستگی متقابل متغیر در زمان بین زیر شاخص i و j است.

به منظور محاسبه شاخص استرس مالی می توان از فاکتور های مهمی که در هر کدام از بازارهای پول، سرمایه، نرخ های ارز و برخی فاکتورهای اقتصادی استفاده نمود(هولو، ۲۰۱۲). در این پژوهش متغیر هایی که در ساخت شاخص استرس مالی دخیل هستندبه شرح جدول (۱) می باشند:

[1] Hallo Et All
[2] Iachini & Nobili

**جدول۱- فاکتورهای تشکیل دهنده شاخص استرس مالی**

| بازار هدف | متغیر | توضیحات | نحوه محاسبه |
|---|---|---|---|
| بازار سهام | نوسان شاخص قیمت | تلاطم شاخص کل بورس اوراق بهادار کشورهای عضو اوپک به صورت ماهانه | با استفاده از مدل GARCH(p,q) نوسان شاخص قیمت سهام(MTSEI)ارائه می شود. |
| بازار پول | شکاف نرخ بهره بین بانکی و نرخ بهره سپرده ها | شکاف نرخ بهره بین بانکی و نرخ بهره سپرده ها(DIID_r) | با استفاده از تفاضل نرخ بهره بانکی و نرخ سود معاملات می توانیم شکاف نرخ بهره بین بانکی و نرخ بهره سپرده ها را محاسبه کنیم. از میانگین موزون نرخ سود معاملات برای نرخ بهره بین بانکی استفاده کردیم. |
| بازار نرخ ارز | نوسان نرخ ارز | به دلیل وابستگی زیاد اقتصاد کشورهای عضو اوپک به درآمدهای نفتی و واردات و صادرات، نوسان نرخ ارز در این کشورها یکی از شاخص های بسیار مهم در سنجش استرس بازارهای مالی است | تلاطم ماهانه نرخ دلار آمریکا US$ با استفاده از GARCH(p,q) |
| صنعت بانکداری | بتای بانکی (β) | بتای صنعت بانکداری از طریق معادله CAPM به صورت غلتان با داده های روزانه در بازه های سه ماهه محاسبه گردیده و سپس میانگین آنها به عنوان بتای ماهانه صنعت بانکداری لحاظ شده است | $\beta_{Mi} = \frac{COV(R_i.R_m)}{VAR(R_m)}$ |
| بازار اوراق بدهی | حجم صکوک | اوراق بدهی مورد استفاده بجای اوراق قرضه در کشورهای اسلامی | با استفاده از معاملات انجام شده در بازار حجم صکوک معامله شده را به صورت روزانه در نظر می گیریم |

### ۲-۴- مدل های BEKK-GARCH

مدل GARCH دو متغیره استفاده شده در این پژوهش BEKK می باشد. این مدل در سال ۱۹۹۵ توسط انگل و کرونر[1]، 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 طرفی واریانس کوواریانس شرطی این سری زمانی بر روی یکدیگر تأثیر گذاشته و در این روش نسبت به سایر روش ها، پارامتر

[1] Engle & Kroner

های کمتری تخمین زده می شود(کشاورزیان، 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.

در این زمینه( لوزیس و وولدیس [1]،۲۰۱۳)، معتقدند، زمانی که اندازه مدل کوچک است(در شاخص ما N=5) انتخاب این روش جهت تخمین بهینه تر 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 می دهد. بنابراین مدل BEKK-GARCH این امکان را می دهد که تغییرات ناگهانی در همبستگی ها بدست آورده و پدیده هایی که با استرس بالا شناخته می شوند تشخیص داده شوند. همچنین برخلاف شاخص های میانگین متحرک این رویکرد امکان حذف تدریجی اثرات شوک های تلاطم و نیز اجتناب از تصادفی بودن در انتخاب ضریب هموار سازی را فراهم می سازد.تصریح BEKK به صورت رابطه(۶) است:

$$H_{t-1} = \acute{C}C + \acute{B}H_tB + \acute{A}\varepsilon_t\acute{\varepsilon}_tA \qquad (۶)$$

برای مورد دو متغیری ما، C ماتریس مثلثی ۲×۲ با سه پارامتر و B، ماتریس مربع ۲×۲ پارامتر است که سطوح موجود واریانس های شرطی را به واریانس های شرطی قبلی مرتبط می کند. A، ماتریس ۲×۲ 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 (۱،۱) به شکل رابطه(۷) می باشد:

(۷)

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

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

این معادلات نشان 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 (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 رابطه(۸) بیان می شود:

(۸)

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

[1] Louzis & Vouldis

به صورتی کهT 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 شداستفاده می شود.
معادلات (۹) به ترتیب بیانگر معادلات میانگین و واریانس شرطی الگوی M-GARCH(p,q) می باشد:

$$Z_t \sim NID(0,1) Y_t = \mu_t + \sigma_t Z_t \qquad (۹)$$
$$\mu_t = a + \sum_{i=1}^{k} b_i X_{i,t}$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$
$$\varepsilon_t \sim NID(0,H) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \, \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \, \sigma_{t-i}^2$$

### ۳-۴- 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 ی یک سری‌زمانی با استفاده از گذشته ی خود و دیگر سری‌ها در چندین تاخیر زمانی تخمین زده می‌شود.
VAR به صورت رابطه (۱۰) تعریف می شود (سوری، ۱۳۹۴):

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^{p} A_i \, Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

$Y_t$ یک بردار ستونی از مشاهدات در زمان t نسبت به تمامی متغیرهای الگو است. C عرض از مبدأ و $\varepsilon_t$ بردار ستونی از مقادیر اخلال 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.

### ۴-۴- آزمون علیت گرنجر

علیت یکی از مسائل اساسی در بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصادی است.تعیین جهت علیت برای متغیرهایی مورد استفاده قرار می گیرد که مبانی نظری صریحی در مورد آنها وجود ندارد.
روش مرسوم برای بررسی علیت، معروف به آزمون علیت گرنجر است که در این روش معادلات (۱۱) و (۱۲) مورد بررسی قرار می گیرند(سوری ،۱۳۹۴):

$$Y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} b_j Y_{t-j} + u_t \qquad (۱۱)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} b_j Y_{t-j} + v_t \qquad (۱۲)$$

بر اساس معادلات فوق می توان 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 ان، 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 رابطه ای با هم ندارند(سوری،۱۳۹۴).

## ۵- یافته های پژوهش

### ۵-۱- آمار توصیفی

وضعیت آمار توصیفی مربوط به متغیر های مدل با کمک نرم افزار Eviwes 10 بدست آمده و در جدول( ۲) ارائه شده است.

