

بررسی سرریزهای تکانه و تلاطم میان شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل Asymmetric BEKK-GARCH

سید علی حسینی ابراهیم‌آباد^۱

خلیل جهانگیری^{*۲}

حسن حیدری^۳

مهدی قائمی اصل^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۵/۲۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۰۴

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی سرریزهای تکانه و تلاطم میان شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران شامل شاخص گروه خودرو و ساخت قطعات، گروه بانکی و گروه فرآورده‌های نفتی در بازه زمانی ۱۳۸۷/۰۹/۲۳ تا ۱۳۹۶/۰۸/۳۰ است. برای این منظور، نخست رفتار غیرخطی بازدهی شاخص‌های منتخب با استفاده از توزیع احتمال مشترک بازدهی شاخص گروه‌های مذکور و مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم (MS-VAR) مدل‌سازی شده و سپس آثار سرریز بین شاخص‌های مذکور برای هر رژیم به صورت جداگانه و با استفاده از روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره نامتقارن (Asymmetric BEKK) برآورد شده است. نتایج نشان داد که در هر دو رژیم شناسایی شده، نوسانات هر گروه تحت تأثیر شوک‌ها و نوسانات گذشته خود قرار می‌گیرد. ضمن این‌که شواهدی از تأثیر اهرمی استاندارد در هر دو رژیم وجود دارد. نتایج در رژیم صفر حاکی از تأثیر متقابل تکانه‌ها و تلاطم هر گروه بر تکانه‌ها و تلاطم گروه‌های دیگر است و تلاطم گذشته هر گروه نسبت به تکانه‌های گذشته آن گروه سهم و نقش بیش‌تری بر تلاطم جاری آن گروه در رژیم صفر داشته است. نتایج در رژیم یک نیز نشان داد که اخبار مربوط به گروه فرآورده‌های نفتی بر تلاطم گروه خودرو اثر معنی‌داری ندارند و بالعکس. درحالی‌که انتقال تکانه‌ها بین گروه‌های بانکی و فرآورده‌های نفتی و گروه‌های بانک‌ها و خودرو دو طرفه می‌باشد. همچنین تلاطم گروه بانکی بر تلاطم گروه فرآورده‌های نفتی تأثیر گذار است و سرریز تلاطم بین گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو یک‌طرفه است.

کلیدواژه‌ها: سرریز، تکانه، تلاطم، شاخص‌های بورس اوراق بهادار، BEKK نامتقارن.

طبقه‌بندی JEL: E32, E63, C51, C11.

Email: s.ali.hoseini1393@gmail.com

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

Email: kh.jahangiri@urmia.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (*نویسنده مسئول)

Email: h.heidari@urmia.ac.ir

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

Email: m.ghaemi84@gmail.com

۴. استادیار گروه اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشگاه خوارزمی، ایران

* این مقاله بر گرفته از رساله دوره دکتری نویسنده اول با عنوان "مطالعه همبستگی زمان-متغیر میان شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد بیزی DCC-CARCH مبتنی بر تبدیل موجک" است.

۱. مقدمه

نرخ رشد اقتصادی براساس نظریه‌های اقتصاد کلان تابع سرمایه‌گذاری است و سرمایه‌گذاری نیز خود تابع پس‌انداز می‌باشد. بورس اوراق بهادار یکی از منابع جمع‌آوری پس‌اندازها و تامین سرمایه‌گذاری‌ها می‌باشد؛ لیکن بورس اوراق بهادار نقش کلیدی در رشد و توسعه اقتصادی هر کشور دارد. رونق و یا رکود این بازار در کشورهای پیشرفته که دارای بازارهای مالی گسترده و توسعه‌یافته می‌باشند علاوه بر این که اقتصاد خود آن کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بر اقتصاد جهانی نیز تأثیر گذار می‌باشد. در حالی که رکود و یا رونق بازار سهام در کشورهای توسعه‌نیافته که دارای بازارهای مالی شکننده و بسته‌ایی هستند تنها اقتصاد داخلی خود آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این بازار همانند سایر بازارهای مالی تحت تأثیر رخدادهای سیاسی، اجتماعی، داخلی و جهانی و اقتصادی به‌شدت دچار تلاطم می‌شود و این تلاطم‌ها سرمایه‌گذاران را ترغیب می‌کند تا به تعدیل سبد دارایی خود پرداخته و ترکیب سهام خود را دستخوش تغییر نمایند. ماجومر و ناگ^۱ (۲۰۱۸) ضمن آن که معتقدند انتخاب سهام مناسب یک هنر است، سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام کشورهای در حال توسعه را همواره سودآور و مخاطره‌آمیز می‌دانند. منسی^۲ و همکاران (۲۰۱۶) معتقدند یکی از چالش‌های کلیدی و مهم برای شرکت‌کنندگان در بازار سهام، شناختن نوسانات بازار سهام و انتقال تلاطم بین سهام‌ها می‌باشد. در واقع شرکت‌کنندگان در بازار سهام به زیان سبد دارایی‌ها و ریسک سیستماتیک مخصوصاً در بحران‌ها و شوک‌های مخرب توجه می‌کنند. سرمایه‌گذاران هنگام بهینه‌سازی سبد دارایی خود، حداکثر سازی بازدهی و حداقل سازی ریسک سرمایه‌گذاری را لحاظ می‌نمایند. تنوع بخشی به سبد دارایی امری لازم و ضروری برای دستیابی به اهداف سرمایه‌گذاران می‌باشد. تنوع بخشی سبد دارایی تنها زمانی ممکن خواهد بود که سرمایه‌گذار از روابط و هم‌بستگی بین دارایی‌های موجود در سبد دارایی خویش اطلاعات کافی داشته باشد (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۶: ۹۰۶).

به‌طور کلی، برخورداری از بازارهای مالی گسترده و کارا اساس رشد و توسعه اقتصادی است. بازار سهام به‌عنوان یکی از عناصر اصلی بازار مالی، در اقتصاد کشورها نقش مهمی را بازی می‌کند؛ به‌طوری که گستردگی و کارایی آن نقش اساسی در رشد و توسعه اقتصادی دارد؛ اما این بازار همواره در معرض خطرها و ریسک‌هایی برای سرمایه‌گذاران و دارندگان سبد دارایی می‌باشد. از این‌رو شناخت این خطرها و نوسانات می‌تواند صاحبان سهام را در انتخاب سبد دارایی بهینه یاری نماید.

توانایی شناسایی نوع روابط میان بازارها و به‌ویژه آثار سرریز تلاطم (نوسانات) در بازارهای مالی کاربردهای زیادی در اقتصاد دارد. این دانش می‌تواند به کمک سیاست‌گذاران در طراحی سیاست، سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی تلاطم و الگو سازان در قیمت‌گذاری دارایی‌ها بیاید. به‌علاوه، اثر سرریز

1. Majumder and Nag

2. Mensi

ممکن است انتقال اطلاعات را نشان داده و در طراحی نسبت پوشش ریسک شرطی نیز کمک کند. از این رو در مطالعه حاضر نخست رفتار غیرخطی بازدهی شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران شامل شاخص گروه خودرو و ساخت قطعات، گروه بانکی و گروه فرآورده‌های نفتی با استفاده از توزیع احتمال مشترک بازدهی شاخص‌های مذکور و مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم (MS-VAR) مدلسازی شده و سپس اثر سرریز تلاطم بین شاخص‌های مذکور برای هر رژیم به صورت جداگانه و با استفاده از روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره نامتقارن^۱ (Asymmetric BEKK) در بازه زمانی ۱۳۸۷/۰۹/۲۳ تا ۱۳۹۶/۰۸/۳۰ بررسی شده است.

در رابطه با انتخاب نمونه و دوره زمانی تحقیق باید اشاره کرد همان‌طور که در مطالب فوق ذکر شد، به عقیده منسی و همکاران (۲۰۱۶) سرمایه‌گذاران در بازار سهام به زیان سبب دارایی‌ها و ریسک سیستماتیک مخصوصاً در بحران‌ها و شوک‌های مخرب توجه می‌کنند. با مرور تحولات اقتصادی ایران در یک دهه اخیر به‌طور مشخص دو پدیده مهم سیاسی اقتصادی یعنی تحریم‌های اقتصادی (که از سال ۱۳۸۸ به دلیل مسائل سیاسی از جمله مسائل مربوط به انرژی هسته‌ای شکل تازه‌ای به خود گرفت و در سال ۱۳۹۰ به اوج خود رسید) و هدفمندی یارانه‌ها (که از نیمه دوم سال ۱۳۸۹ مرحله اول آن آغاز گردید) را می‌توان در نظر گرفت که تأثیر مهمی بر بازار سهام ایران داشته است. بر این اساس در مطالعه حاضر، دوره زمانی آذرماه ۱۳۸۷ تا آبان ماه ۱۳۹۶ انتخاب شده تا تحولات عمده‌ای که اقتصاد ایران در یک دهه گذشته تجربه کرده است را شامل شود. همچنین سعی شده است تا شاخص‌ها منتخب به‌صورتی باشد که بتواند انعکاسی از فعالیت و روابط میان سه بخش از بخش‌های مهم اقتصاد کشور شامل بخش صنعت، بخش مالی و بخش نفت را تحت پوشش قرار دهد. بر این اساس شاخص گروه خودرو و ساخت قطعات به‌عنوان نماینده بخش صنعت، شاخص گروه بانکی به‌عنوان نماینده بخش مالی و شاخص گروه فرآورده‌های نفتی به‌عنوان نماینده بخش نفت انتخاب شدند.

این مطالعه در پنج بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری مربوط به اثر سرریز تلاطم در بازارهای مالی و پیشینه تجربی پژوهش بیان می‌شود. در بخش سوم مدل پژوهش ارائه می‌گردد. بخش چهارم به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق اختصاص یافته و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۱-۱. مبانی نظری

برخورداری از بازارهای مالی گسترده و کارا اساس رشد و توسعه اقتصادی است. بازار سهام به‌عنوان یکی از عناصر اصلی بازار مالی، در اقتصاد کشورها نقش مهمی را بازی می‌کند. اما این بازار همواره در

1. Asymmetric BEKK-GARCH model

معرض خطرهای و ریسک‌هایی برای سرمایه‌گذاران و دارندگان سبد دارایی می‌باشد. به عقیده گیلاس^۱ و همکاران (۲۰۱۸) نوسانات برای بسیاری از امور مالی، از مدیریت دارایی گرفته تا مدیریت ریسک، هم در بازارهای توسعه‌یافته و هم در بازارهای در حال توسعه از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. با این حال این نوسانات پنهان و پوشیده می‌باشد. از این رو شناخت این خطرهای و نوسانات می‌تواند صاحبان سهام را در انتخاب سبد دارایی بهینه‌یاری نماید. در این بخش مفهوم سرریز تلاطم و تکانه‌ها و انتقال آن بین گروه‌های فعال در بورس اوراق بهادار تشریح می‌شود.

