فصلنامـه اقتصاد مالی
سال دوازدهم / شماره ٤٤ / پائیز ۱۳۹۷
صفحه ۱۰۳ تا ۱۲۱

سرریزی و انتقالات نوسان قیمت سکه طلا بر بازار سرمایه

مهدی صادقی شاهدانی[۱]
حسین محسنی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۴/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۱۷

چکیده

درک سازوکارهای انتقال نوسان میان بازارهای مالی و کالایی استراتژیک از اهمیت شایانی در پژوهش‌های محققان و نهادهای بین المللی و حاکمیت کشورها به خصوص بعد از بحران مالی برخوردار شده است. این مقاله پیوستگی و انتقالات نوسانی میان بازدهی سکه طلای بهار آزادی و شاخص کل بورس اوراق بهادار را براساس ۱۴۴ مشاهده در دامنه های زمانی ماهانه با استفاده از سه مدل گارچ چند متغیره مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج این پژوهش موید همبستگی پویای شرطی مقادیر گذشته و همبستگی‌های مقطعی براساس رویدادهای خاص نظیر تغییرات نرخ ارز میان دو بازار است. همچنین سرریزی مثبت از بازار طلا به بازار سرمایه تأیید می‌شود. این امر حاکی از آن است که برخلاف نظریه‌های رایج این حوزه، بازدهی طلا جایگزینی برای سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار نیست زیرا عوامل بیرونی تشدید کننده نوسان می‌تواند نقش موثرتری در تلاطم همجهت میان دو بازار باشد.

واژه‌های کلیدی: سرریزی مالی، انتقالات نوسانی، سکه طلا، بازار سرمایه.
طبقه بندی JEL: C22,C32,G17,G32

۱- دانشیار، دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق(ع)، تهران، ایران. sadeghi@isu.ac.ir
۲- دکتری مدیریت مالی، دانشگاه علامه طباطبائی(ره)، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) mohseni911@atu.ac.ir

۱- مقدمه

سکّه بهار آزادی یکی از مسکوکات طلای قانونی در ایران است کـه از سـال ۱۳۵۸ بـه مناسـبت یادبود پیروزی انقلاب اسلامی ایران، ضرب شد. عیار طلای این سکه‌هـا ۹۰۰ در ۱۰۰۰ اسـت و هـر سال ضرابخانه بانک مرکزی ایران، سکه ها را ضرب و از طریق بانک‌های عامل یا صرافی‌های مجاز به بازار عرضه می‌کند که به قیمت روز خرید و فروش مـی‌شـوند. سـکه بهـار آزادی دارای کاربردهـای متعددی چون هدیه، مهریه ازدواج، پس انداز خانوار و نیـز کـالای سـرمایه گـذاری بـا دوام و دارای ارزش ذاتی است. همچنین سکه‌های طلا در برخی از دوره های زمانی بـا نـرخ روز اعـلام شـده بـه عنوان یکی از راهکارهای کنترل نقدینگی، توسط بانک مرکزی واگذار شدند. در این ادوار که عمـدتاً با جهش‌های نقدینگی در جامعه همراه بوده است، نوسان از بازار طلا(بواسـطه عوامـل بـین المللـی موثر در قیمت‌گذاری نظیر نرخ ارز و یا ترجیحات سرمایه گذاران) به سایر بازارها نیز انتقال می‌یابـد که شناخت این مکانیسم‌های سرریزی در کانون توجه پژوهشگران بین المللـی در سـال‌هـای اخیـر قرار گرفته است.

سرریزی نوسان را می‌توان به عنوان یک اثر متقابل ناشی از نوسان قیمـت در بازارهـای مختلـف نامید(پاندی[1]،۲۰۱۸). لذا اندازه نوسان قیمت در یک بازار نه تنها تحت تـأثیر نوسـان گذشـته خـود قرار می گیرد بلکه نوسان بازارهای خارجی نیز بر آن اثرگذار است(ژانگ و همکـاران[2]، ۲۰۰۸). ایـن موضوع با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بازارهای مالی به یکدیگر اهمیت بیشتری یافتـه است. مکانیزم‌های سرریزی بین بازده و نوسان دارایی‌های مختلف، به دلایل متعدد نظیـر شناسـایی کارایی بازار، بهینه سازی سبد دارایی، مدیریت ریسک و تنظیم بازار می تواند مهم باشد.

پژوهش حاضر از حیث نوع توصـیفی، از حیـث روش همبسـتگی و از لحـاظ ماهیـت، کـاربردی است. هدف این پژوهش مدلسازی وابستگی درونی نوسانات و مکانیزم های انتقالی بـین سـری‌هـای زمانی است. لذا با استفاده از مدل های گارچ چند متغیره شـامل همبسـتگی شـرطی ثابـت(CCC)، همبستگی شرطی پویا(DCC) و مدل گارچ چند متغیـره(VARMA-GARCH) در یـک دوره ۱۴۴ ماهه به بررسی سرریز نوسان میان قیمت سکه طلا و شاخص کل بورس پرداخته مـی شـود. سـوال اساسی این تحقیق را می توان چنین بیان کرد که آیا سرریزی نوسان از سـمت بـازار طـلا بـه بـازار سرمایه وجود دارد؟ شدت سرریزی از نوع شوک های قابل انتقال چگونه است؟

ضرورت انجام این پژوهش برآمده از این نکته است که اولاً عرضه سکه طـلا بـه عنـوان یکـی از سازوکارهای کنترل نقدینگی و قیمت طلا در مواقع جهـش نـرخ ارز، در طـی چنـد دوره در کشـور صورت پذیرفته است. لذا تبیین این مهم با نوسان سایر بازارهای اسـتراتژیک کـالایی و مـالی دارای اهمیت شایانی است. ثانیاً درک روابط سرریزی نوسـانات ناشـی از قیمـت طـلا مـی‌توانـد در اتخـاذ

تصمیمات مالی بازیگران بازار سرمایه از حیث تحلیل بنیادین نقش موثری ایفا کند. همچنین ابعاد سیاستگذاری به منظور توجه در برنامه های کلان اقتصادی و درک روابط میان بازارها توسط مقامات ناظر بازار پول و سرمایه می‌تواند موثر واقع شود.