**جدول۲- آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش**

| | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی | جارکو برا | احتمال جارکوبرا |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| قیمت نفت اوپک | ۷۵.۱۰۳ | ۷۱.۱۵۰ | ۱۲۴.۵۹۰ | ۹.۸۴۰ | ۲۶.۰۲۵ | ۰.۰۴۱ | ۱.۹۱۶ | ۱۴۱.۲۳۴ | ۰.۰۰۰ |
| شاخص استرس مالی ایران | ۰ | -۰/۰۶۳ | ۶/۲۳۴ | -۲/۵۰۹ | ۰/۴۷۴ | ۱/۹۵ | ۲۰/۲۵۳ | ۳۷۴۰۳/۳۵ | ۰.۰۰۰ |
| شاخص استرس مالی کویت | ۱۶/۵۳۵ | ۱۷/۰۵۹ | ۲۴/۲۷ | ۸/۷۱۶ | ۳/۶۶۵ | -۰/۰۴۸ | ۳/۲۹۸ | ۴۴/۴۵۳ | ۰.۰۰۰ |
| شاخص استرس مالی قطر | ۲۰/۶۸۸ | ۲۰/۶۴۱ | ۲۷/۱۲۸ | ۱۳/۲۵۹ | ۳/۴۵۵ | -۰/۱۶۲ | ۲/۱۸۶ | ۹۱/۸۶۳ | ۰.۰۰۰ |
| شاخص استرس مالی عربستان سعودی | -۰/۷۶۴ | -۰/۸۶۷ | ۱/۳۵۹ | -۲/۷۴۲ | ۰/۵۷۶ | -۰/۱۹ | ۲/۹۸۳ | ۱۸/۷۹۹ | ۰.۰۰۰ |

با توجه به مشاهدات جدول۱- بیشترین انحراف معیار در بین متغیرهای مورد بررسی این پژوهش مربوط به قیمت نفت و کمترین انحراف معیار مشخص شده مربوط به شاخص استرس مالی ایران است. همچنین در بررسی چولگی و کشیدگی متغیرهای پژوهش، هیچکدام از متغیرها دارای چولگی نیستند. همچنین متغیر شاخص استرس مالی ایران به دلیل اینکه میزان آن بیش از ۳ است دارای کشیدگی می باشد. آماره‌های آزمون جارکو- برا نرمال بودن متغیرهای تحقیق را در سطح ۵ درصد رد می نماید. از آنجا که میزان p-value از ۰/۰۵ کمتر می باشد، بنابراین فرضیه $H_0$ تایید می گردد.

### ۵-۲- آزمون ریشه واحد دیکی فولر:

پایایی و ناپایایی داده ها می تواند تاثیر شدیدی روی رفتار و ویژگی های آن داشته باشد.اگر متغیرهای مورد استفاده در مدل ناپایا باشند ، در عین حال که ممکن است هیچ رابطه منطقی بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد، ضریب تعیین به دست آمده آن می تواند بسیار بالا بوده و موجب گمراهی محقق شود.لذا قبل

از این که به تخمین و برآورد مدل ها پرداخته شود، به دلیل اینکه نوع داده های مورد استفاده به صورت سری زمانی است، باید در ابتدا به این مسأله پرداخته شود که داده های سری زمانی ایستا (مانا) هستند. در آزمون مانایی، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل پایا بودن متغیر می باشد.

ریشه واحد وجود دارد و متغیر مورد نظر نامانا است. $H0: \theta=0$

ریشه واحد وجود ندارد و متغیر مورد نظر مانا است. $H1: \theta$

در این پژوهش برای بررسی ایستایی یا مانایی سری زمانی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر استفاده شده است که نتایج آن به صورت جدول(۳) می باشد.

**جدول۳- 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 |
| | ۱مرتبه تفاضل | -۴۰/۶۸۴ | -۳/۴۳۵ | -۲/۸۶۳ | -۲/۵۶۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| شاخص استرس مالی ایران | سطح | -۲/۰۴۴۷ | -۳/۴۳۵ | -۲/۸۶۳ | -۲/۵۶۷ | ۰/۲۶۷ |
| | ۱مرتبه تفاضل | -۱۷/۲۴۱ | -۳/۴۳۵ | -۲/۸۶۳ | -۲/۵۶۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| شاخص استرس مالی کویت | سطح | -۲/۲۷۵ | -۳/۴۳۵ | -۲/۸۶۳ | -۲/۵۶۷ | ۰/۱۸۰ |
| | ۱مرتبه تفاضل | -۵۴/۰۳۶ | -۳/۴۳۵ | -۲/۸۶۳ | -۲/۵۶۷ | ۰/۰۰۰ |
| شاخص استرس مالی قطر | سطح | -۲/۵۵۵۶۵۸ | -۳/۴۳۵ | -۲/۸۶۳ | -۲/۵۶۷ | ۰/۱۰۲ |
| | ۱مرتبه تفاضل | -۵۳/۹۶۵۶۸ | -۳/۴۳۵ | -۲/۸۶۳ | -۲/۵۶۷ | ۰/۰۰۰ |
| شاخص استرس مالی عربستان سعودی | سطح | -۲/۵۴۱۲۶۹ | -۳/۴۳۵ | -۲/۸۶۳ | -۲/۵۶۷ | ۰/۱۰۵ |
| | ۱مرتبه تفاضل | -۲۴/۲۴۳۶۱ | -۳/۴۳۵ | -۲/۸۶۳ | -۲/۵۶۷ | ۰/۰۰۰ |

نتایج آزمون دیکی فولر که به صورت عرض از مبدأ با روند بررسی شده است، نشان می دهد که در بین 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.

### ۵-۳- مدل ها و الگوها

#### ۱-۳-۵- برآورد مدل GARCH چند متغیره

در این پژوهش برای برآورد پارامترها و تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس و کواریانس متغیرهای شاخص های بازار سهام، قیمت نفت، ارز و طلا 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 رابطه (۱۳) می باشد:

(۱۳)

