



سازمان بورس و اوراق بهادار
Securities & Exchange Organization

مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

بررسی و تحلیل اثرات متقابل بازارهای موازی در ایران

الگوی ترکیبی خودهمبسته برداری-کارچ چندمتغیره با
همبستگی شرطی پویا

گروه امار و تحلیل ریسک
مهرماه ۱۳۹۹



سازمان بورس و اوراق بهادار
مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی
گروه آمار و تحلیل ریسک

عنوان پژوهش

بررسی و تحلیل اثرات متقابل بازارهای موازی در ایران
الگوی ترکیبی خودهمبسته‌برداری- گارچ چندمتغیره با همبستگی شرطی پویا

✓ تهیه‌کنندگان:

حسین سهرابی‌وفا، زانیار احمدی، حسن حکیمیان، سجاد پاشای امیری، زهره کیوی

✓ کد گزارش: ۹۹-۱۱-۲۰۲۰

✓ تاریخ انتشار: مهرماه ۱۳۹۹

مطالب و محتوای گزارشات و مطالعات انجام شده، صرفاً نظر کارشناسی نویسنده یا نویسندگان آن است و لزوماً بیانگر نظر رسمی سازمان بورس و اوراق بهادار نیست.

حقوق معنوی پدیدآورندگان و حقوق مادی آن، به مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار تعلق دارد و استفاده از آن با ذکر مأخذ بلامانع است.

فهرست عناوین

۱	چکیده (خلاصه مدیریتی).....
۲	۱- مقدمه.....
۲	۲- چارچوب مدل.....
۵	۳- متغیرهای پژوهش.....
۶	۴- اثرات متقابل شوک‌های پیش‌بینی شده در بازارهای کشور.....
۶	۴-۱- اثرات متقابل شوک‌های پیش‌بینی شده در بازارهای سهام، طلا و ارز.....
۷	۴-۲- اثرات متقابل شوک‌های پیش‌بینی شده در بازار سهام و مسکن.....
۸	۴-۳- واکنش بازار سهام به اعمال شوک روی متغیرهای اقتصادی.....
۹	۴-۴- واکنش بازارهای ارز، طلا و مسکن به اعمال شوک روی متغیرهای اقتصادی.....
۱۰	۵- همبستگی شرطی پویا (DCC).....
۱۳	۶- نتیجه‌گیری.....
۱۵	۷- منابع و مآخذ.....

○ فهرست نمودارها ○

۶	نمودار ۱- تابع واکنش آنی بازار سهام به شوک در بازار ارز.....
۶	نمودار ۲- تابع واکنش آنی بازار ارز به شوک در بازار سهام.....
۶	نمودار ۳- تابع واکنش آنی بازار سهام به شوک در بازار طلا.....
۶	نمودار ۴- تابع واکنش آنی بازار طلا به شوک در بازار سهام.....
۷	نمودار ۵- تابع واکنش آنی بازار سهام به شوک در بازار مسکن.....
۷	نمودار ۶- تابع واکنش آنی بازار مسکن به شوک در بازار سهام.....
۸	نمودار ۷- تابع واکنش آنی بازار سهام به شوک در نقدینگی.....
۸	نمودار ۸- تابع واکنش بازار سهام به شوک در نرخ‌به‌ره حقیقی.....
۸	نمودار ۹- تابع واکنش بازار سهام به شوک در قیمت سبد نفتی اوپک.....
۹	نمودار ۱۰- تابع واکنش آنی بازار ارز به شوک در نرخ‌به‌ره حقیقی.....
۹	نمودار ۱۱- تابع واکنش آنی بازار طلا به شوک در نرخ‌به‌ره حقیقی.....
۹	نمودار ۱۲- تابع واکنش آنی بازار مسکن به شوک در نرخ‌به‌ره حقیقی.....
۹	نمودار ۱۳- تابع واکنش آنی بازار ارز به شوک در نقدینگی.....
۹	نمودار ۱۴- تابع واکنش آنی بازار طلا به شوک در نقدینگی.....
۹	نمودار ۱۵- تابع واکنش آنی بازار مسکن به شوک در نقدینگی.....
۱۰	نمودار ۱۶- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی بازار سهام و ارز خارجی (دلار).....
۱۰	نمودار ۱۷- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی بازار سهام و طلا (سکه بهار آزادی).....
۱۱	نمودار ۱۸- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی بازار سهام و مسکن.....
۱۱	نمودار ۱۹- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی بازار سهام و نفت (سبد نفتی اوپک).....
۱۱	نمودار ۲۰- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی ارز (دلار آزاد) و طلا (سکه بهار آزادی).....
۱۲	نمودار ۲۱- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی ارز (دلار آزاد) و مسکن.....
۱۲	نمودار ۲۲- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی سکه بهار آزادی و مسکن.....

چکیده (خلاصه مدیریتی)