بازار سرمایه با هدایت سرمایه‌های ریز راکد به فرآیند تولید، نقش مهمی را در اقتصاد کشورها ایفا می‌کند و به‌عنوان دماسنج اقتصادی عمل می‌کند. امروزه هر تکانه یا تلاطمی در هر سهم یا گروه، سایر سهام‌ها یا گروه‌ها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. البته این تأثیر می‌تواند بسته به دامنه تغییر هر سهم یا گروه، متفاوت باشد. این مسأله پژوهشگران را بر درک نحوه انتقال تلاطم بین سهام‌ها و گروه‌های مختلف در بازار سهام و تأثیر آن‌ها بر یکدیگر متمرکز کرده است. ریسک و بازده مهم‌ترین مفاهیم در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری هستند. از آن‌جا که بازده سهام روند ثابت و یکنواختی ندارد لیکن تلاطم و تغییرپذیری، جز لاینفک بازار سهام می‌باشد. بحران‌های مالی اخیر به‌شدت بر اجزا و عناصر بازارهای مالی تأثیر گذاشته است. به‌طوری‌که سرمایه‌گذاری، نقدینگی، قیمت‌گذاری دارایی و مدیریت ریسک بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مفهوم اساسی در مدل تک‌عاملی^۲ که توسط شارپ ارائه شد این است که تمامی اوراق بهادار از نوسانات عمومی بازار تأثیر می‌پذیرند. دورنبوش^۳ و همکاران (۲۰۰۰) بر این باورند هنگام حرکت بازارهای مالی با یکدیگر، ممکن است این رفتار هماهنگ آن‌ها منجر به سرایت بین بازارها گردد. در این ارتباط سیدحسینی و ابراهیمی (۱۳۹۲) معتقدند بازارها در شرایط پرتلاطم (بحران) نسبت به وضعیت آرام و باثبات بازار، حرکت مشترک و سرایت بیشتری را نشان می‌دهند. ایشان سرایت تلاطم دارایی‌ها را در موضوعاتی از قبیل قیمت‌گذاری اختیار معاملات، بهینه‌سازی سبد سهام، ارزش در معرض ریسک و مدیریت ریسک کاربردی می‌دانند. کرمی و رستگار (۱۳۹۶) اثر سرریز بازده و ریسک یک بازار بر بازار دیگر یا بخشی از بازار بر بخش دیگر بازار را یکی از عوامل مهمی می‌دانند که در بهینه‌سازی سبد سهام و انتخاب دارایی‌ها موثر بوده و به مدیران سرمایه‌گذاری در این راستا کمک می‌کند. بوناتو^۴ و همکاران (۲۰۱۱) اثر سرریز ریسک را انتقال واریانس‌ها و کواریانس‌های بازدهی از یک دارایی معین به سایر دارایی‌های معین تعریف می‌کنند. سیاتی^۵ و همکاران (۲۰۱۶) پدیده سرایت^۶

1. Gkillas
2. One Factor Model
3. Dornbusch, et.al
4. Bonato
5. Saiti
6. Contagion

را انتقال ارزش‌های (قیمت‌های) سهام معرفی می‌کنند که عموماً از رفتار سرمایه‌گذاران در طی یک بحران مالی نشأت می‌گیرد. این پدیده منجر به ترس مالی^۱، از دست رفتن اعتماد به نفس و عدم تمایل به سرمایه‌گذاری می‌شود. اگر تلاطم عمدتاً ناشی از سرایت باشد، پس از چند روز ناپدید خواهد شد. با این حال اگر تلاطم به دلایل اصولی^۲ باشد احتمالاً برای مدت زمان طولانی ادامه خواهد یافت. وانگ و لیو^۳ (۲۰۱۶) اثر سرریز^۴ را به دو اثر سرریز بازدهی و سرریز تلاطم تفکیک می‌کنند. معمولاً بازده سهام به‌عنوان اندازه سطح عمومی بازار تلقی می‌گردد درحالی‌که تلاطم سهام به‌عنوان سنجش ریسک بازار شناخته می‌شود.

در اکثر نظریه‌پردازی‌ها، بازده و ریسک با استفاده از میانگین و واریانس بازده دارایی محاسبه می‌شود. ابریشمی و دیگران (۱۳۸۶) تلاطم را درجه نوسانات قیمت (مانند دارایی)، نرخ (مانند نرخ ارز) یا شاخص معین (مانند شاخص قیمت مصرف‌کننده) تعریف می‌کنند که معمولاً به صورت واریانس یا انحراف معیار بیان می‌شود. به عقیده ایشان نخست، این اصطلاح برای نوسان یا تغییر شدید و ناگهانی در قیمت یک نوع سهام به کار برده شده است.

بالاسوبرامانیان^۵ (۲۰۰۴) دو دلیل عمده برای اهمیت فهم سرریز تلاطم بیان می‌کند. به عقیده وی نخست فهم چونگی تأثیر حرکات وابسته به هم در تلاطم بر توزیع عایدی یک سبد دارایی یکی از محرک‌های اصلی برای مطالعه سرریز تلاطم است. همچنین آگاهی از وجود سرریز تلاطم به تلاش سیاست‌گذاران در حفظ ثبات بازارها و دست‌یابی به سیاست‌گذاری کمک می‌کند. جبران و اقبال^۶ (۲۰۱۶) انتقال تلاطم بین دو بازار مالی را برای صاحبان سهام به‌منظور پیش‌بینی رفتار یک بازار با داشتن اطلاعات بازار دیگر را سودمند می‌دانند. ایشان معتقدند که سرمایه‌گذاران می‌توانند راهکارهای مقابله موثری را در برابر تلاطم در یک بازار مالی ایجاد کنند تا از بحران‌های مالی آتی در امان بمانند. همچنین آگاهی از رفتار متقابل بین بازارهای مالی صاحبان سهام را قادر می‌سازد به مدیریت پرتفوی خود پرداخته و موجبات افزایش بازده سهام خویش را فراهم آورند. راپاچ و ژو^۷ (۲۰۱۳) تلاطم بازار سهام را هنگامی که منعکس‌کننده آینده سرمایه‌گذاری شرکت‌های فعال در بورس است را برای سیاست‌گذاران و صاحبان سبد دارایی مهم ارزیابی می‌کنند. ژاردو^۸ و همکاران (۲۰۱۵) بیان می‌دارند که عوامل مختلفی از سطح شرکت‌های فعال در بورس، مباحث مالی، عدم اطمینان نسبت به سیاست‌ها، تورم، اشتغال و نرخ بهره باعث ایجاد تغییرات در میانگین و نوسانات بازده سهام می‌شود. به

1. financial panic
2. fundamentals
3. Wang and Liu
4. spillover effect
5. Balasubramanyan
6. Jebran and Iqbal
7. Rapach & Zhou
8. Jurado

عقیده مشایخ و حراف عموقین (۱۳۹۰) تمامی عوامل فوق شرکت‌های فعال در بورس را تحت تأثیر قرار می‌دهند و این بدین معنی است که بازدهی سهام با تغییرات بازار همبستگی دارد. فرآیند همبستگی بین سهام‌های مختلف باعث می‌شود پول از سهام با بازدهی پایین‌تر به سهام با بازدهی بالاتر انتقال یابد.

۱-۲. پیشینه پژوهش

ارتباط بین بازارهای مختلف و حتی اجزاء مختلف یک بازار اعم از کالایی و مالی، یکی از چالش‌های بنیادین برای سرمایه‌گذاران به‌شمار می‌رود. این ارتباط به دو صورت کلی اثر بازده و انتقال تلاطم بررسی می‌شود. این بخش به بررسی پژوهش‌های پیشین که قرابت بیشتری با موضوع این مقاله دارد می‌پردازد.

ونگ و وو^۱ (۲۰۱۲) با بررسی بازارهای نفت خام، نفت حرارتی، سوخت جت و بنزین طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۱ و روش گارچ چند متغیره، دریافتند که سرریز تلاطم از نفت خام به هر سه محصول جانبی دیگر وجود دارد و همچنین آثاری از سرریز تلاطم از بازار نفت حرارتی و سوخت جت به بازار نفت خام مشاهده می‌شود. کارالی و رامیرز^۲ (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای سرریز تلاطم میان بازارهای آتی انرژی از جمله نفت خام، نفت کوره و گاز طبیعی را با استفاده از داده‌های روزانه از ۱۴ ژانویه ۱۹۹۴ تا ۴ فوریه ۲۰۱۱ و مدل گارچ چند متغیره^۳ با در نظر گرفتن تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی و حوادث طبیعی و سیاسی مهم بررسی کردند. نتایج نشان داد که سرریز تلاطم دو طرفه‌ای بین نفت خام و گاز طبیعی و بین گاز طبیعی و نفت کوره وجود دارد و تلاطم بازار نفت خام در صورت وقوع حوادث طبیعی، مالی و سیاسی افزایش می‌یابد.

اروری^۴ و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های روزانه از ۲۲ مارس ۲۰۰۴ تا ۳۱ مارس ۲۰۱۱ اثر سرریز تلاطم بین قیمت طلا و بازار سهام چین را با استفاده از مدل VAR-GARCH بررسی کردند. نتایج ایشان حاکی از تأثیر بازده گذشته طلا بر تلاطم قیمت بازار سهام است. ایشان با تجزیه و تحلیل سبد دارایی پیشنهاد می‌کنند که اضافه کردن طلا به سبد دارایی می‌تواند سرمایه‌گذاران را در برابر خطر تلاطم سهام در طول زمان محافظت کند.

بارونیک^۵ و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های روزانه بین سال‌های ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۲ و رویکرد تحلیل موجک به بررسی همبستگی پویا بین جفت دارایی‌های سهام، نفت و طلا پرداختند. ایشان دریافتند که اگرچه همبستگی بین طلا و سهام نامتقارن است؛ اما پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸

1. Wang and Wu
2. Karali and Ramirez
3. Multivariate GARCH model
4. Aroui
5. Barunfk

همبستگی بین هر سه دارایی افزایش یافته است. پارتالیدو^۱ و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهش خود با استفاده از مدل GHARCH-GJR و داده‌های روزانه بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ به بررسی اثر بازارهای طلا، اوراق قرضه، ارز، فلزات اساسی و نفت بر بازار سهام ایالات متحده پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که خرید طلا، اوراق قرضه ده ساله و نرخ تسعیر دلار به یمن، اثر منفی و خرید فلزات صنعتی اثری مثبت بر بازده شاخص سهام دارد. همچنین بازده نفت اثری منفی و به شدت معنی‌دار بر بازده شاخص سهام دارد.

مونا و آنیس^۲ (۲۰۱۷) با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویای نامتقارن BEKK از ژانویه ۲۰۰۶ تا سپتامبر ۲۰۰۹ رابطه سه جانبه بین بازده سهام، نرخ بهره و بازده ارز را برای هشت کشور (آلمان، آمریکا، یونان، انگلستان، فرانسه، اسپانیا، ایتالیا و چین) بررسی کردند. ایشان نتیجه گرفتند که اولاً یک رابطه علی در میانگین^۳ بین نرخ ارز، نرخ بهره و بازده سهام در اکثر کشورها وجود دارد. ثانیاً اثر سرریز تلاطم بین سه دارایی فوق در اکثر کشورها حاکم است. ماجومدر و ناگ^۴ (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های روزانه از ژانویه ۲۰۰۴ تا ژانویه ۲۰۱۴ و مدل GARCH-BEKK نامتقارن اثر سرریز تلاطم و تکانه‌ها را در میان شاخص‌های مالی، FMCG و فناوری اطلاعات بورس اوراق بهادار هند مطالعه کردند. یافته‌های پژوهش نشان دادند که تلاطم هر بخش تحت تأثیر شوک و تلاطم گذشته خود قرار گرفته است. همچنین سرریز تلاطم بین دو بخش مالی و فناوری اطلاعات دو طرفه می‌باشد. اما سرریز تلاطم و شوک‌ها از بخش FMCG به دو بخش دیگر یک طرفه می‌باشد.

