

## بررسی اثر سرریز تلاطم و همبستگی‌های پویای شرطی در بورس تهران با استفاده از رویکرد ناهمسانی واریانس شرطی

### بیزی مبتنی بر آنالیز موجک<sup>۱</sup>

سیدعلی حسینی ابراهیم آباد

دانشجوی دکتری اقتصاد سنجی دانشگاه ارومیه، [s.ali.hoseini1393@gmail.com](mailto:s.ali.hoseini1393@gmail.com)

خلیل جهانگیری\*

استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، [kh.jahangiri@urmia.ac.ir](mailto:kh.jahangiri@urmia.ac.ir)

مهدی قائمی اصل

استادیار اقتصاد دانشگاه خوارزمی، [m.ghaemi84@gmail.com](mailto:m.ghaemi84@gmail.com)

حسن حیدری

استاد اقتصاد دانشگاه ارومیه، [heidari.hassan@gmail.com](mailto:heidari.hassan@gmail.com)

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۱/۰۴ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۳/۱۳

### چکیده

خصلت چولگی، دم‌های پهن و بعد بسامد از ویژگی‌های مهم سری‌های زمانی مالی می‌باشد که در مدل‌های اقتصاد سنجی کلاسیک چندان مورد توجه قرار نگرفته است. از این‌رو در مطالعه حاضر از یک رویکرد ناهمسانی واریانس شرطی بیزی مبتنی بر آنالیز موجک جهت بررسی اثر سرریز تلاطم و همبستگی‌های پویای شرطی در سه زیر دوره میان بازده‌های روزانه شاخص سهام گروه‌های خودرو و ساخت قطعات، گروه بانکی و گروه فرآورده‌های نفتی طی بازه زمانی ۱۳۸۷/۹/۲۴ الی ۱۳۹۸/۰۱/۳۱ استفاده شده است. زیر دوره‌ها شامل دوره قبل از توافق برجام، دوره پسا برجام و دوره بعد از خروج آمریکا از برجام می‌باشد. نتایج مدل Bayesian DCC (1,1) GARCH ضمن رد فرضیه مدل CCC براساس توزیع‌های پسین حاشیه‌ای در مقابل فرضیه مدل DCC در تمامی زیربخش‌ها، حاکی از یکسان نبودن شدت تاثیر شوک‌ها بر تلاطم بازده سهام گروه‌های منتخب در موجک‌ها (نوساناتی) و زیر دوره‌های مختلف است. همچنین تحلیل نمودارهای همبستگی شرطی پویای بیزی برای هر زیر دوره و در هر موجک، سهام متفاوتی را جهت سرمایه‌گذاری در راستای انتخاب یک بدیل مناسب به‌منظور پوشش ریسک توصیه می‌کند.

**واژه‌های کلیدی:** اثر سرریز، واریانس شرطی، رویکرد بیزی، شاخص‌های بورس اوراق بهادار  
**طبقه‌بندی JEL:** C32, C53, E32, G11.

<sup>۱</sup> مقاله حاضر مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه ارومیه است

\* نویسنده مسئول مکاتبات

## ۱- مقدمه

امروزه، گسترش روابط میان بازارهای مالی موجب شده تا بررسی روابط بین دارایی‌های مالی، فهم مکانیزم‌های انتقال تلاطم و نوسانات میان دارایی‌ها و پویایی‌های رابطه میان این دارایی‌ها مورد توجه پژوهشگران اقتصادی و مالی قرار گیرد. افزایش روابط میان بازارها به نحوی بوده که یک به هم پیوستگی قابل توجهی در نوسانات قیمت یا بازده سهام یا بازده سایر دارایی‌ها در بازارهای مختلف را موجب شده است، این به هم پیوستگی به گونه‌ایی است که موجی از افزایش یا کاهش قیمت معمولاً از یک یا چندبخش آغاز شده و به وسیله پیوند میان صنایع به بخش‌های دیگر منتقل می‌شود (این و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۰). روابط میان بازارها از منظر ریسک نیز مهم بوده و ریسک سرایت نوسانات از یک بازار به بازاری دیگر به عنوان یکی از انواع ریسک‌های مطرح در بازارهای مالی معرفی می‌شود (جعفری و همکاران<sup>۲</sup>، ۱۳۹۷).

امروزه هر تلاطمی که در هر سهم یا گروهی از سهام در بازار سرمایه رخ دهد سایر سهم‌ها و گروه‌ها را متاثر می‌سازد. حتی نوسانات رخ داده در بازار دارایی یک کشور می‌تواند بازارهای مالی سایر کشورها را تحت تاثیر قرار دهد (حسینی و همکاران<sup>۳</sup>، ۱۳۹۸). قابل توجه است که تغییرات شدید یا شوک‌های بزرگ وارد شده بر هر یک از بازارهای دارایی نیز موجب می‌شود تا روابط بین بازارها برای دوران قبل از شوک و بعد از شوک متفاوت باشد. برای مثال، بررسی‌ها نشان می‌دهد که پس از بحران اقتصادی در سال ۲۰۰۸-۲۰۰۹ بازارهای مالی یکپارچه‌تر شده‌اند (میخایلو<sup>۴</sup>، ۲۰۱۸). بلک و اسوسکی<sup>۵</sup> (۲۰۱۹) بحران فوق را مثال خوبی از شدت ارتباط میان اقتصادهای جهانی از طریق تعداد زیاد کانال‌های انتقال می‌دانند و معتقدند که تحولات جهانی و خارجی تاثیرات قابل توجهی بر بازارهای مالی می‌گذارند.

با توجه به مطالب فوق و آنچه که مطالعات در حوزه روابط میان بازارهای دارایی نشان می‌دهد، می‌توان بیان نمود که ساختار و شدت روابط میان بازارها طی زمان در حال تغییر است. در کنار این وضعیت، ویژگی‌های خاص داده‌های مالی نیز بر پیچیدگی مطالعات در خصوص روابط میان دارایی‌ها و بازارهای مالی می‌افزاید. در این ارتباط،

---

1 Yin et al.

2 Jafari et al. (2018)

3 Hoseini et al. (2019)

4 Mikhaylov

5 Belke & Osowski

یکی از ویژگی‌های مهم سری‌های زمانی مالی خصلت چولگی و دم‌های پهن است که به عقیده فیورچی و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۴) و بالا و تاکیموتو<sup>۲</sup> (۲۰۱۷) مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی چند متغیره (MGARCH) که معمولاً به منظور بررسی اثر سرریز تلاطم میان دارایی‌های مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند، در توضیح تمام عدم تقارن-های موجود در توزیع بازده سری‌های زمانی مالی ناموفق بوده‌اند. همچنین لیو و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۷) معتقدند که بایستی ویژگی‌های بعد بسامدی<sup>۴</sup> موجود در سری‌های زمانی مالی را هنگام تحلیل نتایج در نظر گرفت.

ضعف دیگر مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره متعارف، عدم لحاظ تغییرات ساختاری در نوسانات است که تصریح ضعیف واریانس شرطی را به دنبال دارد. این ضعف موجب می‌شود تا فرآیند انتقال تکانه و سرریز نوسان میان متغیرها به شکل صحیح تعیین نگردد. از این رو پژوهش حاضر در صدد مدل‌سازی اثر سرریز تلاطم و همبستگی شرطی پویا میان بازده شاخص سهام گروه‌های خودرو و ساخت قطعات، بانکی و فرآورده‌های نفتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۷/۹/۲۴ الی ۱۳۹۸/۰۱/۳۱ به تفکیک دوران قبل از برجام، دوره اجرای برجام و دوره خروج آمریکا از برجام با استفاده از یک رویکرد بیزی مبتنی بر موجک (Wavelet-based Bayesian DCC-GARCH) است. رویکرد و روش به کار گرفته شده در این مطالعه می‌تواند ویژگی‌های دنباله پهن، عدم تقارن، بعد بسامدی و تغییرات ساختاری را که از خصوصیات بارز سری‌های زمانی مالی هستند را در روند مدل‌سازی در نظر بگیرد. سازماندهی مقاله حاضر بدین ترتیب است که در ادامه و پس از بیان مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موضوع اعم از مبانی نظری و مرور مطالعات تجربی ارائه شده و در بخش سوم توضیحاتی در خصوص روش مورد استفاده بیان گردیده است. بخش چهارم به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها اختصاص یافته و در نهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری مقاله ارائه شده است.

<sup>1</sup> Fioruci, et al.

<sup>2</sup> Bala & Takimoto

<sup>3</sup> Liu, et al.

<sup>4</sup> frequency dimension

## ۲- ادبیات موضوع

آگاهی از ویژگی‌های تلاطم و مکانیزم‌های انتقال تلاطم<sup>۱</sup> میان بازارها یا دارایی‌ها اهمیت فراوانی برای سیاست‌گذاران و فعالان بازار سرمایه دارد. یکی از مهم‌ترین کاربردهای شناخت مکانیزم انتقال تلاطم‌ها، مدیریت سبد دارایی می‌باشد که می‌تواند منجر به انتخاب ترکیب بهینه‌ای از دارایی‌ها جهت کاهش ریسک گردد (جهانگیری و حسینی<sup>۲</sup>، ۱۳۹۶؛ حسینی و همکاران، ۱۳۹۸). همچنین اطلاعات در مورد آثار سرریز تلاطم<sup>۳</sup> می‌تواند در مباحثی که نیازمند تخمین تلاطم شرطی<sup>۴</sup> است (مانند قیمت‌گذاری اختیارات، بهینه‌سازی سبد دارایی، محاسبه ارزش در معرض خطر و پوشش ریسک) مورد استفاده قرار گیرد. علاوه بر این، وجود اثرات سرریز تلاطم بین کشورها به عنوان عاملی برای توجیه هماهنگی سیاست‌های مالی میان کشورها مورد اشاره قرار گرفته است. به‌نحوی که اثرات وقوع یک شوک داخلی در یک کشور به احتمال زیاد فقط به اقتصاد داخلی آن کشور معطوف نمی‌گردد و انتظار می‌رود که تصمیمات سیاست‌گذاری اقتصادی به‌ویژه تصمیمات مالی به سایر کشورها سرایت پیدا کند. بنابراین متغیرهای واقعی اقتصاد و همچنین متغیرهای مالی ممکن است به‌واسطه چندین کانال انتقال مانند واردات، قیمت‌های نسبی، نرخ بهره و عواملی دیگر تحت تاثیر قرار بگیرند (فیانی<sup>۵</sup>، ۲۰۰۶). البته قدرت چنین اثرات فرامرزی به میزان روابط اقتصادی، سایر ارتباطات و یک چارچوب نهادی بستگی دارد. نمونه مشهود تاثیر تصمیمات سیاسی بر بازار سایر کشورها را می‌توان در توافق هسته‌ای ایران با ۶ قدرت برتر جهانی و همچنین خروج یک‌جانبه آمریکا از برجام نظاره کرد؛ به‌طوری‌که خروج آمریکا از برجام اقتصاد داخلی ایران را به‌شدت تحت تاثیر قرار داد. گواه بارز این رخداد سیاسی را می‌توان در بحران‌های به‌وجود آمده در بازارهای دارایی مانند بازار ارز، سکه، خودرو و مسکن مشاهده نمود.

در ادبیات مالی، دو ویژگی شناخته شده در خصوص تلاطم مود بحث قرار گرفته است. اولین ویژگی مربوط به واکنش‌های نامتقارن تلاطم به اخبار خوب و بد بوده و دومین ویژگی نیز به وجود سرریز تلاطم (سرایت) میان بازارها و دارایی‌های مالی مختلف اشاره

<sup>1</sup> Volatility transmission mechanism

<sup>2</sup> Jahangiri & Hoseini (2017)

<sup>3</sup> Volatility spillover

<sup>4</sup> Conditional volatility

<sup>5</sup> Faini

دارد (والز رویز<sup>۱</sup>، ۲۰۱۴). رفتار نامتقارن تلاطم به شواهد تجربی‌ای اشاره دارد که طی آن یک تکانه منفی بازدهی در مقایسه با تکانه مثبت بازدهی به همان اندازه، باعث افزایش بیش‌تری در تلاطم می‌شود. در مورد اثرات نامتقارن اخبار روی تلاطم بازدهی سهام دو فرضیه اثر اهرمی<sup>۲</sup> و بازخورد تلاطم<sup>۳</sup> مطرح شده است. فیشر<sup>۴</sup> (۱۹۷۶) و کریستی<sup>۵</sup> (۱۹۸۲) در مورد فرضیه اثر اهرمی چنین توضیح می‌دهند که یک کاهش در ارزش سهم (بازدهی منفی) اهرم مالی را افزایش می‌دهد، به نحوی که موجب پرمخاطره شدن و افزایش تلاطم در آن سهم می‌گردد. فرضیه بازخورد تلاطم بیان می‌کند که عدم تقارن در تلاطم به عنوان واکنشی به این واقعیت است که بازدهی‌ها می‌توانند به سادگی منعکس‌کننده وجود صرفه‌های ریسک زمان-متغیر<sup>۶</sup> باشند، به‌طوری که افزایش پیش‌بینی شده تلاطم باعث افزایش بازدهی مورد نیاز روی سهام شده و به تبع آن یک کاهش در قیمت سهام اتفاق می‌افتد (پیندیک<sup>۷</sup>، ۱۹۸۳؛ کمپبل و هنشل<sup>۸</sup>، ۱۹۹۱؛ فرنچ و همکاران<sup>۹</sup>، ۱۹۸۷). این فرضیه نخستین بار توسط پیندیک (۱۹۸۳) معرفی شد. وی افزایش تلاطم بازده را دلیلی بر افزایش بازده مورد انتظار سهام دانسته و از آن به عنوان بازخورد تلاطم یاد کرد. فرنچ و همکاران (۱۹۸۷) نیز در توضیح بازخورد تلاطم بیان نمودند که اگر تلاطم پیش‌بینی شده سهام با بازده سهام در دوره جاری به‌طور مستقیم در ارتباط باشد، آن‌گاه افزایش پیش‌بینی نشده تلاطم سهام باعث افزایش مقدار تلاطم قابل پیش‌بینی دوره‌های آتی و کاهش قیمت سهام دوره جاری می‌گردد. بازخورد تلاطم به عقیده والز رویز (۲۰۱۴) نشان دهنده تاثیر مستقیم تلاطم شرطی سهام بر بازده سهام است.