در این پژوهش با توجه به اهمیت بررسی تحولات بورس اوراق بهادار کشور، اثرات متقابل بازارهای مختلف کشور و متغیرهای کلان اقتصادی در قالب ارتباط میان پنج بازار «پول»، «سهم»، «ارز»، «طلا» و «مسکن» به همراه متغیرهای «نرخ بهره حقیقی»، «نقدینگی» و «قیمت نفت» در چارچوب یک مدل اقتصادسنجی ترکیبی خودهمبسته برداری - گارچ چندمتغیره با همبستگی شرطی پویا (VAR-DCC-GARCH) طی دوره زمانی زمستان سال ۱۳۹۳ تا پایان تابستان سال ۱۳۹۹ در تواتر زمانی هفتگی بررسی و تحلیل شده است. محاسبات پژوهش در محیط نرم‌افزار متلب^۱ نسخه ۲۰۲۰ و همچنین تولباکس MFE در این نرم‌افزار (که توسط کوین شپارد^۲ ارائه شده است) انجام شده است. جهت پویایی الگو از پنجره غلتان ۱۵۶ هفته‌ای استفاده شد و محاسبات توابع ضربه-پاسخ (اثر- واکنش) تا سه ماه پس از اعمال شوک انجام گرفت. نتایج الگوهای خودرگرسیون برداری پویا نشان داد که ارتباط پویا بین بازارهای مختلف برقرار بوده و در برخی موارد واکنش‌ها با یک وقفه همراه است.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد اعمال شوک مثبت به بازار سهام، عامل افزایش شاخص قیمت ارز خارجی (دلار) و طلا (سکه بهار آزادی) در کشور نیست. در واقع واکنش بازارهای سهام، ارز و طلا در کشور ناشی از اعمال شوک مثبت به هر یک از آن‌ها، صرفاً از منظر روانی-هیجانی موجب نوسان کوتاه‌مدت مثبتی می‌شود که پس از دو الی سه هفته، سریعاً با اثرات ثانویه منفی خنثی می‌شود. منتهی در ایران، افزایش شاخص قیمت مسکن، می‌تواند عاملی برای افزایش شاخص قیمت بازار سهام محسوب شود. این در حالی است که در دوره مورد بررسی، افزایش شاخص قیمت بازار سهام اثر نامتقارنی بر شاخص قیمت بازار مسکن داشته است. به‌طوری‌که تا قبل از سال ۱۳۹۹، افزایش بازدهی بازار سهام اثر مثبت و کاهنده‌ای بر بازدهی بازار مسکن داشته است. اما از اواخر سال ۱۳۹۸ بازدهی مثبت بازار سهام کشور و هدایت نقدینگی به این بازار، از تورم فزاینده بازار مسکن کاسته است و تبدیل به اهرم موثری برای سیاست‌گذار جهت کنترل تورم در بازار مسکن شده است. مطابق نتایج این پژوهش، بویژه از ابتدای سال ۱۳۹۹، افزایش نقدینگی در کشور عامل مهمی در افزایش شاخص قیمت بازار سهام بوده است. با بررسی تابع واکنش آنی سایر بازارها در اثر اعمال شوک بر متغیر نقدینگی می‌توان اذعان کرد که در دوره مورد بررسی، سیاست‌های اتخاذ شده به منظور هدایت نقدینگی جدید خلق شده به بازار سرمایه کشور تا حدودی ثمربخش بوده است تا نقش این بازار در کانالیزه کردن آن به سمت تولید و اشتغال تقویت شود.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد تا قبل از تابستان ۱۳۹۹، افزایش نرخ بهره حقیقی همواره موجب کاهش بازدهی در بازار سهام شده است. از ابتدای تابستان سال ۱۳۹۹، شاهد آن هستیم که افزایش نرخ بهره حقیقی در هفته‌های نخست اثر اولیه مثبتی بر بازار سهام دارد اما پس از گذشت چند هفته اثرات ثانویه منفی، اثرات مثبت اولیه را به‌گونه‌ای خنثی می‌کند که تابع واکنش آنی بازار سهام با عبور از سطح صفر در محدوده منفی قرار می‌گیرد. بنابراین یکی از مهم‌ترین عوامل بنیادی بازار سهام، نرخ بهره حقیقی است که تعیین‌گر غیربهرینه آن در بلندمدت آسیب‌هایی جدی به بازار سرمایه کشور وارد خواهد کرد. در دوره مورد بررسی، اعمال شوک مثبت یا منفی در قیمت سبد نفتی اوپک نیز اثر پایدار و ماندگاری بر بازار سهام ندارد. البته تغییرات و تحولات شدید بازار نفت از جمله در اواخر سال ۱۳۹۸ و اوایل سال ۱۳۹۹ (آغاز شیوع بیماری کرونا) تأثیراتی روی تمامی بازارهای کشور داشته است که این اثرگذاری‌ها مقطعی و غیرپایدار بوده است.

در دوره مورد بررسی، متغیر «نرخ بهره حقیقی» مهم‌ترین عامل افزایش شاخص قیمت (تورم) یا تشدید شوک‌های مثبت وارده بر بازارهای مسکن، ارز و سکه محسوب می‌شود. افزایش میزان نقدینگی نیز از میان متغیرهای مدل این پژوهش، می‌تواند علت مهمی برای افزایش شاخص قیمت در بازار سهام کشور باشد. ضمن اینکه همانگونه که تأکید شد بر اساس نتایج پژوهش در دوره زمانی مورد بررسی، نه تنها بازار سهام، اثر تورمی و اثر ثروت بر بازارهای ارز، طلا و مسکن نداشته بلکه بهترین اهرم برای کنترل افزایش قیمت یا حتی کاهش قیمت در بازار مسکن محسوب می‌شود.

در این پژوهش تأثیر سرریز شوک بازارها بر یکدیگر نیز در قالب الگوی همبستگی شرطی پویا (DCC) بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد واریانس شرطی بازده سهام و بازده ارز و طلا در ایران مثبت است. همچنین واریانس شرطی بین دو سری بازده بازار سهام و بازده مسکن نیز علاوه بر مثبت بودن، همواره در حال افزایش است. روند واریانس شرطی، اثرات متقابل بازارها ناشی از تغییرات ریسک آن‌ها را نشان می‌دهد.

۱ . Matlab

۲ . Kevin Sheppard (MFE-Toolbox)

۱- مقدمه

بورس اوراق بهادار به عنوان یک جزء مهم از مجموعه اقتصادی کشور با سایر اجزا در ارتباط بوده و نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی کشور ایفا می‌کند. تغییرات و رونق و رکود بورس از شرایط حاکم بر اقتصاد تاثیرپذیر بوده و نوسانات بخش‌های مختلف اقتصاد نیز بر آن اثرگذار است. با توجه به اهمیت بورس اوراق بهادار و جایگاه آن به عنوان نماگر شرایط حاکم بر اقتصاد و نیز تاثیرگذاری چرخه‌های تجاری آن بر سایر بخش‌های اقتصاد، بررسی ارتباط متقابل بازار بورس اوراق بهادار با سایر بازارهای موازی از اهمیت فراوانی برخوردار می‌باشد. بر این اساس شناسایی عوامل موثر بر قیمت سهام و تحلیل رفتار قیمتی سهام در مقابل این عوامل، می‌تواند در راستای رونق بازار سرمایه و سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی راهگشا باشد. لیکن در صورت سنجش تاثیر شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده (ریسک) دارایی‌های جایگزین سهام بر یکدیگر، می‌توان به کنترل بهتر ریسک و اعمال سیاست‌های پولی و مالی موثرتر اقدام نمود.

با توجه به مبانی تئوری پرتفوی و اینکه عاملان اقتصادی همواره در سبد دارایی خود علاوه بر سهام، از مسکن، ارز، طلا و یا سپرده بانکی استفاده می‌کنند، هرگونه نوسان در یکی از آن‌ها بر سایر بازارها سرایت می‌کند که آن نیز در دو حالت شوک پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده (ریسک) قابل بررسی است. از این رو در این مطالعه پویایی‌های ارتباط میان پنج بازار سهام، ارز، طلا، مسکن و پول در قالب الگوی ترکیبی خودهمبسته‌برداری- گارچ چندمتغیره با همبستگی شرطی پویا (VAR-DCC-GARCH) طی دوره زمستان ۱۳۹۳ تا پایان تابستان ۱۳۹۹ و به صورت هفتگی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲- چارچوب مدل

در اوایل دهه ۱۹۶۰ ماندلبورت^۱ (۱۹۶۳) این واقعیت که الگوهای مشخصی در تغییرات نوسانات سری‌های زمانی وجود دارد را مشاهده کرد، به نحوی که نوسانات بزرگ به دنبال نوسانات بزرگ و نوسانات کوچک به دنبال نوسانات کوچک رخ می‌دهند. پس از آن مطالعات مختلف بر این ویژگی سری‌های زمانی مالی متمرکز شده و نشان دادند که نوسانات در برخی دوره‌ها بیشتر و در برخی دوره‌ها کمتر است که این امر در ادبیات مالی نوسانات خوشه‌ای^۲ نامیده می‌شود. لیکن الگوهای خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی (ARCH) و خودرگرسیون عمومی واریانس ناهمسان شرطی (GARCH) جهت مدل‌سازی چنین پدیده‌هایی معرفی شدند.