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

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

**فرضیه اول پژوهش:** بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر قیمت نفت کشورهای عضو اوپک

**جدول۴- مدل BEKK با اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی بر قیمت نفت کشورهای عضو اوپک**

| | ضریب | zآماره | احتمال |
|---|---|---|---|
| M(۱,۱) | ۱/۸۹۹ | ۳۸/۷۲۲ | ۰/۰۰۰ |
| M(۱,۲) | ۰/۰۴۴ | ۱۹/۶۳۵ | ۰/۰۰۰ |
| M(۱,۳) | ۰/۴۰۱ | ۶۸/۱۲۷ | ۰/۰۰۰ |
| M(۱,۴) | ۰/۳۸۸ | ۷۱/۰۸۷ | ۰/۰۰۰ |
| M(۱,۵) | ۰/۰۹۰ | ۱۳/۵۴۲ | ۰/۰۰۰ |
| A1(۱,۱) | ۰/۸۴۵ | ۳۳/۷۹۸ | ۰/۰۰۰ |
| A1(۲,۲) | ۰/۱۱۳ | ۲۹/۶۷۴ | ۰/۰۰۰ |
| A1(۳,۳) | ۰/۸۶۹ | ۳۱/۹۶۴ | ۰/۰۰۰ |
| A1(۴,۴) | ۰/۸۷۱ | ۳۱/۵۶۴ | ۰/۰۰۰ |
| A1(۵,۵) | ۰/۴۹۱ | ۳۰/۳۸۷ | ۰/۰۰۰ |
| B1(۱,۱) | ۰/۱۲۹ | ۴۵/۲۶۸ | ۰/۰۰۰ |
| B1(۲,۲) | ۰/۹۹۲ | ۱۷۵۶/۸۹۸ | ۰/۰۰۰ |
| B1(۳,۳) | -۰/۱۴۸ | -۳۸/۳۷۳ | ۰/۰۰۰ |
| B1(۴,۴) | -۰/۱۹۴ | -۴۳/۷۵۶ | ۰/۰۰۰ |
| B1(۵,۵) | ۰/۸۵۴ | ۱۵۰/۹۶۱ | ۰/۰۰۰ |

در جدول ۴، رابطه ی بین اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی ۴ کشور عضو اوپک و قیمت نفت اوپک مورد بررسی قرار گرفته است. از آنجا که میزان آماره و سطح معنی داری مربوط به تأثیر شاخص استرس مالی ایران بر قیمت نفت که در جدول فوق با (۱.۲) M نشان داده شده است به ترتیب برابر با ۱۹/۶۳۵ و ۰/۰۰۰۰ P-value می باشد در نتیجه نوسانات شاخص استرس مالی در کشور ایران بر قیمت نفت اثر مثبت و معنی دار دارد. همچنین در بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی کشور کویت و قیمت نفت، که در جدول فوق با (۱.۳) M نشان داده شده است، با مقدار آماره ۶۸/۱۲۷ با ضریب مثبت و سطح معنی داری برابر با ۰/۰۰۰۰ این ادعا پذیرفته می

شود که نوسانات شاخص استرس مالی در کشور کویت بر قیمت نفت اثر مثبت و معنی دار دارد. همچنین در بررسی اثر شاخص استرس مالی قطر بر قیمت نفت که در جدول فوق با (۱.۴) M نشان داده شده است، از آنجایی که مقدار آماره Z که برابر با مقدار ۷۱/۰۸۷ شده که خارج از مقادیر ∓۱/۹۶ می باشد و سطح معنی داری این آزمون برابر با ۰/۰۰۰ می باشد پذیرفته شدن این ادعا که نوسانات شاخص استرس مالی در کشور قطر بر قیمت نفت اثر مثبت و معنی دار دارد را تأیید می کند. شاخص استرس مالی عربستان سعودی (۱.۵) M نیز با داشتن سطح معنی داری۰/۰۰۰و میزان آماره ۱۳/۴۵۲ با قیمت نفت رابطه مثبت و معنی داری دارد.معادلات برآوردی برای متغیرهای پژوهش به صورت روابط (۱۴) می باشد.

(۱۴)

ARCH1 = 0.905118915587+0.518358278331*RESID1 (-1)^2+0.471796943992*GARCH1 (-1)
GARCH2 = 0.0734665626325+0.251037758803*RESID2 (-1) ^2+0.480227078946*GARCH2 (-1)
GARCH3 = 0.03499250461+0.550224081185*RESID3 (-1) ^2+0.437859584169*GARCH3 (-1)
GARCH4 = 0.0315455166589+0.568762244061*RESID4 (-1) ^2+0.417148439*GARCH4 (-1)
GARCH5 = 0.0250397534008+0.535235751315*RESID5 (-1) ^2+0.425072787642*GARCH5 (-1)

**فرضیه دوم پژوهش:** بررسی روابط علی و معلولی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی در کشورهای عضو اوپک با یکدیگر

**جدول۵- مدل BEKK با روابط علی و معلولی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی کشورهای عضو اوپک با یکدیگر**

| | ضریب | zآماره | احتمال |
|---|---|---|---|
| M(۱,۱) | ۰/۰۰۳ | ۸/۳۰۱ | ۰/۰۰۰ |
| M(۱,۲) | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۱/۰۰۰ |
| M(۱,۳) | -۰/۰۰۱ | -۰/۱۳۷ | ۰/۸۹۱ |
| M(۱,۴) | ۰/۰۰۰ | ۰/۲۳۰ | ۰/۸۱۸ |
| M(۲,۲) | ۰/۰۴۲ | ۸۱/۹۱۱ | ۰/۰۰۰ |
| M(۲,۳) | ۰/۰۵۵ | ۱۱۹/۴۴۶ | ۰/۰۰۰ |
| M(۲,۴) | ۰/۰۰۶ | ۲/۹۷۴ | ۰/۰۰۳ |
| M(۳,۳) | ۰/۰۷۲ | ۱۷۴/۹۴۰ | ۰/۰۰۰ |
| M(۳,۴) | ۰/۰۰۷ | ۲/۸۵۶ | ۰/۰۰۴ |
| M(۴,۴) | ۰/۰۱۴ | ۱۵/۵۵۵ | ۰/۰۰۰ |

در فرضیه دوم پژوهش به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی کشورهای عضو اوپک بر یکدیگر پرداخته شده است. چون این کشورها بیشتر تک محصولی بوده و وابستگی زیادی به درآمدهای نفتی دارند و کشورهایی در حال توسعه با ساختار اقتصادی تقریباً مشابه هستند،پیامدهای هر نوع استرس مالی می تواند رفتاری مشابه در