---

<sup>1</sup> Valls Ruiz

<sup>2</sup> leverage effect

<sup>3</sup> volatility feedback

<sup>4</sup> Fischer

<sup>5</sup> Christie

<sup>6</sup> Time-varying risk premiums

<sup>7</sup> Pindyck

<sup>8</sup> Campbell and Hentschel

<sup>9</sup> French

در ادبیات مربوط به روابط بین بازارها، واژه سرایت<sup>۱</sup> که اشاره به سرریزهای تلاطم دارد، از جمله اصطلاحات بسیار پرکاربرد بوده و تعاریف مختلفی از آن ارائه شده است. انگل و همکاران<sup>۲</sup> (۱۹۸۸) سرریز تلاطم از بازاری به بازار دیگر را به بارش شهاب سنگ<sup>۳</sup> تشبیه می‌کنند. بانک جهانی با طبقه‌بندی سرایت در سه سطح آن را تعریف می‌کند. تعریف اول دید وسیع‌تری را ارائه می‌دهد و سرایت را به‌عنوان انتقال اثر سرریز یا انتقال شوک‌ها میان کشورها بیان می‌نماید. این سرایت تنها به دوره بحران مرتبط نیست و می‌تواند هم در زمان‌های خوب و هم در زمان‌های بد رخ دهد. بنا به تعریف دوم که نسبت به تعریف قبل محدودتر است، اصطلاح سرایت، حرکت مشترک شوک‌ها می‌باشد که معمولاً به-وسیله رفتار گله‌ایی (توده‌وار) توضیح داده می‌شود. تعریف سوم که نسبت به دو تعریف گذشته محدودتر می‌باشد بیان می‌کند که سرایت در طی دوره‌های بحرانی که همبستگی‌های میان کشورها نسبت به دوره‌های آرام<sup>۴</sup> بیش‌تر است، بزرگ‌تر می‌باشد و واژه سرایت به انتقال اثر سرریز در طی یک دوره‌ی پسا بحران اشاره می‌کند (جهانگیری و حکمتی‌فرید،<sup>۵</sup> ۱۳۹۴). در این راستا، فرای و شیائو<sup>۶</sup> (۲۰۱۸) سرایت مالی را افزایش قابل توجه در همبستگی میان دو بازار طی یک دوره بحران در قیاس با یک دوره‌ی عدم بحران در شرایطی که سایر عوامل بازار تحت کنترل باشند معرفی می‌کنند. فوربس و ریگبون<sup>۷</sup> (۲۰۰۲) اثر سرایت را به‌عنوان یک افزایش در سرریز تلاطم میان دو بازار مالی پس از یک بحران مالی، تعریف می‌کنند. براورمن و مینکا<sup>۸</sup> (۲۰۱۴) علت بروز سرایت بین نهادهای مالی مختلف را وجود دارایی‌های مشترک در میان آن‌ها می‌دانند. پری‌توریوس<sup>۹</sup> (۲۰۰۲) یکپارچگی اقتصادی و خصوصیات بازار سرمایه را عوامل اصلی توضیح هم‌گامی (حرکت مشترک) میان بازارهای مالی قلمداد می‌کند. همگامی و سرایت اصطلاحات مشابهی هستند زیرا هر دو آن‌ها وجود یک روند بلندمدت میان بازارهای مالی را نشان می‌دهند، حال آن‌که یک تغییر در همبستگی میان بازارهای مالی

---

1 Contagion

2 Engle et al.

3 meteor shower

4 tranquil time

5 Jahangiri & Hekmati Farid (2015)

6 Fry-McKibbin & Hsiao

7 Forbes & Rigobon

8 Braverman & Minca

9 Pretorius

به‌عنوان هم‌بستگی دورنی<sup>۱</sup> تعریف می‌شود. بلک و اسوسکی<sup>۲</sup> (۲۰۱۹) به‌جای واژه سرایت از اصطلاح سرریزهای فرامرزی<sup>۳</sup> استفاده می‌کنند و آن‌را به‌عنوان شوکی در یک اقتصاد تعریف می‌کنند که از طریق کانال‌های زیادی به یک اقتصاد دیگر منتقل می‌گردد.

کمیسیون اروپا (۲۰۱۴) کیفیت و مقدار اثرات سرایت را به عواملی نظیر کانال‌های انتقال، نوع شوک و مکانیسم‌های تقویت یا تثبیت شوک در اقتصاد کشورهای تولیدکننده و دریافت‌کننده شوک ارتباط می‌دهد. همچنین علل سرایت براساس مطالعات ماسون<sup>۴</sup> (۱۹۹۸)، ولف<sup>۵</sup> (۱۹۹۹)، ف‌وربس و ریگبون (۲۰۰۰) و پریترسکر<sup>۶</sup> (۲۰۰۱) به دو دسته کلی تفکیک می‌شوند. دسته اول، سرایت مبتنی بر ساختارها است. بدین معنی که پیوندهای مالی و حقیقی باعث ایجاد تلاطم و شوک‌ها در بازارها، هم در سطح داخلی و هم در ارتباط با بازارهای خارجی می‌شود. دسته دوم سرایت مبتنی بر رفتار سرمایه‌گذاران است. مثلاً ممکن است انتظارات سرمایه‌گذارانی که در بازارهای مالی گوناگون فعالیت می‌نمایند تغییر کرده و این تغییرات منجر به ایجاد سرایت اطلاعات و تلاطم در یک بازار یا میان بازارهای مختلف شود.

دورنبوش و همکاران (۲۰۰۰) رفتار هماهنگ میان بازارهای مالی را عاملی جهت ایجاد پدیده سرایت میان بازارها می‌دانند. مالیک و اوینگ<sup>۷</sup> (۲۰۰۹) نیز دو دلیل عمده جهت ایجاد پدیده سرایت بیان می‌کنند. نخست، سرریز تلاطم ممکن است ناشی از اقدامات سرمایه‌گذاران به منظور پوشش ریسک و تغییر در اطلاعات مشترک بین بازارها باشد که می‌تواند انتظارات را به‌طور همزمان در بازارها تعدیل نماید. دلیل دوم، سرایت مالی نامیده شده و اشاره به این دارد که شوک به بازار دارایی‌های یک کشور ممکن است باعث تغییر در قیمت دارایی‌ها در بازار مالی کشور دیگری گردد. در این خصوص کدرس

---

1 interconnectedness

2 Belke & Osowski

3 Cross-border spillovers

4 Masson

5 Wolf

6 Pritsker

7 Malik & Ewing

و پریترسکر<sup>۱</sup> (۲۰۰۲) نشان دادند که سرایت مالی به حساسیت بازار از عوامل ریسک مشترک کلان اقتصادی و میزان عدم تقارن اطلاعات میان بازارها بستگی دارد. همچنین، راس<sup>۲</sup> (۱۹۸۹) بیان می‌کند که تلاطم در بازده دارایی‌ها به می‌زان جریب ان اطلاعات بستگی دارد. به عقیده ایشان تفاوت در محیط‌های بازاری و نهادی می‌تواند منجر به اختلاف در میزان گردش اطلاعات در میان بخش‌ها گردد. به‌طوری که هر چه قدر زمان استفاده شده جهت پردازش اطلاعات در یک بخش با سایر بخش‌ها متفاوت باشد، انتظار می‌رود الگوهای تلاطمی گوناگونی در میان بخش‌ها وجود داشته باشد. از نظر گولزار و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۹) چنین وابستگی شدیدی میان اقتصادها باعث شده است زمانی که شوکی در یک اقتصاد به وقوع می‌پیوندد این شوک به مابقی جهان سرایت پیدا کند.

اندازه‌گیری اثر سرایت تلاطم عمدتاً برپایه آزمون‌های همبستگی (مانند کینگ و وادوانی<sup>۴</sup> (۱۹۹۰) و آلتونن و استرمارک<sup>۵</sup> (۱۹۹۷))، مدل‌های خانواده گارچ شامل مدل‌های گارچ چندگانه<sup>۶</sup> (مانند حسن و مالیک<sup>۷</sup> (۲۰۰۷) و ژیانگ و همکاران<sup>۸</sup> (۲۰۱۹))، مدل BEKK-GARCH (مانند ماجدوب و ساسی<sup>۹</sup> (۲۰۱۷))، مدل CCC-GARCH (مانند احمد و همکاران<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۴))، مدل DCC-MVGARCH (مانند این و همکاران<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۷)) و مدل تجزیه واریانس تحت چارچوب VAR (مانند ژیان و همکاران<sup>۱۲</sup> (۲۰۱۸)) است، اما بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) و فیورچی و همکاران (۲۰۱۴) با توجه به ویژگی‌های دنباله‌های چاق (پهن) و چولگی موجود در بازده سری‌های زمانی مالی استفاده از رویکرد بیزی را برای تخمین مدل‌های MGARCH و بررسی اثر سرایت تلاطم میان بازده سری‌های زمانی مالی پیشنهاد کردند. بر این اساس، در پژوهش حاضر از رویکرد Bayesian DCC-GARCH که توسط فیورچی و همکاران

<sup>1</sup> Kodres and Pritsker

<sup>2</sup> Ross

<sup>3</sup> Gulzar, et al.

<sup>4</sup> King & Wadhvani

<sup>5</sup> Aaltonen & Östermark

<sup>6</sup> Multiple GARCH

<sup>7</sup> Hassan & Malik

<sup>8</sup> Jiang, et al.

<sup>9</sup> Majdoub & Sassi

<sup>10</sup> Ahmad

<sup>11</sup> Yin et al.

<sup>12</sup> Jian, et al.



(۲۰۱۴) ارائه شده، به‌منظور بررسی اثر سرایت تلاطم و تحلیل همبستگی شرطی پویای بیزی میان شاخص‌های منتخب پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است.

## ۲-۱- پیشینه پژوهش

در این بخش به مهم‌ترین مطالعات خارجی و داخلی که اقدام به بررسی پدیده سرایت میان متغیرهای اقتصادی کردند اشاره می‌گردد.

### ۲-۱-۱- مطالعات خارجی

لافونته و روئیز<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) از داده‌های روزانه از ۷ آوریل ۲۰۰۰ تا ۳۱ می ۲۰۰۱ استفاده کرده و به محاسبه همبستگی نوسانات بین بازدهی شاخص‌های بخشی بازار سرمایه و شاخص بخش تکنولوژی اسپانیا پرداختند. نتایج مدل گارچ حاکی از تاثیر زیاد نوسانات بخش تکنولوژی بر افزایش نوسانات در بخش‌های مالی، صنعتی و خدمات بود. فیورچی و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از رویکردهای ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره بیزی<sup>۲</sup> و داده‌های روزانه طی بازه زمانی ۱۰ اکتبر ۱۹۹۱ تا ۳۰ دسامبر ۱۹۹۷ همبستگی‌های پویا بین بازده شاخص سهام فرانکفورت (DAX)، پاریس (CAC40) و توکیو (NIKKEI) را مورد ارزیابی قرار دادند. ایشان از چندین روش متداول تقریبی و محاسباتی مونت کارلو زنجیره مارکف (MCMC) برای این منظور استفاده کردند. مدل بهینه مورد استفاده در این مطالعه یک BayesDccGarch با عبارتهای خطا  $t$  استیودنت چوله چندمتغیره<sup>۳</sup> نامتقارن می‌باشد. نتایج میانه‌ها، میانگین‌ها و فواصل بحرانی ۹۵ درصد پسین از پارامترهای چولگی حاکی از عدم تقارن برای بازده شاخص DAX و چولگی کم به سمت راست برای بازده شاخص CAC40 و تقارن برای بازده سهام NIKKEI می‌باشد. آسای<sup>۴</sup> (۲۰۱۶) با استفاده از رویکرد بیزی در مدل BEEK نامتقارن و مقایسه چندین مدل BEKK نامتقارن با توزیع مشروط دم پهن<sup>۵</sup> شامل BEKK-n, A-BEKK-n, GA-BEKK-n, BEKK-t, A-BEKK-t و GA-BEKK-t