مدل ARCH در سال ۱۹۸۶ توسط بولرسلف با نام GARCH توسعه داده شد که در کنار میانگین موزون مجذور پسماندهای دوره قبل دارای اوزانی بود که پیوسته کاسته می‌شد ولی هرگز صفر نمی‌شد. همچنین این مدل پیشنهادی دارای پارامترهای کمتر بوده و تخمین پارامترهای آن نسبتاً ساده است (بولرسلف^۳، ۱۹۸۶).

۱ . Mandelbort, 1963

۲ . Volatility Clustering

۳ . Bollerslev, 1986

امروزه محققین اتفاق نظر دارند که بازارهای مختلف بر یکدیگر تاثیرگذارند و بی‌ثباتی و شوک‌های پیش‌بینی نشده در بین آن‌ها انتقال می‌یابد. در رابطه با چنین الگوهای رفتاری مدل‌های GARCH چند متغیره (MGARCH) معرفی شدند که جهت مدلسازی بی‌ثباتی چندین بازار کاربرد دارند.

به منظور توضیح مدل‌های MGARCH بردار فرآیند تصادفی (متغیرهای وابسته) با نماد y را در نظر بگیرید. چنانچه بردار پارامترها را با θ نشان دهیم، می‌توان معادله زیر را برای y در نظر گرفت:

$$y_t = \mu_t(\theta) + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن $\mu_t(\theta)$ بردار متغیرهای مستقل و مشخص است که می‌تواند شامل وقفه‌های y نیز باشد که به آن بردار میانگین شرطی گفته می‌شود، همچنین مقادیر پسماند ε_t دارای الگوی زیر می‌باشد:

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta) + z_t \quad (2)$$

در رابطه فوق H_t ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی است و لیکن $H_t^{1/2}$ یک ماتریس معین مثبت خواهد بود. همچنین فرض می‌شود که بردار تصادفی z_t دارای گشتاورهای اول و دوم زیر است:

$$E(z_t) = 0 \quad . \quad Var(z_t) = I_N \quad (3)$$

در رابطه فوق I_N ماتریس واحد است. به منظور توضیح $H_t^{1/2}$ ماتریس کوواریانس شرطی y_t بصورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Var(y_t | \Omega_{t-1}) = Var(y_{t-1}) = Var(\varepsilon_t) = H_t^{1/2} Var_{t-1}(z_t) (H_t^{1/2})' \quad (4)$$

لیکن ماتریس $H_t^{1/2}$ معین مثبت و $N \times N$ است به نحوی که H_t ماتریس کواریانس شرطی y_t می‌باشد. در رابطه فوق هردوی ماتریس کواریانس شرطی (H_t) و میانگین شرطی (μ_t) تابعی از بردار پارامتر θ می‌باشند که به دو بخش مجزا برای μ_t و H_t تقسیم می‌شود. اصولاً در مدل‌های سری زمانی الگوی میانگین شرطی را با مدل‌های خودرگرسیون تصریح می‌کنند. در این مطالعه نیز به منظور تصریح بخش میانگین شرطی از الگوی خودرگرسیون برداری استفاده شده است.

بطور کلی مدل‌های همبستگی شرطی ترکیب غیرخطی از مدل‌های GARCH تک متغیره هستند که اجازه تصریح جداگانه برای واریانس شرطی و همبستگی شرطی را فراهم می‌کنند. ماتریس واریانس شرطی (H_t) چنین مدل‌هایی از طریق فرایند سلسله مراتبی تصریح می‌شود، به نحوی که نخست یک معادله میانگین (معمولاً الگوی خودرگرسیون) برای هر سری بازدهی برآورد شده و پسماندها حاصل می‌شود که در اصطلاح به آن سری بازدهی با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس H_t می‌گویند. لیکن در این روش ابتدا یک مدل GARCH تک متغیره برای واریانس شرطی همه متغیرها انتخاب و سپس بر اساس واریانس شرطی مرحله اول، ماتریس همبستگی شرطی پویا مدلسازی می‌شود. برای این الگو اولین بار بولرسلف (۱۹۹۰) مدل‌های MGARCH را معرفی کرد که در آن همبستگی شرطی ثابت^۱ بود. لیکن

۱ . Constant conditional correlation (CCC)

در این الگو که کواریانس‌های شرطی ثابت و نسبیتی از حاصل ضرب انحراف معیارهای شرطی متناظر بود، پارامترهای برآوردی به شدت کاهش یافته و تخمین آن ساده‌تر شد. در مدل CCC ماتریس واریانس-کواریانس شرطی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_t = D_t R D_t = \rho_{ij} \sqrt{h_{iit} h_{jtt}} \quad (5)$$

در رابطه فوق D_t به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$D_t = \text{diag}(h_{11t}^{1/2} \dots h_{NNt}^{1/2}) \quad (6)$$

در رابطه فوق D_t یک ماتریس قطری است که λ امین مولفه روی قطر آن با انحراف معیار شرطی λ امین دارایی $(h_{11t}^{1/2})$ متناظر است که در آن می‌تواند به صورت هر مدل GARCH تک متغیره‌ای تعریف شود. نسخه اصلی مدل CCC دارای تصریح GARCH(1,1) برای هر واریانس شرطی D_t به صورت زیر می‌باشد:

$$h_{iit} = \omega_t + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{iit-1} \quad i = 1 \dots N \quad (7)$$

همچنین $R = \rho_{ij}$ یک ماتریس معین مثبت متقارن با $\rho_{ii} = 1$ به ازای هر i بوده و لیکن R ماتریسی است که شامل همبستگی شرطی ثابت ρ_{ij} می‌باشد.

در مدل CCC ثابت بودن همبستگی شرطی ممکن است غیرواقعی به نظر برسد لیکن در سال ۲۰۰۱ انگل حالت تعمیم یافته مدل CCC را از طریق وابسته کردن ماتریس همبستگی شرطی به زمان پیشنهاد کرد که با عنوان مدل همبستگی شرطی پویا (DCC^1) شناخته می‌شود. در الگوی پیشنهادی انگل ماتریس واریانس-کواریانس شرطی (H_t) به صورت زیر تجزیه می‌شود.

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (8)$$

در رابطه فوق D_t همانند روابط فوق تعریف می‌شود. ولی ماتریس همبستگی پویا به صورت زیر است:

$$R_t = \text{diag}(q_{11t}^{-1/2} \dots q_{NNt}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{11t}^{-1/2} \dots q_{NNt}^{-1/2}) \quad (9)$$

در رابطه فوق Q_t ماتریس معین مثبت متقارن $N \times N$ است، به نحوی که

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha u_{t-1} u'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (10)$$

در رابطه فوق $u_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{h_{iit}}$ بوده و $\bar{Q}$ ماتریس واریانس غیر شرطی u_t با ابعاد $N \times N$ است. همچنین α و β نیز پارامترهای اسکالر غیرمنفی هستند که شرط $\alpha + \beta < 1$ را تامین می‌کنند. محدودیت‌های بیان شده برای این پارامترها معین مثبت بودن Q_t تضمین می‌کند که این خود شرط لازم و کافی برای معین مثبت بودن ماتریس R_t می‌باشد (انگل و شپارد^۲، ۲۰۰۱).