این مقاله مشتمل بر پنج بخش است که در بخش اول به توضیح مسئله، اهداف و چارچوب پژوهش، سئوالات اساسی و ضرورت انجام آن می‌پردازد. بخش دوم اختصاص به بیان مبانی نظری پژوهش و گذری بر پیشینه پژوهش‌های مرتبط خواهد داشت. در بخش سوم مدل تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم به آزمون داده‌ها و تحلیل نتایج اختصاص دارد. در نهایت، نتیجه‌گیری و ارائه یافته های در بخش پنجم ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

طلا همواره با توجه به ارزش ذاتی، فساد ناپذیری، برخورداری از مقبولیت عامه، قدرت نقدشوندگی و هزینه نگهداری پایین از اهمیت بالایی برخوردار بوده است. قیمت جهانی این فلز گران بها و ارزشمند مانند هر کالای دیگری تحت تأثیر نیروهای عرضه و تقاضا در بازار است. اما با توجه به اینکه طلا یک کالای حساس و استراتژیک است، عوامل زیادی بر میزان عرضه- تقاضا و بالطبع قیمت آن اثر می‌گذارند. تغییرات ارزش دلار در برابر سایر ارزها، قیمت جهانی نفت، نرخ بهره بانکی و وقایع جغرافیایی- سیاسی از جمله مهمترین عوامل اثرگذار محسوب می‌شوند(میشرا و همکاران[۳]، ۲۰۱۰). قیمت جهانی طلا در طول سال‌های گذشته دارای روند صعودی بوده و این روند در سال‌های اخیر به مراتب با اهمیت‌تر شده است. اما گاهی اوقات نوسانات قیمت طلا در کشور بیشتر از نوسانات قیمت در بازارهای جهانی بوده است. این شکاف قیمتی می تواند ناشی از آن باشد که قیمت طلا در ایران نه تنها تحت تأثیر قیمت جهانی است بلکه عوامل دیگری نیز در تعیین قیمت این فلز اثر گذارند.

قیمت طلا در سطح جهان با توجه به مقدار عرضه و تقاضا برای آن تعیین می‌گردد عرضه کنندگان طلا(معادن)، بانک‌های مرکزی و فروشندگان طلای قراضه از بزرگترین عرضه‌کنندگان طلا به بازارهای جهانی هستند. جواهرسازان، صنعتگران، محتکران شمش طلا و سرمایه گذاران از متقاضیان اصلی طلا در بازار به شمار می‌روند. کاربردهای طلا، تولید جواهرآلات، سکه، پول و مصارف صنعتی است(کومار[۴]، ۲۰۱۴). علاوه بر عرضه و تقاضا، عوامل متعدد دیگری از قبیل بحران‌های اقتصادی، تنش‌های سیاسی، بورس بازی، نوسان ارزهای کلیدی خصوصاً دلار و نرخ بهره در آمریکا بر قیمت طلا تأثیر می‌گذارند(سرفراز و افسر،۱۳۸۴). وجود انتظارات تورمی، نوسانات نرخ ارز، نوسانات شاخص سهام و یا اعلام تحریم های بین المللی می تواند موجب شکل گیری نوعی

هیجان در بازار طلا برای افزایش قیمت شود. در نتیجه این افزایش تقاضا، قیمت طلا افزایش یافته و از مقدار واقعی خود فاصله می‌گیرد(صمدی و همکاران، ۱۳۹۴). طلا همواره به عنوان سپری در قبال تورم شناخته می‌شود. مقالات متعددی در ارتباط میان طلا و بازارهای مالی نگارش شده‌اند زیرا امکان پیش بینی قیمت کالا دارای نقش مهمی در بازارهای مالی است. این امر ضرورت درک هم حرکتی‌های قیمتی و انتقال اطلاعات را میان فعالان بازارهای مختلف را روشن می سازد(پینگ[۵]، ۲۰۱۶).

واژه سرایت در ادبیات مالی عاریه گرفته شده از فرهنگ پزشکی است که به انتقال یک بیماری از شخصی به شخص دیگر به صورت تماس مستقیم یا غیرمستقیم اطلاق می‌شود. پژوهش های حوزه سرایت مالی شامل تحلیل درجه هم حرکتی میان بازارها در طول بحران‌های مالی است. به بیان دقیق‌تر می‌توان سرایت را به گسترش یک اختلال بازاری از یک بازار(کشور) به بازار دیگر اطلاق کرد به گونه‌ای که این هم حرکتی در نرخ ارز، قیمت سهام و جریانات سرمایه‌ای قابل مشاهده باشد(کلاسنس و همکاران[۶]،۲۰۰۱).

از طرفی سرریز نوسان به این معناست که سوابق تاریخی درخصوص نوسان شدید در یک بازار، به پیش بینی وقوع آن در بازار دیگر کمک می‌کند(اوینگ و مالیک[۷]،۲۰۱۳). درحقیقت شکست در بازار می‌تواند رفتار عرضه و تقاضای فعالان بازار را در بازار دیگر تحت تأثیر قرار دهد و ایجاد تقاضا و عرضه موثری متفاوت از شکل اولیه بوجود آورد که این اثر ثانویه به دنبال وقوع اثر اولیه ظاهر می‌شود اما ممکن است به مراتب دورتر از رویداد اولیه(از حیث زمانی یا مکانی) نمود داشته باشد(کاپورالی و همکاران[۸]،۲۰۰۸). جدول ۱ سرریز نوسان و سرایت مالی را مورد مقایسه قرار می دهد.

سرایت مالی می‌تواند در نتیجه سرریزی برآمده از وابستگی میان بازارهای اقتصادی باشد که در زمان بحران های مالی به ظهور می‌رسد. کامینسکی و رینهارت[۹](۱۹۹۶) این نوع گسترش بحران را سرایت مبتنی بر بنیادها[۱۰] عنوان می‌کند. انتقال نوسان در حوزه بحران های مالی نمی‌تواند صرفاً متصل به تغییرات مشهود در اقتصاد کلان باشد بلکه نتیجه رفتار سرمایه گذاران یا دیگر نهادهای مالی نیز است(کینگ و وادهاوانی[۱۱]،۱۹۹۰). برای مثال بحران در یک کشور، سرمایه گذاران را سوق می‌دهد تا سرمایه های خود را در بازارهای دیگری منتقل کنند. این نوع سرایت اغلب دلیل رفتارهای غیرمنطقی نظیر رانش مالی[۱۲]، رفتار توده وار[۱۳]، فقدان اطمینان[۱۴] و افزایش ریسک گریزی است. این شوک ها می‌تواند محلی(یا داخلی) باشد که از یک کشور سرچشمه گرفته و به بنیان‌های اقتصادی کشور دیگر تأثیر گذارد یا شوک عمومی(جهانی) باشد که بیش از یک کشور را

همزمان تحت تأثیر قرار دهد(بکارت و همکاران[15]،۲۰۱۱). نظیر نوسان قیمت کالاهای اساسی، نفت، نفت، حوادث طبیعی یا بشری را که می‌توان از جمله شوک‌های عمومی قلمداد کرد.