بررسی اثر سرریز تلاطم قیمت در بازارهای بین‌المللی نفت خام و بنزین به کمک روش GARCH-BEKK و داده‌های قیمت نقدی روزانه این محصولات طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ مطالعه‌ای است که فلاحی و کریمی (۱۳۹۱) در آن پی به این واقعیت بردند که اثر سرریز در بازار انرژی معنی‌دار است و به غیر از اثر سرریز شوک از بازار بنزین به بازار نفت خام، سایر آثار سرریز شوک و سرریز تلاطم در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار هستند.

علمی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی انتقال سرریز تلاطم میان بازارهای طلا و سهام ایران را بررسی کردند. این مطالعه که از داده‌های روزانه بین سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ و روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته^۵ دو متغیره در قالب تصریح غیر قطری بابا، انگل، کرافت و کرومر استفاده نمود دریافت که انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای طلا و سهام ایران به صورت دو طرفه می‌باشد. تهرانی و سیدخسروشاهی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای اثر متقابل تلاطم بین بازارهای سهام، طلا و ارز در ایران را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری و روش تخمین حداکثر

1. Partalidou
2. Mouna and Anis
3. causal-in-mean relationship
6. Majumder and Nag

در ست‌نمایی و داده‌های ماهانه بین سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ بررسی کردند. توابع واکنش آنی نشان دادند اثر شوک متغیرها بر یکدیگر پس از شش ماه حذف می‌شود. همچنین نتایج برازش مدل با گارچ شرطی برای پسماندهای مدل خودرگرسیون ساختاری نشان داد، پسماند متغیرها به صورت معناداری به شوک‌های یک دوره قبل وابسته هستند. در مدل SVAR، همبستگی بین دلار و سکه طلا در طول زمان تقریباً برابر یک است و همبستگی بین شاخص سهام و دلار و همچنین شاخص سهام و سکه طلا تقریباً با هم برابر است. به‌منظور بررسی میزان تأثیر اخبار و شوک‌های هر یک از سه متغیر بر همدیگر، با استفاده از روش تجزیه واریانس با رویکرد ساختاری، اثر سرریز تلاطم بین سه متغیر مدل بررسی شد. سهم عمده مقدار واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر شوک‌ها در شاخص کل در بلندمدت، ناشی از تلاطم خود شاخص کل است و دلار و سکه به‌ترتیب بیشترین سهم در تلاطم دلار را دارند. در نهایت، بیش‌ترین اثر تلاطم سکه طلا با استفاده از دلار توضیح داده شد. اثر سرریز بازده و نوسانات صنایع مختلف بر روی یکدیگر نام‌مطالعه‌ای است که اثر سرریز بازده و نوسانات بین صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از داده‌های شاخص شش صنعت در بازه زمانی مرداد ۱۳۹۰ تا اسفند ۱۳۹۴ بررسی می‌کند.

کریمی و رستگار (۱۳۹۶) در این پژوهش با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) دریافتند که بازده و نوسانات صنایع منتخب بر یکدیگر اثرگذار می‌باشند. برخی نتایج این پژوهش حاکی از آن است که صنعت مواد و محصولات دارویی بیشترین میزان و صنعت فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای کمترین میزان اثرگذاری را بر سایر صنایع منتخب دارند.

ممی‌پور و جلالی (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های ماهانه از اردیبهشت ۱۳۸۱ تا فروردین ۱۳۹۵ و مدل VAR-BEKK GARCH به بررسی سرریز تلاطم بین شاخص قیمت حامل‌های انرژی و شاخص قیمت گروه‌های منتخب کالاها و خدمات مصرفی پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که هر نوع اصلاح یا تعدیل قیمت حامل انرژی از کانال شاخص قیمت گروه‌های «کالاها»، «حمل‌ونقل»، «ارتباطات»، «تفریح و فرهنگ» و «مسکن» نیز منجر به تلاطم و تغییرات شاخص کل می‌گردد. همچنین نتایج حاصل از آزمون انتقال سرایت از گروه‌های منتخب روی شاخص قیمت حامل‌های انرژی حاکی از آن است که شاخص قیمت گروه‌های «خدمات»، «آموزش»، «خوراکی، دخانیات، آشامیدنی»، «حمل و نقل»، «کالاها»، «بهداشت»، «ارتباطات» و «پوشاک» به‌ترتیب بیش‌ترین انتقال تلاطم به شاخص قیمت حامل‌های انرژی داشته‌اند.

با مرور مبانی نظری اهمیت همبستگی دارایی‌ها در مدیریت ریسک و استراتژی‌های تشکیل سبد سرمایه‌گذاری مشخص شد. سرمایه‌گذارانی که سعی در متنوع ساختن دارایی‌های خود در بازار سهام دارند بایستی به ارتباط میان سهم‌های مختلف توجه ویژه‌ای نمایند. در این راستا وجه تمایز مطالعه حاضر با مطالعات پیشین در این است که اثر سرریز تلاطم بین شاخص‌های منتخب بورس اوراق

بهادار تهران در دو رژیم مجزا و با استفاده از روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره نامتقارن (Asymmetric BEKK-MGARCH Model) که امکان آزمون عدم تقارن بین متغیرها و همچنین آزمون وجود اثر بین بازاری^۱ را می دهد مدنظر قرار گرفته است.

۲. روش شناسی تحقیق

هدف پژوهش حاضر بررسی اثر سرریز تلاطم بین شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار تهران در دو رژیم به صورت جداگانه در بازه زمانی ۱۳۸۷/۰۹/۲۳ تا ۱۳۹۶/۰۸/۳۰ می باشد. شاخص های گروه خودرو و ساخت قطعات (به عنوان نماینده بخش صنعت)، گروه بانکی (به عنوان نماینده بخش مالی) و گروه فرآورده های نفتی به عنوان شاخص های منتخب برگزیده شده اند. به منظور دستیابی به اهداف پژوهش نخست با استفاده از توزیع احتمال مشترک بازدهی شاخص های مذکور و مدل خودرگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم (MS-VAR)، رفتار غیرخطی بازدهی شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار تهران مدل سازی شده است. سپس با استفاده از رویکرد ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره نامتقارن (Asymmetric BEKK) برای هر رژیم اثر سرریز تلاطم بین شاخص های منتخب بررسی شده است.

داده های مورد استفاده در این مقاله به صورت روزانه بوده و از سایت بورس اوراق بهادار تهران^۲ استخراج شده است. جهت تفکیک رژیم های رکود و رونق از مدل خود رگرسیونی برداری تغییر جهت مارکف^۳ استفاده شده است. همچنین به منظور بررسی انتقال سرریز تلاطم و تکانها میان دارایی های مختلف می توان از مدل های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته^۴ چند متغیره^۴ استفاده نمود که در مطالعه حاضر از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره نامتقارن بک^۵ استفاده شده است. توضیح مدل های ذکر شده به شرح زیر است:

۲-۱. مدل خودرگرسیونی برداری مارکف - سوئیچینگ

منبت و الیوت^۶ (۲۰۱۷) معتقدند سری های زمانی اقتصادی عموماً پویایی های متفاوت موقتی متناوب و ایسته به چرخه های تجاری از خود نشان می دهند به همین منظور برای توصیف سری های زمانی که با پویایی های مختلف ترکیب شده اند بایستی از مدل های خودرگرسیونی برداری تغییر جهت مارکف استفاده کرد. به عقیده جین و کانجیلا^۷ (۲۰۱۷) معمولاً تغییرات قابل ملاحظه ای در رفتار داده های

1. Cross-Market Effect
2. www.tse.ir
3. Markov Switching Vector Autoregressions
4. Multivariate Garch Models
5. Bivariate GARCH-BEKK Model
6. Monbet and Ailliot
7. Jain & Kanjilal

هنگامی که این احتمالات در یک ماتریس n بعدی در کنار یکدیگر قرار می‌گیرند، ماتریس احتمال p ساخته می‌شود به گونه‌ای که هر عنصر این ماتریس $(p_{i,j})$ احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد.

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{n1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1n} & \cdots & p_{nn} \end{bmatrix} \quad 0 \leq p_{ij} \leq 1$$

شکل عمومی تصریح مدل‌های MS-VAR که در آن‌ها تمام پارامترهای مدل به صورت شرطی با تغییر n رژیم تغییر می‌کند به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t = \begin{cases} V_1 + A_{11}y_{t-1} + \cdots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{2}} u_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots & \\ V_N + A_{1N}y_{t-1} + \cdots + A_{pN}y_{t-p} + \sum_N^{\frac{1}{2}} u_t & \text{if } s_t = N \end{cases} \quad (5)$$

پویایی مدل‌های خودرگرسیون برداری مارکف سوئیچینگ به متغیر وضعیت s_t وابسته است. جهت تخمین بردار پارامترهای مدل (θ) از بهینه‌سازی استفاده می‌شود. این بهینه‌سازی از احتمالات غیرشرطی قرارگیری در وضعیت j ، به عنوان مقادیر اولیه استفاده می‌کند تا لگاریتم احتمال شرطی حداکثر شود (فلاحی، ۱۳۹۳: ۱۱۴). احتمالات غیرشرطی به صورت فرمول (۶) تعریف می‌شوند:

$$\xi_j = pr[s = j] = \frac{1 - p_{ii}}{2 - p_{ii} - p_{jj}} \quad (6)$$

کرولیگ^۱ (۱۹۹۸) بسته به این که عرض از مبدا، میانگین و واریانس در مدل‌های فوق وابسته به رژیم باشند یا مستقل از آن، انواع حالت‌های مختلف مدل‌های مارکف سوئیچینگ را به صورت جدول (۱) نشان می‌دهد. در این الگوها برای نشان دادن عرض از مبدا وابسته به رژیم (یا رگرسیون پویا) از علامت I ، میانگین وابسته به رژیم از علامت M ، ضرایب خودرگرسیونی وابسته به رژیم از علامت A و برای واریانس وابسته به رژیم از علامت H بعد از دو حرف MS (مخفف مارکف سوئیچینگ) استفاده شده است.

1. Krolzig

جدول ۱: حالت‌های مختلف مدل‌های مارکف سوئیچینگ

		MSM	MSI Specification		
		میانگین (μ) متغیر	میانگین (μ) ثابت	عرض از مبدا (V) متغیر	عرض از مبدا (V) ثابت
زبده ثابت	\sum (واریانس) ثابت	MSM-VAR	linear MVAR	MSI-VAR	linear VAR
	\sum (واریانس) متغیر	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
زبده متغیر	\sum (واریانس) ثابت	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	\sum (واریانس) متغیر	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

منبع: کروزیگ ۱۹۹۸: ۶

۲-۲. مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره

در این مطالعه به منظور بررسی انتقال تکانه‌ها و سرریز تلاطم میان شاخص‌های مورد نظر از مدل BEKK نامتقارن از خانواده مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره^۱ استفاده شده است. در مدل BEKK تلاطم یک دارایی از تلاطم و شوک‌های دارایی‌های دیگر، شوک‌های خود آن دارایی و کواریانس دارایی‌های دیگر تأثیر می‌پذیرد. در عین حال این الگو این اجازه را می‌دهد که وابستگی پویا بین تلاطم متغیرها وجود داشته باشد.

