فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۴

سال بیست و پنجم، زمستان ۱۳۹۶، صفحات ۱۸۹ - ۱۶۵

سرریز نوسانات بر بورس اوراق بهادار

محمد هاشم بت شکن

استادیار دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)

dr.botshekan@atu.ac.ir

مهدی صادقی شاهدانی

دانشیار دانشگاه امام صادق(ع)

sadeghi@isu.ac.ir

محمد جواد سلیمی

استادیار دانشگاه علامه طباطبائی

j_salimi@atu.ac.ir

حسین محسنی

دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبائی

mohseni911@atu.ac.ir

سنجش پویایی روابط میان بازارها به منظور شناسایی تأثیرپذیری بازار سرمایه از سایر بازارها بالاخص بعد از بحران مالی اخیر مورد توجه بسیاری قرار گرفته است. این مقاله به بررسی همبستگی پویای شرطی و سرریز نوسان با استفاده از چهار مدل مشهور گارچ چند متغیره در دوره دوازده ساله(از ابتدای ۱۳۸۴ تا انتهای ۱۳۹۵) میان بازار ارز، طلا، نفت و مسکن بر بورس می‌پردازد. هدف این پژوهش درک و شناسایی سرریزهای نوسانی بر بازار سرمایه به منظور ارتقای تاب آوری مالی کشور در مدیریت نوسان‌های مالی، اغتنای تصمیمات سیاستگذاری و مدیریت ریسک است. نتایج این پژوهش مؤید سرریزی نوسان میان بورس اوراق بهادار با بازار ارز، بازار طلا و بازار نفت است. این درحالی است که سرریزی نوسان میان بورس اوراق بهادار با بازار مسکن تأیید نمی شود. علاوه براین وجود رابطه همبستگی مثبت میان بازدهی شاخص بورس با بازدهی نرخ ارز دلار و نرخ بازدهی مسکن به صورت مثبت تأیید می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C22,C32,G17,G32

واژگان کلیدی: سرریز نوسان، همبستگی شرطی پویا، بازار سهام.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۴/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۶/۲۷

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

۱. مقدمه

تاب آوری به توانایی یک کشور آسیب پذیر از نظر اقتصادی برای تعامل و مدیریت تکانه‌ها گفته می‌شود (اورمایر[1]، ۲۰۱۲). بنابراین، تاب آوری اقتصادی به اقدامات سیاست گذاران و بازیگران اقتصادی اطلاق می‌شود که یک کشور را قادر می‌سازد در برابر اثرات منفی شوک‌ها مقاومت کرده، بازیابی گردد. همچنین اقداماتی که یک کشور را قادر می‌سازد از شوک‌های مثبت بهترین استفاده را ببرد، منجر به تاب آوری اقتصادی می‌شود. به عبارت دیگر، تاب آوری اقتصادی قدرت سیاستگذاری و اجرای آن در یک اقتصاد برای مقاومت و بازگشت از اثرات منفی یا تعدیل اثرات منفی شوک‌های برونزای نامساعد و بهره برداری و استفاده از شوک‌های مثبت است. بنابراین تاب آوری شامل مقاومت و استحکام (و یا تعدیل) در مقابل شوک‌ها و سپس بازیابی از آن شوک هاست. این مهم نیازمند درک روابط اقتصادی و مالی و داشتن نگاه سیستمی به مجموعه ابعاد نظام مالی و اقتصادی در کشور است. اصطلاح سرریز نوسان به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن نوسان در یک بازار دارای تأثیر غیرمستقیم مؤخر بر نوسان بازار دیگر داشته باشد. تسهیل انجام تراکنش‌های مالی موجب تشدید نوسان در میان بخش‌ها و بازارها می‌شود، زیرا همگرایی‌های مالی در زمان رکود یا بحران‌های اقتصادی می‌تواند آسیب‌های زیادی را به نظام مالی کشورها وارد کند. واکنش بازار سهام به شوک‌های قیمت طلا، ارز، نفت و مسکن بازتابی از تأثیر اطلاعات بر جریانات نقدی واقعی جاری یا آتی شرکت‌ها در صنایع مختلف است که می‌تواند تعیین کننده چگونگی در هم تنیدگی بازارها و تأثیرپذیری بازار سرمایه از تکانه‌های اقتصادی باشد.

پژوهش حاضر از حیث نوع توصیفی، از حیث روش همبستگی و از لحاظ ماهیت، کاربردی می‌توان قلمداد کرد. هدف این پژوهش مدل‌سازی وابستگی درونی نوسانات و مکانیزم‌های انتقالی بین سری‌های زمانی است، مدل‌های ناهمسانی واریانس چند متغیره گارچ حائز اهمیت می‌شوند. اگرچه مدل‌های تک متغیره توانایی تسخیر برخی از ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی و اقتصادی

1. Overmyer

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

مانند کشیدگی و عدم تقارن را دارند اما این مدل‌ها نمی توانند رابطه درونی بین سری‌های زمانی را مدل‌سازی کنند. لذا با استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره شامل مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت(BEKK)، همبستگی شرطی ثابت(CCC)، همبستگی شرطی پویا(DCC) و مدل گارچ چند متغیره(VARMA-GARCH) در یک دوره ۱۲ ساله (از ابتدای ۱۳۸۴ تا انتهای ۱۳۹۵) به بررسی سرریز نوسان میان نفت خام، طلا، ارز دلار و مسکن بر شاخص کل بورس پرداخته می‌شود. بنابراین خروجی حاصل از این پژوهش، ارائه کننده روابط همبستگی شرطی با استفاده از روند داده‌های تاریخی خواهد بود که در عین توضیح دهندگی مناسب، از ویژگی مانایی، ارگودیکی و پایداری برخوردار است. سوال اساسی این تحقیق را می‌توان چنین بیان کرد که سرریزی نوسان از سمت بازار نفت، ارز، طلا و مسکن به بورس اوراق بهادارچگونه است؟ اگر سرریزی از بازارهای موازی به بازار سرمایه در ایران وجود دارد، شدت سرریزی از کدام بازار بیشتر است؟

ضرورت انجام این پژوهش برآمده از این نکته است که اولاً پژوهش‌های صورت گرفته در حوزه سرریز نوسانات عمدتا معطوف به کشورهای کشورهای توسعه یافته غربی و برخی کشورهای شرق آسیا است، لذا تبیین این مهم در کشور با در نظر گرفتن هم زمان بازارهای استراتژیکی کالایی و مالی دارای اهمیت شایانی است. ثانیاً درک روابط سرریزی نوسانات ناشی از قیمت نفت خام، نرخ ارز دلار، قیمت طلا و قیمت مسکن می‌تواند در اتخاذ تصمیمات مالی، سرمایه‌گذاری و مدیریت ریسک مشارکت کنندگان بازار نقش مؤثری ایفا کند. در نهایت اینکه خروجی‌های این پژوهش دارای ابعاد سیاستگذاری مالی- اقتصادی و تصمیم سازی به منظور توجه در برنامه‌های کلان اقتصادی و مدیریت تکانه‌های مالی به منظور افزایش تاب آوری مالی در کشور است.

این مقاله مشتمل بر پنج بخش است که در بخش اول به توضیح مسئله ، اهداف و چارچوب پژوهش، سوالات 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 یافته‌های در بخش پنجم ارائه می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

انتقال وجوه از پس اندازکنندگان به سرمایه گذاران از کارکردهای کلیدی بازارها و نهادهای مالی در اقتصاد است. نوسان دارایی‌های مالی جزء عادی سازوکار بازار به شمار می‌آید اما نوسان‌های شدید (در بازده سهام، نرخ ارز، قیمت نفت و نظایر آن) می‌تواند کارکرد مذکور را مختل کرده و اثر معکوس بر این کارکرد مالی در اقتصاد داشته باشد. نوسان را می‌توان به عنوان شاخصی از ناکارایی بازار قلمداد کرد چرا که دارندگان دارایی را در دوره مدنظر به سمت ریسک سوق می‌دهد و استمرار آن با سایر بازارها نشان از یک تهدید بالقوه در ایجاد سازوکارهای بازاری وابسته به یکدیگر در اقتصاد دارد. نوسانات در بازارهای مالی از اهمیت ویژه ای برخوردار است به طوری که بسیاری از مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌های مالی و مدیریت ریسک بر پایه ی میزان نوسانات و برآوردی که از میزان نوسان پذیری متغیر، پایه ریزی شده اند (گنزالز و لی[1]،۲۰۰۴). بنابرین شناسایی برهمکنش میان نوسانات بازارهای مختلف یکی از مهمترین موضوعات مورد توجه محققان در برهه کنونی است. برخی از پژوهشگران مالی معتقدند که همبستگی متقابل بین نوسانات حتی از همبستگی متقابل میان عایدی‌ها نیز بیشتر است (سوریانو و کلایمنت[2]،۲۰۰۶).