1 Lafuente & Ruiz

2 Bayesian multivariate GARCH models

3 Multivariate Skew t Errors

4 Asai

5 heavy-tailed conditional distribution

پی برد که در بازه زمانی ۱۳ ستامبر ۲۰۰۷ تا ۲۴ آگوست ۲۰۱۵ اثرات هم‌اهرمی<sup>۱</sup> بین سه سهم تجاری (BAC, GE و IBM) در بورس اوراق بهادار نیویورک وجود دارد. وربیسکایت و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های روزانه از اول ژانویه ۲۰۰۰ تا ۷ می ۲۰۱۲ و یک رویکرد ناپارامتریک بیزی به مدل همبستگی شرطی پویای نامتقارن (BNP-ADCC) و مقایسه این مدل با مدل BNP-DCC دریافتند که مدل BNP-ADCC نسبت به مدل BNP-DCC نتایج مستحکم‌تری در رابطه با همبستگی شرطی پویا بین بازده سهام گروه صنعت بورس نزدک و بازده شاخص سهام شرکت اپل در این بازه زمانی ارائه می‌کند. بالا و تاکیموتو<sup>۳</sup> (۲۰۱۷) اثر سرریز نوسانات بازده سهام در بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته را با استفاده از انواع مدل‌های چندمتغیره GARCH طی دوره ۱۹۹۴ الی ۲۰۱۶ با استفاده از داده‌های هفتگی بازده شاخص سهام نیجریه (NSEASI)، ژاپن (Nikkei-225)، آمریکا (DJIA)، انگلستان (FTSE-100)، برزیل (BVSP) و هنگ‌کنگ (Hang-Seng) بررسی کردند. عمده یافته‌های این پژوهش نشان داد که همبستگی میان بازارهای نوظهور در مقایسه با همبستگی میان بازارهای توسعه‌یافته پایین‌تر می‌باشد و طی بحران‌های اقتصادی افزایش می‌یابد. در انتها ایشان پی بردند که مدل همبستگی شرطی پویا با تابع چگالی t استیودنت چوله<sup>۴</sup> نسبت به سایر مدل‌های GARCH چندمتغیره که چولگی را در توزیع جزء خطا در نظر نمی‌گیرند نتایج بهتری را ارائه می‌دهد. دلیل این امر این است که مدل مذکور دنباله‌های چاق و ویژگی‌های چوله را که اغلب در بازده دارایی‌های مالی وجود دارد را مدنظر قرار می‌دهند. بونگا<sup>۵</sup> (۲۰۱۸) با استفاده از رویکرد Multivariate DCC-GARCH و داده‌های هفتگی طی دوره ۱۹۹۶ الی ۲۰۱۲ میزان انتقال شوک‌های مالی بین آفریقای جنوبی و دیگر اعضای گروه BRICS را جهت استنباط درجه سرایت مورد ارزیابی قرار داد. این پژوهش شواهدی از وابستگی بین آفریقای جنوبی و برزیل پیدا می‌کند. با این حال، نتایج تجربی نشان می‌دهد که آفریقای جنوبی بیش‌تر تحت تاثیر بحران‌های ناشی از چین، هند و روسیه قرار دارد در حالی که این کشورها تاثیر کم‌تری از بحران‌های ناشی

---

1 co-leverage

2 Virbickaitė et al.

3 Bala & Takimoto

4 DCC-with-skewed-t density model

5 Bonga-Bonga

از آفریقای جنوبی می‌پذیرند. شیفرا<sup>۱</sup> (۲۰۱۹) در مطالعه خویش از یک مدل بیزین گارچ چندمتغیره همراه با چولگی و دنباله‌های پهن جهت بررسی وابستگی ساختاری میان قیمت‌های روزانه برخی از کالاهای کشاورزی و قیمت انرژی طی دوره ژانویه ۲۰۰۷ تا اکتبر ۲۰۱۶ استفاده کرد. جهت برآورد پارامترها یک الگوریتم محاسباتی فشرده زنجیره مونت کارلو مارکوف (MCMC) به کار گرفته شد. براساس معیارهای اطلاعاتی، مدل Bayesian DCC-MGARCH با توزیع  $t$  استیودنت چوله چندمتغیره به‌عنوان مدل بهینه انتخاب گردید. نتایج پژوهش حاکی از وجود همبستگی پویا (متغیر با زمان) و قوی میان بازده قیمت حامل‌های انرژی و محصولات کشاورزی بود. هو و لی<sup>۲</sup> (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های دقیقه به دقیقه<sup>۳</sup> شاخص قیمت سهام CSI<sup>۴</sup> 300 و TRTH<sup>۵</sup> بازار سهام کشور چین از ۴ می ۲۰۱۵ تا ۳۰ سپتامبر ۲۰۱۵ و تقسیم این دوره به سه زیر دوره براساس دو تاریخ مهم اعلام شده توسط CFFEX که در آن تاریخ‌ها قراردادهای آتی شاخص CSI 300 معامله شدند، اثر سرریز نوسانات میان شاخص نقدی بازار سهام و بازارهای آتی را بررسی کردند. بدین منظور ایشان مدل DCC-GARCH با توزیع  $t$  استیودنت چوله شرطی را به‌خدمت گرفتند. نتایج حاکی از وجود نوسانات دوطرفه در هر سه زیر دوره میان بازارهای نقدی و آتی در چین بود. به‌طوری که اثر سرریز از بازارهای آتی به بازار نقد بیش‌تر از بازار نقد به بازار آتی بوده و سرایت ریسک نزولی دوطرفه است به‌گونه‌ای که بازار آتی منجر به این سرایت می‌گردد. ایشان نتیجه گرفتند که اقدامات اعلام شده هنگام رکود بازار جهت مهار و کنترل معاملات آتی سوداگرانه به‌نظر می‌رسد که باعث افزایش سرریز هم نوسانات و هم چولگی از بازارهای آتی به بازارهای نقد شده است.

---

1 Shiferaw

2 Hou & Li

3 minute-by-minute

4 China Securities Index

5 Thomson Reuters Tick History

## ۲-۱-۲- مطالعات داخلی

شریف کریمی و همکاران<sup>۱</sup> (۱۳۹۷) با استفاده از مدل VAR-GARCH-BEKK مبتنی بر موجک اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران را در طول مقیاس‌های چندگانه زمانی در طی دوره زمانی آذرماه ۱۳۸۷ تا بهمن ماه ۱۳۹۶ تحلیل کردند. نتایج نشان داد تأثیرات سرریز میان بازارها در دوره‌های زمانی متفاوت و با توجه به رخدادهای اقتصادی-سیاسی متغیر است و می‌تواند یک‌طرفه، دوطرفه و یا اصلاً وجود نداشته باشد. مطالعه مذکور به وضوح وابستگی اقتصاد ایران به نفت و اثرات آن بر بازارهای مختلف مالی از جمله بورس اوراق بهادار را نشان داد. عبادی و همکاران<sup>۲</sup> (۱۳۹۸) با استفاده از رهیافت گارچ چندمتغیره شدت سرایت شوک‌ها میان صندوق‌های سرمایه‌گذاری مختلف در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۹۰/۰۱/۱ تا ۱۳۹۴/۱۰/۱ بررسی کردند. ایشان دریافتند که ضرایب سرایت شوک‌های ارزی تنها بر بازدهی تعدادی از صندوق‌ها اثر گذار است، لیکن وجود سرایت میان بازدهی صندوق‌ها موجب سرایت شوک‌ها در میان مجموعه صندوق‌ها خواهد شد. اثر تحریم بر میزان وابستگی بازار نفت و بازار مالی نام پژوهشی است که در آن با استفاده از داده‌های روزانه مربوط به سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۴ و روش‌های وابستگی اکستریمال سرایت‌پذیری میان بازار نفت و بازارهای مالی در ایران مورد بررسی قرار گرفت. در این پژوهش نوروزی‌فر و همکاران<sup>۳</sup> (۱۳۹۸) دوره زمانی پژوهش را به دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم نمودند. همچنین دوره‌های کوتاه و بلندمدت را به دو زیر دوره بحران و عدم بحران براساس تحریم‌های نفتی و توافق برجام تفکیک کردند. ایشان دریافتند که همبستگی میان نوسانات بازارهای نفت و سهام و بازارهای نفت و طلا در کوتاه‌مدت و بلندمدت در اثر تحریم‌های نفتی کاهش می‌یابد.

با مرور پیشینه پژوهش نوآوری‌های مطالعه حاضر را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

۱. استفاده از رویکرد بیزی جهت استخراج نمودارهای همبستگی پویای شرطی در بازار بورس اوراق بهادار ایران
۲. استفاده از رهیافت تبدیل موجک جهت تحلیل تاثیر ابعاد بسامدی مختلف بر سرریز تلاطم میان سهام گروه‌های منتخب در بازار سرمایه ایران

1 Karimi et al. (2018)

2 Ebadi et al. (2019)

3 Nowrouzifar et al. (2019)

۳. استفاده از رویکرد تبدیل موجک در مدل‌های Bayesian MGARCH مبتنی بر توزیع‌های چوله چندمتغیره نامتقارن

### ۳- روش تحقیق

در فرآیند الگوسازی سرریز تلاطم میان دارایی‌ها از طریق اجازه دادن به برخی از درجه‌های عدم تقارن در توزیع جزء خطای مدل، می‌توان خصیصه‌های عدم تقارن و دنباله پهن را که موجب تضعیف و عدم کارایی الگوهای MGARCH متعارف شده است را در روند مدل‌سازی در نظر گرفت.

#### ۳-۱- چگالی‌های چوله چندمتغیره<sup>۱</sup>

از آن‌جا که توزیع جز خطاء در مدل‌های DCC بایستی یک توزیع نرمال چندمتغیره استاندارد<sup>۲</sup> باشد؛ بنابراین استفاده از مدل DCC ارائه شده توسط انگل<sup>۳</sup> (۲۰۰۲) می‌تواند منجر به حصول نتایج غلط شود. یک جایگزین برای موارد چندمتغیره به عقیده بونز و لورنت<sup>۴</sup> (۲۰۰۵)، فیورچی و همکاران (۲۰۱۴) و بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) معرفی چولگی در توزیع خطاء مدل MGARCH است. بونز و لورنت (۲۰۰۵) نشان دادند که اگر  $f(\cdot)$  یک چگالی چندمتغیره متقارن باشد و  $x^* = (x_1^*, \dots, x_k^*)$  به‌طوری که اگر  $x_i \geq 0$  آن‌گاه  $x_i^* = x_i/\gamma_i$  و اگر  $x_i < 0$  آن‌گاه  $x_i^* = x_i\gamma_i$  می‌توان ایجاد یک توزیع چوله چندمتغیره از یک توزیع متقارن را به‌صورت رابطه زیر نشان داد:

$$s(x|\gamma) = 2^k \left( \prod_{i=1}^k \frac{\gamma_i}{1+\gamma_i^2} \right) f(x^*) \quad (1)$$

بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) بیان می‌کنند  $\gamma_i > 1$  بدین معنی است که پارامتر چولگی به‌طور مثبتی اریب (چوله) دارد و  $\gamma_i < 1$  نشان می‌دهد که مشاهدات منفی بزرگ احتمال بیش‌تری دارند. میانگین  $(\mu_{\gamma_i})$  و واریانس  $(\sigma_{\gamma_i}^2)$  هر حاشیه برای یک توزیع t چندمتغیره با  $\nu$  درجه آزادی و مقادیر  $\gamma_1$  تا  $\gamma_k$  داده شده، به کمک رابطه (۲) که میانگین و واریانس توزیع t چوله غیراستاندارد<sup>۵</sup> را نشان می‌دهد محاسبه می‌گردد.

1 Multivariate skew densities

2 standardized multivariate normal distribution

3 Engle

4 Bauwens & Laurent

5 Non-Standardized skew t distribution

$$\mu_{\gamma} = \frac{\Gamma(\frac{\nu-1}{2})\sqrt{\nu-2}(\nu-1/\gamma)}{\sqrt{\pi}\Gamma(\nu/2)} \quad \text{و} \quad \sigma^2 = \left(\gamma^2 + \frac{1}{\gamma^2}\right) - \mu_{\gamma}^2 - 1 \quad (۲)$$

در این خصوص یک بردار با عناصر  $(x_i^* - \mu_{\gamma_i})/\sigma_{\gamma_i}$  نسخه استاندارد شده رابطه (۲) است و چگالی رابطه (۱) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$s(x|\gamma) = 2^k \left( \prod_{i=1}^k \frac{\gamma_i \sigma_{\gamma_i}}{1 + \gamma_i^2} \right) \frac{\Gamma(\frac{\nu+k}{2})}{\Gamma(\frac{\nu}{2}) [\pi(\nu-2)]^{k/2}} \left[ 1 + \frac{x^* x^*}{\nu-2} \right]^{-(\nu+k)/2} \quad (۳)$$

در رابطه فوق اگر  $x_i \geq -\mu_{\gamma_i}/\sigma_{\gamma_i}$  آن‌گاه  $x_i^* = (x_i \sigma_{\gamma_i} + \mu_{\gamma_i})/\gamma_i$  و اگر  $x_i < -\mu_{\gamma_i}/\sigma_{\gamma_i}$  آن‌گاه  $x_i^* = (x_i \sigma_{\gamma_i} + \mu_{\gamma_i})\gamma_i$  این گونه است که چگالی  $t$  استیودنت چوله چندمتغیره استاندارد شده<sup>۱</sup> اجازه می‌دهد تا رفتار یک دنباله (مشترک برای همه حاشیه‌ها) پهن‌تر<sup>۲</sup> از توزیع نرمال چوله چندمتغیره باشد. همچنین، اگر  $\gamma_i = 1, i = 1, \dots, k$  باشد، آن‌گاه چگالی  $t$  استیودنت چندمتغیره متقارن استاندارد شده حاصل خواهد شد.  $f(x^*)$  در معادله (۱) یک چگالی نرمال چندمتغیره استاندارد خواهد بود اگر  $\nu \rightarrow \infty$  که در این صورت یک چگالی نرمال چوله چندمتغیره استاندارد شده<sup>۳</sup> را می‌توان بدست آورد. بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) ویژگی کلیدی مدل DCC با چگالی  $t$  چوله را در محاسبه دامنه بازده‌های مالی از دم کلفت بودن شرطی<sup>۴</sup> تا چولگی شرطی معرفی می‌کنند.<sup>۵</sup>

### ۲-۳- تبدیل موجک چندگانه<sup>۶</sup>

به عقیده دابشیز<sup>۷</sup> (۱۹۹۰) یک ابزار بسیار مناسب برای آنالیز سری‌های زمانی که در بسامدهای مختلف نایستا هستند تبدیل موجک می‌باشد. خوجیانی و نادمی<sup>۸</sup> (۱۳۹۷) یکی از ویژگی‌های مهم رویکرد موجک را تجزیه و تحلیل جداگانه داده‌ها به وسیله تقسیم‌بندی آن‌ها به اجزایی با بسامدهای متفاوت بیان می‌کنند. به طوری که در مقیاس‌های بالا، موجک توانایی تبیین پدیده‌های کوتاه‌مدت را دارد؛ و در مقیاس‌های پایین قادر به بیان پدیده‌های بلندمدت می‌باشد. تبدیل موجک به دو نوع پیوسته و گسسته تقسیم‌بندی می‌شود. از آن‌جا که پژوهش پیش‌رو به پیروی از لیو و همکاران

1 standardized multivariate skew Student t density

2 heavier

3 standard multivariate normal density

4 conditional fat-tailedness

5 مراجعه شود به فیورچی و Bayesian DCC-GARCH برای آشنایی بیش‌تر با روش‌شناختی مدل‌های

همکاران (۲۰۱۴) و حسینی و همکاران (۱۳۹۸)

6 Multi-resolution wavelet transform

7 Daubechies

8 Khochiani & Nademi (2018)

(۲۰۱۷) از آنالیز تبدیل موجک با حداکثر همپوشانی (MODWT) جهت در نظر گرفتن بعد بسامدی در هر زیر دوره استفاده می‌کند، در ادامه تنها مبانی تبدیل موجک گسسته با حداکثر همپوشانی ارائه می‌گردد.