اولین بار بابا، انگل، کرافت و کروزر^۲ (۱۹۹۰) با ارائه تصریح بک اقدام به برآورد مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره کردند. این تصریح به صورت رابطه (۳) است:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}'\varepsilon_{t-1}A + B'H_{t-1}B \quad (7)$$

در رابطه فوق H_t ماتریس واریانس-کواریانس شرطی $N \times N$ در زمان t و C ، A و B ماتریس‌های $N \times N$ هستند.

1. Multivariate Garch Models
2. Baba, Engle, Kraft and Kroner

از آن جا که نوسانات بازار سهام به طور متقارن نمی باشد^۱ بنابراین تصریح فوق قادر به بیان این نوسانات نامتقارن نیست. به منظور غلبه بر این محدودیت کرونر و ان جی^۲ (۱۹۹۸) یک مدل BEKK نامتقارن را در راستای رویکرد گلوستن، جاگانانان و رانکل^۳ (۱۹۹۳) به یک وضعیت چند متغیره^۴ پیشنهاد کردند. رابطه زیر یک مدل بک سه متغیره نامتقارن را نشان می دهد:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon'_{t-1}\varepsilon_{t-1}A + B'H_{t-1}B + D'\tau'_{t-1}\tau_{t-1}D \quad (7)$$

عناصر ماتریس های A، C و B به صورت زیر می باشند.

$$C = \begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix} A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} D = \begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{pmatrix}$$

C یک ماتریس پایین مثلثی ۳*۳ ثابت می باشد. جهت انتقال تکانه ها و سرریز تلاطم میان دارایی ها را به ترتیب ماتریس های A و B نشان می دهند. معیار قضاوت در مورد جهت انتقال تکانه و سرریز تلاطم بین دارایی ها، آزمون معنی داری عناصر غیر قطری ماتریس های A و B می باشد. در مورد عناصر قطری و غیرقطری ماتریس های مذکور کانگ^۵ و همکاران (۲۰۱۱) بیان می کنند که عناصر قطری ماتریس A اثر ARCH خود متغیرها هستند. یعنی معنی داری a_{ii} ها بیانگر آن است که واریانس های شرطی از مجذور خطاهای گذشته تأثیر می پذیرند. همچنین عناصر قطری ماتریس B اثر GARCH خودشان را نشان می دهند. در واقع معنی داری واریانس با وقفه b_{ii} ها نشان می دهد که واریانس شرطی جاری از واریانس شرطی گذشته تأثیر می پذیرد. در مورد عناصر غیرقطری ماتریس های A و B ایشان معتقدند که این عناصر نشان می دهند که تکانه ها و نوسانات چگونه در طول زمان در میان دارایی ها منتقل می شوند. برای نمونه، جملات خطای a_{ij} و a_{ji} جهت تکانه ها و اخبار را مشخص می کنند در صورتی که جملات کواریانس b_{ij} و b_{ji} جهت انتقال تلاطم را نشان می دهند. در مورد عناصر ماتریس D، ماجومدر و ناگ (۲۰۱۸) بیان داشتند که عناصر مورب موجود در این ماتریس واکنش بازار به شوک های منفی گذشته خودش می باشد؛ در حالی که عناصر خارج از قطر، یعنی d_{ij} ، تأثیر شوک های منفی از بازار j بر بازار i را اندازه گیری می کند. علاوه بر این ایشان نشان دادند که در صورتی اثر بین بازاری^۶ وجود خواهد داشت که فرضیه زیر پذیرفته نشود.

۱. به طور کلی مشاهده می شود که نوسانات پس از یک شوک منفی نسبت به نوسانات به همان اندازه پس از یک شوک مثبت، بیش تر افزایش می یابد (ماجومدر و ناگ، ۲۰۱۸: ۲۳۱).

2. Kroner and Ng

3. Glosten, Jagannathan and Runkle

4. multivariate setting

5. Kang

6. cross-market effect

$$H_0 : a_{ij} = b_{ij} = d_{ij} = d_{ij} = 0, i \neq j \quad (8)$$

همچنین اینو سنت و مانگاتو^۱ (۲۰۱۶) بیان می‌کنند که مدل بک متقارن نسخه‌ای محدود از مدل بک نامتقارن است که در آن ماتریس D که نشان‌دهنده اثرات نامتقارن است برابر با صفر می‌باشد. مدل رابطه (۴) با حداکثر کردن تابع درست‌نمایی رابطه (۹) برآورد می‌شود.

$$L(\theta) = -\frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^N (\ln |H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (9)$$

در رابطه فوق N تعداد مشاهدات و θ بردار پارامترهای برآورد شده می‌باشند. همچنین از الگوریتم BFGS برای برآورد پارامترها و انحراف معیارهای آن‌ها استفاده می‌شود.

۳. یافته‌های پژوهش

در جدول زیر برخی از آماره‌های توصیفی مهم سری بازده روزانه متغیرهای شاخص قیمت خودرو (Raut)، شاخص قیمت بانک‌ها (Rban) و شاخص قیمت فرآورده‌های نفتی (Roil) گزارش شده است.

جدول ۲: آماره‌های توصیفی و نتایج آزمون ریشه واحد شاخص‌های منتخب

نام متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی
Raut	-/۰۰۰۸	-/۰۰۰۰۷	۰/۱۳	-۰/۰۷	۰/۰۱۷	۰/۴۵	۵/۵۱
Rbank	-/۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۱۷	۰/۰۶	-۰/۱	۰/۰۱	۰/۰۵	۱۰/۵۲
Roil	-/۰۰۰۱۳	.	۰/۲۵	-۰/۶۲	۰/۰۲	-۱۰/۸	۳۸۷/۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از جدول فوق مشاهده می‌شود بیش‌ترین متوسط بازده شاخص قیمت به گروه فرآورده‌های نفتی اختصاص دارد. همچنین بیشترین پراکندگی نیز به گروه مذکور تعلق دارد. باتوجه به مثبت بودن علامت ضریب چولگی بازده شاخص قیمت گروه‌های خودرو و بانک‌ها و منفی بودن علامت ضریب چولگی بازده شاخص قیمت گروه فرآورده‌های نفتی می‌توان دریافت که توزیع گروه‌های خودرو و بانک‌ها دارای چولگی به راست و توزیع گروه فرآورده‌های نفتی دارای چولگی به چپ می‌باشد. باتوجه به این که اولاً ضریب کشیدگی توزیع نرمال برابر ۳ می‌باشد و ثانیاً کشیدگی بازده شاخص قیمت هر سه گروه منتخب بیش‌تر از ۳ است، مشخص می‌شود که منحنی آن‌ها دارای دنباله پهن و قله بلند می‌باشد. این نحوه توزیع بازده شاخص قیمت نشان‌دهنده وجود بدبینی‌ها و خوش‌بینی‌های بیش‌از حدی می‌باشد که سرمایه‌گذاران در هر سه گروه منتخب از خود نشان داده‌اند

(Pagan, 1996:36). این خوش‌بینی‌ها و بدبینی‌ها موجب حرکات غیرعادی و دور از انتظار در بازده شاخص قیمت این سه گروه منتخب شده است (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۳۷). نتایج آزمون ریشه‌واحد شاخص‌های منتخب در جدول زیر گزارش شده‌اند.

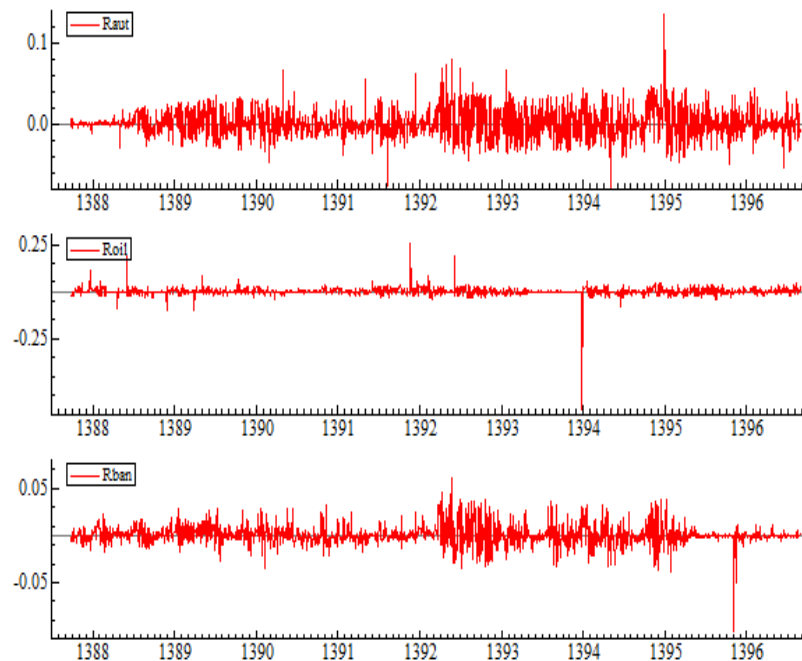
جدول ۳: آزمون ریشه‌واحد

نام متغیر	ADF	PP	KPSS
Raut	-۲۲/۳***	-۴۳/۱***	۰/۰۵۷***
Rbank	-۱۲/۹***	-۵۳/۴***	۰/۰۷***
Roil	-۱۴/۳***	-۱۴/۵***	۰/۱۶***

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱۰ می‌باشد. در رابطه با آزمون KPSS نیز مقادیر آماره آزمون محاسبه شده کمتر از مقادیر بحرانی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بوده است.

نتایج آزمون ریشه واحد ADF، PP و KPSS نشان می‌دهد که همه متغیرهای مورد بررسی در سطح معنی‌داری یک درصد ایستا هستند. در رابطه با آزمون ADF و PP فرضیه صفر وجود ریشه واحد در سری‌های مورد بررسی رد شده و البته بر اساس مقادیر بحرانی و مقادیر محاسبه شده آماره آزمون KPSS نیز دلیلی برای رد فرضیه صفر مبنی بر ایستایی سری‌های مورد بررسی وجود ندارد. بررسی روند بازده شاخص قیمت متغیرهای گروه خودرو، فرآورده‌های نفتی و بانک‌ها در نمودار زیر به‌طور شهودی حاکی از وجود پدیده خوشه‌بندی نوسانات^۱ در هر ۳ سری است، به‌گونه‌ای که نوسانات کم به‌همراه هم و نوسانات زیاد به‌دنبال هم روی داده است. چنین وضعیتی می‌تواند نشانه‌ای از وجود آثار GARCH در سری‌های موردنظر باشد (Cont, 2007: 292).