۱ . Dynamic conditional correlation (DCC)

۲ . Engle, R.F & K. Sheppard (2001)

۳- تصریح مدل و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش با توجه به اهمیت بررسی تحولات بازار بورس اوراق بهادار کشور، اثرات متقابل بازارهای مختلف کشور و متغیرهای کلان اقتصادی در قالب ارتباط میان پنج بازار «پول»، «سهام»، «ارز»، «طلا» و «مسکن» به همراه متغیرهای «نرخ بهره حقیقی»، «نقدینگی» و «قیمت نفت» در چارچوب یک مدل اقتصادسنجی ترکیبی خودهمبسته برداری - گارچ چندمتغیره با همبستگی شرطی پویا (VAR-DCC-GARCH) طی دوره زمانی زمستان سال ۱۳۹۳ تا پایان تابستان سال ۱۳۹۹ در تواتر زمانی هفتگی بررسی و تحلیل شده است. شایان ذکر است متغیرهای مربوط به بازار سهام، ارز، طلا و نفت از مقایسه انتهای روز کاری هر هفته ساخته شده و متغیرهای مربوط به بازار مسکن و پول از یک چهارم رشد شاخص‌های ماهانه ساخته شده‌اند^۱. همچنین اطلاعات آماری مربوط به شاخص قیمت مسکن و شاخص قیمت مصرف کننده (مبنای محاسبه تورم) از وبسایت مرکز آمار ایران و نیز اطلاعات آماری مربوط به شاخص نرخ بهره و نقدینگی از گزارشات آماری بانک مرکزی استخراج شده است^۲. جدول زیر آمار توصیفی متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد:

جدول ۱ - آمار توصیفی متغیرها

متغیر	رشد شاخص سهام	رشد نرخ ارز	رشد قیمت سکه طلا	رشد شاخص قیمت مسکن	رشد شاخص قیمت نفت	رشد نقدینگی	نرخ بهره حقیقی
میانگین	۰,۰۱۱۸	۰,۰۰۸۲	۰,۰۰۹۵	۰,۰۰۶۷	۰,۰۰۱۱	۰,۰۰۴۹	-۰,۰۰۰۲
میانه	۰,۰۰۴۱	۰,۰۰۲۱	۰,۰۰۴۴	۰,۰۰۳۸	۰,۰۰۲۲	۰,۰۰۴۹	۰,۰۰۱۲
مد	-۰,۱۱۰۵	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	-۰,۰۰۸۳	-۰,۳۲۱۷	۰,۰۰۱۱	-۰,۰۱۲۹
انحراف معیار	۰,۰۳۶۹	۰,۰۴۷۲	۰,۳۹۱	۰,۰۰۹۸	۰,۰۷۱۲	۰,۰۰۱۹	۰,۰۰۴۱
کمینه	-۰,۱۱۰۵	-۰,۱۶۹۳	-۰,۱۹۱۱	-۰,۰۱۱۷	-۰,۳۲۱۷	۰,۰۰۱۰	-۰,۰۱۴۵
بیشینه	۰,۱۸۳۵	۰,۳۳۱۴	۰,۱۸۰۳	۰,۳۰۴	۰,۷۲۷۶	۰,۰۱۰۶	۰,۰۰۵۲
چولگی	۱,۵۳۵۱	۲,۱۸۴۰	۰,۵۲۱۴	۰,۶۱۴۷	۳,۲۳۷۶	۰,۳۹۳۷	-۱,۵۷۱۱
کشیدگی	۷,۵۱۲۷	۱۷,۵۱۲۲	۸,۸۲۸۷	۲,۶۵۱۴	۴۱,۰۳۸۱	۳,۶۱۹۱	۵,۲۲۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین الگوی میانگین شرطی بصورت زیر تصریح شده است:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta Y_{t-i} + \gamma X_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} gEQ \\ gEX \\ gGO \\ gHO \end{bmatrix} \quad X_t = \begin{bmatrix} gOI \\ gM2 \\ ir \end{bmatrix}$$

در مدل فوق gEQ ، gEX ، gGO و gHO به عنوان متغیرهای درونزای مدل به ترتیب نماد رشد شاخص بورس، رشد دلار، رشد سکه، رشد شاخص مسکن بوده و همچنین gOI ، $gM2$ و ir به ترتیب نماد رشد شاخص نفت اوپک، رشد نقدینگی و نرخ بهره حقیقی می‌باشند. در الگوی فوق α نماد عرض از مبدا و β و γ ضرایب الگو بوده و ε_t پسماند مدل است.

۱. با فرض اینکه هر ماه تقریباً ۴ هفته را شامل می‌شود.

۲. سایر اطلاعات آماری به طور روزانه از سایت tgju.org استخراج شده است.

همانگونه که در جدول فوق مشاهده می‌شود، طی دوره زمستان ۱۳۹۳ تا پایان تابستان ۱۳۹۹ (با پنجره غلتان ۱۵۶ هفته‌ای) به طور متوسط رشد حقیقی بازارهای سهام، ارز، طلا همگام با رشد نقدینگی، رشد شاخص قیمت مسکن و رشد شاخص قیمت سبد نفتی اوپک مثبت بوده و تنها نرخ بهره حقیقی منفی بوده است. جهت میانه متغیرها تفاوت چندانی با میانگین نداشته و تنها میانه نرخ بهره حقیقی بر خلاف میانگین آن مثبت شده است. همچنین کمترین انحراف معیار در رشد نقدینگی و بیشترین انحراف معیار در رشد شاخص قیمت نفت رخ داده است. کمترین و بیشترین میزان چولگی نیز به ترتیب مربوط به رشد قیمت نفت و نرخ بهره حقیقی بوده است. همچنین بیشترین و کمترین میزان کشیدگی توزیع نیز به ترتیب مربوط به رشد قیمت نفت و رشد شاخص قیمت مسکن بوده است.

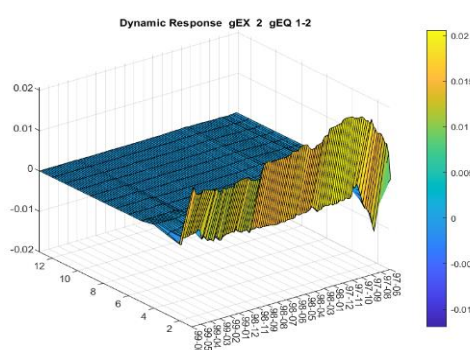
۴- اثرات متقابل شوک‌های پیش‌بینی شده در بازارهای کشور

در ادامه تاثیر شوک‌های پیش‌بینی شده بازارهای مختلف بر یکدیگر بصورت تصویر سه‌بعدی در قالب الگوی میانگین شرطی (الگوی خودرگرسیو برداری) ارائه شده است:

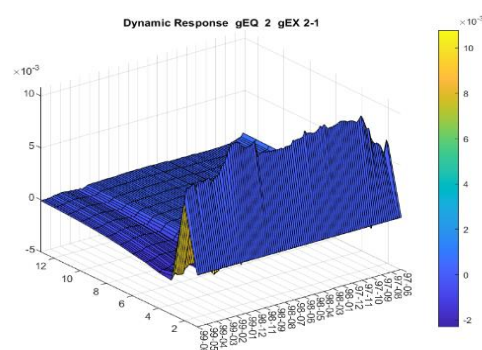
نتایج حاصل از تابع واکنش آنی به صورت سه بعدی رسم می‌شود به طوری که محور عمودی آن مقادیر واکنش آنی و محورهای افقی آن مقاطع زمانی و دوره واکنش آنی را ارائه می‌دهد. لازم به ذکر است که دوره واکنش آنی ۱۳ هفته در نظر گرفته شده است و مقطع زمانی بررسی شده از نیمه سال ۱۳۹۷ تا پایان شهریورماه سال ۱۳۹۹ می‌باشد.