جدول ۱- مقایسه سرریز و سرایت مالی

	سرریز نوسان	سرایت مالی
ریشه	۱. بی ثباتی در نوسان ۲. خوشه بندی نوسانی	۱. شوک اقتصادی مرتبط با تجارت، سرمایه گذاری، امور اعتباری و پولی ۲. شوک خارجی مرتبط با عدم تعادل در کالاهای استراتژیک و حوادث
وقوع	دوره های عادی و بحران	مخصوص دوره های بحران
تکثیر	محدود(دارایی یا یک بازار)	گسترده(اقتصاد کشورهای مختلف)
تأثیر	قیمت دارایی ها	کل اقتصاد
نوع	۱. سرریز بازاری داخلی ۲. سرریز بازاری مقطعی	۱. مبتنی بر بنیادهای اقتصادی ۲. مبتنی بر رفتار سرمایه گذاران
علت	خوشه بندی نوسان، فقدان کارایی بازار، به هم پیوستگی بازار و عدم تقارن اطلاعاتی	تنزل ارزش پول، بدهی های دولتی، رکود اقتصادی، کاهش سرمایه گذاری، افزایش قیمت کالاهای اساسی، کمبودهای اعتباری و مشکلات نقدینگی
کانال	قیمت دارایی ها، نرخ بهره و ارز	تجارت، اعتبار، رفتار سرمایه گذاران

منبع: یافته‌های پژوهشگر

قیمت طلا نیز به صورت جهانی تعیین شده و به عنوان متغیری مهم در بسیاری از تحولات پولی و مالی بین المللی شناخته می‌شود. بنابراین می تواند هر دو نوع شوک را بر سایر بازارها دربرداشته باشد. بسیاری معتقدند که از اولین نشانه های تضعیف هر اقتصادی، رشد قیمت طلا در آن کشور است(گائور و بانسال[16]،۲۰۱۰). به طوری که با کاهش ارزش شاخص سهام، سرمایه گذاران گذاران به سمت بازار طلا هجوم می‌برند تا ارزش دارایی‌هایشان را حفظ کنند درنتیجه این افزایش تقاضا قیمت را بالا خواهد برد(سومنر و همکاران[17]،۲۰۱۰). بنابراین طلا دارای ارزش استاندارد پذیرفته شده‌ای است که موضوع ریسک سیستمیک همانند بازار سهام برای آن مصداق ندارد(گیلمور و همکاران[18]،۲۰۰۹). بروز بحران یا رکود در چرخه‌های تجاری منجر به تنزل ارزش پول رایج و بازار سهام می‌شود اما طلا در این حالت از جذابیت سرمایه گذاری برخوردار است. پژوهش‌های انجام شده پیرامون این حوزه دارای تفاوت‌های ماهوی از لحاظ مدل و خروجی‌های

تحقیق هستند. به طوری که برخی نشان می‌دهند که رابطه معناداری میان دو بازار طلا و بازار سهام وجود ندارد(فدایی نژاد و فراهانی، ۱۳۹۶) درحالیکه برخی دیگر به وجود رابطه مثبت تأکید دارند(فلاحی و جهانگیری، ۱۳۹۴؛ فتاحی و همکاران، ۱۳۹۶).

متناسب با هدف پژوهش و ماهیت بلندمدت داده‌ها، مدلسازی سرریز نوسان برای بازار طلا از رویکرد جامع تری برخوردار است. زیرا علاوه بر داشتن نقاط احتمالی سرایت در دوره بحران جهانی، برای اقتصاد کشور ایران(که تأثیرپذیری‌های مستقیم کمتری از سایر بازارهای مالی بین المللی دارد)، تناسب مفهومی بیشتری خواهد داشت.

در حوزه پژوهش های مرتبط با حوزه بازار طلا و بازار سرمایه می‌توان به برخی پژوهش‌های مرتبط با این حوزه توسط پژوهشگران داخلی و خارجی اشاره کرد.

علمی و همکاران(۱۳۹۳) در بررسی اثر تغییرات ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان دو بازار طلا و سهام برای دوره پنج ساله از ۱۳۸۶ با استفاده از تصریح غیرقطری BEKK نشان دادند که انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای طلا و سهام ایران به صورت دو طرفه است.

نیکومرام و همکاران(۱۳۹۴) به بررسی سرایت پذیری تلاطم در بازار سرمایه ایران با استفاده از مدل تحلیل خودرگرسیونی برداری (VAR) و مدل MGARCH در فاصله زمانی ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۲ پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان تأیید اثر سرایت پذیری بازار سرمایه از بازارهای موازی ارز، طلا و نفت دارد.

حسینیون و همکاران(۱۳۹۵) به بررسی انتقال تلاطم میان بازار سهام، طلا و ارز با استفاده از مدل VAR-MGARCH در دوره ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۳ پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان‌دهنده انتقال شوک دوطرفه بین بازارهای ارز و طلا و بین بازارهای طلا و سهام است و انتقال شوک یک‌طرفه از بازار سهام به بازار ارز وجود دارد.

رنجبر و سفیدبخت(۱۳۹۶) به بررسی سرریز نوسانات بازارهای نفت، ارز، طلا و سهام در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ با استفاده از مدل BEKK و همچنین با مدلVAR پرداختند که نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد قیمت طلا و شاخص سهام اثر معناداری دارد ما زمانی که از شکست ساختاری در معادلات استفاده شود نتایج متفاوت خواهد بود.

اربابی(۱۳۹۷) به پیش بینی تلاطم سکه طلا در بازار دارایی‌های مالی با رهیافت ANN-GARCH در دامنه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ با هدف پیش بینی تلاطم در بازدهی قیمت نقدی سکه طلا پرداخت. نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که لحاظ تلاطم بازارهای مالی دیگر از قبیل نوسانات

نرخ ارز، تغییر قیمت نفت و تغییر شاخص قیمت سهام در بورس توانایی پیش بینی مدل برآوردی را بهبود می بخشد.

منسی و همکاران[۱۹](۲۰۱۳) به بررسی رابطه بازده و اثرات سرریز نوسان میان شاخصS&P500 و شاخص‌های قیمت حوزه انرژی، طلا، غذا و نوشیدنی از سال ۲۰۰۰ -۲۰۱۱ با استفاده از مدل VAR-GARCH پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که انتقال نوسان میان S&P500 و بازارهای نفت و طلا بیشترین تأثیر را از شوک های قبلی و نوسان شاخص مذکور دارد.

چادهوری و همکاران[۲۰](۲۰۱۵) در بررسی همحرکتی های پویای غیرخطی و انتقالات نوسانی میان بازدهی طلا و سهام برای سه کشور انگلستان، آمریکا و ژاپن طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۴ با استفاده از مدل علیت گرنجری غیرخطی نشان دادند که در مواقع بحران رابطه مذکور به صورت وابستگی دوطرفه و در حالت عادی، بهره گیری از طلا می‌تواند موجب بهینه سازی پرتفوی سهام شود.