نمودار ۱: روند بازده روزانه گروه خودرو، فرآورده‌های نفتی و بانک‌ها

در ادامه به منظور تشخیص رژیم‌های صفر و یک از مدل خودرگرسیون برداری تغییر جهت مارکف استفاده شده است. تصریح و برآورد مدل‌های غیرخطی خودتوضیح برداری مارکف سوئیچینگ دو مرحله عمده را شامل می‌شود. استراتژی کلی انتخاب مدل تغییر رژیم به صورت زیر بوده است:

- تعیین خطی بودن و یا غیرخطی بودن الگوی داده‌ها
- تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای حاضر در مدل با استفاده از آماره اطلاعاتی آکاییک برای تمام حالت‌های ممکن مدل تغییر رژیم مارکوف (حالت‌های مذکور در جدول ۱)
- تعیین تعداد رژیم‌ها برای حالت‌های مختلف مدل تغییر رژیم مارکوف با استفاده از معیار اطلاعاتی آکاییک
- مقایسه حالت‌های تخمین زده شده بر مبنای سه ویژگی:
 ۱. داشتن بیشترین ضرایب معنی‌دار (خصوصاً اجزای وابسته به رژیم)
 ۲. داشتن بیشترین مقدار تابع حداکثر راستنمایی
 ۳. داشتن حداقل واریانس جملات اخلاص
- انتخاب مدل بهینه بر مبنای ویژگی فوق‌الذکر (Cognini and Manera, 2009:4).

با توجه به توضیحات فوق، مدل‌های مارکف سوئیچینگ در حالت‌های مختلف مورد تخمین قرار گرفتند که در نهایت مدل MSIAH(2)-VAR(3) به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شده است.^۱ این مدل دارای ۲ رژیم بوده و متغیرهای توضیحی دارای ۳ وقفه می‌باشند. به‌علاوه در این مدل تمام پارامترها شامل عرض از مبدا، ضرایب متغیرها و واریانس اجزای اخلاص وابسته به رژیم هستند. آماره آزمون LR مدل مذکور برابر با ۳۸۳۸۳ و با احتمال ۹۹ در صد معناداری می‌باشد که به‌معنای غیرخطی بودن ارتباط بین متغیرها می‌باشد. نتایج برآورد مدل مارکف سوئیچینگ در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد رابطه غیرخطی بین بازدهی سهام منتخب

رژیم یک			رژیم صفر			
متغیر وابسته: بازده شاخص قیمت فرآورده‌های نفتی	متغیر وابسته: بازده شاخص قیمت بانک‌ها	متغیر وابسته: بازده شاخص قیمت خودرو	متغیر وابسته: بازده شاخص قیمت فرآورده‌های نفتی	متغیر وابسته: بازده شاخص قیمت بانک‌ها	متغیر وابسته: بازده شاخص قیمت خودرو	
۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۴***	-۰/۰۰۱۷***	۰/۰۰۰۶*	۰/۰۰۱**	۰/۰۰۱۳**	عرض از مبدا
-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۲۵***	۰/۳۳	۰/۰۵***	۰/۳***	$Raut_{t-1}$
-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۱	-۰/۳**	-۰/۰۰۷	۰/۰۵	-۰/۰۹***	$Raut_{t-2}$
-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۶	۰/۰۴**	-۰/۰۰۹	۰/۰۸***	$Raut_{t-3}$
-۰/۰۰۳	۰/۲۸***	-۰/۰۰۲	۰/۰۸***	۰/۲۸***	۰/۰۵	$Rban_{t-1}$
-۱/۳***	-۰/۰۰۲	-۰/۲۲*	۰/۰۳	-۰/۰۸***	۰/۰۱	$Rban_{t-2}$
-۰/۶۷*	۰/۰۰۲	۰/۱۵	-۰/۰۰۵	۰/۱۱***	۰/۱۴***	$Rban_{t-3}$
۰/۳**	۰/۰۱***	۰/۰۰۲	۰/۰۵***	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	$Roil_{t-1}$
۰/۰۰۷	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	$Roil_{t-2}$
۰/۰۰۵	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۱۷	$Roil_{t-3}$

منبع: محاسبات تحقیق

*** و ** و * به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱۰ است (نتایج تکمیلی در پیوست مقاله گزارش شده است).

براساس نتایج تخمین به‌دست آمده از مدل MSIAH(2)-VAR(3) ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در جدول زیر گزارش شده است.

۱. خروجی نرم‌افزار به‌منظور انتخاب رژیم مناسب در پیوست ارائه شده است.

جدول ۵: احتمال انتقالات رژیم‌ها

	<i>Regime 0,t</i>	<i>Regime 1,t</i>
<i>Regime 0,t+1</i>	۰/۹۲	۰/۱۴
<i>Regime 1,t+1</i>	۰/۰۷	۰/۸۵

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۵) مشاهده می‌گردد، رژیم صفر نسبت به رژیم یک پایدارتر می‌باشد. چرا که احتمال ماندن و توقف کردن در رژیم صفر ۹۲ درصد می‌باشد. به عبارت دیگر، اگر بازار در دوره t در رژیم صفر باشد به احتمال تقریبی ۹۲ درصد در دوره $t+1$ نیز در این رژیم خواهد بود و ۷ درصد احتمال دارد که از رژیم صفر به رژیم یک انتقال یابد. از سوی دیگر احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر ۱۴ درصد می‌باشد. در نهایت اینکه اگر در دوره t بازار در رژیم یک باشد به احتمال تقریبی ۸۵ درصد در دوره $t+1$ نیز در این رژیم خواهد بود.

بر مبنای مدل فوق رژیم صفر ۶۵/۴۹ درصد از کل مشاهدات معادل ۱۳۹۳ مشاهدات و رژیم یک ۳۴/۵۱ درصد از کل مشاهدات معادل ۷۳۴ مشاهده را به خود اختصاص داده‌اند. پس از شناسایی رژیم‌های مختلف بر اساس توزیع احتمال مشترک بازدهی شاخص‌های منتخب، می‌توان جهت انتقال تکانه و سرریز تلاطم میان گروه‌های منتخب بورسی را در هر دو رژیم به‌طور مجزا بررسی نمود. پایه مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته‌ی چند متغیره یک مدل خود رگرسیونی برداری (VAR) می‌باشد لذا لازم است ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه برای معادله‌ی میانگین در هر دو رژیم تعیین شود. بدین منظور از معیار آکائیک استفاده شده است. در هر دو رژیم بر اساس معیار آکائیک وقفه بهینه یک انتخاب شده است.^۱ از این‌رو مدل بهینه $VAR(1)$ - $GARCH(1,1)$ می‌باشد. جدول زیر نتایج برآورد مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته‌ی ۳ متغیره در رژیم صفر را نشان می‌دهد. بر اساس جدول زیر تمام عناصر غیرقطری ماتریس‌های A و B معنی‌دار هستند. بنابراین نتایج حاکی از تأثیر متقابل تکانه‌ها و نوسانات هر گروه بر تکانه‌ها و نوسانات گروه‌های دیگر است.

۱. نتایج در پیوست ارائه شده است.

۲. به پیروی از مطالعه Innocent و Mung'atu (۲۰۱۶) به منظور تعیین تعداد وقفه‌های معادله واریانس نخست در هر رژیم برای هر کدام از سری‌های زمانی با استفاده از رویکرد باکس-جنکینز فرآیندهای خلق داده شناسایی شده و سپس با استفاده از مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی (GARCH) و با توجه به محدودیت‌های موجود در رابطه با ضرایب ARCH و GARCH ضرایب معادله مورد بررسی قرار گرفت. از این‌رو مدل $GARCH(1,1)$ به عنوان مدلی که ضرایب ARCH و GARCH معنی‌دار و مجموع ضرایب آن‌ها کمتر از یک می‌باشد به عنوان مدل بهینه در هر دو رژیم انتخاب شده است. مدل‌سازی الگوی $GARCH(1,1)$ برای تمامی متغیرها در هر دو رژیم در پیوست ارائه شده است. همچنین قابل توجه است که در اغلب مطالعات در رابطه با متغیرهای مالی از مدل $GARCH(1,1)$ استفاده می‌شود. Liu و همکاران (۲۰۱۷) به نقل از بولرسف (Bollerslev) بیان می‌کنند که برای مدل‌سازی پویایی‌های واریانس سری‌های مالی تعداد کمی از پارامترهای p و q در الگوی GARCH کفایت می‌کند. از این‌رو ایشان مدل $GARCH(1,1)$ را مدلی مطلوب برای این مدل‌سازی معرفی می‌کنند.

جدول ۶: نتایج مدل گارچ دو متغیره نامتقارن در رژیم صفر

متغیر	بانکها (i=1)	فرآورده‌های نفتی (i=2)	خودرو (i=3)
A _{i1}	-۰/۰۷***	۰/۱۴***	-۰/۰۳*
A _{i2}	۰/۱۳***	۰/۵۲***	-۰/۱۳***
A _{i3}	-۰/۶۹***	۰/۲۸***	۰/۳۴***
B _{i1}	۰/۷۶***	۰/۰۸***	۰/۲۳***
B _{i2}	-۰/۱۴***	۰/۷۲***	۰/۱۲***
B _{i3}	-۰/۲۵***	-۰/۴۸***	۰/۸۵***
D _{i1}	-۰/۰۹*	۰/۴۹***	-۰/۱۲***
D _{i2}	۰/۰۷	۰/۰۲**	-۰/۰۴
D _{i3}	-۰/۷۱***	۲/۰۶***	-۰/۲۲***

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱۰ می‌باشد

باتوجه به معناداری تمام عناصر قطری ماتریس A در جدول فوق مشخص می‌شود که واریانس‌های شرطی بازدهی شاخص قیمت هر سه گروه منتخب از مجذور خطاهای گذشته خود تأثیر می‌پذیرند. در عین حال، معناداری تمام عناصر قطری ماتریس B حاکی از آن است که واریانس شرطی جاری بازده شاخص قیمت هر سه گروه منتخب از واریانس شرطی گذشته خود تأثیر می‌پذیرند. به‌طور کلی چنین استنباط می‌شود که نوسانات بازده شاخص قیمت هر گروه تحت تأثیر شوک‌ها و نوسانات گذشته خود قرار گرفته است. با مقایسه ضرایب عناصر قطری ماتریس‌های A و B مشخص می‌شود که نوسانات گذشته هر گروه نسبت به شوک‌های گذشته آن گروه سهم و نقش بیشتری بر روی نوسانات جاری آن گروه داشته است. در مورد ماتریس D تمام عناصر قطری معنی‌دار می‌باشند و چون ضریب d_{22} مثبت است این برداشت حاصل می‌شود که یک خبر بد از گروه فرآورده‌های نفتی نوسانات را نسبت به یک خبر خوب به مقدار بیش‌تری تشدید می‌کند. بنابراین شواهدی از تأثیر اهرمی استاندارد^۱ در رژیم صفر وجود دارد. معنی‌داری عناصر d_{13} ، d_{21} ، d_{23} و d_{31} نشان می‌دهد که سرریز بین بازاری نامتقارن^۲ دو طرفه بین گروه‌های بانک‌ها و گروه خودرو و سرریز بین بازاری نامتقارن یک طرفه از گروه فرآورده‌های نفتی به گروه بانک‌ها و از گروه فرآورده‌های نفتی به گروه خودرو وجود دارد.

نتایج برآورد مدل در رژیم یک در جدول (۷) نمایش داده شده است. مطابق این جدول همانند رژیم صفر، در رژیم یک نیز تمام عناصر قطری ماتریس‌های A و B معنی‌دار هستند. بنابراین نوسانات بازده شاخص قیمت هر گروه تحت تأثیر شوک‌ها و نوسانات گذشته خود قرار گرفته است.