نوسان در مورد بازده دارایی‌ها، در طی زمان بی ثبات(موّاج[3]) است که این امر مشخصه‌های خاصی را به وجود می‌آورد: اول اینکه نوسان تصادفی تمایل به ایجاد همبستگی سریالی[4] داشته و بنابراین بازگشت به میانگین[5] در آنها قابل مشاهده است (نلسون[6]،۱۹۹۶). بنابراین مشاهدات در معرض ابتلا به روند هستند. دوم آنکه نتیجه مستقیم همبستگی سریالی در نوسان تصادفی همانا ایجاد پدیده خوشه‌بندی نوسان[7] است. ماندلبرات[8](۱۹۶۷) و فاما[9](۱۹۶۵) نوسان خوشه ای را اطلاق به شرایطی

1. González and Lee
2. Soriano and Climent
3. Fluctuates
4. Serially Correlated
5. Mean Reversion
6. Nelson
7. Volatility Clustering
8. Mandelbrot
9. Fama

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

کردند که در آن "تغییرات بزرگ گرایش دارند تا از تغییرات بزرگ و هم علامت تبعیت کنند و تغییرات کوچک گرایش دارند تا از تغییرات کوچک پیروی کنند". در نهایت اینکه تغییرات تصادفی نشان دهنده عدم تقارن است. نوسان بازده‌های هم زمان و بازده‌های شرطی دارای همبستگی منفی هستند. بازدهی منفی(یا مثبت) به طورکلی با نوسانات شرطی صعودی(یا نزولی) شناخته می‌شود.

به‌دلیل اهمیت تأثیر بی‌ثباتی‌های مالی و نااطمینانی‌های اقتصادی، این اثرات سرریزی در طول دوره‌های بحران مالی اساساً افزایش می‌یابد (اروری[1]،۲۰۱۱). اثر سرریزی نوسان میان بازارهای سهام و کالایی بعد از بحران ۲۰۰۸ مورد توجه بیشتری قرار گرفته است. پژوهش‌های متعددی (نظیر دیبولد و یلماز[2]،۲۰۱۲؛ منسی و همکاران،۲۰۱۳؛ ابورا و چیوالیز[3]،۲۰۱۵) به تأیید اثرسرریزی نوسان میان بازارهای سهام و کالا پرداختند. مطالعات میدانی متعددی درخصوص روابط میان بازارهای کالایی و پولی با متغیرهای مختلف اقتصادی همچون بازار سهام صورت پذیرفته است که تمایز پژوهش حاضر را می‌توان در گسترده داده ها، متدلوژی خاص سنجش روابط و خروجی‌های مورد کاربرد دانست. بررسی سرریز نوسان بورس در تعامل با چهار بازار زیر حائز اهمیت شایانی است، زیرا:

اول: همگرایی و سرریزی نوسان از بخش مسکن به بازارهای مالی از جمله پدیده‌های مشهور در دهه‌های اخیر به‌دلیل بحران اقتصادی جهانی است. مسکن به عنوان یک بخش استراتژیک از حیث هزینه مصرفی و سرمایه‌گذاری خانوارها و دارای رابطه پیشین و پسین اقتصادی با سایر بخش‌ها بالاخص بخش مالی است. سرمایه گذاری در بخش مسکن تابع چرخه‌های ادواری صنعت مذکور و شرایط اقتصادی خرد و کلان جامعه است، اما سرریز نوسان از بازار مسکن به بازارهای مالی، اقتضایی و وابسته به ساختارهای مالی-رهنی است. لذا مدلسازی سرریز نوسان این بخش با بورس اوراق بهادار می‌تواند موجبات توسعه درک تعامل این بازار استراتژیک با بورس را فراهم نماید.

دوم: سرریز نوسانات نرخ ارز به سایر بازارها همواره در کانون توجه فعالان مالی در کشورهایی است که از نرخ شناور برخوردارند. عدم اطمینان نرخ ارز مخصوصاً در کشوری مانند ایران برای

1. Arouri
2. Diebold and Yilmaz
3. Aboura and Chevallier

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

بنگاه‌های اقتصادی ریسک محسوب می‌شود. نوسانات نرخ ارز از دو کانال عرضه کل(صادرات) و تقاضای کل(واردات) می‌تواند تولید کالا و خدمات را تحت تأثیر قرار دهد. بنابرین نوسانات نرخ ارز بسته به منشأ ایجاد می‌تواند پیامدهای مختلفی برای بخش‌های واقعی و مالی اقتصاد داشته باشد. نوسانات نرخ ارز با تأثیرگذاری بر روی تصمیمات سرمایه‌گذاران می‌تواند بر روی قیمت سهام تأثیرگذار باشد و از طرفی شاید نتوان اثر عوامل محرک قیمت سهام بر نرخ ارز را نادیده گرفت.

سوم: سرریزی نوسان از بازار طلا به سایر بازارهای مالی و پولی به عنوان یک موضوع دیرین است. از آنجایی‌که قیمت گذاری این فلزگران بها به صورت جهانی است، عواملی نظیر بروز جنگ، تحریم، ناآرامی داخلی و تنش‌های ژئوپولیتیک و در بعد اقتصادی عواملی نظیر تغییرات قیمت نفت، نرخ ارز، نرخ بهره لایبور، سود بانکی داخلی و... بر آن تأثیرگذارند (تالی و لوسی[1]،۲۰۰۷). وجود اقتصاد تورمی موجب شده تا خرید و ذخیره سکه طلا به عنوان یکی از روش‌های پس انداز و حفظ ارزش پول برای خانوارها به شکل یک گزینه جذاب سرمایه‌گذاری مطرح باشد. بنابراین از آنجایی‌که طلا نقش مهمی در اقتصاد دارد و موارد مصرف متنوع آن غیرقابل انکار است، بررسی سرریز نوسان برای این بازار می‌تواند نتایج ارزنده‌ای برای سرمایه‌گذاران و برنامه ریزان به همراه داشته باشد.

چهارم: در نهایت اینکه نفت دارای اثرات سرریزی نوسان و همگرایی متنوع در کشورهای مختلف است. برای کشورهای صادرکننده نفت، شوک‌های قیمتی موجب افزایش درآمد ملی، مخارج عمومی و سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود که قیمت سهام افزایش یابد. برخی نیز معتقدند که قیمت نفت تأثیر معناداری بر بازار سهام ندارد. زیرا استدلال می‌شود که سیاست‌های پولی و مالی مؤثر بر تورم و متغیرهای کلان اقتصادی است که در آنها قیمت نفت لحاظ می‌شود (آپرجیس و میلر[2]،۲۰۰۹). مدلسازی سرزیری نوسان بازار نفت و بورس از چند منظر حائز اهمیت است. اول اینکه نفت محور تحرکات سیاسی و اقتصادی در کشورهای صادرکننده است و در کشورها سازوکارهای انتقال شوک‌های قیمتی نفت به نظر می‌رسد باید متفاوت از یکدیگر باشد.

1. Tully and Lucey
2. Apergis and Miller

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

سوم اینکه بازار سهام کشورها دارای تفاوت قابل ملاحظه نسبت به یکدیگر از منظر حجم، عمق و کارایی دارند. لذا مدلسازی این مهم می‌تواند به سرمایه‌گذاران در اتخاذ تصمیمات مالی مناسب و به سیاستگذاران اقتصادی به اتخاذ تصمیمات کاراتر کمک نماید.