رازا[۲۱] و همکاران(۲۰۱۶) به بررسی اثرات نامتقارن قیمت طلا و نفت بر انتقالات نوسان بازار سهام کشورهای نوظهور در دامنه زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۰ با استفاده از رویکرد ARDL غیرخطی پرداختند. آنها نشان دادند که همگرایی و تأثیر مثبت قیمت طلا در بازار کشورهای BRICS و تأثیر منفی آن را در کشورهای مکزیک، مالزی، تایلند، شیلی و اندونزی وجود دارد.

واردار و همکاران[۲۲](۲۰۱۸) در بررسی انتقال شوک و سرریز نوسان ده کشور با قیمت نقدی نفت خام، گاز طبیعی، پلاتینیوم، نقره و طلا در دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ با استفاده از مدل گارچ VAR-BEKK نشان دادند که علاوه بر معناداری سرریز نوسان طلا بر بازار سهام، همگرایی میان بازارها بعد از دوره بحران ۲۰۰۷ بیشتر از دوره قبل بحران شده است.

۳-مدل پیشنهادی پژوهش

یکی از رویکردهای مشهور در مدل های GARCH چند متغیره، تجزیه ماتریس کواریانس شرطی به انحرافات استاندارد شرطی و ماتریس همبستگی شرطی است. اولین مدل از این نوع، مدل همبستگی شرطی ثابت(CCC) است که توسط بلرسلو[۲۳](۱۹۹۰) با این منطق ارائه شد که اگرچه کواریانس های شرطی ثابت نیستند اما واریانس آنها را به همبستگی‌های شرطی ثابت می‌توان مرتبط کرد. در این مدل ماتریس واریانس-کواریانس شرطی به وسیله ماتریس همبستگی شرطی و ماتریس واریانس شرطی به طور جداگانه الگوسازی می‌شود. که در آن R_t ماتریس همبستگی شرطی و عناصر آن، مقادیر ρ_{ij}، ضریب همبستگی بین متغیرهای i و j است(معادله ۱).

$$\rho_{ijt} = \frac{\mathrm{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt})}{\mathrm{Var}_{t-1}(\varepsilon_{it})^{1/2}.\mathrm{Var}_{t-1}(\varepsilon_{jt})^{1/2}} \qquad (۱)$$

مدل CCC توسط انگل[۲۴](۲۰۰۲) به مدل همبستگی شرطی پویا(DCC) بسط یافته است. در این مدل ضرایب همبستگی شرطی به صورت معادله شماره (۲) برآورد می شوند:

$$\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{q_{iit}^{1/2}.q_{jjt}^{1/2}} \qquad (۲)$$

$$q_{ijt} = (1-\lambda)\varepsilon_{i\,t-1}\varepsilon_{j\,t-1} + \lambda q_{ijt-1} \qquad (۳)$$

در تعریف ماتریس همبستگی شرطی، فرقی بین مدل DCC و CCC وجود ندارد بلکه تنها تفاوت مدل CCC از DCC در با زمان بودن ماتریس همبستگی شرطی پسماندها(R_t) است. در واقع انگل یک رویکرد تخمینی دو مرحله‌ای را برای هر متغیر در نظر می‌گیرد که در آن هر متغیر در سیستم ابتدا به صورت یک فرآیند گارچ تک متغیره جداگانه مدل می‌شود. تابع لگاریتم درستنمایی برای ترکیب این مراحل ایجاد شده که در آن مجموع لگاریتم درستنمایی تمامی گارچ های تک متغیره را در خود تجمیع می کند. سپس در مرحله دوم درستنمایی شرطی با توجه ماتریس همبستگی به شکل ماتریسی ارائه جایگذاری می‌شود. تابع لگاریتم درستنمایی برای مرحله دوم به شکل معادله شماره (۴) قابل تخمین است:

$$l(\theta_2|\theta_1) = \sum_{t=1}^{T}(\log|R_t| + u_t' R_r^{-1} u_t) \qquad (۴)$$

که در اینجا θ_1 معرف پارامترهای نامشخصی است که در مرحله اول تخمین زده می شود و θ_2 معرف تمامی پارامترهای تخمین زده شده در مرحله دوم است. هیچکدام از مدل های CCC و DCC تضمین نمی کند که واریانس‌های شرطی تک متغیره مثبت هستند اما ساختار هر یک از این مدل ها تضمین می کند که کواریانس های شرطی چند متغیره مثبت و معین هستند.

مک آلیر و لینگ[۲۵](۲۰۰۳) در مقاله خود مدلی را تحت عنوان مدل خودرگرسیون میانگین متحرک برداری گارچ را به عنوان حالت خاصی از مدل CCC مطرح می‌کنند. در این مدل واریانس‌های شرطی در سری های بازدهی از یکدیگر مستقل فرض می‌شود و رفتارهای نامتقارن را

مدنظر قرار نمی‌دهد. آنها برای لحاظ نمودن همبستگی میان متغیرها یک تصریح میانگین برداری از متحرک خودرگرسیو برداری[۲۶](VARMA) را مطرح کردند که میانگین شرطی آن به صورت معادله (۵) قابل تصریح است:

$$y_t = E\left(y_t \middle| F_{t-1}\right) + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t = D_t \eta_t \qquad (۵)$$

که در آن

$$\eta_t = \left(\eta_{1t}, ..., \eta_{mt}\right)', \quad y_t = \left(y_{1t}, ..., y_{mt}\right)' \qquad (۶)$$

دنباله ای از توزیع بردارهای تصادفی مستقل و یکسان توزیع شده است، پارامتر F_t مقادیر گذشته اطلاعات موجود در زمان t، m شمار بازدهی ها در زمان $t=1,...,n$ است.

$$D_t = diag\left(h_1^{1/2}, ..., h_m^{1/2}\right), \qquad (۷)$$

در بررسی نوسانات میان بازارهای مختلف است، ارتباط درونی بین واریانس ها و پسماندها نیز حائز اهمیت است. بنابراین مدل میانگین شرطی به صورت ARMA برداری تصریح شود، در نهایت تصریح واریانس شرطی آنها را می توان به صورت معادله (۸) خواهد بود:

$$H_t = W + \sum_{i=1}^{r} A_i \vec{\varepsilon}_{t-i} + \sum_{j=1}^{s} B_j H_{t-j} \qquad (۸)$$