سیگنال سری زمانی  $Y(t)$  را در نظر بگیرید. تبدیل موجک گسسته (DWT) سیگنال مذکور را بر اساس دو نوع فیلتر که عبارتند از فیلتر موجک و فیلتر مقیاس گذاری<sup>۱</sup>، به مجموعه‌ای از توالی‌ها (زیر دنباله‌ها) تجزیه می‌کند. دو فیلتر موجک و مقیاس گذاری به ترتیب با  $h_k$  و  $g_k$  نشان داده می‌شوند به طوری که  $k = 0, \dots, L-1$  ضرایب موجک  $(W_{i,t})$  و مقیاس گذاری  $(V_{i,t})$  در آمین سطح مطابق با داجسمن<sup>۲</sup> (۲۰۱۵) به صورت روابط زیر تعریف می‌شوند.

$$W_{i,t} = \sum_{k=0}^{L-1} h_{i,k} Y(t-k) \quad (۴)$$

$$V_{i,t} = \sum_{k=0}^{L-1} g_{i,k} Y(t-k) \quad (۵)$$

در رویکرد MODWT فیلترهای موجک ( $\tilde{h}_k$ ) و مقیاس گذاری ( $\tilde{g}_k$ ) در آمین سطح تجزیه مطابق با ليو و همکاران (۲۰۱۷) به صورت رابطه (۶) تعریف می‌شوند:

$$\tilde{h}_{i,k} = h_{i,k}/2^{i/2} \quad \text{و} \quad \tilde{g}_{i,k} = g_{i,k}/2^{i/2} \quad (۶)$$

هر یک از فیلترهای موجک MODWT عرضی برابر با  $L_i \equiv (2^i - 1)(L - 1) + 1$  دارد و هنگامی که فیلتر موجک پایه MODWT و فیلتر مقیاس گذاری MODWT برابر با رابطه (۷) تعیین شده باشند می‌توانند محاسبه شوند (داجسمن، ۲۰۱۵).

$$\tilde{h}_{1,k} \equiv \tilde{h}_k = h_k/\sqrt{2} \quad \text{و} \quad \tilde{g}_{1,k} \equiv \tilde{g}_k = (-1)^{k+1} \tilde{h}_{L-1-k} \quad (۷)$$

ضرایب موجک و مقیاس گذاری به‌طور مشابه به‌وسیله روابط زیر حاصل می‌شوند:

$$\tilde{W}_{i,t} = \frac{1}{2^{i/2}} \sum_{k=0}^{L-1} \tilde{h}_{i,k} Y(t-k) \quad (۸)$$

$$\tilde{V}_{i,t} = \frac{1}{2^{i/2}} \sum_{k=0}^{L-1} \tilde{g}_{i,k} Y(t-k) \quad (۹)$$

باتوجه به توضیحات فوق برابری طول ضرایب موجک MODWT در هر مقیاس با طول سیگنال اصلی ( $Y$ ) کاملاً مشهود است. براساس تعریفی از ضرایب MODWT مطابق با

<sup>۱</sup> scaling

<sup>۲</sup> Dajcman

پرسیوال و والدن<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) می‌توان بیان ماترسی ضرایب موجک و مقیاس‌گذاری معادلات فوق را به صورت رابطه (۱۰) نوشت:

$$\tilde{W}_i = \tilde{\omega}_i Y \quad \text{و} \quad \tilde{V}_i = \tilde{v}_i Y \quad (10)$$

در رابطه فوق  $\tilde{W}_i$  و  $\tilde{V}_i$  ماتریس‌های  $N \times N$  هستند. از روش MODWT سری‌زمانی اصلی را در نهایت می‌توان به صورت رابطه (۱۱) به دست آورد:

$$Y = \sum_{i=1}^I \tilde{\omega}_i^T \tilde{W}_i + \tilde{v}_i^T \tilde{V}_i = \sum_{i=1}^I \tilde{D}_i + \tilde{S}_I \quad (11)$$

جزئیات MODWT برای سری‌زمانی اصلی (Y) در مقیاس  $i$  توسط پارامتر  $\tilde{D}_i$  و هموارساز MODWT برای Y در مقیاس I به وسیله پارامتر  $\tilde{S}_I$  نشان داده می‌شوند.

#### ۴- معرفی داده‌ها و نتایج برآورد مدل

در این مطالعه با استفاده از نتایج مدل Bayesian DCC-GARCH<sup>۲</sup> در مقیاس‌های زمانی متفاوت از طریق رویکرد MODWT و با استفاده از فیلتر حداقل نامتقارن داوبشیز<sup>۳</sup> (LA) با طول ۸ اقدام به بررسی و تحلیل اثر سرایت و همبستگی شرطی پویای بیزی میان بازده شاخص سهام ۳ گروه منتخب در بورس اوراق بهادار تهران (که انتظار می‌رود تاثیر زیادی از تحریم‌های اقتصادی بپذیرند) شده است. دوره زمانی پژوهش از ۱۳۸۷/۹/۲۳ الی ۱۳۹۸/۰۱/۳۱ و گروه‌های منتخب عبارت‌اند از خودرو و ساخت قطعات (AU)، بانکی (Bank) و فرآورده‌های نفتی (oil) که به ترتیب به عنوان نماینده بخش‌های صنعت، مالی و نفت در نظر گرفته شده‌اند. همچنین، نظر به اهمیت تحریم‌ها و مذاکرات هسته‌ای در اقتصاد ایران طی یک دهه اخیر و به پیروی از رویکرد به کار گرفته شده در مطالعاتی از قبیل لیو و همکاران (۲۰۱۷) و نازلی‌اغلو و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۵)، دوره مورد مطالعه به سه زیر دوره تقسیم شده است که شامل: ۱- دوره قبل از

1 Percival & Walden

جهت به‌روز رسانی زنجیره مونت Metropolis-Hastings مطابق با فیورچی و همکاران (۲۰۱۴) از الگوریتم<sup>۲</sup> که در آن همه پارامترها به صورت یک بلوک<sup>۲</sup> به‌روز رسانی می‌گردند کمک گرفته شده MCMC کارلو مارکف ( با ۲۰۰۰۰ مرتبه تکرار نیز استفاده شده است. نتایج Metropolis است. ضمناً از یک الگوریتم گام تصادفی پسین<sup>۲</sup> بر مبنای ۳۴۰۰۰ تحقق زنجیره مارکوف با توزیع‌های پیشین است.

3 Daubechies least asymmetric

4 Nazlioglu et al.



توافق برجام<sup>۱</sup>، ۲- دوره مربوط به شروع مذاکرات هسته‌ای و امضای برجام تا خروج آمریکا از برجام و ۳- دوره بعد از خروج آمریکا از برجام است.<sup>۲</sup>

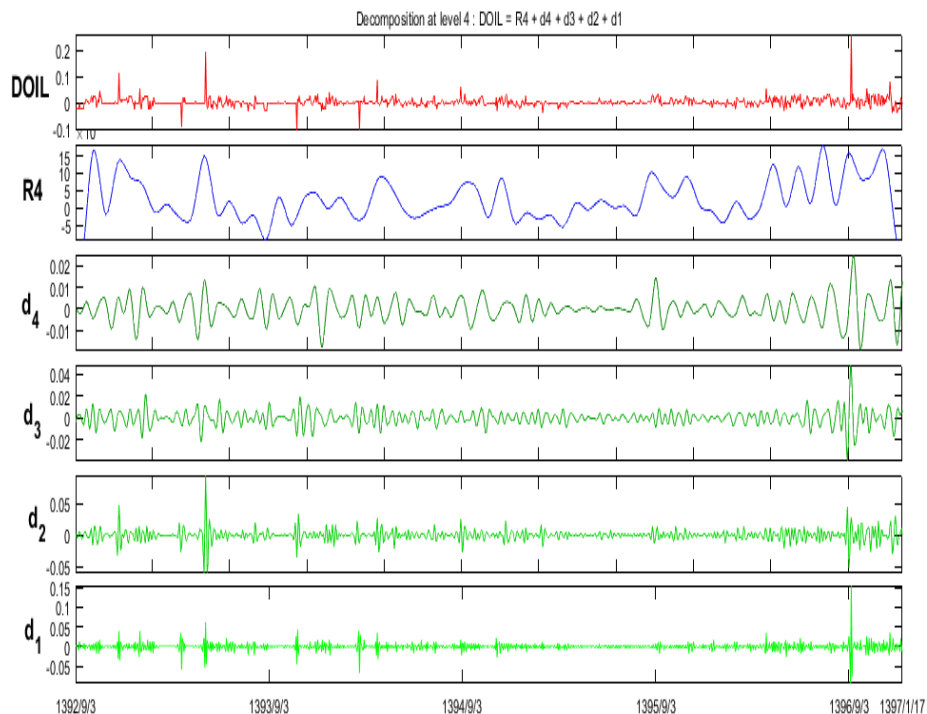
مقیاس‌های تجزیه موجک نیز عبارتند از:  $D_1$  (۲ تا ۴ روز)،  $D_2$  (۴ تا ۸ روز)،  $D_3$  (۸ تا ۱۶ روز) و  $D_4$  (۱۶ تا ۳۲ روز) و  $R_4$ . به عقیده لیو و همکاران (۲۰۱۷) سهم نوسانات یک مقیاس زمانی خاص به تغییرات یک متغیر به‌وسیله جزئیات ( $D_1$  تا  $D_4$ ) و روند تغییرات هموار متغیر اصلی به‌وسیله  $R_4$  نشان داده می‌شود. در واقع جز  $D_1$  اشاره به نوسانات کوتاه‌مدت (روزانه) مدل در اثر وقوع شوک در مدل می‌کند. اجزا  $D_2$  و  $D_3$  اشاره به نوسانات مربوط به میان مدت متغیرها (هفتگی و میان ماهانه<sup>۳</sup>) و جز  $D_4$  اشاره به نوسانات بلندمدت متغیرها (ماهانه) می‌کنند. بایستی توجه داشت که این اجزاء نوسانی ( $D_1$  تا  $D_4$ ) موجب تغییرات متغیر اصلی می‌شوند. در شکل زیر ترسیمی از داده‌های بازده قیمت شاخص گروه فرآورده‌های نفتی و تجزیه موجک آن برای دوره دوم نشان داده شده است.<sup>۴</sup>

<sup>۱</sup> برجام مخفف توافق هسته‌ای ایران با ۶ کشور طرف مذاکره تحت عنوان «برنامه جامع اقدام مشترک» است.

<sup>۲</sup> تقسیم دوره مطالعاتی پژوهش حاضر براساس برجام به پیروی از شریف کریمی و همکاران (۱۳۹۷) و نورزی‌فر و همکاران (۱۳۹۸) می‌باشد. به عقیده ایشان از آن‌جا که اقتصاد ایران به شدت به درآمدهای حاصل از نفت وابسته است و تغییر در این منبع درآمدی دیگر بازارها از جمله بازار سرمایه را دستخوش تغییرات بسیار زیادی می‌کند از این‌رو از آن‌جا که برجام نقش بسزایی در افزایش درآمدهای نفتی ایران داشت، انعقاد و فروپاشی آن تأثیرات زیادی در بازار سرمایه ایران گذاشت. بنابراین می‌توان از برجام به عنوان یک شوک بزرگ و مهم یاد کرد.

<sup>۳</sup> Bimonthly

<sup>۴</sup> به دلیل حجم بالای نتایج در ادامه فقط بخش‌های منتخبی از خروجی‌ها ارائه شده است. در صورت درخواست، تمامی نتایج برای متقاضیان قابل ارائه است.