بنابراین به هم پیوستگی نظامات مالی، تسهیل تراکنش‌های مربوط به انتقال جریان‌های نقدی، همگرایی و پویایی روابط مالی، استفاده از فرصت‌های تأمین مالی و سرمایه گذاری میان بازاری، منطقه ای و بین المللی و... از جمله عواملی است که مدلسازی و تحلیل نوسانات بورس اوراق بهادار را مستلزم داشتن نگرش فراگیر در این حوزه می‌نماید که می‌تواند در اتخاذ سیاست گذاری‌های مالی مناسب و اتخاذ تصمیمات کاراتر کمک نماید. در ادامه مروری بر مهمترین پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام شده در حوزه بررسی رابطه میان بازار نفت و بورس اوراق بهادار خواهیم داشت.

۲-۱. پیشینه داخلی

رستمی و فرهمندی(۱۳۹۱) به بررسی اثرات سرریز بازده قیمت نفت خام اوپک و نفت خام تگزاس‌غربی با استفاده از مدل‌های گارچ چندمتغیره شامل VEC, BEKK و CCC در دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۸ پرداختند. نتایج آنها نشان از کارایی بهتر مدل‌های گارچ چندمتغیره داشته و همچنین اثرات سرریز بین دو بازار نفت خام اوپک و تگزاس غربی وجود دارد.

سید حسینی و ابراهیمی(۱۳۹۲) به بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات با استفاده از مدل گارچ چند متغیره CCC و DCC در دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۶ پرداختند. نتایج آن تحقیق، نشان دهنده سرایت معنادار تلاطم از بازار دبی به بازار تهران است.

دور اندیش و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی اثر سرریز نوسانات نرخ ارز بر شاخص صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۵ با استفاده از مدل BEKK پرداختند. نتایج پژوهش آنها بیانگر اثرگذاری نوسانات گذشته بازار ارز بر نوسانات جاری این بازار و بر نوسانات بازار صنایع قند و شکر و خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در دوره جاری است.

علمی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی اثر تغییرات ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان دو بازار طلا و سهام برای طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۶ با استفاده از مدل BEKK پرداختند. آنها نشان دادند که انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان دو بازار مذکور به صورت دو طرفه است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

نیکومرام و همکاران(۱۳۹۴) به بررسی سرایت پذیری تلاطم در بازار سرمایه ایران با استفاده از مدل تحلیل برداری خودرگرسیونی(VAR) و مدل گارچ چندمتغیره در دوره۱۳۹۲-۱۳۸۲ پرداختند. نتایج پژوهش تأیید اثر سرایت پذیری بازار سرمایه از بازارهای موازی ارز، طلا و نفت را دارد.

ثقفی و قنبریان(۱۳۹۴) به بررسی رابطه پویا(شوک ها) بین قیمت نفت و شاخص‌های بازار سرمایه با استفاده از روش هم‌انباشتگی طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۷ پرداختند. نتایج پژوهش آنها تأیید رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت نفت اوپک و شش شاخص بازار سرمایه را ارائه می‌دهد.

۲-۲. پیشینه خارجی

فیلیس و همکاران[1](۲۰۱۱) با بهره‌گیری از مدل همبستگی شرطی نامتقارن پویا (DCC-GARCH-GJR) به بررسی همبستگی میان بازار سهام و قیمت نفت در کشورهای کانادا، مکزیک و برزیل(صادرکننده) و آمریکا، آلمان و هلند (واردکننده) پرداختند. آنها نتیجه گرفتند که شوک‌های طرف تقاضا نمی‌تواند رابطه میان بازارها را تحت تأثیر قرار دهد.

لیو و شندلر[2](۲۰۱۱) در بررسی رابطه میان بازار املاک و بازار سهام در سطوح منطقه ای و بین‌المللی در فاصله زمانی۲۰۱۱-۱۹۹۰ و مدل DCC-GARCH درخصوص کشور آمریکا، چهار کشور اروپایی و آسیایی نشان دادند که این رابطه به صورت شرطی در دوره زمانی قابل تفسیر است، اما در بلندمدت این همگرایی از معناداری بیشتری برخوردار است.

دیبولد و یلماز[3](۲۰۱۲) به بررسی سرریز نوسان سمتی و کلی میان بازارهای سهام، اوراق قرضه، ارز و کالا از ۲۰۱۰-۱۹۹۹ با بکارگیری چارچوب خودرگرسیوبرداری تعمیم یافته پرداختند. آنها نشان دادند که سرریز نوسان میان بازاری از زمان بحران ۲۰۰۷ تقویت شده و میان چهار بازار مذکور، نوسان پویا در دوره مورد بررسی مشاهده شد.

1. Filis and Floros
2. Liow and Schindler
3. Diebold and Yilmaz

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

ابورا و چیوالیر[1](۲۰۱۵) به بررسی رابطه بازدهی و نوسان میان بازارهای کالا، سهام، اوراق قرضه و ارز در سال‌های۲۰۱۳-۱۹۸۳ با استفاده از مدل نامتقارن DCC-GARCH پرداختند. شواهد پژوهش آنها نشان می‌دهد که اثرسرریزی قوی میان بازده و نوسان در بازارهای کالایی و مالی وجود دارد.

منسی و همکاران[2] (۲۰۱۵) به مدلسازی سرریزی نوسانات نامتقارن، تخصیص دارایی و تعدیل پرتفوی بین برابری دلار/یورو با قیمت انرژی در شش بازار نقدی نفت در مناطق مختلف جهان با استفاده از مدل DCC-GARCH از سال ۲۰۱۲-۱۹۹۸ پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان از سرریزی نوسانات نامتقارن معنادار نرخ ارز دلار به بازارهای نفتی دارد.

۳. مدل پیشنهادی پژوهش

طرفداران مدل‌های مبتنی بر نوسان استدلال می‌کنند که اگر دو بازار به یکدیگر وابسته باشند آنگاه تحت تأثیر نوسان یکدیگر قرار می‌گیرند. به عبارت دیگر تغییرات یک بازار به بازار دیگر انتقال می‌یابد. بنابراین جهت سنجش سطوح پیوستگی میان دو بازار می‌توان از اندازه‌گیری میزان انتقال نوسان میان دو بازار استفاده کرد. پژوهش‌های صورت گرفته توسط برنارد و دورلاف[3] (۱۹۹۶) پیشنهاد می‌دهند که یکی از روش‌های شناسایی همگرایی(یا واگرایی) قیمت در بازارهای به هم وابسته، همانا انجام آزمون‌های مانایی جفتی[4] بر روی تفاضل‌های قیمتی(دو سری زمانی) است. تفاوت سری‌های قیمتی در بازار سهام نبایستی شامل هرگونه ریشه واحد(نظیر مانایی) باشند تا به معیارهای همگرایی دست یافته شود.

در این موارد آزمون دیکی فولر بسط یافته[5](ADF) و آزمون کیاتوسکی، فیلیپس، اشمیت و شین[6] (KPSS) معمولاً جهت همگرایی(واگرایی) سری‌های قیمت در دو بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگرچه استفاده از مشخصه‌های مانایی برای آزمون همگرایی قیمت‌ها دارای اشکالاتی است. برای مثال

1. Aboura and Chevallier
2. Mensi, Hammoudeh and Yoon
3. Bernard and Durlauf
4. pair-wise stationary
5. Augmented Dickey Fuller
6. Kwiatkowski Phillips Schmidt and Shin

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

مانایی تفاضل قیمت‌ها صرفاً برای همگرایی کاربرد داشته و تعیین کننده سطوح پیوستگی بازارها نیست. دوم اینکه آزمون‌های ریشه واحد فاقد پایداری[1] در خروجی‌ها بوده و ممکن است به نادرستی برخی از فرضیات صحیح را رد نماید که به ناهمگنی واریانس ها[2] مشهور است (زاچمن[3]،۲۰۰۸).