همانند مدل‌های گارچ تک متغیره، مدل VARMA-GARCH نیز فرض می کند که شوک‌های مثبت و منفی دارای تأثیر واحدی بر واریانس‌های شرطی هستند. از آنجایی که به منظور تسخیر[۲۷] هر چه بهتر ویژگی‌های سری های زمانی مالی و اقتصادی لازم است تا اثرات خاص و نامتقارنی‌ها در آنها دیده شود نظیر اثر اهرمی(نوسانات در برخی از سری‌های زمانی مالی و اقتصادی در هنگام نزول قیمت تمایل به شدت نزول دارند) و... . مک آلیر، هوتی و چان[۲۸](۲۰۰۹) به منظور جداسازی اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی مدل VARMA-AGARCH را برای واریانس های شرطی به صورت معادله شماره (۹) تعریف کرد.

$$H_t = W + \sum_{i=1}^{r} A_i \vec{\varepsilon}_{t-i} + \sum_{i=1}^{r} C_i I_{t-i} \vec{\varepsilon}_{t-i} + \sum_{j=1}^{s} B_j H_{t-j} \qquad (۹)$$

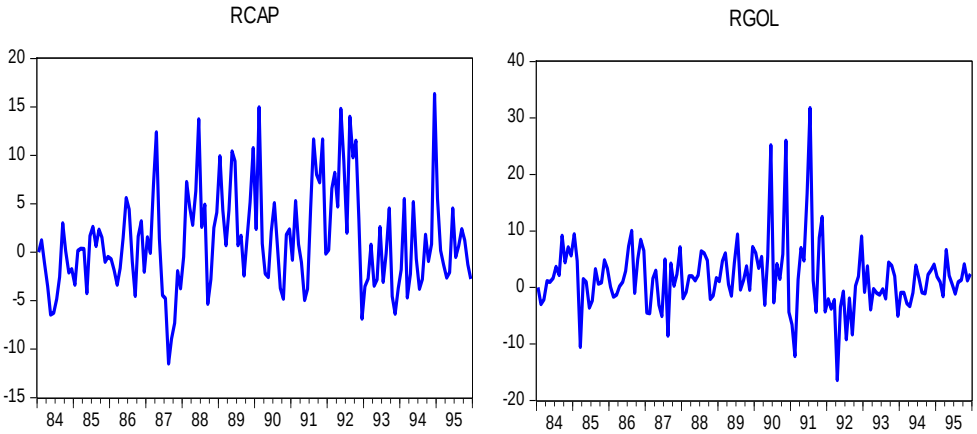
در اینجا C_i یک ماتریس $m \times m$ برای $i = 1,..,r$ و $I_t = \text{diag}(I_{1t},...,I_{mt})$ که در آن

$$I_{it} = \begin{cases} 0, & \varepsilon_{it} > 0 \\ 1, & \varepsilon_{it} \le 0 \end{cases}.$$

اگر $m = 1$ باشد آنگاه مدل به گارچ نامتقارن یا مدل GJR تبدیل می شود. در این مدل فرض می شودکه تمامی ریشه ها در خارج از دایره واحد قرار دارند. پارامترهای ناشناخته به اصطلاح اولند چپ[۲۹] هستند و سایر شرایط قابل شناسایی بودن[۳۰] را دربردارند. همچنین ماتریس آنها محدود و معین مثبت است که روی قطر اصلی یک و پایین مثلثی است.

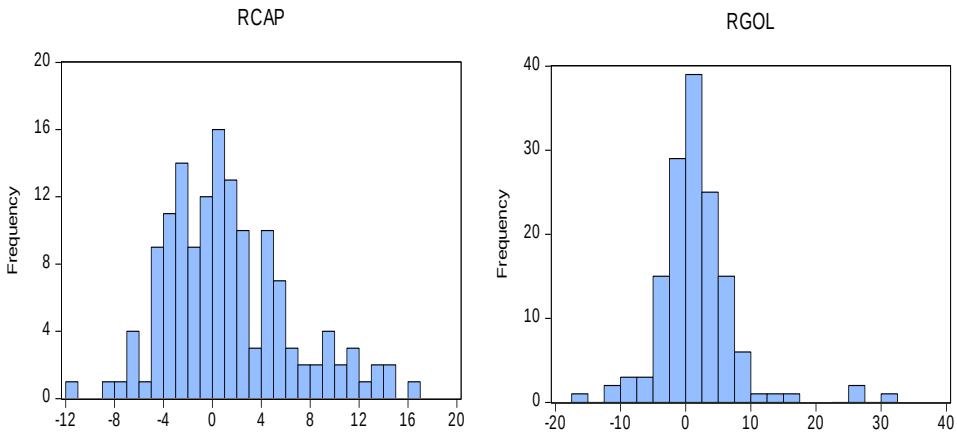
۴- آزمون داده‌ها و تحلیل نتایج

متغیر نماینده بازدهی طلا در این تحقیق، بازدهی لگاریتمی سکه تمام بهار آزادی است. در این پژوهش از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۶ بهره گرفته شده است. علت انتخاب سال ۱۳۸۴ به عنوان تاریخ مبدأ همانا تغییر قانون بازار اوراق بهادار و ایجاد ساختارهای جدید در بازار سرمایه به منظور پوشش کامل ادوار نوسانی در کشور است. برای بازار سرمایه از بازده ماهانه شاخص کل استفاده شده است. درخصوص بازار طلا نیز نیز قیمت سکه تمام بهار آزادی طرح جدید از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و گزارش نماگرهای اقتصادی استفاده شده است.



شکل ۱- نمودار نوسان بازدهی بازارها(۱۳۹۶-۱۳۸۴)

علاوه براین جهش قیمت طلا در سال ۹۱ و ۹۰ و همچنین جهش قیمت‌های سهام در سال ۹۴، ۹۲ قابل مشاهده است. همانطور که در شکل ۱ مشاهده می شود، نمودارهای بازدهی لگاریتمی دو بازار مورد بررسی در قالب سری زمانی شاخص بورس(RCAP) و طلا(RGOL)، ارائه شده است که ویژگی کشیدگی و غیرنرمال بودن در آن مشهود است. لذا باید در تخمین مدل‌های برآوردی، فرض غیرنرمال بودن سری‌های زمانی لحاظ شود. شکل ۲ نحوه توزیع بازدهی سری‌های زمانی شاخص بورس و طلا را نشان می‌دهد.



شکل ۲- توزیع بازدهی سری های زمانی

شواهد میدانی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته(ADF) برای تمامی بازارهـای مـورد بررسی به صورت اختصاصی برای هر سری در جدول ۲ خلاصـه شـده اسـت. فرضـیه صـفر هـر دو آزمون نامانایی سری‌های زمانی را آزمون می‌کند که نشان می‌دهد که تمامی سری‌های زمانی مـورد بررسی در سطح از مانایی برخوردارند.