نمودار (۱): تجزیه موجک بازده شاخص سهام گروه نفتی در زیر دوره دوم

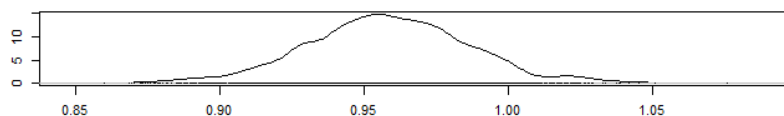
منبع: محاسبات پژوهش

با بررسی توصیف آماری متغیرهای پژوهش مشخص می‌شود که به دلیل آن که آماره آزمون جارک-برا در سطح قابل توجهی از معناداری رد شده است تمام سری‌های موجک از توزیع گوسی (نرمال) برخوردار نیستند. آماره کشیدگی برای تمامی متغیرها بیش‌تر از ۳ می‌باشد که نشان از تمایل سری‌های موجک به پیروی از یک توزیع لپتوکرتیک<sup>۱</sup> با قله‌های بلندتر و دنباله‌های چاق‌تر هستند. در تمام موجک‌های زیربخش‌ها، انحراف معیار سری بازدهی شاخص قیمت گروه فرآورده‌های نفتی بیش‌تر از انحراف معیار شاخص قیمت دو گروه دیگر است. بنابراین بازده شاخص قیمت گروه فرآورده‌های نفتی نسبت به بازده شاخص سهام دو گروه دیگر نوسان‌ها و تلاطمات بیش‌تری را طی دوره مورد مطالعه تجربه کرده است. البته نوسانات شدید گروه فرآورده‌های نفتی نسبت به دو گروه دیگر برای اقتصادهایی مانند ایران که به عقیده نوروزی‌فر و همکاران (۱۳۹۸) تک محصولی و بسیار وابسته به نفت هستند کاملاً قابل پیش‌بینی می‌باشد. از آن‌جا که منبع اصلی درآمدهای صادراتی ایران از طریق فروش نفت خام و فرآورده‌های آن از جمله محصولات پتروشیمی می‌باشد و اکثر تحریم‌های

<sup>1</sup> leptokurtic

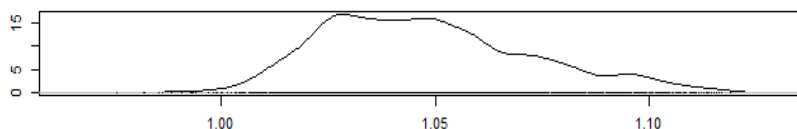
اقتصادی صنایع نفت و پتروشیمی ایران را هدف قرار می‌دهند از این‌رو انتظار نوسانات شدیدتر در گروه مذکور نسبت به سایر گروه‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از جمله گروه‌های خودرو و ساخت قطعات و بانکی به‌ویژه در طول دوره مورد مطالعه این پژوهش که کشور مورد تحریم‌های سیاسی و اقتصادی گوناگونی قرار گرفت، دور از ذهن نیست. همچنین از آن‌جا که نتایج آزمون ADF فرضیه صفر این آزمون را در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد می‌کند، از این‌رو مجموعه نمونه‌هایی که در این پژوهش استفاده می‌شوند مانا می‌باشند و مدل‌های اقتصادسنجی بدون مشکل رگرسیون کاذب می‌توانند روی آن‌ها اعمال شود. به عنوان مثالی از پارامتر چولگی، در نمودارهای (۲) و (۳) و (۴) چگالی‌های پسین تخمین‌زده شده از پارامترهای چولگی ( $\gamma_i$ ) به ترتیب برای توزیع‌های  $t$  استیودنت چوله چندمتغیره نامتقارن، GED چوله چندمتغیره نامتقارن و نرمال چوله چندمتغیره نامتقارن برای زیر دوره ۲ و سری موجک  $D_1$  برای شاخص بازده گروه‌های فرآورده‌های نفتی (oil)، بانکی (bank) و خودرو و ساخت قطعات (AU) نشان داده شده است. در این نمودارها  $\gamma_1$  پارامتر چولگی oil،  $\gamma_2$  پارامتر چولگی bank و  $\gamma_3$  پارامتر چولگی AU برای موجک  $D_1$  است.

Density of gamma\_1



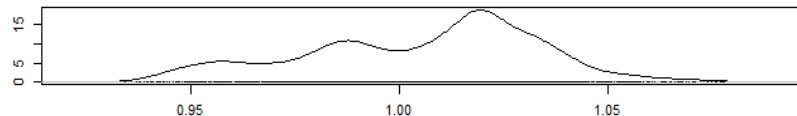
N = 15001 Bandwidth = 0.004178

Density of gamma\_2



N = 15001 Bandwidth = 0.003768

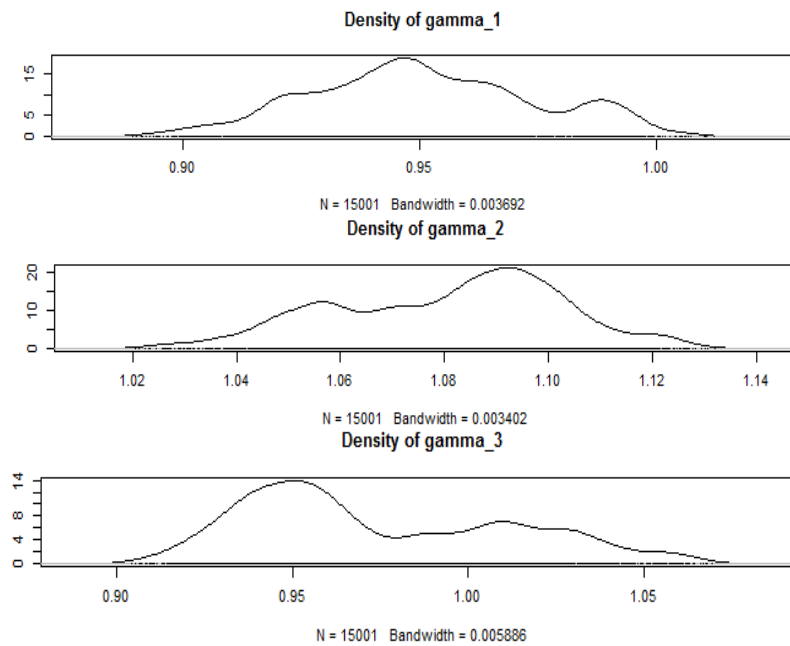
Density of gamma\_3



N = 15001 Bandwidth = 0.004326

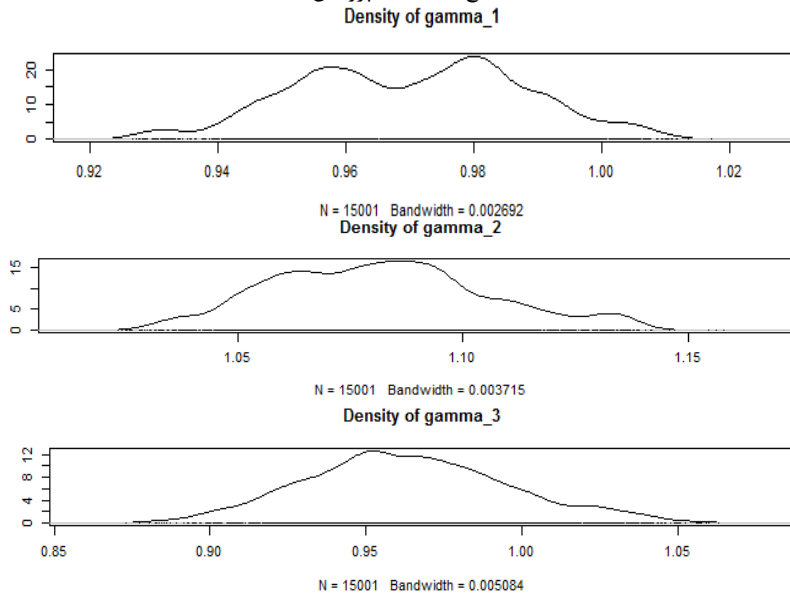
نمودار(۲): چگالی پسین تخمین‌زده شده پارامترهای چولگی برای بازده سهام گروه نفتی، بانکی و خودرویی با استفاده از توزیع  $t$  چوله چندمتغیره برای زیر دوره ۲

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار(۳): چگالی پسین تخمین زده شده پارامترهای چولگی برای بازده سهام گروه نفتی، بانکی و خودرویی با استفاده از توزیع GED چوله چندمتغیره برای زیر دوره ۲

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار(۴): چگالی پسین تخمین زده شده پارامترهای چولگی برای بازده سهام گروه نفتی، بانکی و خودرویی با استفاده از توزیع نرمال چوله چندمتغیره برای زیر دوره ۲

منبع: محاسبات پژوهش

وجود چولگی در توزیع‌های حاشیه‌ایی برای متغیرهای مورد نظر که به وضوح در نمودارهای فوق قابل مشاهده است؛ ضرورت استفاده از مدل‌هایی را می‌رساند که در طی فرآیند تخمین، این چولگی‌ها را در نظر می‌گیرند. دوآن<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) عدم توجه به وجود چولگی در توزیع‌های حاشیه‌ایی را منجر به استنتاج نتایج غلط می‌داند و این بخاطر آن است که  $t$  استیودنت نمی‌تواند در بعضی از جهات دم پهن‌تر و اریب‌دار باشد. به‌منظور انتخاب مدل بهینه، توزیع‌های مربوط به عبارات خطا بر اساس معیار اطلاعاتی انحراف  $(DIC^2)$  مقایسه شدند تا توزیعی که کم‌ترین آماره DIC را دارد به‌عنوان مدل بهینه انتخاب گردد. مقدار آماره DIC برای توزیع  $t$  چوله چندمتغیره، توزیع GED چوله چندمتغیره و توزیع نرمال چوله چندمتغیره در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول (۱): مقادیر آماره DIC برای توزیع‌های مختلف چوله چندمتغیره نامتقارن

	$D_1$			$D_2$			$D_3$			$D_4$		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Skew N	-۲۹۳۴۳/۸۰	-۲۴۲۶۷/۲۱	-۴۳۹۲/۲۷۸	-۲۹۷۸۵/۴۳	-۲۵۷۸۰/۱۵	-۵۵۸۰/۱۵۵	-۳۲۹۹۶/۳۷	-۲۹۳۶۵/۵۱	-۵۳۶۶/۴۴۷	-۳۶۰۹۶/۹۵	-۳۲۰۲۴/۵۸	-۶۳۳۷/۶۵۶
Skew $t$	-۲۸۴۷۴/۳۳	-۲۴۵۱۸/۶۲	-۴۳۳۱/۸۲۵	-۲۹۲۱۴/۵۷	-۲۶۸۷۶/۰۸	-۴۸۶۴/۱۲۵	-۳۲۸۵۷/۰۸	۲۹۴۰۴/۳۱*	۵۳۷۰۱/۳۵۷*	-۳۵۴۴۵/۷۹	۳۲۱۶۴/۰۵*	-۵۳۶۲/۱۸۵
Skew	۳۴۳۴۹/۲۱*	۲۷۵۸۹/۸۲*	۴۵۷۸۷۷۷۵*	۳۲۲۵۸/۲۳*	۲۷۷۵۳/۹۱*	۶۲۱۴/۴۷۱*	۳۴۸۱۴/۰۹*	-۲۳۴۰۷/۲۶	-۵۰۵۷/۵۶۷	۳۶۷۸۱/۸۲*	-۳۱۹۷۵/۸۱	۶۳۰۶۸/۰۴*

\* کم‌ترین مقدار آماره DIC

منبع: محاسبات پژوهش

به عقیده فیورچی و همکاران (۲۰۱۴) آماره DIC در معرض خطای نمونه‌گیری مونت کارلو قرار دارد و از این‌رو احتمال دارد که موجب تردید شود که آیا مدل با در نظر

<sup>1</sup> Doan

<sup>2</sup> محاسبه می‌شود. در فرمول مذکور  $DIC = 2E[D(\theta_M)] - D(E[\theta_M])$  معیار اطلاعاتی انحراف به‌صورت تابع انحراف تعریف شده به‌صورت منفی دوبرابر تابع لگاریتم  $D(\cdot)$  و  $M$  مجموعه‌ای از پارامترها در مدل  $\theta_M$  می‌باشند.  $\log$ -likelihood درست‌نمایی ( )

گرفتن چولگی به‌طور مطلوبی بهبود یافته است یا خیر. ایشان استفاده از وزن‌های آماره DIC را پیشنهاد می‌کنند<sup>۱</sup>. بیش‌ترین وزن با مقدار تقریبی ۱ مشابه با فیورچی و همکاران (۲۰۱۴) مربوط به توزیعی می‌باشد که دارای کم‌ترین مقدار DIC است؛ در حالی که وزن سایر توزیع‌ها تقریباً صفر می‌باشد. بنابراین در ادامه فقط نتایج مدل‌هایی ذکر می‌شوند که دارای بالاترین وزن آماره DIC می‌باشند. خلاصه‌ای از شبیه‌سازی مونت کارلوی زنجیره مارکف (MCMC) با خطاهای GED چوله چندمتغیره نامتقارن برای موجک  $D_1$  در زیر بخش دوم در جدول زیر گزارش شده است.