روش دیگر در اندازه گیری پیوستگی بازارها همانا کشف هم‌انباشتگی روابط در سری قیمت‌ها در دو بازاری است که دارای ارتباطات چندگانه قابل تعریف با یکدیگر قرار دارند. تحلیل هم‌انباشتگی با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون[4](۱۹۹۱) یا انگل- گرانجر[5](۱۹۸۷) معمولاً میان بازارها برای کشف شواهد پیوستگی معمولاً صورت می‌گیرد. اگرچه یک از فرضیات ضمنی روش هم‌انباشتگی این است که بردار هم‌انباشتگی در طول زمان مطالعه ثابت است (بارت و لی[6]،۲۰۰۲). این درحالی است که در واقعیت بسیار محتمل است که روابط میان متغیرها تغییر نماید. انتقال بردار هم‌انباشتگی می‌تواند ناشی از هرگونه تغییر سیستمی نظیر مسائل اقتصاد سیاسی، اقتصادی، قانونی یا محیطی باشد بالاخص زمانی که دوره مشاهدات طولانی است. بنابراین در زمان استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی بایستی در تفسیر نتایج به این امر توجه داشت.

سومین روش مشهور اخیر همانا سنجش سطوح پیوستگی میان بازارها با استفاده از اندازه‌گیری سرریز نوسان میان آنهاست. منطق استفاده از سرریزی نوسان میان بازارها به عنوان یک پروکسی در بازارهای مرتبط واضح است. زمانی که بازارها به‌وسیله عوامل یا کانال‌های اقتصادی به یکدیگر مرتبط شوند (نظیر مسائل تجارت یا سرمایه‌گذاری) می‌توان انتظار داشت که تبادل جریانات نقدی میان آنها وجود داشته باشد. مدل‌های سرریزی شامل آرچ بوسیله انگل(۱۹۸۲) و شکل تعمیم یافته آن توسط بولرسلو[7] (۱۹۸۶) برای سنجش پیوستگی و وابستگی بازارها مورد استفاده قرار می‌گیرد. پژوهش‌های میدانی اخیر در حوزه نوسان و سرریزی برای سنجش روابط میان بازارها نشان می‌دهد که مدل‌های

1. Robustness
2. Heteroscedasticity
3. Zachmann
4. Johansen's Cointegration test
5. Engle and Granger
6. Barret and Li
7. Bollerslev

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

مذکور از رجحان قابل توجهی برخوردارند. این مدل‌ها نه تنها ارائه کننده یک متدلوژی پایدار هستند بلکه آنها در ابعاد حالت- فضا- زمان ثابت بوده و از قابلیت تعمیم یافتگی مناسبی برخوردارند. بنابراین برای هدف پژوهش حاضر، از مدل‌های مبتنی بر نوسان جهت اندازه گیری روابط میان بازارها و سیر تکامل آنها در طول زمان استفاده می‌شود.

استفاده از مدل‌های سری زمانی چند متغیره دو حسن مهم دارد. اول، در شناسایی ارتباط بین سری‌های زمانی مالی بسیار مؤثر است. دوم، دقت پیش بینی را افزایش خواهد داد. مثلاً اگر مقادیر گذشته یک سری بر سری دیگر تأثیرگذار باشد، بهتر است از مدل‌های چند متغیره استفاده شود. البته استفاده از مدل‌های چند متغیره دو محدودیت مهم به همراه خواهد داشت. اول اینکه هر چه پارامترهایی تخمینی بیشتر شوند، از دقت نتایج مدل کاسته خواهد شد و برای قابل اعتماد شدن نتایج، لازم است که مشاهدات بیشتری جمع آوری شود. دوم اینکه اغلب نتایج حاصل، درجه توضیح دهندگی بالایی ندارند. در مدل‌های گارچ چندمتغیره[1]، تعداد پارامترها با افزایش بعد مدل به شدت افزایش می‌یابد و چون لازم است، ماتریس واریانس، مثبت معین باشد. برقراری این ویژگی‌ها توسط پارامترهای برآورد شده، چندان ساده نیست (تسای[2]، ۲۰۰۲). نتایج حاصل از تخمین به میزان زیادی متأثر از نوع روش انتخاب شده است.

انگل و کرونر[3] (۱۹۹۵) یک پارامترسازی از مدل واریانس شرطی چند متغیری را پیشنهاد می‌کنند که قیدهای مثبت معین بودن H_t را بر مدل MGARCH تحمیل می‌کند. مدل زیر در نظر گرفته شود.

$$H_t = C\acute{C} + \sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{q} A_{ik} a_{t-i}\acute{a}_{t-i}\acute{A}_{ik} + \sum_{k=1}^{K}\sum_{i=1}^{p} B_{ik} H_{t-i}\acute{B}_{ik} \qquad (۱)$$

که $C\acute{C}$ ماتریس عرض از مبدأ بوده و C یک ماتریس پایین مثلثی و مثبت شبه معین است. این مدل از این مزیت برخوردار است که می‌تواند فرآیند MGARCH قطری پیشین را به عنوان یک حالت خاص درنظر بگیرد. برای سهولت در ارایه مطلب فرض را بر این قرار می‌دهیم که k =۱ باشد، آنگاه

1. Multivariate GARCH Models
2. Tsay R. S.
3. Engle and kroner

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

$$H_t = C\acute{C} + \sum_{i=1}^{q} A_i a_{t-i}\acute{a}_{t-i}\acute{A}_i + \sum_{i=1}^{p} B_i H_{t-i}\acute{B}_i \qquad (۲)$$

لازم به ذکر است مدل‌های BEKK شکل خاصی از مدل‌های VEC هستند، لیکن پارامترهای مدل BEKK، برخلاف مدل VEC، مستقیما تأثیر وقفه‌ها را روی عناصر H_t نشان نمی‌دهند. همچنین اطمینان از تعریف مثبت ماتریس کواریانس با استفاده از ماهیت درجه دومی عبارات در معادله RHS بوجود می‌آید. علی‌رغم اعمال محدودیت‌های مختلف روی مدل‌های BEKK، معمولا زیاد بودن پارامترها همچنان یک مشکل اساسی است. لذا این مدل‌ها در موارد با بعد بیش از ۳ یا ۴ متغیر(سری) کمتر بکار می‌روند. از طرفی فرض ثابت بودن همبستگی، عمدتاً توسط پیش آزمون‌ها در سری‌های زمانی مالی رد می‌شود. در این راستا، مدل CCC توسط انگل(۲۰۰۲) به مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) بسط یافته است. در واقع انگل، فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی را در نظر نگرفت و مدل DCC را ارائه نمود که در این مدل اجازه تغییر ماتریس همبستگی شرطی در طول زمان داده می‌شود. در این مدل به ماتریس همبستگی اجازه تغییر در طی زمان داده می‌شود. این مدل به طور گسترده و به سهولت برای محاسبات تکمیلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در تعریف ماتریس H_t، فرقی بین مدل DCC و CCC وجود ندارد و در این مدل هم ماتریس H_t، ماتریس واریانس-کواریانس است.

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (۳)$$

در اینجا D_t ماتریس قطری شامل انحراف معیارهای شرطی(ریشه مربعات واریانس‌های شرطی از مدل گارچ تک متغیره برای هر سری زمانی)، R_t ماتریس همبستگی شرطی است و اجبار ثابت بودن آن در طی زمان برآمده از مدل همبستگی شرطی ثابت است. مدل می‌تواند در یک مرحله با منطق حداکثر درستنمایی تخمین زده شود که تابع لگاریتم درستنمایی آن به شکل زیر 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 می‌شود و θ_2 معرف تمامی پارامترهای تخمین زده شده در مرحله دوم است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

مک آلیر و لینگ[1](۲۰۰۳) به منظور لحاظ نمودن همبستگی میان متغیرها یک تصریح میانگین برداری از متحرک خودرگرسیو برداری[2](VARMA) را مطرح کردند که میانگین شرطی آن به صورت زیر قابل تصریح است:

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

که در آن y_t و η_t دنباله ای از توزیع بردارهای تصادفی مستقل و یکسان توزیع شده است، پارامتر F_t مقادیر گذشته اطلاعات موجود در زمان t، m شمار بازدهی‌ها در دوره زمانی است.