۴-۱- اثرات متقابل شوک‌های پیش‌بینی شده در بازارهای سهام، طلا و ارز

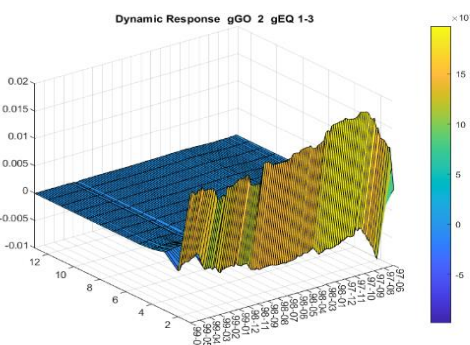
در نمودارهای زیر واکنش تابع آنی بازارهای سهام، ارز و طلا در اثر اعمال شوک به هر یک از این بازارها به صورت جداگانه ترسیم و در ادامه توضیح داده شده است.



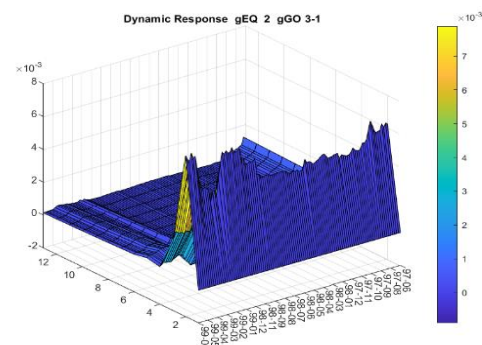
نمودار ۲- تابع واکنش آنی بازار ارز به شوک در بازار سهام



نمودار ۱- تابع واکنش آنی بازار سهام به شوک در بازار ارز



نمودار ۴- تابع واکنش آنی بازار طلا به شوک در بازار سهام



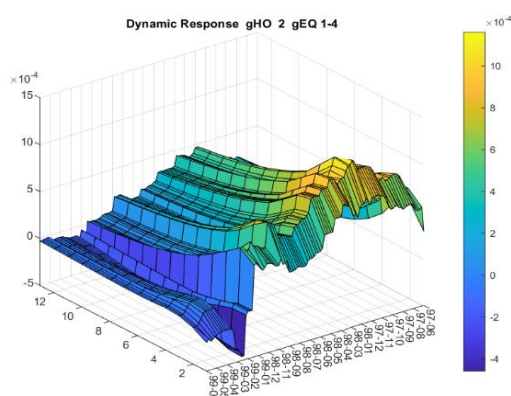
نمودار ۳- تابع واکنش آنی بازار سهام به شوک در بازار طلا

نمودار ۱ و نمودار ۳ نشان می‌دهد در مقطع زمانی مورد بررسی، تابع واکنش بازار سهام در اثر اعمال شوک به بازار ارز و طلا، با کمی وقفه به صورت متقارنی صعودی می‌شود و در یک سطح مثبت قرار می‌گیرد اما در هفته سوم اثرات

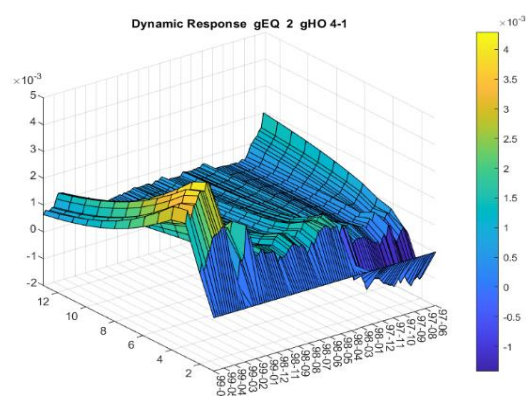
مثبت فوق به منفی تبدیل می‌شود، به‌طوری‌که اثرات منفی ثانویه توانسته است اثرات مثبت اولیه را خنثی کند و اثر نهایی تابع واکنش آنی بازار سهام را از هفته چهارم تا پایان دوره در سطح صفر باقی نگه می‌دارد. مطابق نمودار ۲ و نمودار ۴، تابع واکنش آنی بازار ارز و طلا به اعمال شوک در بازار سهام نیز رفتار مشابهی دارد با این تفاوت که اثر اولیه شوک وارد شده به بازار سهام بدون وقفه تابع واکنش آنی بازار ارز و طلا را صعودی کرده و در سطح مثبتی قرار می‌دهد اما در هفته دوم اثر منفی ثانویه، اثرات مثبت اولیه (در هفته اول) را خنثی و تابع آنی شوک بازار ارز و طلا را تا پایان دوره در سطح صفر نگه می‌دارد. همچنین هنگامی که نحوه اثرگذاری شوک‌ها را در مقاطع زمانی مختلف با هم مقایسه کنیم، مشاهده می‌شود که با حرکت از ماه‌های اولیه مورد بررسی به ماه‌های آخر دوره مورد بررسی بویژه از اواخر ۱۳۹۸ تا اواسط ۱۳۹۹، اثرات مثبت اولیه (روانی-هیجانی) و غیرپایدار شوک بازار ارز و طلا به بازار سهام در حال افزایش است و اثرات مثبت اولیه (روانی-هیجانی) و غیرپایدار شوک بازار سهام به بازار ارز و طلا در حال کاهش است.

۴-۲- اثرات متقابل شوک‌های پیش‌بینی شده در بازار سهام و مسکن

در نمودارهای زیر واکنش تابع آنی بازارهای سهام، ارز و طلا در اثر اعمال شوک به هر یک از این بازارها به صورت جداگانه ترسیم و در ادامه توضیح داده شده است.