جدول (۲): خلاصه‌ای از شبیه‌سازی MCMC برای  $DCC-Garch(1,1)$  با خطاهای

**GED چوله چندمتغیره در زیر بخش دوم برای موجک  $D_1$**

نام متغیر	ضریب	میانگین	انحراف معیار	۲٪/۵	۵۰٪	۹۷٪/۵
oil	$\gamma_1$	۰/۹۶۷۴	۰/۰۱۶۷۸	۰/۹۳۷۷	۰/۹۶۸۵	۰/۹۹۱۴
	$\omega_1$	۰/۰۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۰۰۱
	$\alpha_1$	۰/۴۳۹۵	۰/۰۲۷	۰/۳۸۸۳	۰/۴۳۹۹	۰/۴۸۸۶
	$\beta_1$	۰/۵۴۵۹	۰/۰۲۷۲۹	۰/۴۹۸۱	۰/۵۴۴۹	۰/۵۹۹۹
bank	$\gamma_2$	۱/۰۷۳	۰/۰۲۷۴۳	۱/۰۲۵	۱/۰۷	۱/۱۱۶
	$\omega_2$	۰/۰۰۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۰۰۵
	$\alpha_2$	۰/۵۶۶۷	۰/۰۳۹۱	۰/۵۰۱۵	۰/۵۸۲۱	۰/۶۱۵۱
	$\beta_2$	۰/۴۱۸۱	۰/۰۳۸۳۲	۰/۳۷۰۴	۰/۴۰۳۷	۰/۴۷۸۴
AU	$\gamma_3$	۰/۹۴۱۹	۰/۰۱۲۱۴	۰/۹۱۸	۰/۹۴۲۱	۰/۹۶۱۳
	$\omega_3$	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۰۱۶	۰/۰۰۰۰۰۰۲
	$\alpha_3$	۰/۴۹۱۷	۰/۰۴۵۱۷	۰/۴۲۳۷	۰/۴۸۴۸	۰/۵۹۹۲
	$\beta_3$	۰/۴۴۵	۰/۰۳۸۳۸	۰/۳۴۰۲	۰/۴۵۱۶	۰/۴۹۸۲
	$alpha$	۰/۳۹۷۳	۰/۰۱۹۲۴	۰/۳۶۴۳	۰/۴	۰/۴۲۹۹
	$beta$	۰/۳۰۶۹	۰/۰۱۶۹۲	۰/۲۷۹	۰/۳۰۴	۰/۳۴۸۹
	$\delta$	۱/۳۱۶	۰/۰۳۷۶۲	۱/۲۵۲	۱/۳۱۳	۱/۳۹۳

منبع: محاسبات پژوهش

۱ وزن‌های آماره DIC به‌وسیله رابطه زیر به‌دست می‌آیند. در رابطه زیر  $DIC_M$ ، آماره DIC مربوط به هر مدل دلخواه و  $DIC_B$ ، آماره مربوط به بهترین مدل می‌باشد. سپس این وزن‌ها به مجموع یک براساس مدل مورد نظر نرمال می‌شوند.

$$w_M \propto \exp\left(-\frac{(DIC_M - DIC_B)}{2}\right)$$

میانگین‌ها، میانه‌ها و فواصل اعتماد ۹۵ درصد پسین برای پارامترهای چولگی ( $\gamma_i$ ) در جدول (۲)، چولگی به سمت راست برای bank و چولگی به سمت چپ برای AU و oil را نشان می‌دهد. همچنین ضرایب  $\alpha_i^1$  و  $\beta_i^2$  برای هر متغیر مثبت و مجموع آن‌ها کوچک-تر از یک می‌باشد که حاکی از تامین شرط موجود در مدل‌های DCC است. این معنی-داری و بزرگ بودن ضرایب  $\alpha_i$  و  $\beta_i$  برآورد شده حاکی از وجود شرایط خطرپذیری و عدم حتمیت زیاد در بازار این گروه است. در یک مدل گارچ چند متغیره با مقایسه ضریب گارچ هر متغیر می‌توان تشخیص داد که کدام متغیر نسبت به سایر متغیرها تلاطم بیشتری را از دوره قبل به دوره جاری سرایت می‌دهد. با مقایسه مقادیر تخمین-زده شده برای پارامترهای  $\beta_i$  آشکار می‌شود که بازده سهام گروه فرآورده‌های نفتی (oil) نسبت به بازده سهام گروه خودرو و ساخت قطعات (AU) و آن هم نسبت به بازده سهام گروه بانکی (bank) تلاطم بیش‌تری را از روز قبل به روز جاری سرایت می‌دهد. طبق نتایج حاصل از تخمین مدل Bayesian DCC(1,1)-GARCH- آشکار می‌گردد که پارامترهای آلفا (alpha) و بتا (beta) مثبت و مجموع آن‌ها کم‌تر از یک می‌باشد. این شرایط موجود برای پارامترهای آلفا و بتا تضمینی بر مثبت معین بودن ماتریس همبستگی شرطی است که نتیجه آن معین مثبت بودن ماتریس واریانس - کواریانس شرطی ( $H_t$ ) خواهد بود. برآورد پارامتر  $\delta$  دنباله نشان می‌دهد که توزیع GED برای عبارت خطا مناسب است<sup>۳</sup>. در نهایت از نظر عملی، بررسی اینکه آیا همبستگی‌ها در طول زمان تغییر می‌کنند یا خیر، توجیه‌کننده پیچیدگی‌های اضافی معرفی شده توسط مدل DCC است.

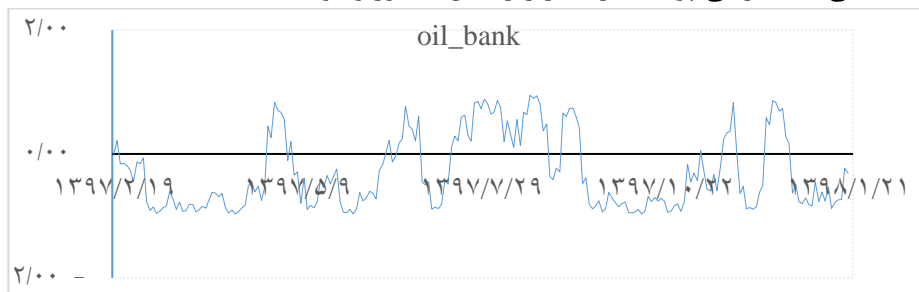
برآوردها در انتهای جدول (۲) نشان می‌دهند که فرضیه مدل CCC که برابر است با ( $\alpha = \beta = 0$ ) می‌تواند براساس توزیع‌های پسین حاشیه‌ای alpha و beta رد

<sup>۱</sup> این ضریب اثر آرچ را نشان می‌دهد و تصریحی از اثر سرایت (سرریز) شوک‌های استاندارد شده قبلی بر همبستگی شرطی دوره جاری است.

<sup>۲</sup> این ضریب اثر گارچ را نشان می‌دهد و تصریحی از پایداری تلاطم در هر یک از سری‌هاست.

<sup>۳</sup> مطابق فیوروچی و همکاران (۲۰۱۶) مقدار پارامتر دنباله در توزیع t استیوودنت چوله چندمتغیره بایستی بزرگ‌تر از ۲ و در توزیع GED چوله چندمتغیره بایستی بزرگ‌تر از صفر باشد.

شود، و مدل DCC به‌درستی انتخاب شده است<sup>۱</sup>. به منظور تشریح تفاوت میان نتایج در موجک‌های متفاوت، نتایج مدل Bayesian DCC-GARCH(1,1) در موجک‌های اول (نوسانات روزانه) و چهارم (نوسانات ماهانه) با هم مقایسه شده‌اند. میانگین‌ها، میانه‌ها و فواصل اعتماد ۹۵ درصد پسین برای پارامترهای چولگی ( $\gamma_i$ ) در موجک چهارم، چولگی به‌سمت راست برای bank، چولگی به‌سمت چپ برای AU و تقارن برای oil را نشان می‌دهد. ضرایب  $\alpha_i$  و  $\beta_i$  برای هر متغیر مثبت و مجموع آن‌ها کوچک‌تر از یک می‌باشد با این تفاوت که در موجک چهارم ضرایب  $\beta_i$  برای bank و AU نسبت به موجک اول بسیار کوچک‌تر و نزدیک به صفر می‌باشد به‌طوری که بازده سهام گروه فرآورده‌های نفتی (oil) نسبت به بازده سهام گروه بانکی (bank) و آن‌هم نسبت به بازده سهام گروه خودرو و ساخت قطعات (AU) تلاطم بیشتری را از روز قبل به روز جاری سرایت می‌دهد. برآورد پارامتر  $\nu$  دنباله نشان می‌دهد که توزیع  $t$  استیودنت برای عبارت خطا در موجک چهارم مناسب است. بایستی توجه داشت که در رابطه با نتایج مدل‌های همبستگی شرطی پویا معمولاً از نمودار همبستگی‌های شرطی برآورد شده بین متغیرها جهت تحلیل نتایج برآورد مدل‌های MGARCH استفاده می‌شود. در این راستا نمودار زیر که در برگیرنده روند همبستگی شرطی پویای بیزی بین بازده روزانه سهام گروه‌های منتخب است برای زیربخش سوم و موجک  $D_2$  ارائه می‌گردد<sup>۲</sup>. نمودارهای مذکور با همبستگی‌های شرطی پویای بیزی در زیربخش مذکور و موجک  $D_4$  مقایسه شده‌اند.



نمودار(۵): همبستگی شرطی پویای بیزی بین بازدهی شاخص سهام گروه فرآورده -

#### های نفتی و گروه بانکی

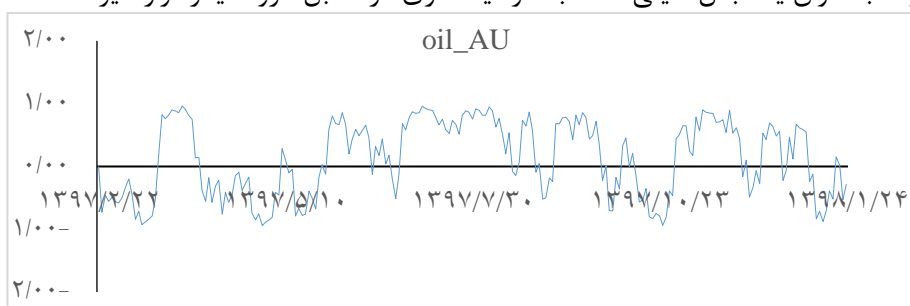
منبع: محاسبات پژوهش

۱ فرضیه مدل CCC براساس توزیع‌های پسین حاشیه‌ای  $\alpha$  و  $\beta$  در تمام زیربخش‌ها و موجک‌ها رد می‌شود.

۲ باتوجه به محدودیت تعداد صفحات مقاله از بسط و ارائه نتایج Bayesian DCC-GARCH برای تمامی موجک‌ها در تمام زیربخش‌ها خودداری شده است. نمودارهای همبستگی شرطی پویای بیزی برای زیربخش‌های ۱، ۲ و ۳ در پیوست ارائه شده است.



همبستگی شرطی پویای بیزی بین بازده شاخص سهام گروه فرآورده‌های نفتی (oil) و بازده شاخص سهام گروه بانکی (bank) همزمان با خروج آمریکا از برجام در تاریخ ۱۳۹۷/۲/۱۹ تا تاریخ ۱۳۹۷/۵/۱ بین صفر تا ۱- در نوسان بوده است. پس از چند روز از اول مرداد ماه که همبستگی مثبتی بین بازده شاخص سهام دو گروه مذکور به وجود آمد بار دیگر این همبستگی شکل منفی به خود گرفت. روند کامل همبستگی بین دو شاخص فوق به صورت کامل در نمودار فوق نشان داده شده است. همان طور که مشخص است در نوسانات کوتاه مدت (روزانه) همبستگی میان دو شاخص مذکور در اکثر روزها منفی بوده است به طوری که بیشترین همبستگی با مقدار ۰/۹۴ در ۱۳۹۷/۸/۲۳ و کمترین همبستگی با میزان ۰/۹۷- در تاریخ ۱۳۹۷/۱۰/۱ رخ داده است. از آنجا که از مجموع ۲۲۵ روز زیر بخش ۳ (دوره خروج آمریکا از برجام)، ۱۵۷ روز همبستگی میان بازده شاخص سهام گروه فرآورده‌های نفتی و گروه بانکی منفی و ۶۸ روز مثبت بوده است این نتیجه‌گیری حاصل می‌شود که سرمایه‌گذاری در یکی از گروه‌های نامبرده در بازار سهام ایران می‌تواند به عنوان یک بدل مناسب سرمایه‌گذاری در مقابل گروه دیگر در دوره زمانی کوتاه‌مدت (۲ تا ۴ روز) قرار گیرد. در مقابل در دوره زمانی بلندمدت ( $D_4$ ) همبستگی شرطی پویای بیزی بین بازده oil و bank با خروج آمریکا از برجام تا تاریخ ۱۳۹۷/۴/۱۷ مثبت بوده است. پس از چند روز از تاریخ مذکور مجدداً همبستگی مثبت میان بازده شاخص سهام دو گروه فوق به وجود آمده است. در نوسانات بلندمدت همبستگی میان oil و bank در ۴۵ درصد از کل دوره منفی و در ۵۵ درصد مثبت بوده است. در نتیجه مشخص می‌شود که سرمایه‌گذاری در یکی از گروه‌های oil و bank در دوره زمانی بلندمدت در زیر بخش ۳ برخلاف دوره زمانی کوتاه‌مدت (۲ تا ۴ روز) نمی‌تواند به عنوان یک بدل خیلی مناسب سرمایه‌گذاری در مقابل گروه دیگر قرار گیرد.