مک آلیر، هوتی و چان[3](۲۰۰۸) به منظور جداسازی اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی مدل VARMA-AGARCH را برای واریانس‌های شرطی به صورت زیر تعریف کرد.

$$H_t = W + \sum_{i=1}^{r} A_i \vec{\varepsilon}_{t-i} + \sum_{i=1}^{r} C_i I_{t-i} \vec{\varepsilon}_{t-i} + \sum_{j=1}^{s} B_j H_{t-j} \tag{۶}$$

در اینجا C_i یک ماتریس $m \times m$ برای $I_t = Diag(I_{1t}, \ldots, I_{mt})$ که در آن اگر $m = 1$ باشد آنگاه مدل به گارچ نامتقارن یا مدل GJR تبدیل می‌شود.

٤. آزمون داده‌ها و تحلیل نتایج

در این پژوهش از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۹۵/۱۲-۱۳۸۴/۱ 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 و همچنین پوشش کامل ادوار نوسانی بازارهای مورد بررسی در یک دوره دوازده ساله در کشور است. برای بازار سرمایه از بازده ماهانه شاخص کل استفاده شده است. درخصوص سایر بازارها نیز به ترتیب از بازدهی قیمت سبد نفت اوپک، قیمت فروش ارز دلار عمده در بازار آزاد شهر تهران و سکه تمام بهار آزادی طرح جدید از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و گزارش نماگرهای اقتصادی استفاده شده است. درخصوص قیمت مسکن نیز متوسط قیمت یک

1. Ling and McAleer
2. vector autoregressive moving average
3. McAleer, Hoti and Chan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

مترمربع آپارتمان در شهر تهران اعلامی از معاونت مسکن وزارت راه و شهرسازی به عنوان متغیر نماینده در نظر گرفته شده است.

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، متوسط بازدهی لگاریتمی ماهانه شاخص بورس معادل ۱/۲۶ درصد، دلار ۱/۰۳ درصد، طلا ۱/۷۴ درصد، نفت ۰/۰۴ درصد و مسکن ۱/۴۱درصد در طول دوره مورد بررسی بوده است. انحراف معیار(std. dev) محاسبه شده در جدول نشان می‌دهد که بیشترین نوسان متعلق به قیمت نفت و طلا و کمترین میزان متعلق به قیمت مسکن است. همچنین نوسان شاخص بورس نسبت به بازارهای نفت و طلا کمتر بوده است اما از بازارهای دلار و مسکن بیشتر است. بازدهی بازارهای مورد بررسی دارای میانگین کوچک با واریانس زیاد مشاهده می‌شود. وجود کشیدگی بیشتر از نرمال و چولگی مثبت در آن مشاهده می‌شود. غیر نرمال بودن این توزیع علاوه بر مشخصه‌های مذکور با استفاده از آماره جارک برا نیز قابل استنباط است. توزیعی که ضریب کشیدگی آن بیشتر از ۳ باشد، دارای تراکم بیشتری در مقایسه با توزیع گاوسی، دارای دنباله پهن[1] در دنباله‌های توزیع خود می‌باشد. بنابراین نتایج آماره جارک برا نشان از رد فرض صفر برای همه سری‌های بازده می‌باشد. لذا باید در تخمین مدل‌های برآوردی، فرض غیرنرمال بودن سری‌های زمانی لحاظ شود.

1. fat tail

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

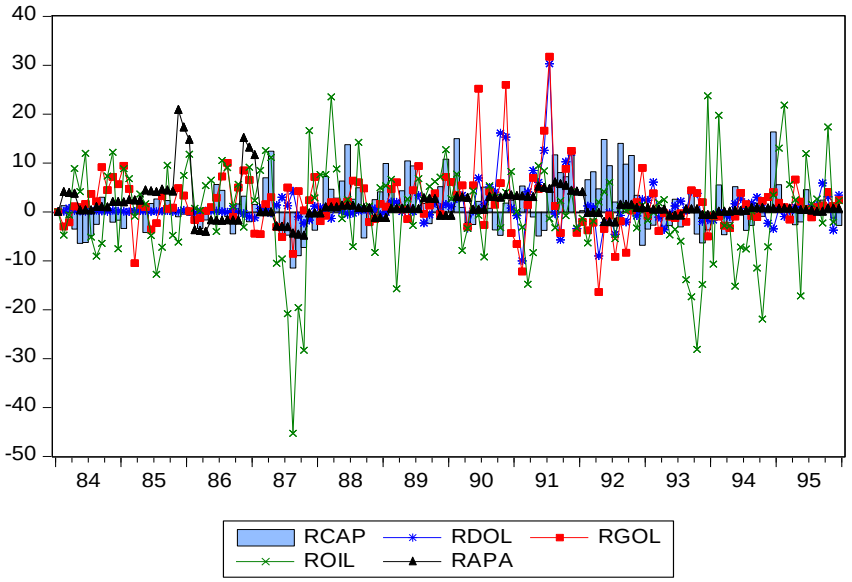
جدول۱ .آماره‌های توصیفی بازده در پنج بازار شامل بورس، نفت، ارز، طلا و مسکن

	بورس (RCAP)	دلار(RDOL)	طلا(RGOL)	نفت (ROIL)	مسکن (RAPA)
میانگین	۱/۲۶۳۳۰۲	/۰۳۸۵۷۲	۱/۷۴۱۴۳۷	۰/۰۴۲۴۹۹	۱/۴۱۳۲۹۶
میانه	۰/۶۶۷۴۱۱	۰/۲۱۲۰۷۱	۱/۲۷۱۳۷۶	۰/۹۶۵۱۱۲	۰/۶۵۹۷۶۲
حداکثر	۱۶/۳۳۲۵۶	۳۰/۲۸۱۶۴	۳۱/۷۶۰۶۰	۲۳/۷۱۸۶۸	۲۰/۸۳۲۲۹
حداقل	-۱۱/۴۸۴۷	۱۰/۰۱۳۱۱	-۱۶/۴۱۲۴۲	-۴۵/۲۷۹۲۱	-۴/۸۷۴۴۴۲
انحراف معیار	۵/۱۷۵۱۴۱	/۱۸۴۶۹۲	۵/۹۹۷۴۴۵	۹/۹۸۲۷۰۳	۳/۶۸۷۰۵۷
چولگی	۰/۶۸۴۳۱۴	۳/۱۱۴۹۹۱	۱/۴۶۹۱۶۹	-۰/۸۶۲۴۳۹	۲/۴۵۳۵۳۰
کشیدگی	۳/۴۱۳۷۲۲	۲۰/۷۵۰۱۶	۹/۷۱۸۷۱۱	۵/۷۵۵۶۰۵	۱۱/۸۸۰۲۷
جارک برا(JB)	۱۲/۲۶۵۸۴	۲۱۲۳/۲۸۴	۳۲۲/۶۴۹۵	۶۳/۴۱۱۳۷	۶۱۷/۶۳۰۲

مأخذ: نتایج تحقیق

در شکل (۱) نمودارهای بازدهی لگاریتمی سه بازار مورد بررسی برای دوره ۱۲ ساله برای پنج سری زمانی شاخص بورس(RCAP)، دلار(RDOL)، طلا(RGOL)، نفت(ROIL) و مسکن(RAPA) ارائه شده است که نشان از خوشه ای بودن نوسانات قیمت سری‌های زمانی مورد بررسی به غیر از قیمت مسکن را دارد. بدین معنی که روندهای نوسانی تمایل دارند که از روندهای توسانی قبل خود و روندهای درحال سکون نیز از روندهای سکونی قبل خود تبعیت کنند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]



نمودار ۱. نوسان بازدهی بازارها (۱۳۹۵-۱۳۸۴)

شواهد میدانی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته(ADF) برای تمامی بازارهای مورد بررسی به صورت اختصاصی برای هر سری در جدول شماره (۲) خلاصه شده است. فرضیه صفر هر دو آزمون نامانایی سری‌های زمانی را آزمون می‌کند که نشان می‌دهد که تمامی سری‌های زمانی مورد بررسی در سطح از مانایی برخوردارند.