جدول ۲- آزمون مانایی متغیرها

	سطح ۱درصد	سطح ۵ درصد	سطح ۱۰ درصد	t-آماره	Prob.*
بورس	-۲,۵۸۱۲	-۱,۹۴۳۱	-۱,۶۱۵۲	-۶,۶۲۹۳	۰,۰۰۰۰
سکه طلا	-۲,۵۸۱۲	-۱,۹۴۳۱	-۱,۶۱۵۲	-۸,۸۳۸۸	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نیست و تابعی از رفتار جملات خطا باشـد. مدل‌های خانواده آرچ (ARCH) می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خـود توضیح دهند و برای سری‌های زمانی که دارای نوسان هستند و واریانس آنها در طـول زمـان تغییـر می‌کند به کار می‌رود. بنابراین زمانی می‌توان با استفاده از روش‌های GARCH مـدل را تخمـین زد که وجود ناهمسانی شرطی توسط آزمون اثر ARCH مورد تائید قرار گیرد که خروجی آن در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳- تأیید وجود ناهمسانی واریانس بوسیله آزمون وایت

F-statistic	۱,۳۴۰۵	Prob. F(1,127)	۰,۰۰۹۱
Obs*R-squared	۱,۳۴۷۴	Prob.Chi-Square(۱)	۰,۰۰۵۷

منبع: یافته های پژوهشگر

همبستگی میان سری‌های زمانی می‌تواند با تقسیم کواریانس‌های شرطی بر انحراف معیارهـای شرطی بوجود آید. می‌توان برای مدل کردن پویایی‌ها مستقیماً از همبستگی بهـره گرفـت. در مـدل همبستگی شرطی ثابت(CCC) فرض می‌شود کواریانس‌های شرطی ثابت نیستند اما واریـانس آنهـا به همبستگی‌های شرطی ثابت فرض می‌شود. خروجی نتایج مدل همبستگی شرطی ثابت در جدول ۴ ارائه شده است. در این مدل نشان می‌دهد که همبستگی شـرطی ثابـت میـان بـازدهی شـاخص بورس و قیمت طلا به صورت مثبت وجود دارد.

جدول ۴- خروجی مدل همبستگی شرطی ثابت (*CCC*)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره – z	Prob
بورس	۰,۷۸۲۳	۰,۵۵۶۶	۱,۴۰۵۴	۰,۱۵۹۹
طلا	۱,۰۱۹۷	۰,۴۷۹۳	۲,۱۲۷۳	۰,۰۳۳۴

منبع: یافته های پژوهشگر

از طرفی می‌توان مدل همبستگی شرطی پویا را طی دو مرحله تخمین زد که در آن هر متغیر در سیستم ابتدا به صورت یک فرآیند گارچ تک متغیره مدل می‌شود که در آن مجموع لگاریتم درستنمایی تمامی گارچ‌های تک متغیره را در خود تجمیع می‌کند. سپس در مرحله دوم درستنمایی شرطی با توجه ماتریس همبستگی به شکل ماتریسی جایگذاری می شود. در این مدل θ_1 معرف تأثیر شوک‌های گذشته بر هبستگی‌های شرطی، θ_2 معرف تأثیر همبستگی شرطی پویای گذشته و θ_3 معرف همبستگی‌های مقطعی است.

جدول ۵- همبستگی های شرطی پویا (*DCC*)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	z آماره –	Prob
θ_1	۰,۰۷۵۳	۰,۱۱۵۰	۰,۶۵۵۰	۰,۵۱۲۴
θ_2	۰,۶۴۴۶	۰,۳۲۷۸	۱,۹۶۶۳	۰,۰۴۹۳
θ_3	۳,۴۴۴۲	۰,۳۷۲۱	۹,۲۵۴۳	۰,۰۰۰۰
		-۳,۰۹۲۲	Log likelihood	
۱۲,۶۵۸۲	Schwarz crit	۱۲,۵۴۹۳	Avg. log likelihood	
۱۲,۳۱۲۲	H-Quinn crit	۱۲,۲۲۸۳	Akaike crit	

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول ۶- خروجی مدل VARMA_GARCH و سرریزی نوسان

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره – z	Prob.
VARMA_GARCH(RCAP - RGOL)				
بورس	۱,۳۶۳۵	۰,۰۹۶۱	۱۴,۱۹۱۷	۰,۰۰۰۰
طلا	۱,۸۴۸۴	۰,۰۲۷۵	۶۷,۲۵۶۱	۰,۰۰۰۰
VARIANCES=SPILLOVER(RCAP - RGOL)				
بورس	۱,۳۶۳۵	۰,۰۹۶۱	۱۴,۱۹۱۷	۰,۰۰۰۰
طلا	۱,۸۴۸۴	۰,۰۲۷۵	۶۷,۲۵۶۱	۰,۰۰۰۰
C(1)	۷,۷۰۲۰	۰,۱۰۰۰	۷۷,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره – z	Prob.
C(2)	۱۲,۱۲۴۳	۰,۰۸۱۵	۱۴۸,۷۲۱۵	۰,۰۰۰۰
A(1,1)	۰,۰۳۸۲	۰,۰۲۹۲	۱,۳۰۵۹	۰,۱۹۱۶
A(1,2)	-۰,۰۷۳۴	-۰,۰۴۸۰	۱,۵۲۷۷	۰,۱۲۶۶
A(2,1)	-۰,۴۰۸۴	-۰,۰۱۷۱	۲۳,۹۰۴۰	۰,۰۰۰۰
A(2,2)	۰,۴۴۶۵	۰,۰۲۱۵	۲۱,۰۰۴۷	۰,۰۰۰۰
B(1,1)	۰,۶۱۶۲	۰,۰۲۵۳	۲۴,۳۱۸۶	۰,۰۰۰۰
B(1,2)	-۰,۶۹۷۹	۰,۱۶۵۶	-۴,۲۱۳۴	۰,۰۰۰۰
B(2,1)	۸,۸۷۰۳	۰,۲۲۴۷	۳۹,۴۷۶۲	۰,۰۰۰۰
B(2,2)	۰,۸۲۲۱	۰,۰۲۱۷	۳۷,۸۳۷۹	۰,۰۰۰۰
R(2,1)	-۰,۰۷۳۲	-۰,۰۰۲۴	۲۹,۴۵۱۴	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

خروجی جدول ۵ نشان دهنده آن است که اثر همبستگی گذشته و همبستگی شرطی مقطعی میان بازدهی طلا و شاخص بورس قابل تأیید است.