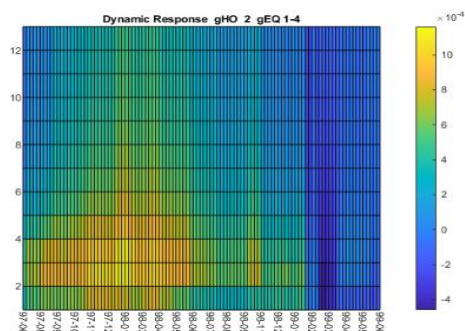


نمودار ۶- تابع واکنش آنی بازار مسکن به شوک در بازار سهام



نمودار ۵- تابع واکنش آنی بازار سهام به شوک در بازار مسکن

لازم است بخش مسکن به دلیل نقش و سهم زیادی که در اقتصاد کشور دارد متفاوت از دو بازار ارز و طلا دیده شود، لذا بررسی تابع شوک آنی در نتیجه اعمال شوک برای بازارهای سهام و مسکن با دقت بیشتری مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. مطابق نمودار ۵ اعمال شوک به بازار مسکن، اثر اولیه نامتقارنی بر تابع واکنش آنی بازار سهام داشته است. از اواسط سال ۱۳۹۷ تا انتهای فصل بهار سال ۱۳۹۸، اعمال شوک به بازار مسکن پس از وقفه‌ای کوتاه، تابع واکنش آنی بازار سهام را نزولی نموده و در سطح منفی قرار داده است. اما پس از گذشت یک دوره (یک هفته) اثرات مثبت ثانویه، اثرات منفی اولیه را خنثی می‌کند به‌طوری‌که پس از ۱۳ هفته همچنان این اثرات مثبت باقی مانده و تابع واکنش آنی بازار سهام در یک سطح ثابت مثبت قرار می‌گیرد. منتهی پس از فصل بهار ۱۳۹۸ اثرات منفی اولیه اعمال شوک به بازار مسکن نیز به طور کلی حذف می‌شود و اعمال شوک به بازار مسکن، روند تابع واکنش آنی بازار سهام را صعودی و کاهنده می‌کند به‌طوری‌که باعث می‌شود تابع واکنش آنی پس از ۱۳ هفته همچنان در سطح مثبتی قرار گیرد. به این ترتیب افزایش شاخص قیمت مسکن می‌تواند به عنوان عامل مثبتی در افزایش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های آتی عمل کند.

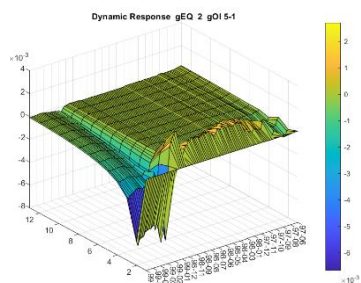


همانطور که در نمودار ۶ مشاهده می‌شود، اثرات نامتقارن (اولیه و ثانویه) اعمال شوک در بازار سهام بر تابع واکنش آنی بازار مسکن شدیدتر است. از اواسط سال ۱۳۹۷ تا اواخر فروردین ماه ۱۳۹۹، اعمال شوک به بازار سهام باعث شده است تابع واکنش آنی بازار مسکن با یک روند صعودی و کاهنده در یک سطح مثبت قرار گیرد. منتهی از اواخر فروردین ماه ۱۳۹۹

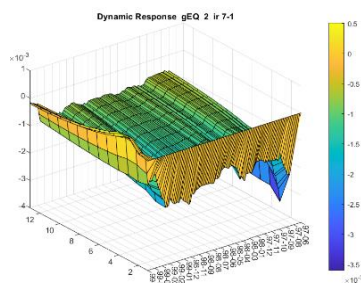
اثر اعمال شوک به بازار سهام بر تابع واکنش آنی بازار مسکن کاملاً معکوس شده است، به‌طوری‌که اعمال شوک به بازار سهام، اثر منفی و کاهنده‌ای بر بازار مسکن داشته است. در واقع بازار سهام توانسته است بازار جایگزین مسکن باشد و رونق بازار سهام توانسته است مانع افزایش شاخص قیمت مسکن گردد. عبارتی در دوره‌های آنی، بازار سهام بهترین بازار برای کنترل شاخص قیمت بازار مسکن محسوب می‌شود. لذا بازار سهام نه تنها اثر ثروت در این بازار ایجاد نمی‌کند بلکه می‌تواند اهرم موثری برای جذب نقدینگی و کنترل تورم در سایر بازارها باشد. حتی اثرات مثبتی هم ناشی از اعمال شوک در بازار سهام مشاهده نمی‌شود. این در حالی است که وجود اثر ثروت از سوی این بازارهای غیرمولد فیزیکی به بازار سهام موید آنست که بازار سهام کشور همواره بیانگر بخش‌های واقعی اقتصاد کشور است.

۴-۳- واکنش بازار سهام به اعمال شوک روی متغیرهای اقتصادی

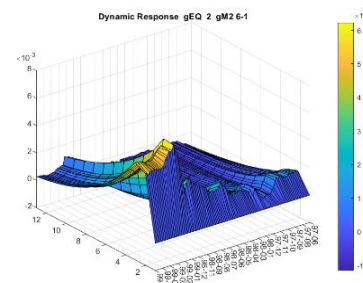
در نمودارهای زیر واکنش بازار سهام در اثر اعمال شوک بر روی میزان نقدینگی، متغیر نرخ‌بهره حقیقی و قیمت سبد نفتی اوپک ترسیم و در ادامه توضیح داده شده است.



نمودار ۷- تابع واکنش آنی بازار سهام به شوک در قیمت سبد نفتی اوپک



نمودار ۸- تابع واکنش بازار سهام به شوک در نرخ‌بهره حقیقی



نمودار ۹- تابع واکنش آنی بازار سهام به شوک در نقدینگی

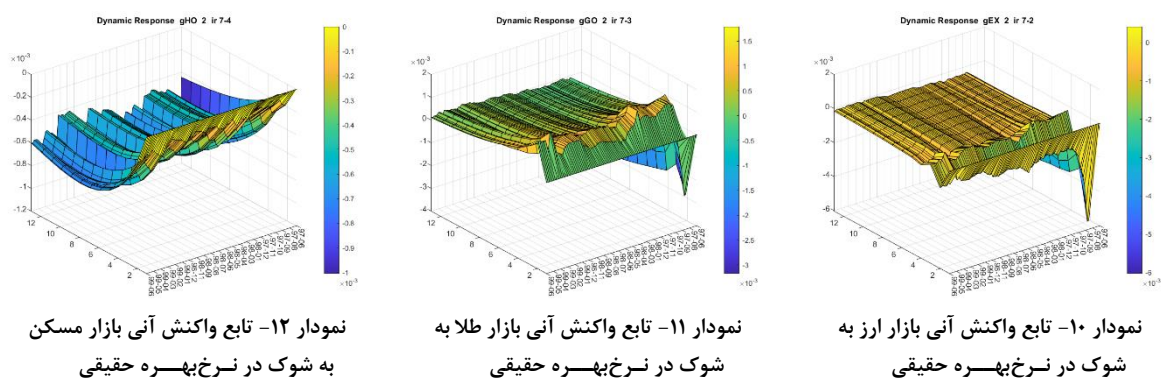
در نمودار ۷، نمودار ۸ و نمودار ۹ اثرات اعمال شوک بر سایر متغیرهای استفاده شده در مدل شامل نقدینگی، نرخ‌بهره حقیقی و قیمت سبد نفتی اوپک بر تابع واکنش آنی بازار سهام بررسی شده است. اعمال شوک به نقدینگی با یک دوره وقفه تابع واکنش آنی بازار سهام را صعودی می‌کند اما به تدریج اثرات منفی ثانویه، اثر مثبت اولیه را خنثی کرده و تابع واکنش آنی بازار سهام را حتی به سطح منفی نیز می‌رساند. اگرچه هر چه به سمت ماه‌های آخر دوره مورد بررسی حرکت می‌کنیم (یعنی شرایطی که مقیاس بازار سرمایه در کشور گسترش یافته، ممنوعیت‌ها و محدودیت‌های بازارهای موازی بیشتر شده و ...)، اثر مثبت اولیه متغیر نقدینگی بر بازار سهام در حال افزایش است، اما صرفاً در بهار ۱۳۹۹ اثرات ثانویه منفی نتوانسته است تابع شوک آنی بازار سهام را به سطح صفر برساند و اثرات مثبت نقدینگی، تابع واکنش آنی بازار سهام را پس از یک روند صعودی و البته کاهنده در سطح مثبتی نگه داشته است.