بین آنها داشته باشد. در این فرضیه قصد داریم به این موضوع بپردازیم که آیا تغییرات و نوسانات شاخص استرس کشورهای مورد نظر که به واسطه قیمت نفت با یکدیگر اشتراک دارند می تواند بر یکدیگر اثر داشته باشد یا خیر. بررسی های نشان می دهد که شاخص استرس مالی در ایران با توجه به سطح معنی داری۰/۰۰۰که بین مقادیر ۱/۹۶+ و ۱/۹۶- است و سطح معنی داری آن که برابر با ۱/۰۰۰ است هیچ اثری بر شاخص استرس مالی کویت ندارد(۱.۲) M. همچنین تغییرات شاخص استرس مالی ایران نمی تواند شاخص استرس مالی را در قطر و عربستان سعودی تغییر دهد. که می توان این موضوع ا از جدول فوق دریافت (۱.۳) M و (۱.۴) M . از سوی دیگر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی در کویت با داشتن میزان آماره ۱۱۹/۴۴۶ که خارج از مقادیر ۱/۹۶+ و ۱/۹۶- و احتمال ۰/۰۰۰ و همچنین ضریب مثبت با احتمال ۹۵٪ می تواند تأثیر مستقیم بر شاخص استرس مالی قطر بگذارد(۲.۳) M. همچنین شاخص استرس مالی این کشور با میزان آماره ۲/۹۷۴ و سطح معنی داری ۰/۰۰۳ می تواند اثری مستقیم بر شاخص استرس مالی عربستان سعودی بگذارد(۲.۴) M. شاخص استرس مالی قطر نیز با داشتن میزان آماره ۲/۸۵۶ و احتمال ۰/۰۰۴ نشان می دهد که سرریز نوسانات استرس مالی قطر می تواند تاثیری مستقیم و معنا دار بر شاخص استرس مالی عربستان سعودی بگذارد. (۳.۴) M

### ۴-۵- آزمون علیت گرنجر:

برای انجام آزمون علیت گرنجر و بررسی رابطه علیت بین متغیرها به این دلیل که ممکن است در وقفه های کوتاه مدت رابطه علیتی را نشان ندهد ولی در وقفه های طولانی تر رابطه علیت بین آنها وجود داشته باشد بنابر این میزان p-value را در وقفه های 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.نتایج آزمون علیت در جدول (۶) آورده شده است.

نتایج برگرفته از آزمون علیت به شرح زیر می باشد:

شاخص استرس مالی کویت و شاخص استرس مالی ایران تا وقفه ۴ رابطه علیت یک طرفه دارند ولی بعد از آن در هیچکدام از وقفه ها رابطه علیتی بین آنها برقرار نیست. بنابر این می توان گفت که در کوتاه مدت رابطه ای یک طرفه از سمت شاخص استرس مالی کویت به شاخص استرس مالی ایران برقرار است. شاخص استرس مالی ایران و شاخص استرس مالی قطر فقط در وقفه اول از سمت قطر بر ایران وارد می شود. بنابراین رابطه علی و معلولی بین آنها برقرار نیست. با توجه به جدول فوق مشاهده می شود که شاخص استرس مالی ایران و شاخص استرس مالی سعودی در کوتاه مدت و بلند مدت یک رابطه علی و معلولی بینشان برقرار است. بین شاخص استرس مالی قطر و شاخص استرس مالی کویت هیچگونه رابطه علیتی برقرار نیست. اما بین شاخص استرس مالی کویت و شاخص استرس مالی سعودی یک رابطه علی یک طرفه از سمت کویت به عربستان سعودی برقرار است. از سوی دیگر بین شاخص استرس مالی قطر و شاخص استرس مالی سعودی یک رابطه علی یک طرفه از سمت قطر به عربستان سعودی برقرار است.

**جدول ۶- رابطه علیت متغیرها**

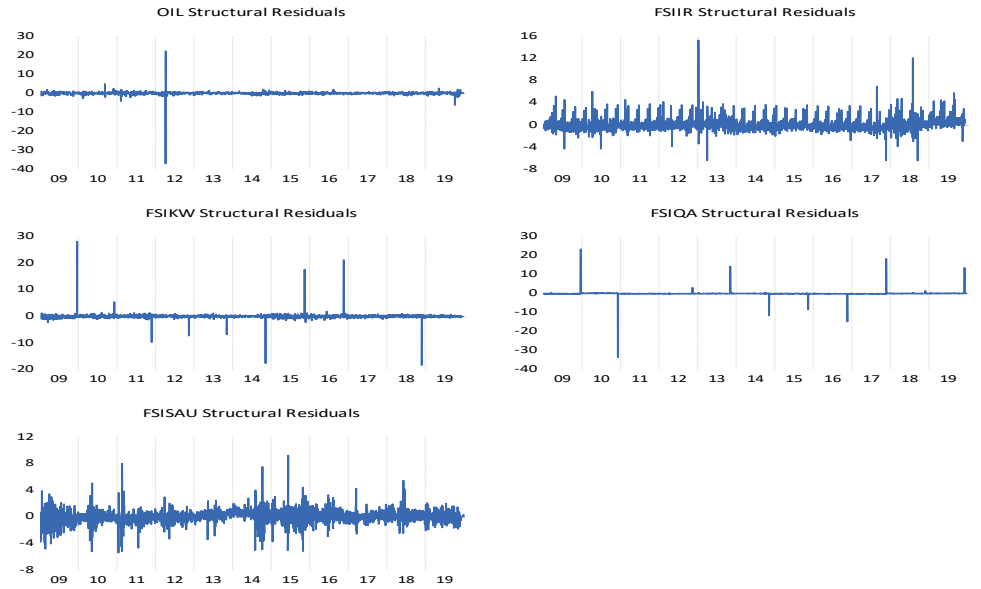
| Lag | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ | ۸ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| شاخص استرس مالی کویت ⟶ شاخص استرس مالی ایران | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۱ | ۰.۰۱۱ | ۰.۰۷۳ | ۰.۱۴۴ | ۰.۳۲۹ | ۰.۴۹۷ |
| شاخص استرس مالی ایران ⟶ شاخص استرس مالی کویت | ۰.۹۳۴ | ۰.۹۸۹ | ۰.۹۹۷ | ۰.۹۸۹ | ۰.۹۹۶ | ۰.۸۷۳ | ۰.۸۶۴ |
| شاخص استرس مالی قطر ⟶ شاخص استرس مالی ایران | ۰.۰۳۸ | ۰.۱۹۹ | ۰.۳۹۵ | ۰.۵۳۰ | ۰.۶۲۱ | ۰.۷۹۱ | ۰.۸۲۰ |
| شاخص استرس مالی ایران ⟶ شاخص استرس مالی قطر | ۰.۶۵۵ | ۰.۸۰۸ | ۰.۹۱۴ | ۰.۸۰۰ | ۰.۸۴۶ | ۰.۷۵۵ | ۰.۷۹۳ |
| شاخص استرس مالی عربستان ⟶ شاخص استرس مالی ایران | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۱ | ۰.۰۱۱ |
| شاخص استرس مالی ایران ⟶ شاخص استرس مالی عربستان | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۱ | ۰.۰۰۴ | ۰.۰۱۰ | ۰.۰۲۲ | ۰.۰۴۲ | ۰.۰۹۶ |
| شاخص استرس مالی قطر ⟶ شاخص استرس مالی کویت | ۰.۸۴۸ | ۰.۹۴۸ | ۰.۹۸۳ | ۰.۸۸۹ | ۰.۹۴۱ | ۰.۹۷۱ | ۰.۹۸۷ |
| شاخص استرس مالی کویت ⟶ شاخص استرس مالی قطر | ۰.۸۸۱ | ۰.۹۴۳ | ۰.۹۷۸ | ۰.۹۲۳ | ۰.۹۴۸ | ۰.۹۷۵ | ۰.۹۸۷ |
| شاخص استرس مالی عربستان ⟶ شاخص استرس مالی کویت | ۰.۹۳۳ | ۰.۸۲۵ | ۰.۵۸۸ | ۰.۶۵۸ | ۰.۷۲۲ | ۰.۸۰۳ | ۰.۵۴۲ |
| شاخص استرس مالی کویت ⟶ شاخص استرس مالی عربستان | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ |
| شاخص استرس مالی عربستان ⟶ شاخص استرس مالی قطر | ۰.۹۹۵ | ۰.۸۲۶ | ۰.۷۷۴ | ۰.۷۴۴ | ۰.۸۲۶ | ۰.۸۷۱ | ۰.۶۳۶ |
| شاخص استرس مالی قطر ⟶ شاخص استرس مالی عربستان | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ | ۰.۰۰۰ |