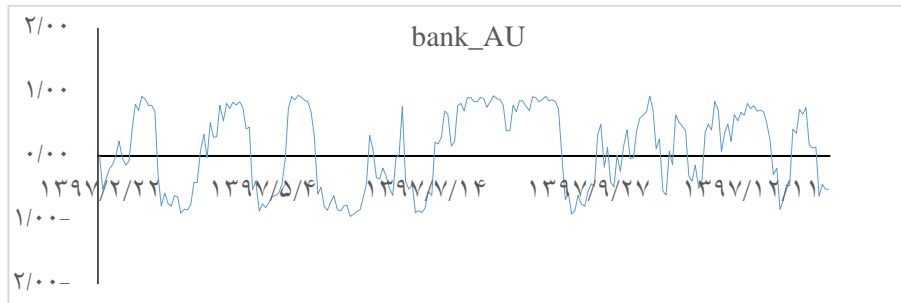


نمودار(۶): همبستگی شرطی پویای بیزی بین بازدهی شاخص سهام گروه فرآورده-

#### های نفتی و گروه خودرو

منبع: محاسبات پژوهش

همبستگی شرطی پویای بیزی بین بازده شاخص سهام oil و بازده شاخص سهام AU از تاریخ ۱۳۹۷/۲/۱۹ تا تاریخ ۱۳۹۷/۳/۲۰ منفی و از این تاریخ تا ۱۳۹۷/۴/۶ مثبت بوده است. بیش‌ترین تعداد روزی که همبستگی بین دو شاخص مذکور عمدتاً منفی بوده است ۴۳ روز می‌باشد که از تاریخ ۹۷/۹/۱۸ تا ۹۷/۱۱/۱ می‌باشد. در نوسانات کوتاه مدت (روزانه) همبستگی میان دو شاخص مذکور در ۹۸ روزه منفی و در ۱۲۷ روز مثبت بوده است. بسته شدن سایت ثبت سفارش خودروهای خارجی، اصلاح آیین‌نامه واردات خودرو، صعود قابل توجه قیمت خودروهای داخلی به واسطه تکانه‌های ارزی، ابهام در خصوص قیمت‌گذاری خوراک پتروشیمی‌ها، پالایشی‌ها و قیمت محصولات صنایع فلزات اساسی و اجرای دوره اول تحریم‌های آمریکا در ۱۶ مرداد ۹۷ موجب گردید تا در مرداد ۹۷ همبستگی منفی بین گروه فرآورده‌های نفتی و گروه خودرو به وجود آید به طوری که بیش‌ترین همبستگی منفی در طی زیربخش سوم در دوره زمانی کوتا مدت با میزان ۰/۹۴- در مرداد ماه این سال اتفاق افتاد. در خرداد سال ۹۷ اعلام دلار تک‌نرخ که دسترسی به ارز به عنوان منبع قابل اعتماد برای حفظ ارزش سرمایه را سخت کرد و باعث شد صاحبان سرمایه‌های سرگردان به سراغ بازارهای دیگر از جمله بورس بروند و رسیدن شاخص کلی به بالای ۱۰۲ هزار و ۴۵۲ واحد که بیش‌ترین میزان از زمان شروع فعالیت تالار شیشه‌ایی بوده است عواملی بودند که موجب گردیدند در اواخر این ماه همبستگی میان گروه فرآورده‌های نفتی و خودرو مثبت شده و بیش‌ترین همبستگی با میزان ۰/۹۶ در این ماه طی زیربخش ۳ در دوره کوتاه مدت رخ دهد. اما در نوسانات بلندمدت، همبستگی شرطی پویای بیزی بین oil و AU با خروج آمریکا از برجام تا تاریخ ۱۳۹۷/۵/۴ مثبت و پس از طی ۱۹ روز که این همبستگی منفی بود مجدداً همبستگی میان دو شاخص فوق مثبت گردید. در نوسانات بلندمدت میان دو شاخص مذکور همبستگی تنها در ۲۲ درصد از کل دوره منفی و در ۷۸ درصد مثبت بوده است. این نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در یکی از گروه‌های oil و AU در دوره زمانی بلندمدت در زیر بخش ۳ اصلاً نمی‌تواند یک بدل مناسب سرمایه‌گذاری در مقابل گروه دیگر باشد.



نمودار(۷): همبستگی شرطی پویای بیزی بین بازدهی شاخص سهام گروه خودرو و

### گروه بانکی

منبع: محاسبات پژوهش

در نوسانات کوتاه مدت (روزانه) همبستگی میان شاخص سهام گروه‌های خودرو و ساخت قطعات و بانکی در ۴۴ درصد از کل دوره منفی و در ۵۴ درصد مثبت بوده است. با توجه به این که همبستگی میان گروه خودرویی با گروه‌های فرآورده‌های نفتی و بانکی در نوسانات کوتاه‌مدت تقریباً مشابه است لذا توصیه می‌شود که اگر سرمایه‌گذاری قصد دارد که در پرتفولیوی خویش از سهام گروه خودرو خریداری کند جهت پوشش ریسک در کوتاه‌مدت بهتر است که تنها از سهام یکی از گروه‌های بانکی یا فرآورده‌های نفتی خریداری کند. اما در نوسانات بلندمدت همبستگی میان bank و AU همزمان با خروج آمریکا از برجام شکل مثبت به خود گرفت و این همبستگی مثبت ۴۶ روز ادامه یافت. کم‌ترین میزان همبستگی میان دو شاخص مذکور در نوسانات بلندمدت ۰/۸۷- و بیش‌ترین همبستگی ۰/۹۹ می‌باشد. به‌طور کلی در ۲۲ درصد از کل دوره در نوسانات بلندمدت همبستگی میان bank و AU منفی و در ۷۸ درصد این همبستگی مثبت بوده است. این همبستگی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در یکی از گروه‌های bank و AU در دوره زمانی بلندمدت در زیر بخش ۳ برخلاف دوره زمانی کوتاه‌مدت در همین زیر بخش یک بدل مناسب سرمایه‌گذاری در مقابل گروه دیگر نمی‌باشد.

### ۵- نتیجه‌گیری

در این پژوهش ضمن تشریح نحوه عملکرد استنباط بیزی، از توزیع‌های چوله نامتقارن برای موارد چندمتغیره استفاده گردید. این نوع از توزیع‌ها خانواده‌ای انعطاف‌پذیر از توزیع‌ها را ایجاد می‌نمایند که قادر است با داده‌های نامتقارن با دم‌های پهن که غالباً در

سری‌های زمانی مالی مشهود هستند وفق داده شوند. دلیل استفاده از مکانیسم چوله در پژوهش حاضر عمدتاً سادگی، عمومیت، تسهیل محاسبه گشتاورها و عدم نیاز به توابع توزیع تجمعی بود. بدین سان در این پژوهش همبستگی شرطی پویای بیزی میان بازده شاخص‌های گروه خودرو و ساخت قطعات، گروه بانکی و گروه فرآورده‌های نفتی بورس اوراق بهادار تهران در ۳ زیر دوره و طی چهار موجک مورد بررسی قرار گرفت. همان‌طور که در بخش ادبیات موضوع اشاره گردید امروزه نوساناتی که در هر سهم یا گروهی از سهام در بازار سرمایه یا در بازار دارایی یک کشور ایجاد شود، سایر سهام‌ها و گروه‌ها و یا بازارهای مالی سایر کشورها را متلاطم می‌سازد. این مهم مورد توجه بسیاری از محققین قرار گرفته است و تحقیقات فراوانی در داخل و یا خارج از کشور در این حیطه انجام شده است. ضعف اکثر این مطالعات بی‌توجهی به ویژگی‌های عدم تقارن، دنباله‌های پهن و چولگی موجود در سری بازدهی دارایی‌های مالی است. در کنار این نقصان می‌توان به فراجهدش و یا فروجهش‌های بسیار تیز سری بازدهی دارایی‌ها و نادیده گرفتن رخداد‌های اقتصادی و سیاسی نیز اشاره نمود. وجه تمایز اصلی این پژوهش نسبت به پژوهش‌های مرتبط، در نظر گرفتن این موارد در قالب یک مدل بیزی ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره مبتنی بر آنالیز موجک و تفکیک دوره مطالعاتی براساس یکی از مهم‌ترین رخداد‌های سیاسی کشور یعنی برجام است.

نتایج مدل Bayesian DCC GARCH (1,1) که به کمک بسته نگاشته شده موجود در نرم‌افزار R برآورد گردید مشخص کرد که فرضیه مدل CCC براساس توزیع‌های پسین حاشیه‌ای رد شده و مدل DCC در تمامی زیربخش‌ها مدل صحیح می‌باشد. این نتیجه-گیری مشابه نتایج فیورچی و همکاران (۲۰۱۴) و بالا و تاکی‌موتو (۲۰۱۷) می‌باشد که وجود نوسانات زیاد طی بحران‌های مالی را عاملی جهت رد فرضیه CCC می‌دانند. نتایج نمودارهای همبستگی شرطی پویای بیزی برای زیربخش سوم و دوره کوتاه‌مدت (موجک  $D_2$ ) حاکی از همبستگی مشابه میان سهام گروه خودرو و ساخت قطعات با دو گروه بانکی و فرآورده‌های نفتی می‌باشد. همزمان با خروج آمریکا از برجام همبستگی پویای بیزی میان بازده شاخص‌های گروه خودرو و ساخت قطعات، گروه بانکی و گروه فرآورده‌های نفتی در نوسانات کوتاه‌مدت شکل منفی به‌خود گرفت اما در نوسانات بلندمدت (موجک  $D_4$ ) این همبستگی مثبت می‌باشد. در نوسانات کوتاه‌مدت سرمایه-گذاری در گروه‌های فرآورده‌های نفتی و بانکی به‌دلیل آن‌که بدیل مناسب سرمایه‌گذاری جهت پوشش ریسک در مقابل یک‌دیگر می‌باشند توصیه می‌شود. همچنین در نوسانات

بلندمدت سرمایه‌گذاری در گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو و ساخت قطعات جهت پوشش ریسک توصیه می‌گردد. در همین زیربخش و برای موجک‌های اول و سوم سرمایه‌گذاری در گروه‌های فرآورده‌های نفتی و بانکی، گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو و گروه‌های بانکی و خودرو بدیل مناسب سرمایه‌گذاری جهت پوشش ریسک در مقابل یکدیگر نمی‌باشند. در نوسانات کوتاه‌مدت و بلندمدت زیربخش اول از آن‌جا که تعداد روزهایی که همبستگی مثبت میان جفت گروه‌ها وجود دارد بیش‌تر از تعداد روزهایی است که همبستگی منفی میان جفت گروه‌ها رخ داده است بنابراین گروه‌های فرآورده‌های نفتی و بانکی، فرآورده‌های نفتی و خودرو و بانکی و خودرو نمی‌توانند به عنوان بدیل مناسب سرمایه‌گذاری جهت پوشش ریسک در مقابل یکدیگر در سبد دارایی سهامداران انتخاب شوند. در نوسانات کوتاه‌مدت و بلندمدت زیربخش دوم نیز گروه‌های منتخب نمی‌توانند بدیل مناسب سرمایه‌گذاری جهت پوشش ریسک در مقابل یکدیگر باشند. این شواهد حاکی از آن است که سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز بایستی در کوتاه‌مدت (نوسانات ۲ تا ۴ روزه) از انتخاب سهام گروه‌های خودرو و فرآورده‌های نفتی، گروه‌های خودرو و بانکی و گروه‌های بانکی و فرآورده‌های نفتی به‌طور همزمان در سبد دارایی خویش اجتناب ورزند. در موجک‌های اول زیربخش‌های یک و دو و همچنین در موجک سوم زیربخش دو، گروه‌های منتخب نمی‌توانند بدیل مناسب سرمایه‌گذاری جهت پوشش ریسک در مقابل یکدیگر در سبد دارایی سهامداران انتخاب گردند. این نتایج برای گروه‌های فرآورده‌های نفتی و بانکی و گروه‌های بانکی و خودرو برای موجک سوم زیربخش یک نیز صدق می‌کند. لیکن گروه‌های نفت و خودرو در نوسانات میان‌ماهانه (موجک سوم) زیربخش یک بدیلی مناسب جهت پوشش ریسک در مقابل یکدیگر می‌باشند. به‌طور کلی از آن‌جا که تنها در موجک سوم زیربخش ۳ به‌ترتیب گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو و گروه‌های فرآورده‌های نفتی و بانکی بدیل مناسبی جهت پوشش ریسک می‌باشند و در سایر موجک‌های زیربخش‌ها هیچ‌یک از گروه‌ها نمی‌توانند بدیل مناسبی جهت پوشش ریسک در مقابل گروه دیگر باشند به سرمایه‌گذاران توصیه می‌گردد جهت پوشش ریسک تنها یکی از سهام شرکت‌های موجود در گروه‌های منتخب را در سبد دارایی خویش به‌طور همزمان نگهداری کنند و جهت کاهش ریسک سرمایه‌گذاری از سهام شرکت‌های سایر گروه‌های

پذیرفته‌شده در بازار سرمایه ایران خریداری نمایند. در انتها همان‌طور که لیو و همکاران (۲۰۱۷) و شریف کریمی و همکاران (۱۳۹۷) نشان دادند، تاثیر سرریز نوسانات میان بازارها در دوره‌های زمانی متفاوت و با توجه به رخداد‌های سیاسی و همچنین در مقیاس‌های گوناگون موجک متغیر است؛ پژوهش حاضر نیز حاکی از تاثیر برجام و مقیاس‌های مختلف موجک بر عملکرد متفاوت پدیده سرایت میان بازده شاخص قیمت گروه‌های منتخب در بازار سرمایه ایران بود.