1. standard leverage effect
2. asymmetric cross-market spillover

جدول ۷: نتایج مدل گارچ دو متغیره نامتقارن در رژیم یک

متغیر	بانک‌ها (i=1)	فرآورده‌های نفتی (i=2)	خودرو (i=3)
A _{i1}	۰/۲۱***	۰/۰۳***	-۰/۰۱**
A _{i2}	-۱/۳۸***	۰/۰۵*	-۰/۰۸
A _{i3}	-۰/۱۳***	-۰/۰۰۷	۰/۰۱*
B _{i1}	۰/۹۳***	-۰/۰۰۴***	*
B _{i2}	۰/۸۷***	۰/۹۶***	۰/۰۱
B _{i3}	۰/۰۷***	-۰/۰۰۷***	۰/۹۶***
D _{i1}	۰/۲۷***	-۰/۰۰۸**	-۰/۰۰۶
D _{i2}	-۰/۹۱**	۰/۰۷**	-۰/۰۳
D _{i3}	-۰/۰۶	۰/۰۰۵	۰/۳***

منبع: یافته‌های تحقیق

*** و ** و * به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱۰ می‌باشد

با مقایسه ضرایب عناصر قطری ماتریس‌های A و B مشخص می‌شود که نوسانات گذشته گروه‌های بانک‌ها و فرآورده‌های نفتی نسبت به شوک‌های گذشته خود آن گروه‌ها سهم و نقش بیشتری بر روی نوسانات جاری آن‌ها داشته است ($b_{11} > a_{11}$ و $b_{22} > a_{22}$). اما عکس نتیجه فوق برای گروه خودرو وجود دارد. یعنی شوک‌های گذشته این گروه نقش بیشتری بر نوسانات جاری این گروه نسبت به نوسانات گذشته آن دارد. در مورد عناصر غیر قطری ماتریس‌های A و B نتایج متفاوتی با رژیم صفر به دست آمده است. عدم معنی‌داری عناصر a_{23} و a_{32} نشان می‌دهد که هیچ انتقال تکانه‌ایی بین گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو وجود ندارد. یعنی اخبار مربوط به گروه فرآورده‌های نفتی بر نوسانات گروه خودرو اثر معنی‌داری ندارند و بالعکس. اما انتقال تکانه‌ها بین گروه‌های بانک‌ها و فرآورده‌های نفتی و گروه‌های بانک‌ها و خودرو دو طرفه می‌باشد. همچنین نوسانات گروه بانک‌ها بر نوسانات گروه فرآورده‌های نفتی تأثیر گذار است و بالعکس. اما فقط نوسانات گروه بانک‌ها بر گروه خودرو تأثیر می‌گذارد. همچنین سرریز تلاطم بین گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو یک طرفه است و فقط سرریز تلاطم از گروه فرآورده‌های نفتی به گروه خودرو وجود دارد. در مورد ماتریس D تمام عناصر قطری مثبت و معنی‌دار می‌باشند یعنی در رژیم یک، یک خبر بد از هر گروه نوسانات را نسبت به یک خبر خوب به مقدار بیشتری تشدید می‌کند. بنابراین شواهدی از تأثیر اهرمی استاندارد^۱ در رژیم یک نیز وجود دارد. معنی‌داری عناصر d_{12} و d_{21} نشان می‌دهد که سرریز بین بازاری نامتقارن^۲ دو طرفه بین گروه‌های بانک‌ها و فرآورده‌های نفتی وجود دارد. اما عدم معنی‌داری سایر عناصر غیرقطری این ماتریس حاکی از آن است که هیچ سرریز بین بازاری نامتقارنی بین گروه‌های بانک‌ها و خودرو و بین گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو وجود ندارد.

1. standard leverage effect
2. asymmetric cross-market spillover

نتیجه گیری

تلاطم و نوسان زیاد در بازار سهام همواره به عنوان یکی از موضوعات مهم مورد توجه پژوهشگران اقتصادی و مالی بوده است. با توجه به اهمیت موضوع اثر سرریز میان بازارها و گروه‌های مختلف در یک بازار، در این مطالعه اثر سرریز تکانه و تلاطم میان بازده شاخص‌های گروه خودرو و ساخت قطعات، گروه بانکی و گروه فرآورده‌های بورس اوراق بهادار تهران در دو رژیم مجزا به کمک مدل اقتصاد سنجی BEKK نامتقارن سه‌گانه بررسی شد. نتایج نشان داد که در هر دو رژیم نوسانات هر گروه تحت تأثیر شوک‌ها و نوسانات گذشته خود قرار می‌گیرد. ضمن این که شواهدی از تأثیر اهرمی استاندارد در هر دو رژیم ظاهر گردید. نتایج در رژیم صفر حاکی از تأثیر متقابل تکانه‌ها و نوسانات هر گروه بر تکانه‌ها و نوسانات گروه‌های دیگر است. همچنین مشخص شد که در رژیم صفر نوسانات گذشته هر گروه نسبت به شوک‌های گذشته آن گروه سهم و نقش بیشتری بر روی نوسانات جاری آن گروه داشته است. نتایج در رژیم یک نشان داد که اخبار مربوط به گروه فرآورده‌های نفتی بر نوسانات گروه خودرو اثر معنی‌داری ندارند و بالعکس. در حالی که انتقال تکانه‌ها بین گروه‌های بانک‌ها و فرآورده‌های نفتی و گروه‌های بانک‌ها و خودرو دو طرفه می‌باشد. همچنین نوسانات گروه بانک‌ها بر نوسانات گروه فرآورده‌های نفتی تأثیر گذار است و بالعکس. همچنین سرریز تلاطم بین گروه‌های فرآورده‌های نفتی و خودرو یک‌طرفه است. نتایج تحقیق حاکی از وجود اثر سرریز نامتقارن میان گروه‌های منتخب در بورس در هر دو رژیم می‌باشد که این نتیجه فرصت را برای متنوع‌سازی سبد دارایی فراهم می‌کند. سرریز نوسانات معمولاً به خرید و فروش و تغییر اطلاعات مشترک بین بازاری مربوط می‌شود. بررسی‌ها نشان می‌دهد که پدیده سرریز تلاطم در بازار سهام از اهمیت بالایی برخوردار است، لذا پیش‌بینی‌کنندگان تلاطم بازار سهام باید در بررسی‌های خود وجود پدیده سرریز را مدنظر قرار دهند و در بررسی‌های خود این اثر را لحاظ کنند. در حقیقت، سرمایه‌گذاران از طریق سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مختلف و ایجاد تنوع در سبد دارایی خود اقدام به کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خود می‌کنند. این اقدام در صورتی موفقیت‌آمیز خواهد بود که سرمایه‌گذاران از روی آگاهی و با استفاده از تجزیه و تحلیل تمامی اطلاعات در دسترس تصمیمات خود را اتخاذ کنند. در این بین ساختار روابط بین بازارها به عنوان بخشی از اطلاعات مطرح است که می‌تواند عملکرد سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین نهادهایی مانند صندوق تثبیت بازار سرمایه در ایران وجود دارد که وظیفه اصلی آن حمایت از سهامداران و پیشگیری از نوسانات شدید بازار سرمایه است. درک روابط میان شاخص‌های بورس همانند آنچه که در مطالعه حاضر بدان پرداخته شد (سرریز تلاطم میان شاخص‌های منتخب) می‌تواند به اتخاذ تصمیمات مناسب توسط مسئولان صندوق مذکور در جهت کاهش نوسانات شدید بازار سهام کمک نماید.

منابع

- ابری شمی، حمید، مهرآراء، محسن و آریانا، یا سمین (۱۳۸۶). «ارزیابی عملکرد مدل های پیش بینی بی ثباتی قیمت نفت»، *تحقیقات اقتصادی*، ۱(۴۲)، ۲۱-۱.
- تهرانی، رضا و سیدخسرو شاهی، سید علی (۱۳۹۶). «انتقال نوسان و اثر متقابل بازارهای سهام، ارز و طلا»، *فصلنامه چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۷(۱۸)، ۳۱-۹.
- سیدحسینی، سید محمد و ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۲). «بررسی سربایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات»، *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶(۱۹)، ۸۱-۹۷.
- علمی، زهرا، ابونوری، اسماعیل، راسخی، سعید و شهرازی، محمد مهدی (۱۳۹۳). «اثر شکست های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران»، *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، ۸(۲)، ۷۳-۵۷.
- فلاحی، فیروز، پناهی، حسین و کریمی کندوله، مریم (۱۳۹۶). «بررسی همبستگی بین بازدهی بازار سهام، ارز و سکه در اقتصاد ایران؛ کاربردی از تبدیل هیلبرت - هوانگ»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴(۵۲)، ۹۰۵-۹۳۴.
- فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۳). «بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصاد انرژی*، ۱۴(۵۲)، ۱۲۳-۱۴۷.
- فلاحی، محمدعلی و کریمی، الهه (۱۳۹۱). «بررسی اثر سرریز تلاطم قیمت در بازارهای بین المللی نفت خام و بنزین»، *اولین همایش سراسری محیط زیست، انرژی و پدافند زیستی*.
- کریمی، سپیده و رستگار، محمدعلی (۱۳۹۶). «اثر سرریز بازده و نوسانات صنایع مختلف بر روی یکدیگر»، *مدلسازی ریسک و مهندسی مالی*، ۹(۳۵)، ۳۲۳-۳۴۲.
- مشایخ، شهناز و حراف عموقین، نسیم (۱۳۹۰). «رابطه اندازه شرکت با نوسانات بازده سهام در شرایط مختلف بازار»، *پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۳(۱۱)، ۶۹-۸۶.
- ممی پور، سیاب و جلالی، مهسا (۱۳۹۶). «بررسی سرریز تلاطم بین شاخص های قیمت حامل های انرژی و گروه های مختلف کالاها و خدمات مصرفی (با استفاده از مدل VAR-BEKK GARCH)»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶(۲۱)، ۴۳-۷۳.
- Arouri, M. E. H., Lahiani, A., Nguyen, D. K. (2015). "World gold prices and stock returns in China: insights for hedging and diversification strategies". *Economic Modelling*, 44, 273-282.
- Bonato, M., Caporin Massimiliano, Rinaldo, Angelo (2011). *Hedging risk spillovers in international equity Portfolios*, working paper.
- Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D. F., Kroner, K. F. (1990). *Multivariate simultaneous generalized arch*, department of economics, university of california at san diego. Working Paper.
- Baruník, J., Kočenda, E., Vácha, L. (2016). "Gold, oil, and stocks: Dynamic correlations". *International Review of Economics & Finance*, 42, 186-201.
- Balasubramanyan, L. (2004). "Do Time-Varying Covariances, Volatility Comovement and Spillover Matter?", *Pennsylvania State University Paper*, 1(2). 4-28.