درنهایت به منظور بررسی سرریزی نوسانات میان دو بازار مورد بررسی از مدل VARMA_GARCH بهره گرفته می‌شود. خروجی حاصل از این دو مدل به شرح جدول ۶ خلاصه شده است. خروجی‌های حاصل از جدول نشان می‌دهد که سرریزی نوسان به صورت متقارن میان بازار سرمایه با بازار طلا وجود دارد.

خروجی‌های حاصل از جدول ۶ بیانگر آن است که انتقال شوک از بازار طلا به سمت بازار سرمایه وجود ندارد. اما عوامل محرک برون زایی که بر هر دو بازار را تحت تأثیر قرار می‌دهد از تغییر تمایلات سرمایه گذاری افراد در سوق جریانات نقدی به سمت بازارهای مالی می تواند باعث همبستگی پویای شرطی تقاطعی و سرریزی نوسان از بازار طلا به سمت بازار سرمایه باشد.

۵- نتیجه گیری

این مقاله به بررسی همبستگی پویای شرطی و سرریزی نوسان قیمت سکه طلا بر بازدهی شاخص کل بورس با استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره شامل همبستگی شرطی پویا (DCC) و مدل‌های گارچ VARMA می پردازد.

نتایج پژوهش موید آن است که سرریزی نوسان از سمت بازار طلا به بازار بورس اوراق بهادار به صورت متقارن و مثبت تأیید می‌شود. بنابراین تعامل پویای دو بازار طلا و بورس اوراق بهادار براساس مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) تأیید می‌شود. به منظور کنکاش دقیق‌تر نوع تعامل

برهمکنش دو بازار، از مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) بهره گرفته شد. نتایج این بخش نشان داد که انتقالات نوسانی میان دو بازار می‌تواند برآمده از اثرات همبستگی‌های پویای شرطی مقادیر گذشته و اثرات همبستگی تقاطعی میان بازار طلا و بازار سرمایه باشد. بنابراین از آنجاییکه تأثیر شوک‌های گذشته بازار طلا بر بازار سرمایه تأیید نمی‌شود، می‌توان غیرمستقیم بودن تأثیرگذاری و وجود عوامل مهم خارجی در شکل‌دهی رفتار دو بازار را پیش بینی کرد. از آنجاییکه قیمت یک سکه بهار آزادی به طور عمده برآمده از قیمت جهانی هر اونس طلا، نرخ ارز دلار و میزان عرضه-تقاضا است، لذا به طور ماهوی به نظر می‌رسد هم‌حرکتی های مشترکی متأثر از نوسانات نرخ ارز بایستی میان تغییرات بازدهی طلا و بازار سهام وجود داشته باشد. طلا به عنوان یک دارایی برای مصون بودن در قبال تورم های قیمتی مورد استقبال سرمایه گذاران قرار می‌گیرد و نظر به تغییرات قابل توجه نقدینگی و نرخ ارز، انتظار می‌رود این اثرات اقتصادی به صورت همگرا، دو بازار را تحت تأثیر قرار دهد. نتایج این بخش چنین تفسیر می‌شود که اثر شوک ها برآمده از جهش/تنزل های قیمتی اونس طلا، لزوما نمی‌تواند محرکی برای تغییرات بازدهی در بخش بازار سرمایه باشد به عبارت دیگر واکنش بازار سرمایه نسبت به تغییرات جهانی قیمت طلا قابل تأیید نیست اما درصورتی که این تغییرات برآمده یا همراه با جهش های نرخ ارز باشد، انتظارات می رود بر تصمیمات، جریانات نقدی و در نهایت بازدهی قیمتی بازار سرمایه موثر واقع شود. برآیند حاصل از این عوامل برون‌زای اقتصادی بر انتقال جریانات نقدی توسط سرمایه گذاران می‌انجامد که این تعدیل ثروت، انتقال نوسان میان دو بازار را می تواند فراهم کند.

همچنین پدیده خوشه بندی نوسان درخصوص بازارهای سهام و طلا نیز تأیید می شود. بدین معنی که در مورد بازارهای طلا و سهام، تغییرات بزرگ گرایش دارند تا از تغییرات بزرگ و هم علامت تبعیت کنند و تغییرات کوچک گرایش دارند تا از تغییرات کوچک پیروی کنند این امر باعث ایجاد بازگشت به میانگین در سری‌های زمانی شده و آنها را در معرض ابتلا به روند قرار می‌دهد که می تواند زمینه را برای تشریح هم‌حرکتی های نوسانی فراهم آورد.

مشارکت مقاله حاضر را می‌توان در تبیین سازوکار نحوه انتقال شوک و بازدهی میان بازار طلا و سهام عنوان کرد که این مهم با بکارگیری همبستگی‌های شرطی(تغییرپذیر در طی زمان) و مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی انتخابی با عنایت به ویژگی‌های ارگودیکی و پایایی، می‌تواند نقش کاراتری در تسخیر انتقالات نوسانی میان دو بازار داشته باشد. تعیین تکلیف روابط میان بازارها و نیز تکمیل زنجیره تحلیل برای تحلیلگران بنیادین درخصوص انتقالات نوسانی از جمله خروجی‌های قابل تأکید این مقاله است.

کاربرد خروجی‌های حاصل از این بخش علاوه بر توجیهات نظری صورت گرفته در دو حوزه اصلی است. نخست اینکه با توجه به لیست بودن آتی سکه طلا در بورس کالا، درک ماهیت هم‌حرکتی و انتقالات نوسانی برای سرمایه گذاران این حوزه دارای اهمیت است. دوم، شناخت همبستگی شرطی و سرریزی نوسان می‌تواند کارکرد سیگنال دهی برای شاغلین این حوزه داشته باشد. امروزه با توجه به وجود صندوق سرمایه گذاری طلا، یافته‌های این پژوهش می‌تواند نقش موثری برای تصمیم سرمایه گذاران و مدیران صندوق‌های های مذکور ایفا نماید. این امر بدین منزله است که درک تعامل بازارهای با اهمیت با بازار سرمایه، می‌تواند مکمّل تحلیل‌های بنیادین در حوزه اوراق بهادار باشد. همچنین خروجی‌های این پژوهش می‌تواند برای سیاستگذاران اقتصادی و تنظیم‌گران حوزه بازار پول و سرمایه از حیث اتخاذ استراتژی‌های کنترل بازار مفید واقع شود. برای تحقیقات آتی بررسی سرریزی میان بازار پول و بازار سرمایه با توجه به بانک پایگی و اهمیت مدیریت نقدینگی پیشنهاد می‌شود.

فهرست منابع

۱) اربابی، فرزین(۱۳۹۷)، "پیش بینی تلاطم بازدهی سکه طلا در بازار دارایی های مالی(رهیافت ANN-GARCH)"، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۲، شماره ۴۳.