جدول ۲. آزمون مانایی متغیرها

	بورس	ارز دلار	سکه طلا	قیمت نفت	قیمت مسکن
1% level	-۲/۵۸۱۲۳	-۲/۵۸۱۴۶	-۲/۵۸۱۲۳	-۲/۵۸۱۲۳	-۲/۵۸۲۳۳
5% level	-۱/۹۴۳۰۷	-۱/۹۴۳۱۰	-۱/۹۴۳۰۷	-۱/۹۴۳۰۷	-۱/۹۴۳۲۲
10% level	-۱/۶۱۵۲۳	-۱/۶۱۵۲۱	-۱/۶۱۵۲۳	-۱/۶۱۵۲۳	-۱/۶۱۵۱۳
t-Statistic	-۶/۶۲۹۲۸	-۴/۶۹۷۰۲	-۸۳۸۸۲/۸	-۸/۷۱۱۹۲	-۲/۰۳۶۶۳
Prob.*	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۰۴

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

آزمون وایت کلی‌ترین حالت را در نظر می‌گیرد که نسبت به تشخیص واریانس ناهمسانی بسیار حساس است (معمولاً هنگامی از آزمون وایت استفاده می‌شود که توزیع واریانس جملات خطا را ندانیم). خروجی آزمون وایت و آزمون اثر آرچ، وجود ناهمسانی واریانس در مدل را تأیید می‌کند.

جدول ۳. تأیید وجود ناهمسانی واریانس بوسیله آزمون وایت

F-statistic	۳.۷۵۲۴	Prob. F(44,99)	۰.۰۰۰۰
Obs*R-squared	۱۴۴.۰۰۰۰	Prob. Chi-Square(44)	۰.۰۰۰۰
Scaled explained SS	۱۷۷.۹۵۶۴	Prob. Chi-Square(44)	۰.۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

خروجی مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت(BEKK) نیز وجود همبستگی شرطی میان بازدهی شاخص بورس با نرخ بازدهی طلا و نفت را تأیید نمی کند بلکه تنها وجود بازدهی مثبت میان بازدهی شاخص بورس با بازدهی نرخ ارز دلار و نرخ بازدهی مسکن به صورت مثبت تأیید می‌شود.

جدول ۴. خروجی مدل گارچ بابا، انگل، کرونر و کرافت(BEKK)

ML ARCH Maximum Likelihood (BFGS / Marquardt steps)
Covariance specification: Diagonal BEKK
GARCH = M + A1*RESID(-1)*RESID(-1)'*A1 + B1*GARCH(-1)*B1

	متغیر	ضریب	انحراف معیار	z آماره -	Prob.
بورس	C(1)= RCAP	۱/۰۶۱۱۷۱	۰/۵۱۳۵۹۳	۲/۰۶۶۱۶۹	۰/۰۳۸۸
ارز	C(2)= RDOL	۰/۱۷۱۲۵۲	۰/۰۴۷۴۶۷	۳/۶۰۷۸۰۹	۰/۰۰۰۳
طلا	C(3)= RGOL	۰/۶۸۲۶۳۰	۰/۴۰۳۹۷۲	۱/۶۸۹۷۹۵	۰/۰۹۱۱
نفت	C(4)= ROIL	۱/۲۶۴۱۱۷	۰/۸۹۷۲۸۴	۱/۴۰۸۸۲۶	۰/۱۵۸۹
مسکن	C(5)= RAPA	۰/۵۸۹۳۶۳	۰/۲۰۵۰۷۶	۲/۸۷۳۸۷۷	۰/۰۰۴۱

مأخذ: نتایج تحقیق

همبستگی میان هر جفت از سری‌ها در نقطه زمانی مشخصی که می‌تواند با تقسیم‌بندی کواریانس‌های شرطی بر انحراف معیارهای شرطی بوجود آید. یکی از رویکردهای جایگزین می‌تواند

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

مدل کردن پویایی‌ها مستقیماً به‌وسیله همبستگی باشد. در مدل همبستگی شرطی ثابت(CCC) فرض می‌شود اگرچه کواریانس‌های شرطی ثابت نیستند اما می‌توان واریانس آنها را به همبستگی‌های شرطی ثابت مرتبط کرد. خروجی نتایج مدل همبستگی شرطی ثابت در جدول (۵) ارائه شده است. در این مدل نشان می‌دهد که همبستگی شرطی ثابت میان بازدهی شاخص بورس و قیمت نفت وجود ندارد.

جدول ۵. خروجی مدل همبستگی شرطی ثابت(CCC)

Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED)
(OPG - BHHH /Marquardt steps)
Covariance specification: Constant Conditional Correlation
GARCH(i) = M(i) + A1(i)*RESID(i)(-1)^2 + B1(i)*GARCH(i)(-1)
COV(i,j) = R(i,j)*@SQRT(GARCH(i)*GARCH(j))

	متغیر	ضریب	انحراف معیار	zآماره -	Prob.
بورس	C(1)= RCAP	۰/۷۸۲۲۹۷	۰/۵۵۶۶۴۴	۱/۴۰۵۳۸۰	۰/۱۵۹۹
ارز	C(2)= RDOL	۰/۱۶۷۵۵۴	۰/۰۲۴۸۲۹	۶/۷۴۸۲۵۲	۰/۰۰۰۰
طلا	C(3)= RGOL	۱/۰۱۹۶۷۲	۰/۴۷۹۳۳۰	۲/۱۲۷۲۸۵	۰/۰۳۳۴
نفت	C(4)= ROIL	۰/۴۳۸۵۱۱	۰/۹۰۰۹۳۹	۰/۴۸۶۷۲۷	۰/۶۲۶۵
مسکن	C(5)= RAPA	۰/۷۵۵۴۸۲	۰/۰۵۸۰۷۹	۱۳/۰۰۷۸۵	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

مدل همبستگی شرطی پویا با دو مرحله تخمین انجام می‌شود 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 گارچ‌های تک متغیره را در خود تجمیع می‌کند. سپس در مرحله دوم درستنمایی شرطی با توجه ماتریس همبستگی به شکل ماتریسی ارائه جایگذاری می‌شود. که در اینجا θ_1 معرف تأثیر شوک‌های گذشته بر هبستگی‌های شرطی، θ_2 معرف تأثیر همبستگی شرطی پویای گذشته و θ_3 معرف همبستگی‌های مقطعی است. معناداری مقادیر θ نشان دهنده آن است که همبستگی‌های شرطی ثابت نیست.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

جدول ۶. همبستگی‌های شرطی پویا(DCC) میان بازارهای مورد بررسی

بازار	نوع	نوع همبستگی پویای شرطی
بازدهی نرخ ارز دلار	$\theta(۲)$و $\theta(۱)$	اثر شوک‌ها و همبستگی گذشته
بازدهی طلا	$\theta(۳)$و $\theta(۲)$	اثر همبستگی گذشته و مقطعی
بازدهی نفت	$\theta(1)$	اثر شوک‌های گذشته
بازدهی مسکن	$\theta(۳)$و $\theta(۲)$و $\theta(۱)$	اثر شوک ها، همبستگی گذشته و مقطعی

مأخذ: نتایج تحقیق

خروجی جدول (۶) نشان دهنده آن است که اثر شوک‌های گذشته نرخ ارز دلار، قیمت نفت و قیمت مسکن؛ همبستگی گذشته نرخ ارز دلار و قیمت مسکن و در نهایت همبستگی شرطی مقطعی میان بازدهی طلا و مسکن با شاخص بورس وجود دارد.