- Bollerslev, T., Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of political Economy*, 96(1), 116-131.
- Bollerslev, T. (1990). Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics*, 72: 498-505.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of econometrics*, 52(1-2), 5-59.
- Cologni, A., Manera, M. (2009). "The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A Markov-Switching analysis for the G-7 countries". *Economic Modelling*, 26(1), 1-29.
- Cont, R. (2007). *Volatility clustering in financial markets: empirical facts and agent-based models. Long memory in economics (pp. 289-309)*. Springer, Berlin, Heidelberg.
- Dornbusch, R., Park, Y. C., Claessens, S. (2000). "Contagion: How it spreads and how it can be stopped". *World Bank Research Observer*, 15(2), 177-197.
- Engle, R. F., Ng, V. K., & Rothschild, M. (1990). Asset pricing with a factor-ARCH covariance structure: Empirical estimates for treasury bills. *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 213-237.
- Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric theory*, 11(1), 122-150.
- Gkillas, K., Vortelinos, D. I., Saha, S. (2018). "The properties of realized volatility and realized correlation: Evidence from the Indian stock market". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 492, 343-359.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., Runkle, D. E. (1993). "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks". *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
- Innocent, N., Mung'atu, J. K. (2016). "Modeling Time-Varying Variance-Covariance for Exchange Rate Using Multivariate GARCH Model "Case Study of Bivariate BEKK-GARCH Model of Us Dollars and Kenyan Shillings Vis a Vis Rwandan Francs". *International Journal of Thesis Projects and Dissertations*, 4(2), 49-65.
- Jebran, K., Iqbal, A. (2016). "Dynamics of volatility spillover between stock market and foreign exchange market: evidence from Asian Countries". *Financial Innovation*, 2(1): 3.
- Jain, M., Kanjilal, K. (2017). "Non-linear dynamics of hot and cold cycles in Indian IPO markets: evidence from Markov regime-switching vector autoregressive model". *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 10(2), 172-190.
- Jurado, K., Ludvigson, S. C., Ng, S. (2015). "Measuring uncertainty". *The American Economic Review*, 105(3), 1177-1216.
- Karali, B., Ramirez, O. A. (2014). "Macro determinants of volatility and volatility spillover in energy markets". *Energy Economics*, 46, 413-421.
- Kang, S. H., Cheong, C., Yoon, S. M. (2011). "Structural changes and volatility transmission in crude oil markets". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 390(23), 4317-4324.

- Krolzig, H. M., & Autoregressions, M. S. V. (1997). Modelling, statistical inference and application to Business Cycle Analysis. *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems*, Springer, New York.
- Kroner, K. F., Ng, V. K. (1998). "Modeling asymmetric comovements of asset returns". *The review of financial studies*, 11(4), 817-844.
- Majumder, S. B., Nag, R. N. (2018). "Shock and Volatility Spillovers Among Equity Sectors of the National Stock Exchange in India". *Global Business Review*, 0972150917713290.
- Monbet, V., Ailliot, P. (2017). "Sparse vector Markov switching autoregressive models. Application to multivariate time series of temperature". *Computational Statistics & Data Analysis*, 108, 40-51.
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Nguyen, D. K., Kang, S. H. (2016). "Global financial crisis and spillover effects among the US and BRICS stock markets". *International Review of Economics & Finance*, 42, 257-276.
- Mouna, A., Anis, J. (2017). "Stock Market, Interest Rate and Exchange Rate Risk Effects on non-Financial Stock Returns During the Financial Crisis". *Journal of the Knowledge Economy*, 8(3), 898-915.
- Pagan, A. (1996). The econometrics of financial markets. *Journal of Empirical Finance*, 3, 15-102.
- Partalidou, X., Kiohos, A., Giannarakis, G., Sariannidis, N. (2016). The impact of Gold, Bond, Currency, Metals and Oil markets on the USA stock market. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 6(1), 76-81.
- Rapach, D. E., Zhou, G. (2013). "Forecasting stock returns". *Handbook of economic forecasting*, 2(Part A), 328-383.
- Saiti, B., Bacha, O. I., Masih, M. (2016). "Testing the conventional and Islamic financial market contagion: evidence from wavelet analysis". *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(8), 1832-1849.
- Wang, Y., Liu, L. (2016). "Spillover effect in Asian financial markets: A VAR-structural GARCH analysis". *China Finance Review International*, 6(2), 150-176.
- Wang, Y., Wu, C. (2012). "Forecasting energy market volatility using GARCH models: Can multivariate models beat univariate models?". *Energy Economics*, 34(6), 2167-2181.

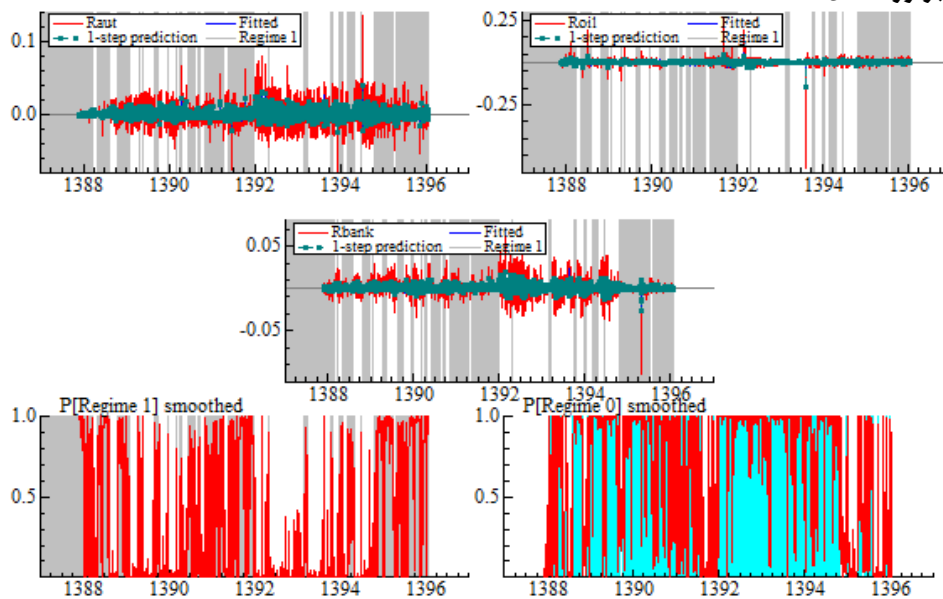
پیوست

الف) تعیین وقفه بهینه در مدل مارکف سوئیچینگ

تعیین تعداد وقفه بهینه

تعداد وقفه	آماره AIC
۱	-۱۶/۸۶
۲	-۱۶/۸۷
۳	-۱۶/۸۹*
۴	-۱۶/۸۸۷
۵	-۱۶/۸۸
۶	-۱۶/۸۷

منبع: محاسبات تحقیق

ب) برآورد مدل $MSIAH(2)-VAR(3)$ 

خروجی نرم افزار

پ) تعیین وقفه بهینه در هر رژیم

انتخاب وقفه بهینه

رژیم یک		رژیم صفر	
معیار آکانیک	تعداد وقفه	معیار آکانیک	تعداد وقفه
-۱۹/۸۲۸۷*	۱	-۱۷/۴۲۷۴*	۱
-۱۹/۸۲۸۷	۲	-۱۷/۴۰۴۲	۲
-۱۹/۸۰۹۹	۳	-۱۷/۴۰۴۳	۳
-۱۹/۷۸۷۶	۴	-۱۷/۴۱۷۸	۴
-۱۹/۷۷۴۱	۵	-۱۷/۴۱۱۲	۵
-۱۹/۷۶۲۷	۶	-۱۷/۴۰۶۳	۶
-۱۹/۷۳۸۸	۷	-۱۷/۴۰۰۱	۷
-۱۹/۷۱۹۵	۸	-۱۷/۴۰۰۳	۸

منبع: یافته‌های تحقیق

ج) برآورد الگوی GARCH(1,1)

نتایج برآورد الگوی GARCH(1,1)

GARCH = C(1) + C(2)*RESID(-1)^2 + C(3)*GARCH(-1)						
رژیم یک			رژیم صفر			
Roil	Rbank	Raut	Roil	Rbank	Raut	
./۰۰۰۱۴***	./۰۰۰۰۰۱**	./۰۰۰۰۲*	./۰۰۰۰۲***	./۰۰۰۰۳***	./۰۰۰۰۱***	مقدار ثابت
./۱۹*	./۱۴***	./۱۴***	./۱۴***	./۱۵***	./۱۴***	RESID(-1)^2
./۳۴*	./۵۹***	./۵۹***	./۸۵***	./۶*	./۵۹***	GARCH(-1)

منبع: محاسبات تحقیق

***، **، * به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

د) نتایج مدل MSIAH(2)-VAR(3)

Switching(1) Modelling Raut by MS(2)

Equation for Raut:

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant(0)@Raut	0.00137281	0.0006063	2.26	0.024
Constant(1)@Raut	-0.00172974	0.0004244	-4.08	0.000
Raut_1(0)@Raut	0.308406	0.02436	12.7	0.000
Raut_1(1)@Raut	0.251278	0.03976	6.32	0.000
Raut_2(0)@Raut	-0.0963938	0.03656	-2.64	0.008
Raut_2(1)@Raut	-0.208296	0.03577	-5.82	0.000
Raut_3(0)@Raut	0.0813865	0.02983	2.73	0.006

Raut_3(1)@Raut	-0.00697637	0.03265	-0.214	0.831
Roil_1(0)@Raut	-0.0416019	0.04122	-1.01	0.313
Roil_1(1)@Raut	0.0270644	0.02221	1.22	0.223
Roil_2(0)@Raut	0.0400881	0.04079	0.983	0.326
Roil_2(1)@Raut	-0.0191199	0.02955	-0.647	0.518
Roil_3(0)@Raut	-0.0171242	0.04813	-0.356	0.722
Roil_3(1)@Raut	0.0430724	0.02747	1.57	0.117
Rban_1(0)@Raut	0.0526068	0.04758	1.11	0.269
Rban_1(1)@Raut	-0.0205229	0.1118	-0.183	0.854
Rban_2(0)@Raut	0.0103809	0.05731	0.181	0.856
Rban_2(1)@Raut	-0.225074	0.1186	-1.90	0.058
Rban_3(0)@Raut	0.140298	0.05240	2.68	0.007
Rban_3(1)@Raut	0.151262	0.09964	1.52	0.129

Equation for Roil:

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant(0)@Roil	0.000655670	0.0003684	1.78	0.075
Constant(1)@Roil	0.00109086	0.001871	0.583	0.560
Raut_1(0)@Roil	0.0339332	0.02070	1.64	0.101
Raut_1(1)@Roil	-0.00208708	0.1958	-0.0107	0.991
Raut_2(0)@Roil	-0.00707678	0.02229	-0.318	0.751
Raut_2(1)@Roil	-0.0821070	0.2043	-0.402	0.688
Raut_3(0)@Roil	0.0419216	0.02033	2.06	0.039
Raut_3(1)@Roil	-0.0552607	0.1909	-0.290	0.772
Roil_1(0)@Roil	0.0568538	0.006273	9.06	0.000
Roil_1(1)@Roil	0.205113	0.07946	2.58	0.010
Roil_2(0)@Roil	0.00534860	0.01312	0.408	0.684
Roil_2(1)@Roil	0.0709322	0.1276	0.556	0.578
Roil_3(0)@Roil	0.00148050	0.01765	0.0839	0.933
Roil_3(1)@Roil	0.0528786	0.1301	0.406	0.685
Rban_1(0)@Roil	0.0864135	0.02841	3.04	0.002
Rban_1(1)@Roil	-0.0334240	0.4324	-0.0773	0.938
Rban_2(0)@Roil	0.0380962	0.02951	1.29	0.197
Rban_2(1)@Roil	-1.30964	0.3900	-3.36	0.001
Rban_3(0)@Roil	-0.00562044	0.02936	-0.191	0.848
Rban_3(1)@Roil	-0.670816	0.3655	-1.84	0.067