### ۵-۵- آزمون اتورگرسیو برداری

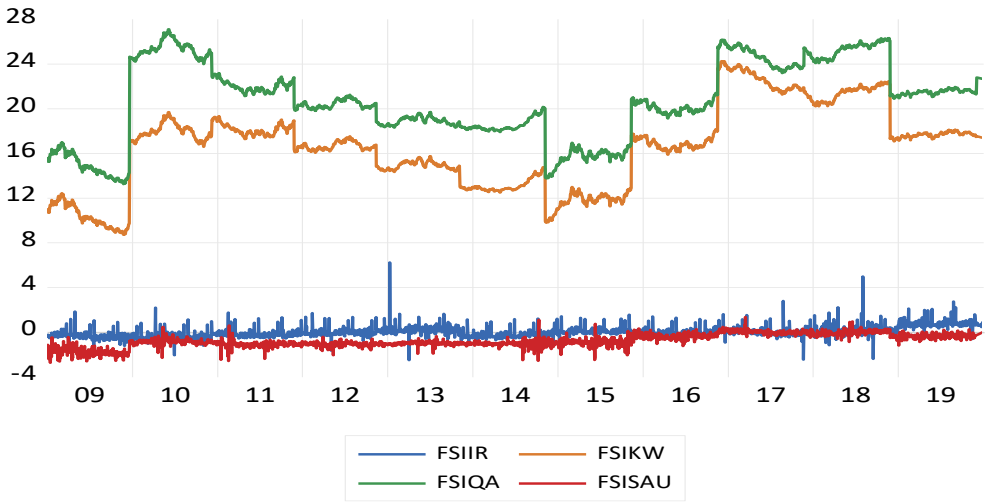
با توجه به نتایج آزمون اتورگرسیو برداری فوق، می توان ضربه و پاسخ ضربه یا به عبارت دیگر شوک و پاسخ شوک را مشخص کرد. نتایج جدول فوق حاکی است که قیمت نفت در کوتاه مدت به شاخص استرس مالی ایران، قطر و عربستان سعودی شوک منفی وارد کرده و به شاخص استرس مالی کویت شوک مثبت وارد می کند و در بلند مدت به شاخص استرس مالی ایران و عربستان سعودی شوک مثبت و به شاخص استرس مالی کویت و قطر شوک منفی وارد می کند. ولی پاسخ ضربه را از هیچ یک دریافت نمی کند. از سوی دیگر شاخص استرس مالی ایران می تواند به شاخص استرس مالی سعودی، قطر و کویت شوک منفی وارد کرده و پاسخ ضربه مثبت را از شاخص استرس مالی عربستان سعودی دریافت می کند. شاخص استرس مالی کویت شوکی به هیچ یک از شاخص ها وارد نمی کند. اما شاخص استرس مالی قطر به کویت در کوتاه مدت شوک منفی و در بلند شوکی مثبت وارد می کند. همچنین به عربستان سعودی در کوتاه مدت شوک مثبت و در بلند مدت شوک منفی وارد می کند. از سوی دیگر شاخص استرس مالی عربستان سعودی به کویت و قطر در کوتاه مدت و بلند شوک منفی وارد می کند و به ایران در کوتاه مدت و بلند مدت شوکی مثبت وارد می کند.نمودار(۱) شوک هر یک از شاخص های استرس مالی ۴ کشور عضو اوپک و قیمت نفت اوپک و نمودار(۲) شاخص های استرس مالی را در کشورهای عضو اوپک را نشان می دهد.