نتایج و ایده بکار گرفته شده در این پژوهش می‌تواند مورد استفاده صندوق تثبیت سرمایه قرار گیرد. از جمله اهداف این صندوق که در راستای اجرای ماده ۲۸ قانون رفع موانع تولید رقابت‌پذیر و ارتقاء نظام مالی کشور ایجاد شد، جلوگیری از ایجاد و تداوم ترس فراگیر در زمان وقوع بحران‌های مالی و اقتصادی و اجرای سیاست‌های عمومی و حاکمیت بازار سرمایه کشور است. بنابراین نتایج این پژوهش که مؤید اهمیت موجک و نوع توزیع بازدهی‌ها بر روابط بین شاخص‌های بازار سرمایه است، به عنوان تأکیدی برای کارشناسان نهاد مذکور است که تحلیل‌های موجک و ویژگی‌های توزیع در هر موجک را به عنوان راهنمایی برای اتخاذ سیاست‌های حمایتی درست بکار برند. این نتایج برای تحلیل‌گران، سرمایه‌گذاران و مدیران سبد دارایی گوشزد می‌کند که با یاری گرفتن از پویایی‌های اثرات سرریز<sup>۱</sup>، تصمیم‌های صحیح و بجایی در ارتباط با تنوع‌بخشی سبد دارایی در هر یک از دوره‌های زمانی مختلف (مقیاس‌های گوناگون موجک) اتخاذ نمایند. به‌طور کلی اگر سرمایه‌گذاری قصد دارد از سهام گروه‌های منتخبی از بازار سرمایه ایران که در این پژوهش به آن پرداخته شد در سبد دارایی خویش نگهداری کند بایستی توجه داشته باشد که با هدف پوشش ریسک، سهامی را خریداری نماید که در هر مقیاس زمانی دارای همبستگی‌های منفی هستند. به عبارت دیگر دارایی‌هایی که دارای همبستگی مثبت هستند را نباید به صورت یک موقعیت همسان (خرید یا فروش) در سبد خویش قرار دهد. به‌طور نمونه در نوسانات کوتاه‌مدت زیربخش سوم سرمایه‌گذار بایستی سهام گروه‌های فرآورده‌های نفتی و بانکی را در یک موقعیت یکسان در سبد دارایی خود قرار دهد. همچنین در نوسانات بلندمدت این زیربخش قرار گرفتن در موقعیت‌های یکسان سهام گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو و ساخت قطعات در سبد دارایی توصیه می‌گردد.

<sup>1</sup> dynamics of spillover effects

## فهرست منابع

۱. جعفری، محمد، شاکری، عباس، و محمدی، تیمور (۱۳۹۷). تاثیر نوسانات بازارهای مالی بر قیمت نفت و امنیت اقتصادی ایران. *فصلنامه مطالعات راهبردی*، ۲۱(۸۰)، ۱۰۱-۱۳۴.
۲. جهانگیری، خلیل، و حسینی‌ابراهیم‌آباد، سیدعلی (۱۳۹۶). بررسی آثار سیاست پولی، نرخ ارز و طلا بر بازار سهام در ایران با استفاده از مدل MS-VAR-EGARCH. *تحقیقات مالی*، ۱۹(۳)، ۳۸۹-۴۱۴.
۳. جهانگیری، خلیل، و حکمتی‌فرید، صمد (۱۳۹۴). مطالعه آثار سرریز تلاطم بازارهای سهام، طلا، نفت و ارز. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۵(۵۵)، ۱۶۱-۱۹۴.
۴. حسینی‌ابراهیم‌آباد، سیدعلی، جهانگیری، خلیل، حیدری، حسن و قائمی‌اصل، مهدی (۱۳۹۸). استفاده از رویکرد بیزی برای مطالعه همبستگی متغیر با زمان میان شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه تحقیقات مالی*، ۲۱(۱)، ۷۸-۵۹.
۵. خوچینانی، رامین، و نادمی، یونس (۱۳۹۷). بازنگری در رابطه شکاف تولید و تورم برای اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تبدیل موجک. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۸(۶۹)، ۳۰۷-۳۳۴.
۶. شریف کریمی، محمد، حیدریان، مریم، و دهقان جبارآبادی، شهرام (۱۳۹۷). تحلیل اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران در طول مقیاس‌های چندگانه زمانی؛ (با استفاده از مدل VAR-GARCH-BEKK بر پایه موجک). *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۲)، ۲۵-۴۶.
۷. عبادی، جعفر، الهی، ناصر، و هوشمند گهر، سعیده (۱۳۹۸). اثر شوک ارزی بر شاخص ریسک سیستمی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷(۸۹)، ۳۷۳-۳۹۸.

۸. نوروزی‌فر، طاهره، فتاحی، شهرام، و سهیلی، کیومرث (۱۳۹۸). اثر تحریم بر میزان وابستگی بازار نفت و بازار مالی (رویکرد وابستگی اکستریمال). *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳(۴۵)، ۱-۱۷.

1. Aaltonen, J., & Östermark, R. (1997). A rolling test of Granger causality between the Finnish and Japanese security markets. *Omega*, 25(6), 635-642.
2. Ahmad, W., Bhanumurthy, N. R., & Sehgal, S. (2014). The Eurozone crisis and its contagion effects on the European stock markets. *Studies in Economics and Finance*, 31(3), 325-352.
3. Asai, M. (2016). Bayesian Analysis of General Asymmetric Multivariate GARCH Models and News Impact Curves. *Journal of the Japan Statistical Society*, 45(2), 129-144.
4. Braverman, A., & Minca, A. (2014). Networks of common asset holdings: Aggregation and measures of vulnerability. *Available at SSRN 2379669*.
5. Bala, D. A., & Takimoto, T. (2017). Stock markets volatility spillovers during financial crises: A DCC-MGARCH with skewed-t density approach. *Borsa Istanbul Review*, 17(1), 25-48.
6. Belke, A. H., & Osowski, T. U. (2019). Measuring fiscal spillovers in EMU and beyond: A Global VAR approach. *Scottish Journal of Political Economy*, 66(1), 54-93.
7. Bauwens, L., & Laurent, S. (2005). A new class of multivariate skew densities, with application to generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 23(3), 346-354.
8. Bonga-Bonga, L. (2018). Uncovering equity market contagion among BRICS countries: an application of the multivariate GARCH model. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 67, 36-44.
9. Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of financial Economics*, 10(4), 407-432.
10. Campbell, J. Y., & Hentschel, L. (1991). *No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns* (No. w3742). National Bureau of Economic Research.
11. Daubechies, I. (1990). The wavelet transform, time-frequency localization and signal analysis. *IEEE transactions on information theory*, 36(5), 961-1005.
12. Dornbusch, R., Park, Y. C., & Claessens, S. (2000). Contagion: understanding how it spreads. *The World Bank Research Observer*, 15(2), 177-197.
13. Dajcman, S. (2015). An empirical investigation of the nexus between sovereign bond yields and stock market returns—a multiscale approach. *Engineering Economics*, 26(2), 108-117.



14. Doan, T. A. (2013). RATS handbook for ARCH, GARCH and Volatility Models, Estima, June.
15. Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
16. Ebadi, J., Elahi, N., & Houshmand Gohar S. (2019). Effect of Exchange Rate Change Shocks on Systemic Risk Index Among Mutual Funds. *Journal of Economic Research and Policies*, 27(89), 373-398 (In Persian).
17. Engle, R. F., Ito, T., & Lin, W. L. (1988). *Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market* (No. w2609). National Bureau of Economic Research.
18. European Commission (2014). Quarterly report on the Euro area 13(4), Brussels.
19. Faini, R. (2006). Fiscal policy and interest rates in Europe. *Economic Policy*, 21(47), 444-489.
20. Fiorucci, J. A., Ehlers, R. S., & Andrade Filho, M. G. (2014). Bayesian multivariate GARCH models with dynamic correlations and asymmetric error distributions. *Journal of Applied Statistics*, 41(2), 320-331.
21. Fischer, B. (1976). Studies of stock price volatility changes. In *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section* (pp. 177-181).
22. Fiorucci, J. A., Ehlers, R. S., Louzada, F., & Fiorucci, M. J. A. (2016). Package 'bayesDccGarch'.
23. Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.
24. Forbes, K., & Rigobon, R. (2000). *Contagion in Latin America: Definitions, measurement, and policy implications* (No. w7885). National Bureau of Economic Research.
25. French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3.
26. Fry-McKibbin, R., & Hsiao, C. Y. L. (2018). Extremal dependence tests for contagion. *Econometric Reviews*, 37(6), 626-649.
27. Gulzar, S., Mujtaba Kayani, G., Xiaofeng, H., Ayub, U., & Rafique, A. (2019). Financial cointegration and spillover effect of global financial crisis: a study of emerging Asian financial markets. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 32(1), 187-218.
28. Hoseini Ebrahimabad, S.A., Heidari, H., Jahangiri, KH., & Ghaemi Asl, M. (2019). Using Bayesian Approach to Study the Time Varying Correlation among Selected Indices of Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 21(1), 59-78 (In Persian).

29. Hassan, S. A., & Malik, F. (2007). Multivariate GARCH modeling of sector volatility transmission. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(3), 470-480.
30. Hou, Y. G., & Li, S. (2020). Volatility and skewness spillover between stock index and stock index futures markets during a crash period: New evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 66, 166-188.
31. Jafari, M., Shakeri, A., & Mohammadi, T. (2018). Impact of Fluctuations in Financial Markets on Oil Prices and Iran's Economic Security. *Journal Strategic Studies Quartely*, 21(80), 101-134 (In Persian).
32. Jian, Z., Wu, S., & Zhu, Z. (2018). Asymmetric extreme risk spillovers between the Chinese stock market and index futures market: An MV-CAViaR based intraday CoVaR approach. *Emerging Markets Review*, 37, 98-113.
33. Jiang, Y., Jiang, C., Nie, H., & Mo, B. (2019). The time-varying linkages between global oil market and China's commodity sectors: Evidence from DCC-GJR-GARCH analyses. *Energy*, 166, 577-586.
34. Jahangiri, K.H., & Hoseini Ebrahimabad, S. A. (2017). The Study of Monetary Policy, Exchange Rate and Gold Effects on the Stock Market in Iran Using MS-VAR-EGARCH Model. *Financial Research Journal*, 19(3), 389-414 (In Persian).
35. Jahangiri, K.H., & Hekmati Farid, S. (2015). Investigating the Effects of Volatility Spillover between Stock, Gold, Oil and Exchange Markets. *Journal of Economics Research*, 15(56), 161-194 (In Persian).
36. Khochiani, R., & Nademi, Y. (2018). Revisiting the Relationship between Inflation and Output Gap in Iranian Economy Using Wavelet Transform Approach. *Journal of Economics Research*, 69(2), 307-334 (In Persian).
37. Karimi, S., Heidarian, M., & Dehghan, SH. (2018). Analysis of overflow effects between oil markets and Tehran Stock Exchange during multiple time scales; (using VAR-GARCH-BEKK model based on wavlet). *Financial Economics Quarterly*, 12(42), 25-46 (In Persian).
38. Kodres, L. E., & Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion. *The journal of finance*, 57(2), 769-799.
39. King, M. A., & Wadhvani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *The Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
40. Liu, X., An, H., Huang, S., & Wen, S. (2017). The evolution of spillover effects between oil and stock markets across multi-scales using a wavelet-based GARCH-BEKK model. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 465, 374-383.
41. Lafuente, J. Á., & Ruiz, J. (2004). The New Market effect on return and volatility of Spanish stock indexes. *Applied Financial Economics*, 14(18), 1343-1350.

42. Mikhaylov, A. Y. (2018). Volatility spillover effect between stock and exchange rate in oil exporting countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(3), 321-326.
43. Malik, F., & Ewing, B. T. (2009). Volatility transmission between oil prices and equity sector returns. *International Review of Financial Analysis*, 3(18), 95-100.
44. Masson, M. P. R. (1998). *Contagion: Monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria* (No. 98-142). International Monetary Fund.
45. Majdoub, J., & Sassi, S. B. (2017). Volatility spillover and hedging effectiveness among China and emerging Asian Islamic equity indexes. *Emerging Markets Review*, 31, 16-31.
46. Nazlioglu, S., Soytas, U., & Gupta, R. (2015). Oil prices and financial stress: A volatility spillover analysis. *Energy Policy*, 82, 278-288.
47. Nowrouzifar, T., Fattahi, S., Sohaili, K. (2019). The Impact of Economic Sanctions on the Amount of Dependence between Oil and Financial Market (Extremal Dependence Approach). *Economic Modeling*, 13(45), 1-17 (In Persian).
48. Percival, D. B., & Walden, A. T. (2000). *Wavelet methods for time series analysis* (Vol. 4). Cambridge university press.
49. Pretorius, E. (2002). Economic determinants of emerging stock market interdependence. *Emerging Markets Review*, 3(1), 84-105.
50. Pindyck, R. S. (1983). *Risk, inflation, and the stock market* (No. w1186). National Bureau of Economic Research.
51. Pritsker, M. (2001). The channels for financial contagion. In *International financial contagion* (pp. 67-95). Springer, Boston, MA.
52. Ross, S. A. (1989). Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy. *The Journal of Finance*, 44(1), 1-17.
53. Shiferaw, Y. A. (2019). Time-varying correlation between agricultural commodity and energy price dynamics with Bayesian multivariate DCC-GARCH models. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 526, 120807.
54. Valls Ruiz, N. (2014). Volatility in financial markets: The impact of the global financial crisis.
55. Virbickaitė, A., Ausín, M. C., & Galeano, P. (2016). A Bayesian non-parametric approach to asymmetric dynamic conditional correlation model with application to portfolio selection. *Computational statistics & data analysis*, 100, 814-829.
56. Wolf, E. R. (1999). *Peasant wars of the twentieth century*. University of Oklahoma Press.

57. Yin, K., Liu, Z., & Jin, X. (2020). Interindustry volatility spillover effects in China's stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 539, 122936.
58. Yin, K., Liu, Z., & Liu, P. (2017). Trend analysis of global stock market linkage based on a dynamic conditional correlation network. *Journal of Business Economics and Management*, 18(4), 779-800.