Equation for Rban:

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant(0)@Rban	0.000983454	0.0003891	2.53	0.012
Constant(1)@Rban	-0.000449487	0.0001287	-3.49	0.000
Raut_1(0)@Rban	0.0507153	0.01777	2.85	0.004
Raut_1(1)@Rban	0.00135639	0.01340	0.101	0.919
Raut_2(0)@Rban	0.00512803	0.02087	0.246	0.806

Raut_2(1)@Rban	-0.0194327	0.01463	-1.33	0.184
Raut_3(0)@Rban	-0.00977994	0.01937	-0.505	0.614
Raut_3(1)@Rban	-0.00817786	0.01265	-0.647	0.518
Roil_1(0)@Rban	-0.0383243	0.02550	-1.50	0.133
Roil_1(1)@Rban	0.0169690	0.005927	2.86	0.004
Roil_2(0)@Rban	0.0110776	0.01807	0.613	0.540
Roil_2(1)@Rban	-0.000411522	0.007945	-0.0518	0.959
Roil_3(0)@Rban	0.00515788	0.02159	0.239	0.811
Roil_3(1)@Rban	-0.000344678	0.008475	-0.0407	0.968
Rban_1(0)@Rban	0.281674	0.02390	11.8	0.000
Rban_1(1)@Rban	0.284614	0.03028	9.40	0.000
Rban_2(0)@Rban	-0.0874925	0.02667	-3.28	0.001
Rban_2(1)@Rban	-0.0262677	0.02904	-0.904	0.366
Rban_3(0)@Rban	0.111741	0.02939	3.80	0.000
Rban_3(1)@Rban	0.0250841	0.02487	1.01	0.313

Other coefficients:

	Coefficient	Std.Error
scale0	0.0189401	0.0002983
scale[1](0)	0.0117986	0.0001883
scale[2](0)	0.0117695	0.0001239
scale[0](1)	0.00846965	0.0002455
scale1	0.0305087	0.0004127
scale[2](1)	0.00264962	6.191e-005
L[1][0]	1.00000e-100	0.0000
L[2][0]	1.00000e-100	0.0000
L[2][1]	1.00000e-100	0.0000
p_{0 0}	0.926929	0.01039
p_{1 1}	0.859359	0.01674

log-likelihood 18892.929
 no. of observations 2127 no. of parameters 71
 AIC -17.6980996 SC -17.5090845

Linearity LR-test $\chi^2(35) = 38383. [0.0000]**$ approximate upperbound:
 $[0.0000]**$

Regime-switching scale; variance matrices:

Regime 0

	Raut	Roil	Rban
Raut	0.00035873		
Roil	3.5873e-104	0.00013921	
Rban	3.5873e-104	1.3921e-104	0.00013852

Regime 1

	Raut	Roil	Rban
Raut	7.1735e-005		
Roil	7.1735e-105	0.00093078	
Rban	7.1735e-105	9.3078e-104	7.0205e-006

Transition probabilities $p_{\{ij\}} = P(\text{Regime } i \text{ at } t+1 \mid \text{Regime } j \text{ at } t)$

	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	0.92693	0.14064
Regime 1,t+1	0.073071	0.85936

Used ergodic probabilities to start recursion

ه) خروجی مدل VAR(1)-GARCH(1,1)

الف) رژیم یک

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Mean(RBAN)	-0.000598453	0.000085663	-6.98611	
0.00000000				
2. Mean(ROIL)	0.002557010	0.000785198	3.25652	
0.00112789				
3. Mean(RAUT)	-0.000797388	0.000279023	-2.85778	
0.00426610				
4. C(1,1)	0.000202820	0.000091171	2.22462	0.02610677
5. C(2,1)	-0.001628892	0.000781572	-2.08412	0.03714891
6. C(2,2)	0.000008506	0.000630362	0.01349	0.98923424
7. C(3,1)	-0.000685054	0.000133438	-5.13389	0.00000028
8. C(3,2)	0.000006265	0.000422987	0.01481	0.98818335
9. C(3,3)	0.000001349	0.000397819	0.00339	0.99729403
10. A(1,1)	0.211848168	0.034580644	6.12621	0.00000000
11. A(1,2)	-1.389287937	0.243383385	-5.70823	0.00000001
12. A(1,3)	-0.132077184	0.048179513	-2.74136	0.00611862
13. A(2,1)	0.035826656	0.002481213	14.43917	0.00000000
14. A(2,2)	0.058721622	0.035480016	1.65506	0.09791195
15. A(2,3)	0.007605799	0.008365597	0.90918	0.36325733
16. A(3,1)	-0.012687559	0.005971894	-2.12455	0.03362458
17. A(3,2)	-0.083339726	0.063809744	-1.30607	0.19153018
18. A(3,3)	0.100930629	0.054979572	1.83578	0.06638958
19. B(1,1)	0.937461558	0.008111324	115.57442	0.00000000
20. B(1,2)	0.875819182	0.109029536	8.03286	0.00000000
21. B(1,3)	0.073284675	0.018450411	3.97198	0.00007128
22. B(2,1)	-0.004606871	0.000835472	-5.51409	0.00000004

23. B(2,2)	0.961266115	0.005883725	163.37714	0.00000000
24. B(2,3)	-0.007358018	0.001347643	-5.45991	0.00000005
25. B(3,1)	0.000231572	0.001957729	0.11829	0.90584114
26. B(3,2)	0.015511526	0.018456884	0.84042	0.40067319
27. B(3,3)	0.966004974	0.005190138	186.12316	0.00000000
28. D(1,1)	0.270487589	0.037244001	7.26258	0.00000000
29. D(1,2)	-0.919639889	0.386455483	-2.37968	0.01732774
30. D(1,3)	-0.066734330	0.066627613	-1.00160	0.31653600
31. D(2,1)	-0.008564168	0.003859531	-2.21897	0.02648905
32. D(2,2)	0.079636118	0.036495921	2.18206	0.02910545
33. D(2,3)	0.005090813	0.009323415	0.54602	0.58504912
34. D(3,1)	-0.006773548	0.008595816	-0.78801	0.43069366
35. D(3,2)	-0.032992152	0.100894978	-0.32699	0.74367167
36. D(3,3)	0.304647234	0.045981440	6.62544	0.00000000

ب) رژیم صفر

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Mean(RBAN)	0.002030969	0.000369841	5.49146	0.00000004
2. Mean(ROIL)	0.000000000	0.000000167	9.57872e-04	0.99923573
3. Mean(RAUT)	0.005652907	0.000580319	9.74103	0.00000000
4. C(1,1)	0.001169465	0.000418534	2.79419	0.00520298
5. C(2,1)	-0.005830333	0.001339875	-4.35140	0.00001353
6. C(2,2)	0.003903318	0.001932148	2.02020	0.04336307
7. C(3,1)	-0.001539951	0.003316699	-0.46430	0.64243108
8. C(3,2)	0.009346748	0.001073463	8.70710	0.00000000
9. C(3,3)	0.002017567	0.000338079	5.96773	0.00000000
10. A(1,1)	-0.076765386	0.028981889	-2.64874	0.00807933
11. A(1,2)	0.130663258	0.023331500	5.60029	0.00000002
12. A(1,3)	-0.696430389	0.034926908	-19.93965	0.00000000
13. A(2,1)	0.149873990	0.032101081	4.66881	0.00000303
14. A(2,2)	0.524042143	0.022299351	23.50033	0.00000000
15. A(2,3)	0.288158679	0.052691172	5.46882	0.00000005
16. A(3,1)	-0.033094353	0.019460084	-1.70063	0.08901297
17. A(3,2)	-0.138000910	0.014747984	-9.35727	0.00000000
18. A(3,3)	0.347756579	0.030703338	11.32634	0.00000000
19. B(1,1)	0.766071278	0.017262570	44.37759	0.00000000
20. B(1,2)	-0.148560693	0.015304626	-9.70691	0.00000000

21. B(1,3)	-0.253213711	0.029864402	-8.47878	0.00000000
22. B(2,1)	0.085165389	0.028702458	2.96718	0.00300544
23. B(2,2)	0.724861682	0.020808382	34.83508	0.00000000
24. B(2,3)	-0.484557057	0.057919681	-8.36602	0.00000000
25. B(3,1)	0.233477034	0.017449329	13.38029	0.00000000
26. B(3,2)	0.123872513	0.012320322	10.05432	0.00000000
27. B(3,3)	0.852302032	0.015603378	54.62292	0.00000000
28. D(1,1)	-0.093075557	0.052130467	-1.78543	0.07419080
29. D(1,2)	0.071481468	0.047673321	1.49940	0.13376940
30. D(1,3)	-0.710327560	0.106382670	-6.67710	0.00000000
31. D(2,1)	0.492123918	0.107644638	4.57175	0.00000484
32. D(2,2)	0.209192089	0.082812232	2.52610	0.01153362
33. D(2,3)	2.069769726	0.081137178	25.50951	0.00000000
34. D(3,1)	-0.125989300	0.030988654	-4.06566	0.00004790
35. D(3,2)	-0.040218634	0.024937728	-1.61276	0.10679610
36. D(3,3)	-0.226790120	0.047169385	-4.80799	0.00000152

Study of Shock and Volatility Spillovers among Selected Indices of the Tehran Stock Exchange Using Asymmetric BEKK-GARCH Model

Hosseni Ebrahimabad, S.A.¹, Jahangiri, Kh.^{2*}, Hasan Heydari, H.³, Ghaemi Asl, M.⁴

Abstract

The main objective of this study is to investigate shock spillovers and volatility over the selected indexes of Tehran Stock Exchange including the automotive and parts manufacturing group, banking group and oil products group in the period of 13th December, 2008 to 21th November, 2017. In order to that, MS-VAR model and Asymmetric BEKK have used. The results showed evidence of standard leverage in both regimes, as The results in the zero-order regime indicate the interaction of the Shocks and volatilities of each group on the Shocks and volatilities of other groups, and the past volatilities of each group relative to the past Shocks of that group contributed to the current volatility of that group in the zero-order regime. The results in first regime also showed that the news of the oil products group did not have any significant effect on the volatility of the automobile group, and vice versa. While Shocks transferring between banking groups and petroleum refineries, and between automobile group and banking groups are two-way. Also, the volatility of the banking group affects the volatility of the oil products group and volatility spillovers between petroleum product groups and automobile group is one-way.

Keywords: Spillovers, Shock, Volatility, Selected Indices of the Tehran Stock Exchange, Asymmetric BEKK-GARCH Model

Jel Classification: C11, C51, E63, E32

-
- | | |
|--|---|
| 1. Ph.D. Student in Economics, Urmia University | Email: s.ali.hoseini1393@gmail.com |
| 2. Assistant Professor of Financial Economics, Urmia University | Email: kh.jahangiri@urmia.ac.ir |
| 3. Professor of Financial Economics, Urmia University | Email: h.heidari@urmia.ac.ir |
| 4. Assistant Professor of Islamic Economics and Banking, Kharazmi University | Email: m.ghaemi84@gmail.com |