مطابق نمودار ۸ اعمال شوک به نرخ بهره حقیقی، با کمی وقفه روند نزولی و کاهنده‌ای در تابع واکنش آنی بازار سهام ایجاد می‌کند، در ادامه بخشی از اثرات منفی آن کاسته می‌شود اما همچنان تابع واکنش آنی بازار سهام در سطح منفی و نزدیک به سطح صفر باقی می‌ماند. صرفاً از اواخر مردادماه ۱۳۹۹ بوده است که اعمال شوک به نرخ بهره حقیقی اثرات منفی بر بازار سهام نداشته و حتی به شکل بسیار خفیفی اثر مثبت نیز بر آن داشته است. در مجموع کاهش نرخ بهره حقیقی می‌تواند به عنوان عامل مثبتی در افزایش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های آتی عمل کند. مطابق نمودار ۹ اعمال شوک به قیمت سبد نفتی اوپک اثر اولیه نامتقارنی بر بازار سهام داشته اما اثر ثانویه مشابهی طی دوره مورد بررسی داشته است. از اواسط سال ۱۳۹۷ تا اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۹، اعمال شوک به قیمت سبد نفتی اوپک، غالباً روند تابع واکنش آنی بازار سهام را با کمی وقفه صعودی و کاهنده می‌کند اما در ادامه بدلیل اثرات منفی ثانویه، اثرات مثبت اولیه خنثی شده به‌طوری‌که تابع واکنش آنی در سطح صفر قرار می‌گیرد و اثر شوک وارد شده به قیمت سبد نفتی اوپک از بین می‌رود. از اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۹ به بعد، اعمال شوک به سبد نفتی اوپک با کمی وقفه تابع واکنش آنی را نزولی می‌کند اما در ادامه این اثرات منفی اولیه نیز خنثی شده و تابع واکنش آنی در سطح صفر قرار می‌گیرد. در مجموع اعمال شوک به سبد نفتی اوپک اثر پایدار و ماندگاری بر بازار سهام ندارد و اثر آن مقطعی بوده و صرفاً به صنایع مرتبط با نفت و فرآورده‌های نفتی محدود می‌شود.

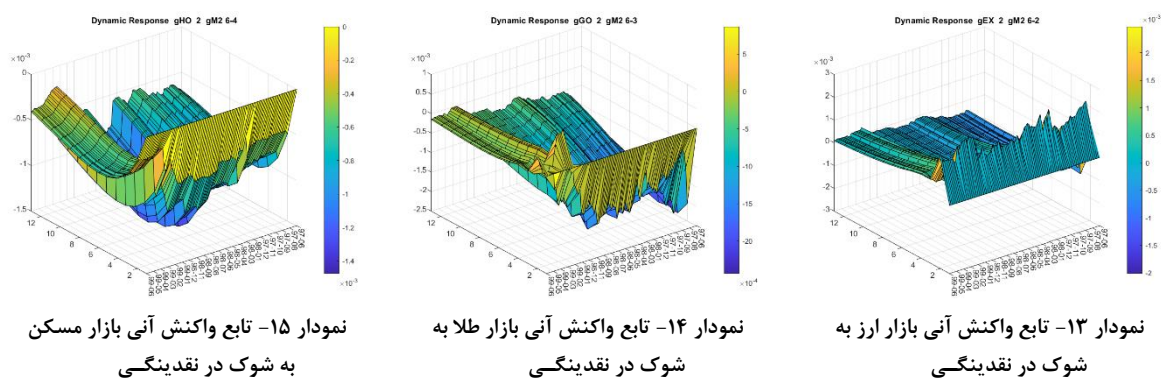
۴-۴- واکنش بازارهای ارز، طلا و مسکن به اعمال شوک روی متغیرهای اقتصادی

در نمودارهای زیر واکنش بازارهای ارز، طلا و مسکن در اثر اعمال شوک بر روی میزان نقدینگی، متغیر نرخ بهره حقیقی و قیمت سبد نفتی اوپک ترسیم و در ادامه توضیح داده شده است.

توابع واکنش آنی بازارهای ارز، طلا و مسکن به شوک در نرخ بهره



توابع واکنش آنی بازارهای ارز، طلا و مسکن به شوک در نقدینگی



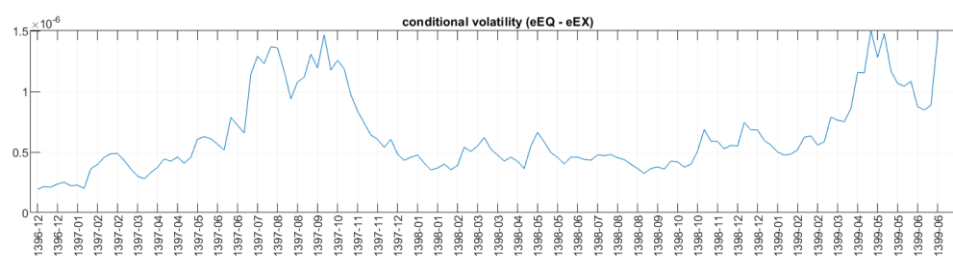
نمودار ۱۰، نمودار ۱۱ و نمودار ۱۲ بیانگر آنست که بازار مسکن وابستگی بسیار شدیدی به شوک‌های وارده به نرخ بهره حقیقی دارد و افزایش نرخ بهره حقیقی می‌تواند به عنوان عاملی برای کاهش شاخص قیمت بازار مسکن عمل

کند. برای بازارهای ارز و طلا نیز، صرف نظر از اثرات کوتاه و مثبت اولیه، افزایش نرخ بهره حقیقی می‌تواند به عنوان عاملی برای کاهش شاخص قیمت این بازارها عمل کند. اثرات منفی ثانویه اعمال شوک در نرخ بهره حقیقی، تابع واکنش آنی بازارهای مسکن، ارز و طلا را در سطح منفی قرار می‌دهد و این اثر منفی ماندگار است. لذا در دوره مورد بررسی، کاهش نرخ بهره حقیقی به عنوان عامل افزایش شاخص قیمت یا تشدید شوک‌های مثبت وارده بر این بازارها محسوب می‌شود. همچنین نمودار ۷، نمودار ۱۳، نمودار ۱۴ و نمودار ۱۵ بیانگر آن است که در دوره مورد بررسی افزایش نقدینگی (پول و شبه پول) عامل افزایش شاخص قیمت در بازار سهام بوده است منتهی اثر منفی بر شاخص قیمت بازار ارز و بویژه مسکن و طلا داشته است. لذا یافته‌ها نشان می‌دهد آنچه عامل افزایش شاخص قیمت بازارهای ارز، طلا و مسکن شده است متغیر نقدینگی نبوده است و افزایش نقدینگی صرفاً اثرات مثبتی بر بازار سهام کشور داشته است.