درنهایت به منظور بررسی سرریزی نوسانات میان سه بازار مورد بررسی از مدل VARMA_GARCH بهره گرفته می‌شود. خروجی حاصل از این دو مدل به شرح جدول (۷) خلاصه شده است. خروجی‌های حاصل از جدول نشان می‌دهد که سرریزی نوسان میان بازار سرمایه با بازار ارز، بازار طلا و بازار نفت وجود دارد. این درحالی است که سرریزی نوسان میان بازار سرمایه با بازار مسکن تأیید نمی‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

جدول ۷. خروجی مدل VARMA_GARCH و سرریزی نوسان

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره - z	Prob.
VARMA_GARCH(RCAP - RDOL) GARCH(P=1,Q=1,MV=CC,VARIANCES=VARMA,ASYMMETRIC)				
Mean(1)	۱.۰۶۳۷۴	۰.۰۲۵۹۲	۴۱.۰۳۱۹۹	۰.۰۰۰۰۰
Mean(2)	۰.۲۱۲۵۳	۰.۰۰۲۸۱	۷۵.۶۲۳۱۹	۰.۰۰۰۰۰
GARCH(P=۱,Q=۱,MV=CC,VARIANCES=SPILLOVER,ASYMMETRIC)				
Mean(1)	۰.۲۵۳۴۱	۰.۰۰۲۶۲	۹۶.۵۲۸۰۱	۰.۰۰۰۰۰
Mean(2)	۰.۲۱۶۳۲	۰.۰۰۵۸۶	۳۶.۸۶۹۲۷	۰.۰۰۰۰۰
VARMA_GARCH(RCAP - RGOL) GARCH(P=1,Q=1,MV=CC,VARIANCES=VARMA)				
Mean(1)	۱.۳۶۳۴۹	۰.۰۹۶۰۷۶	۱۴.۱۹۱۷۴	۰.۰۰۰۰۰
Mean(2)	۱.۸۴۸۴۴	۰.۰۲۷۴۸	۶۷.۲۵۶۱۰	۰.۰۰۰۰۰
GARCH(P=۱,Q=۱,MV=CC,VARIANCES=SPILLOVER)				
Mean(1)	۱.۳۶۳۴۹	۰.۰۹۶۰۷	۱۴.۱۹۱۷۴	۰.۰۰۰۰۰
Mean(2)	۱.۸۴۸۴۴	۰.۰۲۷۴۸	۶۷.۲۵۶۱۰	۰.۰۰۰۰۰
VARMA_GARCH(RCAP - ROIL) GARCH(P=1,Q=1,MV=CC,VARIANCES=VARMA)				
Mean(1)	۱.۷۰۶۷	۸.۴۰۶۸۰	۲۰۳.۰۱۱	۰.۰۰۰۰۰
Mean(2)	۱.۳۰۱۰۰	۴۷۷۰۲۸۶	۲۷۲.۷۳۰۵	۰.۰۰۰۰۰
GARCH(P=۱,Q=۱,MV=CC,VARIANCES=SPILLOVER)				
Mean(1)	- ۰.۱۷۹۶۶	۰.۰۰۰۲۰	-۸۷۰.۲۹۴۴	۰.۰۰۰۰۰
Mean(2)	- ۴۵۷.۲۹۷۲	۱۴.۰۵۱۳۴	-۳۲.۵۴۴۷۳	۰.۰۰۰۰۰
VARMA_GARCH(RCAP - RAPA) GARCH(P=1,Q=1,MV=CC,VARIANCES=VARMA)				
Mean(1)	۰.۶۴۹۱۹	۰.۰۱۱۸۷	۵۴.۶۸۹۶۲	۰.۰۰۰۰۰
Mean(2)	۰.۳۸۸۴۱	۰.۰۰۷۸۰	۴۹.۷۸۲۱۰	۰.۰۰۰۰۰
GARCH(P=۱,Q=۱,MV=CC,VARIANCES=SPILLOVER,ASYMMETRIC)				
Mean(1)	۰.۵۵۸۰۰	۰.۴۵۹۸۸	۱.۲۱۳۳۶	۰.۲۲۴۹۹
Mean(2)	۰.۵۴۶۹۰	۰.۰۴۸۲۳	۱۱.۳۳۹۳۷	۰.۰۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

۵. نتیجه گیری

این مقاله به بررسی همبستگی پویای شرطی و سرریزی نوسان قیمت ارز، طلا، نفت و مسکن بر بازدهی شاخص کل بورس با استفاده از مدل‌های گارچ چند متغیره شامل مدل بابا، انگل، کرونر وکرافت(BEKK)، همبستگی شرطی ثابت(CCC)، همبستگی شرطی پویا(DCC) و مدل‌های گارچ VARMA در طول دوره دوازده ساله از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای سال ۱۳۹۵ می‌پردازد.

نتایج حاصل از تحقیق را درخصوص چهار بازار مورد بررسی می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد. اول اینکه سرریزی نوسان از سمت بازار ارز به بورس اوراق بهادار به صورت نامتقارن تأیید می‌شود. از طرفی با عنایت به وجود رابطه همبستگی شرطی مثبت براساس مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت(BEKK) و نیز بهره گیری از مدل همبستگی شرطی ثابت(CCC) نتایج به صورت مشابه تأیید می‌شود. بررسی همبستگی‌های شرطی پویا میان دو بازار مدنظر نشان می‌دهد که شوک‌های گذشته و همچنین همبستگی‌های پویای شرطی گذشته بازار ارز بر بازار سرمایه بوسیله مدل همبستگی شرطی پویا(DCC) تأیید می‌شود.

دوم اینکه سرریزی نوسان از سمت بازار طلا به بورس اوراق بهادار به صورت متقارن تأیید می‌شود. این درحالی است که وجود رابطه همبستگی شرطی براساس مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت(BEKK) و حتی مدل همبستگی شرطی ثابت(CCC) میان بازارهای مذکور قابل تأیید نمی‌باشد. بنابراین تعامل پویای دو بازار طلا و بورس اوراق بهادار براساس مدل همبستگی شرطی پویا(DCC) می‌تواند برآمده از همبستگی‌های پویای شرطی گذشته و اثرات همبستگی تقاطعی میان بازار طلا و بازار سرمایه باشد.

سوم اینکه سرریزی نوسان از سمت بازار نفت به بورس اوراق بهادار به صورت متقارن تأیید می‌شود. این درحالی است که وجود رابطه همبستگی شرطی براساس مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت(BEKK) و حتی مدل همبستگی شرطی ثابت(CCC) میان بازارهای مذکور قابل تأیید نیست. بنابراین تعامل پویای دو بازار نفت و بورس اوراق بهادار براساس مدل همبستگی شرطی پویا(DCC) می‌تواند برآمده از همبستگی میان شوک‌های گذشته میان بازار نفت و بازار سرمایه باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

در نهایت اینکه سرریزی نوسان از سمت بازار مسکن به بورس اوراق بهادار تأیید نمی‌شود. این درحالی است که وجود رابطه همبستگی شرطی براساس مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت(BEKK) و نیز بهره‌گیری از مدل همبستگی شرطی ثابت(CCC) نتایج به صورت مشابه تأیید می‌شود. همچنین بررسی همبستگی‌های شرطی پویا میان دو بازار مدنظر نشان می‌دهد که شوک‌های گذشته، همبستگی‌های پویای شرطی گذشته و همچنین اثرات مقطعی میان بازار مسکن بر بازار سرمایه به‌وسیله مدل همبستگی شرطی پویا(DCC) تأیید می‌شود. بنابراین با عنایت به بررسی سرریزی نوسان از سمت بازار مسکن به بورس اوراق بهادار می‌توان نتیجه گرفت که وجود همبستگی‌های شرطی شرط کافی برای وجود اثرات سرریزی میان بازارها نمی تواند به شمار آید. بنابراین می‌توان به ترتیب شدت سرریزی از بازارهای موازی به بورس را به صورت زیر طبقه بندی کرد: اولویت سطح یکم: بیشترین سرریزی نوسان به صورت نامتقارن میان بازار ارز بر بورس اوراق بهادار. اولویت سطح دوم: سرریزی نوسان میان بازار طلا بر بورس اوراق بهادار. اولویت سطح سوم: سرریزی نوسان میان بازار نفت بر بورس اوراق بهادار

لذا تأیید ماندگاری شوک‌های کوتاه مدت نفت و ارز ، شوک‌های بلندمدت ارز، طلا و مسکن و شوک‌های مقطعی طلا و مسکن بر شاخص بورس می‌توان مصداق پذیری نظریه سرریزی نوسان به بورس در کشور را تأیید کرد. همچنین شواهد این پژوهش از منظر مدل تحقیق نشان از آن دارد که فرضیه ثابت بودن همبستگی‌های شرطی میان تمامی شوک‌های بازدهی با استفاده از داده‌های مورد بررسی پشتیبانی نمی شود، لذا مدل بابا، انگل، کرونر و کرافت(BEKK) دارای کارایی بیشتری از حیث روش برآورد مدل است.