**جدول ۷ - آزمون اتورگرسیو برداری**

| | OIL | FSIIR | FSIKW | FSIQA | FSISAU |
|---|---|---|---|---|---|
| OIL(-۱) | ۰/۶۱۶۵۳۲ | -۰/۰۰۱۵۴۰ | ۰/۰۰۰۳۶۵ | -۰/۰۰۰۲۰۴ | -۰/۰۰۳۴۵۰ |
| | (۰/۰۱۷۳۵) | (۰/۰۰۲۹۱) | (۰/۰۰۱۹۴) | (۰/۰۰۲۱۸) | (۰/۰۰۲۰۱) |
| | [ ۵۴۴۶/۳۵] | [-۰/۵۲۸۸۴] | [ ۰/۱۸۷۶۸] | [-۰/۰۹۳۷۸] | [-۱/۷۱۲۵۳] |
| OIL(-۲) | ۰/۳۷۷۹۵۴ | ۰/۰۰۱۶۶۹ | -۰/۰۰۰۷۵۱ | -۰/۰۰۰۲۴۵ | ۰/۰۰۰۳۸۲ |
| | (۰/۰۱۷۳۴) | (۰/۰۰۲۹۱) | (۰/۰۰۱۹۴) | (۰/۰۰۲۱۸) | (۰/۰۰۲۰۱) |
| | [ ۲۱/۷۹۶۹] | [ ۰/۵۷۳۳۴] | [-۰/۳۸۶۳۹] | [-۰/۱۱۲۵۱] | ۰/۱۸۹۶۹] |
| FSIIR(-۱) | ۰/۰۸۸۵۶۸ | ۰/۲۷۱۳۰۲ | -۰/۰۰۱۴۴۷ | -۰/۰۰۹۰۶۴ | ۰/۰۳۹۱۴۴ |
| | (۰/۱۰۸۷۹) | (۰/۰۱۸۲۶) | (۰/۰۱۲۱۹) | (۰/۰۱۳۶۶) | (۰/۰۱۲۶۳) |
| | [ ۰/۸۱۴۱۵] | [ ۱۴/۸۵۸۲] | [-۰/۱۱۸۷۵] | [-۰/۶۶۳۷۶] | [ ۳/۰۹۸۴۰] |
| FSIIR(-۲) | -۰/۱۵۱۵۹۲ | ۰/۲۲۷۱۲۸ | -۰/۰۰۵۴۵۳ | -۰/۰۰۷۹۶۱ | ۰/۰۴۴۳۵۵ |
| | (۰/۱۰۸۷۹) | (۰/۰۱۸۲۶) | (۰/۰۱۲۱۹) | (۰/۰۱۳۶۶) | (۰/۰۱۲۶۳۳) |
| | [-۱/۳۹۳۳۹] | [ ۱۲/۴۳۸۲] | [-۰/۴۴۷۳۴] | [-۰/۵۸۲۹۶] | [ ۳/۵۱۰۷۰] |
| FSIKW(-۱) | -۰/۱۲۴۸۳۹ | -۰/۰۲۲۳۰۱ | ۱/۰۰۲۲۷۸ | ۰/۰۰۵۰۳۴ | ۰/۰۵۰۸۳۹ |
| | (۰/۴۶۵۴۳) | (۰/۰۷۸۱۲) | (۰/۰۵۲۱۵) | (۰/۰۵۸۴۲) | (۰/۰۵۴۰۵) |
| | [-۰/۲۶۸۲۲] | [-۰/۲۸۵۴۸] | [ ۱۹/۲۱۹۷] | [ ۰/۰۸۶۱۶] | [ ۰/۹۴۰۵۹] |
| FSIKW(-۲) | ۰/۱۵۶۷۰۱ | ۰/۰۴۵۲۳۵ | -۰/۰۰۱۸۷۱ | ۰/۰۰۰۳۳۸ | ۰/۰۰۰۵۰۰ |
| | (۰/۴۶۵۴۷) | (۰/۰۷۸۱۳) | (۰/۰۵۲۱۵) | (۰/۰۵۸۴۳) | (۰.۰۵۴۰۶) |
| | [ ۰/۳۳۶۶۵] | [ ۰/۵۷۸۹۹] | [-۰/۰۳۵۸۸] | [ ۰/۰۰۵۷۹] | [ ۰/۰۰۹۲۶] |
| FSIQA(-۱) | -۰/۰۰۵۷۱۴ | ۰/۰۲۰۳۸ | -۰/۰۱۲۵۹۶ | ۰/۹۸۵۱۷۷ | ۰/۰۰۹۷۶۶ |
| | (۰/۴۱۵۴۲) | (۰/۰۶۹۷۳) | (۰/۰۴۶۵۵) | (۰/۰۵۲۱۵) | (۰/۰۴۸۲۲۴) |
| | [-۰/۰۱۳۷۵] | [ ۰/۲۹۰۲۶] | [-۰/۲۷۰۶۲] | [ ۱۸/۸۹۲۵] | [ ۰/۲۰۲۴۳] |
| FSIQA(-2) | ۰/۰۲۴۶۶۵ | -۰/۰۵۴۴۸۶ | ۰/۰۱۰۶۵۳ | ۰/۰۰۷۸۴۹ | -۰/۰۱۶۴۷۰ |
| | (۰/۴۱۵۳۰) | (۰/۰۶۹۷۱) | (۰/۰۴۶۵۳) | (۰/۰۵۲۱۳) | (۰/۰۴۸۲۳) |
| | [ ۰/۰۵۹۳۹] | [-۰/۷۸۱۶۵] | [ ۰/۲۲۸۹۵] | [ ۰/۱۵۰۵۶] | [-۰/۳۴۱۴۹] |
| FSISAU(-1) | -۰/۱۳۱۴۷۶ | ۰/۰۹۲۰۰۸ | -۰/۰۱۲۸۱۴ | -۰/۰۱۱۶۸۴ | ۰/۳۳۶۵۵۵ |
| | (۰/۱۵۶۹۱) | (۰/۰۲۶۳۴) | (۰/۰۱۷۵۸) | (۰/۰۱۹۷۰) | (۰/۰۱۸۲۲) |
| | [-۰/۸۳۷۸۹] | [ ۳/۴۹۳۴۵] | [-۰/۷۲۸۸۳] | [-۰/۵۹۱۳۶] | [ ۱۸/۴۶۹۳] |
| FSISAU(-۲) | -۰/۲۱۰۱۴۲ | ۰/۰۸۰۳۱۹ | -۰/۰۰۲۱۳۹ | -۰/۰۰۸۲۵۶ | ۰/۲۴۱۰۶۵ |
| | (۰/۱۵۶۹۴) | (۰/۰۲۶۳۴) | (۰/۰۱۷۵۸) | (۰/۰۱۹۷۰) | (۰/۰۱۸۲۳) |
| | [-۱/۳۳۸۹۶] | [ ۳/۰۴۹۰۳] | [-۰/۱۲۱۶۵] | [-۰/۴۱۹۰۶] | [ ۱۳/۲۲۶۳] |




نمودار۱- نتایج آزمون اتورگرسیو برداری




نمودار۲.مقایسه نمودارهای FSI در کشورهای مورد بررسی در پژوهش

## ۶- بحث، نتیجه گیری و پیشنهادات

از آنجایی که کشورهای عضو اوپک در قیمت نفت با یکدیگر اشتراک دارند این موضوع اهمیت دارد که به بررسی اثر سرریز نوسانات قیمت شاخص استرس مالی بر نفت کشورهای عضو اوپک پرداخته شود. در فرضیه اول پژوهش به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی ۴ کشور عضو اوپک و قیمت نفت اوپک، پرداخته شد.