۲) حسینیون، نیلوفر سادات. بهنامه، مهدی. ابراهیمی سالاری، تقی(۱۳۹۵)، "بررسی انتقال تلاطم نرخ بازده بین بازارهای سهام، طلا و ارز در ایران"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، دوره ۲۱، شماره ۶۶.

۳) رنجبر، محمد حسین. سفید بخت، الهه(۱۳۹۶)، "سرریز نوسانات بین قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازار سهام تحت فواصل زمانی و شکست ساختاری: استفاده از مدل گارچ BEKK و الگوریتم ICSS"، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، دوره ۸، شماره ۳۳.

۴) سرفراز، لیلا. افسر،امیر (۱۳۸۴)، "بررسی عوامل موثر بر قیمت طلا و ارائه مدل پیش بینی برمبنای شبکه های عصبی فازی"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره ۱۶.

۵) صمدی، سعید. ابراهیمی، نسرین. عقیلی، فریباالسادات(۱۳۹۴)، "اثر نوسانات نرخ ارز و شاخص بازار سهام بر قیمت سکه طلا"، دوفصلنامه اقتصاد پولی و مالی، سال بیست و دوم، شماره ۹.

۶) علمی، زهرا (میلا). ابونوری، اسمعیل. راسخی، سعید. شهرازی، محمد مهدی(۱۳۹۳). "اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران"، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال هشتم، شماره ۲۶.

۷) فتاحی، شهرام. سحاب خدامردی، مرتضی. ایوتوند، میثاق(۱۳۹۶)، "بررسی رابطه همبستگی شرطی بین بازارهای مالی ایران با تأکید بر اثر حافظه بلندمدت و عدم تقارن"، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۱، شماره ۴۰.
۸) فدایی نژاد، اسماعیل. فراهانی، رضا(۱۳۹۶)، "اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۱۱، شماره ۳۹.
۹) فلاحی، فریبرز. جهانگیری، خلیل(۱۳۹۴)، "آزمون وجود سرایت مالی میان بازار سهام، ارز و سکه طلا در ایران"، دوفصلنامه اقتصاد پولی- مالی، سال بیست و دوم، شمارۀ ۱۰.
۱۰) نیکومرام، هاشم. پورزمانی، زهرا. دهقان، عبدالمجید(۱۳۹۴)، "بررسی سرایت تلاطم بازارهای مالی بازار سرمایه بر صنایع بورسی(صادرات و واردات محور)"، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۸، شماره ۲۵.

11) Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M., & Mehl, A. J. (2011). Global crises and equity market contagion. National Bureau of Economic Research. No. w17121
12) Caporale, G. M., Schulze-Ghattas, M., Beirne, J., & Spagnolo, N. (2008). Volatility spillovers and contagion from mature to emerging stock markets.International Monetary Fund. (No. 8-286).
13) Choudhry, T., Hassan, S. S., & Shabi, S. (2015). Relationship between gold and stock markets during the global financial crisis: Evidence from nonlinear causality tests. International Review of Financial Analysis, 41, 247-256.
14) Claessens, S., Dornbusch, R., & Park, Y. C. (2001). Contagion: Why crises spread and how this can be stopped. International financial contagion (pp. 19-41). Springer US.
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) Ewing, B.T., & Malik, F. (2013).Volatility transmission between gold and oil futures under structural breaks. International Review of Economics and Finance, 25(3): 113–121.
17) Gaur, A., & Bansal, M. (2010). A comparative study of gold price movements in Indian and global markets. Indian Journal of Finance, 4(2), 32-37.
18) Gilmore, C.G., McManus, M.G., Sharma, R., Tezel, A., 2009. The dynamics of gold prices, gold mining stock prices and stock market prices comovements. Research in Applied Economics 1, 1–19.
19) Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M., & Vegh, C. A. (2003). The unholy trinity of financial contagion. Journal of economic perspectives, 17(4), 51-74.

20) King, M. A., & Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. Review of Financial studies, 3(1), 5-33.
21) Kumar, D. (2014). Return and volatility transmission between gold and stock sectors: Application of portfolio management and hedging effectiveness. IIMB Management Review, 26(1), 5-16.
22) Ling, S., & McAleer, M. (2003). Asymptotic theory for a vector ARMA-GARCH model. Econometric theory, 19(2), 280-310.
23) McAleer, M., Hoti, S., & Chan, F. (2009). Structure and asymptotic theory for multivariate asymmetric conditional volatility. Econometric Reviews, 28(5), 422-440.
24) Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A., & Managi, S. (2013). Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold. Economic Modelling, 32, pp.15-22.
25) Mishra, P. K., Dus,J. R. and Mishra, S. K. (2010). Gold Price Volatility and Stock Market Returns in India. American Journal of Scientific Research, 9: 47-55.
26) Pandey, V. (2018). Volatility spillover from crude oil and gold to BRICS equity markets. Journal of Economic Studies, 45(2), 426-440.
27) Ping, P. Y., Ahmad, M. H. B., & Ismail, N. B. (2016). Volatility spillover effect study in US dollar and gold market based on bivariate-BEKK model. AIP Conference.
28) Raza, N., Shahzad, S. J. H., Tiwari, A. K., & Shahbaz, M. (2016). Asymmetric impact of gold, oil prices and their volatilities on stock prices of emerging markets. Resources Policy, 49, 290-301.
29) Sumner, S., Johnson, R., Soenen, L. (2010). Spillover effects among gold, stocks, and bonds. Journal of Centrum Cathedra, 3(2), 106-120.
30) Vardar, G., Coşkun, Y., & Yelkenci, T. (2018). Shock transmission and volatility spillover in stock and commodity markets: evidence from advanced and emerging markets. Eurasian Economic Review, 1-58.
31) Zhang, Y. J., Fan, Y., Tsai, H. T., & Wei, Y. M. (2008). Spillover effect of US dollar exchange rate on oil prices. Journal of Policy Modeling, 30(6), pp.973-991.

یادداشت‌ها

[1] Pandey
[2] Zhang et al
[3] Mishra t al
[4] Kumar
[5] Ping et al
[6] Claessens et al
[7] Ewing & Malik
[8] Caporale et al
[9] Kaminsky & Reinhart
[10] Fundamental based Contagion
[11] King and Wadhwani

[12] Financial Panic
[13] Herd Behavior
[14] Loss of Confidence
[15] Bekaert et al
[16] Gaur and Bansal
[17] Sumner et al
[18] Gilmore et al
[19] Mensi et al
[20] Choudhry et al
[21] Raza et al
[22] Vardar et al
[23] Bollerslev
[24] Engle
[25] Ling and McAleer
[26] Vector Autoregressive Moving Average
[27] Capture
[28] McAleer, Hoti and Chan
[29] Left coprime
[30] Identifiable condition