نتایج میدانی از کاربرد مدل VARMA_GARCH ارائه کننده شواهدی از سرریزی نوسانی ناشی از تأثیر نوسان‌های شرطی بر بازدهی شاخص بورس است. همچنین از آنجایی که شوک‌های مثبت و منفی دارای اثرات نامتقارن بر واریانس شرطی بودند مدل گارچ نامتقارن بر دیگر مدل‌ها برتری داشته و می‌تواند زمینه‌ای برای تخمین پویای روابط میان بازارها را فراهم نماید.

از جمله نتایج تجربی حاصل به پشتوانه ادبیات تحقیق می‌توان به تأیید وجود نظریه نوسانات خوشه‌ای و اثر اهرمی در شاخص بورس اشاره کرد که بنابراین مدل VARMA_GARCH مک

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

آلیر(۲۰۰۴) می‌تواند از کارایی بهتری در اقتباس ویژگی‌های نوسان تصادفی در این خصوص برخوردار باشد.

در راستای سیاست‌های اقتصاد مقاومتی به منظور ایجاد نگرش سیستمی و نقشه‌دهی در حوزه بازارهای مالی و اقتصادی، ایجاد بستر تصمیم‌سازی برای افزایش تاب‌آوری مالی در اقتصاد کشور از حیث تصمیمات کلان اقتصادی به عنوان هدف آرمانی پژوهش مدنظر است.

نتایج این تحقیق از منظر کاربرد برای تحلیلگران بنیادین و نهادهای سرمایه‌گذاری درحوزه مدیریت ریسک پرتفوی اهمیت است، زیرا از جمله مهمترین مؤلفه‌های مدنظر در تحلیل‌های مالی همانا بررسی وضعیت و تأثیرپذیری بازار سرمایه از سایر بازارهای راهبردی در اقتصاد است. از جمله کاربردهای این پژوهش در حوزه سیاستگذاری‌های اقتصادی و مالی می‌توان به تبیین جامع و دقیق روابط میان بازار سرمایه با چهار بازار راهبردی ارز، طلا، نفت و مسکن اشاره کرد که می‌بایست مدنظر سیاست‌های مالی دولت در سطح کلان(بالاخص در حوزه نرخ ارز) و همچنین نهاد ناظر بازار سرمایه (به منظور ایجاد سیاست‌های احتیاطی ثبات بخش و صدور مجوزهای تأمین مالی در حوزه بازار سهام، بدهی و ابزارهای مشتقه) قرار گیرد. بنابراین مقاله حاضر می‌تواند در پیش بینی سناریوهای امکان پذیر در تحلیل روابط میان بازارها در حوزه سیاستی مفید باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

منابع

ثقفی، علی. قنبریان، رضا (۱۳۹۴)، "بررسی رابطه پویا بین قیمت نفت و شاخص‌های بازار سرمایه در ایران"، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، سال پنجم، شماره ۲۰.

دور اندیش، آرش؛ شریعت، الهام و ندا ارزنده (۱۳۹۳)، "بررسی اثر سرریز نوسانات نرخ ارز بر شاخص صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار"، *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، جلد ۲۸، شماره۲، ص ۱۸۴-۱۷۷.

رستمی، محمد رضا و سحر فرهمندی (۱۳۹۱)، "برآورد ارزش در معرض ریسک قیمت نفت خام و اثرات سرریز آن با استفاده از مدل گارچ چند متغیره"، فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، سال اول، شماره چهارم.

سیدحسینی، سید محمد. ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۲)، " بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای سهام؛ مطالعه موردی بازار سهام ایران، ترکیه و امارات"، *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال ششم، شماره ۱۹.

علمی، زهرا (میلا)؛ ابونوری، اسمعیل؛ راسخی، سعید و محمد مهدی شهرازی (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، تابستان ۱۳۹۳.

نیکومرام، هاشم؛ پورزمانی، زهرا و عبدالمجید دهقان (۱۳۹۴)، "بررسی سرایت تلاطم بازارهای مالی بازار سرمایه بر صنایع بورسی(صادرات و واردات محور)"، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، دوره ۸، شماره ۲۵.

Aboura, S. and J. Chevallier (2015), "Volatility Returns with Vengeance: Financial Markets vs. Commodities", *Research in International Business and Finance*. No. 33, pp. 334-354.

Apergis, N. and S.M. Miller (2009), "Do Structural Oil-market Shocks Affect Stock Prices?", *Energy Economics*, No. 31, pp. 569-575.

Arouri, M.E.H.; Lahiani, A. and D.K. Nguyen (2011), "Return and Volatility Transmission Between World Oil Prices and Stock Markets of the GCC Countries", *Economic Modelling*, 28(4), pp. 1815-1825.

Barrett, C.B. and J.R. Li (2002), "Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis", *American Journal of Agricultural Analysis*, 84(2), pp. 292-307.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]

Bernard, A.B., and S.N. Durlauf (1996), "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, 71(1-2), pp. 161-173.
Diebold, F. X. and K. Yilmaz (2012), "Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers", *International Journal of Forecasting*, 28(1), pp. 58-66.
Engle, R.F., Kroner, K. (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, No. 11, pp. 122-150.
Fama, E. F. (1965), "The Behavior of Stock-market Prices", *Journal of Business*, pp. 34-105.
Filis, George. Degiannakis, Stavros and Floros, Christos (2011), "Dynamic Correlation Between Stock Market and Oil Prices: the Case of Oil-importing and Oil-Exporting Countries", *International Review of Financial Analysis*, No. 20, pp. 152-164.
González-Rivera, G.; Lee, T. H. and S. Mishra (2004), "Forecasting Volatility: A Reality Check Based on Option Pricing, Utility Function, Value-at-risk, and Predictive Likelihood", *International Journal of Forecasting*, 20(4), pp. 645-629.
Ling, S. and M. McAleer (2003), "Asymptotic Theory for a Vector ARMA-GARCH Model", *Econometric Theory*, No. 19, pp. 280-310.
Liow, Kim Hiang and felix, Schindler (2011), "An Assessment of the Relationship Between Public Real Estate Markets and Stock Markets at the Local, Regional, and Global Levels", *Center for European economic research, Discussion Paper*, pp. 11-56.
Mandelbrot, B (1967), "The Variation of Some Other Speculative Prices", *Journal of Business*, pp. 393-413.
McAleer, M.; Chan, F.; Hoti, S. and O. Lieberman (2008), "Generalized Autoregressive Conditional Correlation", *Econometric Theory*, 24(6), pp. 1554-1583.
Mensi, W.; Hammoudeh, S. and S. Yoon (2015). "Structural Breaks, Dynamic Correlations, Asymmetric Volatility Transmission, and Hedging Strategies for Petroleum Prices and USD Exchange Rate", *Energy Economics*, No. 48. Pp. 46-60.
Nelson, D. B. (1996), *Modeling Stock Market Volatility Changes*, Academic Press, pp. 3-15.
Overmyer, K. (2012), *Economic Vulnerability and Resilience: lesson from Eastern Caribbean Small Island, Thesis Submitted to MA in Public Policy*, Central European University, Department of Public Policy.
Soriano, Pilar and F.G. Climent (2006), "Region Versus Industry Effects: Volatility Transmission", *Financial Analysts Journal*, 62(6), pp. 52-64.
Tsay R. S. (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons.
Tully, E. and B.M. Lucey (2007), "Power GARCH examination of the Gold Market", *Journal Research in International Business and Finance*, 21(20), pp. 83-106.
Zachmann, G. (2008), "Electricity Wholesale Market Prices in Europe: Convergence?", *Energy Economics*, 30(4), pp. 1659-1671.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-10-07]