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش نشان می دهد نوسانات استرس مالی در کشور ایران بر قیمت نفت اثر مثبت و معنی دار دارد. همچنین در بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی کشور کویت و قیمت نفت، این ادعا پذیرفته می شود که بین آنها رابطه ای مثبت و معنی دار وجود دارد. همچنین در بررسی اثر شاخص استرس مالی قطر بر قیمت نفت از آنجایی که مقدار آماره Z که برابر با مقدار ۷۱/۰۸۷ شده که خارج از مقادیر ∓۱/۹۶ می باشد و سطح معنی داری این آزمون برابر با ۰/۰۰۰ می باشد پذیرفته شدن این را ادعا را با وجود رابطه ی مثبت تأیید می کند. بنابر این می پذیریم که نوسانات شاخص استرس مالی قطر بر قیمت نفت اثر می گذارد. شاخص استرس مالی عربستان سعودی نیز با داشتن سطح معنی داری۰/۰۰۰ و میزان آماره ۱۳/۵۴۲ با قیمت نفت رابطه مثبت و معنی داری دارد. از سوی دیگر با توجه به آزمون اتورگرسیو برداری مشخص شد که قیمت نفت در کوتاه مدت و بلند مدت شوک های مثبت و منفی بر شاخص استرس مالی هر ۴ کشور وارد می کند. شاخص استرس مالی از عوامل مهم و تأثیر گذار بر اقتصاد کشورها تشکیل شده است و تغییرات کوچکی در استرس مالی می تواند تبعات مختلفی بر وضعیت اقتصادی و رشد کشورها بگذارد. با توجه به نتایج حاصل از پژوهش، قیمت نفت یکی از پر اهمیت ترین مواردی است که می تواند بر شاخص استرس مالی کشورهای ایران، کویت، قطر و عربستان سعودی اثر بگذارد. در تحلیل این نتایج می توان بیان نمود که در زمان استرس مالی یکی از مهمترین متغیرهایی که تحت تاثیر قرار می گیرد قیمت نفت خام می باشد. با بروز رکود در اقتصاد جهان، مصرف انرژی به شدت کاهش یافته و این کاهش مصرف به کاهش قیمت نفت در بازارهای جهانی می شود. از آنجایی که اقتصاد کشورهای عضو اوپک وابستگی شدیدی به درآمدهای نفتی داشته، هرگونه تغییر در قیمت نفت و این درآمدها می تواند تاثیر شدیدی بر وضعیت مالی این کشورها بگذارد.لذا این کشورها سعی می کنند در زمان شوک های منفی قیمتی نفت با برگزاری نشست های سازمان اوپک یا اوپک پلاس و اتخاذ تصمیماتی از قبیل کاهش تولید و عرضه نفت به بازارهای جهانی، در راستای سهمیه مشخص شده برای هر عضو از کاهش بیشتر قیمت نفت جلوگیری کرده و در نتیجه این اقدامات قیمت نفت در بازار جهانی افزایش می یابد. نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش های ایرانمنش (۱۳۹۰)، هم راستا می باشد.

در فرضیه دوم پژوهش به بررسی اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی کشورهای عضو اوپک بر یکدیگر پرداخته شده است. در این فرضیه به بررسی این موضوع پرداختیم که آیا تغییرات و نوسانات شاخص استرس کشورهای مورد نظر که به واسطه قیمت نفت با یکدیگر اشتراک دارند می تواند بر یکدیگر اثر داشته باشد یا خیر. بررسی های نشان داد که شاخص استرس مالی در ایران با توجه به آماره ۰/۰۰۰ که بین مقادیر ۱.۹۶+ و ۱.۹۶- است و سطح معنی داری آن که برابر با ۱/۰۰۰ است هیچ اثری بر شاخص استرس مالی کویت ندارد . همچنین تغییرات شاخص استرس مالی ایران نمی تواند شاخص استرس مالی را در قطر و عربستان سعودی تغییر دهد. که

می توان این موضوع ا از جدول فوق دریافت. از سوی دیگر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی در کویت با داشتن میزان آماره ۱۹/۴۴۶ که خارج از مقادیر ۱/۹۶+ و ۱/۹۶- و احتمال ۰.۰۰۰ و همچنین ضریب مثبت با احتمال ٪۹۵ می تواند تأثیر مستقیم بر شاخص استرس مالی قطر بگذارد. همچنین شاخص استرس مالی این کشور با میزان آماره ۲/۹۷۴ و سطح معنی داری ۰.۰۰۳ اثری مستقیم بر شاخص استرس مالی عربستان دارد. شاخص استرس مالی قطر نیز با داشتن میزان آماره ۲/۸۵۶و احتمال ۰/۰۰۴ نشان می دهد که سرریز نوسانات استرس مالی این کشور می تواند تاثیری مستقیم و معنا دار بر شاخص استرس مالی عربستان سعودی بگذارد. . چون این کشورها بیشتر تک محصولی بوده و وابستگی زیادی به درآمدهای نفتی داشته و کشورهایی در حال توسعه با ساختار اقتصادی تقریباً مشابهی می باشند، پیامدهای هر نوع استرس مالی در یک کشور می تواند رفتاری مشابه در بین آنها داشته باشد.از طرفی چون سه کشورعربستان، قطر و کویت عضو شورای همکاری خلیج فارس بوده و روابط اقتصادی بسیار نزدیکی با هم دارند، در نتیجه هر گونه تغییر و نوسان در یک کشور می تواند بر باقی کشورها نیز تاثر گذارد. اما این سه کشور روابط اقتصادی زیادی با ایران نداشته که این مورد در مورد عربستان که حتی روابط دیپلماتیک نیز با ایران نداشته و همیشه در اعمال تحریم ها بر علیه ایران فعال بوده بیشتر صادق است. در نتیجه نوسانات اقتصادی در ایران تاثیری بر این سه کشور ندارد. خلاصه ای از نتایج آزمون فرضیات پژوهش در جدول (۸) ارائه شده است.

**جدول(۸) .خلاصه نتایج آزمون های فرضیات پژوهش**

| فرضیه ها | کشورهای عضو اوپک | | | |
|---|---|---|---|---|
| | ایران | کویت | قطر | عربستان سعودی |
| اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی سبب ایجاد تکانه در قیمت نفت در کشورهای عضو اوپک می شود | √ | √ | √ | √ |
| اثر سرریز نوسانات شاخص استرس مالی در کشورهای عضو اوپک با یکدیگر روابط علی و معلولی دارند. | × | √ | √ | √ |

از سوی دیگر نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می دهد که شاخص استرس مالی کویت و شاخص استرس مالی ایران تا وقفه ۴ رابطه علیت یک طرفه دارند ولی بعد از آن در هیچکدام از وقفه ها رابطه علیتی بین آنها برقرار نیست. بنابر این می توان گفت که در کوتاه مدت رابطه ای یک طرفه از سمت شاخص استرس مالی کویت به شاخص استرس مالی ایران برقرار است. شاخص استرس مالی ایران و شاخص استرس مالی قطر فقط در وقفه اول از سمت قطر بر ایران وارد می شود. بنابراین رابطه علی و معلولی بین آنها برقرار است. با توجه به جدول فوق مشاهده می شود که شاخص استرس مالی ایران و شاخص استرس مالی سعودی در کوتاه مدت و بلند مدت یک رابطه علی و معلولی بینشان برقرار است. بین شاخص استرس مالی قطر و شاخص استرس مالی کویت هیچگونه رابطه علیتی برقرار نیست. اما بین شاخص استرس مالی کویت و شاخص استرس مالی سعودی یک رابطه علی یک

طرفه از سمت کویت به عربستان سعودی برقرار است. از سوی دیگر بین شاخص استرس مالی قطر و شاخص استرس مالی سعودی یک رابطه علی یک طرفه از سمت قطر به عربستان سعودی برقرار است. همچنین نتایج آزمون اتورگرسیو برداری نشان می دهد که شاخص استرس مالی ایران می تواند به شاخص استرس مالی سعودی، قطر و کویت شوک منفی وارد کرده و پاسخ ضربه مثبت را از شاخص استرس مالی عربستان سعودی دریافت می کند. شاخص استرس مالی کویت شوکی به هیچ یک از شاخص های وارد نمی کند. اما شاخص استرس مالی قطر به کویت در کوتاه مدت شوک منفی و در بلند شوکی مثبت وارد می کند. همچنین به عربستان سعودی در کوتاه مدت شوک مثبت و در بلند مدت شوک منفی وارد می کند. از سوی دیگر شاخص استرس مالی عربستان سعودی به کویت و قطر در کوتاه مدت و بلند شوک منفی وارد می کند و به ایران در کوتاه مدت و بلند مدت شوکی مثبت وارد می کند. بر همین اساس نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش های فرر و همکاران (۲۰۱۸)، اوجنیویس و تاج کانوس(۲۰۱۷) ، جانگ کو(۲۰۱۶)، ون روی (۲۰۱۳)، بوریو و لاو(۲۰۰۴)، هم راستا بوده و با نتایج پژوهش های آپوستولاکیس و پاپادولوپوس(۲۰۱۸) و گالواو و آویانگ (۲۰۱۸)، در کوتاه مدت موافق و در بلند مدت مخالف می باشد. همچنین نتایج این پژوهش با نتایج تحقیقات ( استونا و همکاران، ۲۰۱۸) مخالف است.

با توجه به نتایج حاصل از پژوهش مشخص شد که شاخص استرس مالی کشورهای عضو اوپک می تواند عاملی اثرگذار بر بازار نفت باشد و در واقع به عنوان یک متغیر جایگزین برای تقاضای احتیاطی نفت خام می تواند مد نظر قرار بگیرد. همچنین سیاست گذاران کشورهای صادر کننده و وارد کننده نفت می توانند سیاست های اقتصادی مناسبی را اتخاذ کند. کشورهای صادر کننده نفت می توانند با در نظر گرفتن هر یک از فاکتورهای در نظر گرفته شده در محاسبه شاخص استرس مالی و تأثیرات آن ها بر نوسانات نفتی، سیاست های مناسبی را جهت تصمیم گیری اتخاذ نمایند.

## فهرست منابع


امامی کریم، شهریاری سمانه، ربانی سمن (۱۳۹۰).اثر شوک های نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای وارد کننده و صادر کننده نفت، فصلنامه علوم اقتصادی (اقتصاد مالی)، سال پنجم، شماره شانزدهم، پاییز ۱۳۹۰

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 مدل هایGARCH-BEKK ، VARو علیت گرانجر. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار, ۱۱(۴۲), ۲۷۲-۳۰۱.

زارعی بتول، لاجوردی حسن(۱۳۹۷).رابطه توسعه مالی و تکانه های نفتی بر بی ثباتی رشد اقتصادی،فصلنامه اقتصاد مالی، سال دوازدهم، شماره ۴۳، تابستان ۱۳۹۷، صفحه ۱۹۳ تا ۲۰۸

حیدریان، مریم؛ فلاحتی، علی و کریمی، محمد شریف.( ۱۳۹۸). محاسبه شاخص استرس مالی و تحلیل تأثیرهای آن بر رشد اقتصادی ایران؛ کاربردی از مدل خودرگرسیون مارکف سوئیچینگ، تحقیقات مالی، دوره 21 ، ش ۳، ۴۱۷-۴۴۷

فلاح پور، سعید؛ شیرکوند، سعید و قنبری، اکبر.(۱۳۹۸). طراحی شاخص استرس مالی در نظام مالی ایران با رویکرد نظریه پرتفوی، نظریه های کاربردی اقتصاد، سال۶، ش ۲، ۱۰۱-۱۳۴

کریمی مجتبی، صراف فاطمه، امام وردی قدرت الله، باغانی علی(۱۳۹۸). بررسی همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر سرایت بحران مالی، فصلنامه اقتصاد مالی ، سال ۱۳، ش ۴۹، زمستان ۱۳۹۸، ۱۰۱- ۱۳۰

Apostolicism, G., & Papadopoulos, A. P. (2018). Financial stress spillovers in advanced economies. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 32(C), PP128–149.

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

Ashtab, A., Highlight, H., and Kurdistan, Gh. (2018). Investigating the Relationship of BIS Working Paper No. 114.

Borio, C., and 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., 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. 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, Vol 50, 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
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 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
Sachs, J. D. , Warner, A. M. (2001) . the curse of natural resources. *European economic review*, 45(4) : 827-838.
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

*Financial Economics*
*Vol. (14) Issue (56) Winter 2024*

# Crude Oil price impactability from frequency changes of the financial stress index

**Ghasem Alavitabar**
(PhD student, Department of Financial Management, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran)
Ghasem_alavytabar@yahoo.com

**Hamid Khajeh Mahmoudabadi**
(Assistant Professor, Department of Financial Management, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran)
Khajeh.h@yahoo.com

**Gholamreza Askarzadeh**
(Assistant professor, Department of financial management, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran)
Askarzadeh1360@yahoo.com

**Seyed yahya abtahi**
(Assistant Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran)
yahyaabtahi@yahoo.com

**Abstract**
Most of the OPEC member countries, as oil exporting countries, are almost single products in their export sector, in other words, in these countries, the income from the sale of oil is considered as the most important source of export income, or at least as one of the most important sources of export income. The reason for the price of oil and the income from its export plays an important and decisive role in the budget and economic structure of most oil exporting countries. Therefore, any unexpected shock to the global oil markets can lead to imbalance in the economic structure and even crisis in these countries. Financial stress in OPEC member countries is caused by changes and fluctuations in oil sales prices and can affect the economic variables of these countries. In this research, the effect of oil price on changes in the frequency of the financial stress index in OPEC member countries has been investigated using daily data during the years 1389 to 1398. The opinion of the nature and content is of the correlation type. In this research, using multivariate GARCH models, BEKK, VAR and Granger causality models, the hypotheses have been examined and analyzed. The results of the hypothesis test showed that the fluctuations of the financial stress index in the countries of Iran, Kuwait, Qatar and Saudi Arabia had a positive and significant effect on the price of crude oil, and among the countries of Iran, Kuwait, Qatar and Saudi Arabia only cause and effect relationships exist. It is established between the financial stress index of Iran and Saudi Arabia.
**Keywords:** Financial stress index, overflow of fluctuations, dynamics analysis, OPEC member countries, BEEK multivariate model.