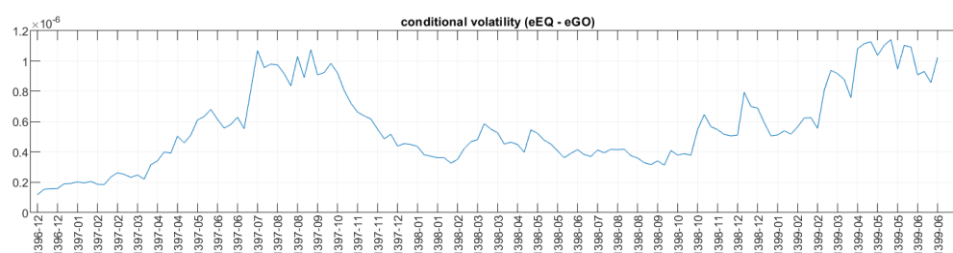
۵- همبستگی شرطی پویا (DCC)

تخمین مدل‌های همبستگی شرطی در دو مرحله صورت می‌گیرد، به نحوی که نخست یک مدل از نوع GARCH برای واریانس شرطی انتخاب و سپس مبتنی بر واریانس شرطی مرحله اول، ماتریس همبستگی شرطی برآورد می‌شود. در مدل همبستگی شرطی پویا (DCC^1) ماتریس همبستگی شرطی ثابت نبوده و به زمان وابسته است.

نمودارهای زیر تأثیر سرریز شوک بازارها بر یکدیگر در قالب الگوی واریانس شرطی پویا را نشان می‌دهد.^۲



نمودار ۱۶- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی بازار سهام و ارز خارجی (دلار)



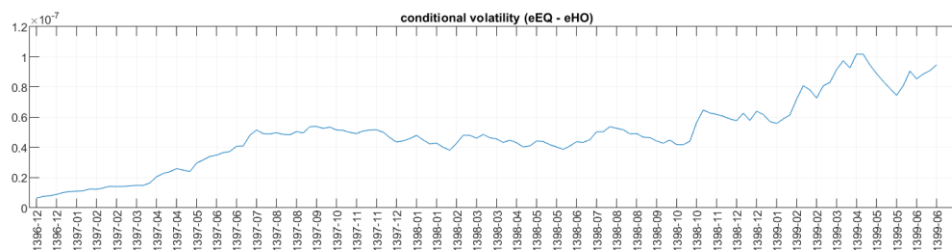
نمودار ۱۷- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی بازار سهام و طلا (سکه بهار آزادی)

مطابق نمودار ۱۶ واریانس شرطی بین بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران (EQ) و بازده ارز خارجی دلار آزاد (EX) از اواخر سال ۱۳۹۶ تا اواخر آذر ماه ۱۳۹۷ مثبت و همواره رو به افزایش بوده است. پس از آن تا اواخر آبان ماه ۱۳۹۸، شاهد کاهش واریانس شرطی میان EQ و EX بوده‌ایم اما مجدداً از ابتدای آذرماه ۱۳۹۸ تا اواسط شهریورماه

۱. Dynamic Conditional Correlation Model

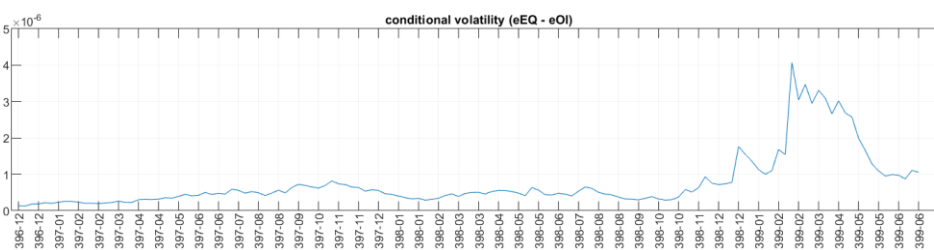
۲. الگوی به کار رفته $GARCH(1,1)$ و $DCC(1,0)$ می‌باشد.

۱۳۹۹ هر هفته واریانس شرطی میان این دو، افزایش یافت به‌نحوی که به سطح مشابه اواخر آذرماه ۱۳۹۷ رسید و در حال حاضر نیز این شرایط پا برجاست. طبق نمودار ۱۷ و به دلیل آنکه میانگین واریانس شرطی میان نرخ ارز و سکه در ایران تقریباً ثابت است، واریانس شرطی بین بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران (EQ) و بازده سکه بهار آزادی (GO) روندی مشابه نمودار ۱۶ داشته است.



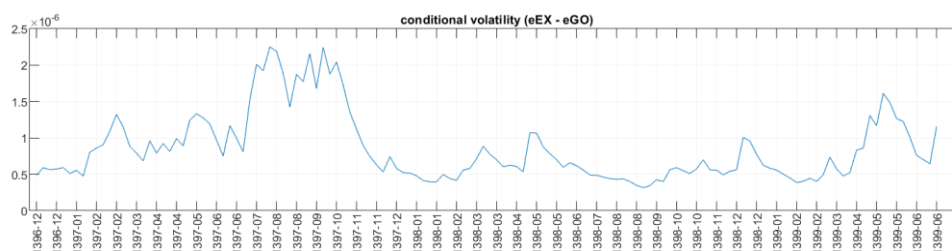
نمودار ۱۸- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی بازار سهام و مسکن

نمودار ۱۸ نشان می‌دهد روند واریانس شرطی بین بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران (EQ) و بازده شاخص قیمت مسکن (HO) مثبت و رو به افزایش می‌باشد. به خصوص از دی ماه ۱۳۹۸ واریانس شرطی مثبت میان دو سری EQ و HO روند افزایشی شدیدتری داشته است.



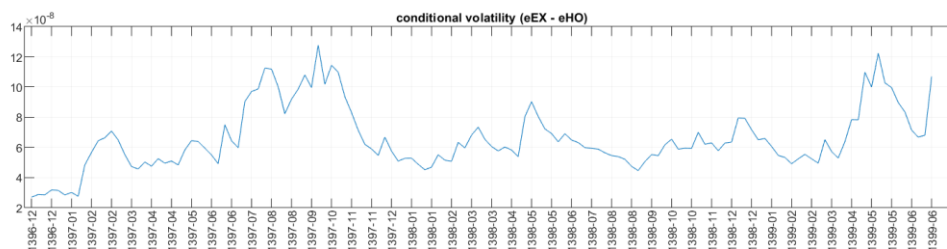
نمودار ۱۹- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی بازار سهام و نفت (سبد نفتی اوپک)

مطابق نمودار ۱۹ در بازه زمانی اواخر سال ۱۳۹۶ تا اواخر دی ماه ۱۳۹۸ واریانس شرطی بین سری بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران (EQ) و سری بازدهی سبد نفتی اوپک (OI) تقریباً صفر بوده است. اما با شیوع بیماری کرونا در جهان و به تبع آن ایران، پس از آنکه قیمت سبد نفتی اوپک به شکل بی‌سابقه‌ای کاهشی شد، واریانس شرطی میان دو سری EQ و OI تا اواخر اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۹ افزایش یافت اما پس از آن به تدریج اثر شوک ناشی از افت بی‌سابقه قیمت نفت از بین رفت و واریانس شرطی بازار سهام کشور و نفت مجدداً به محدوده سطح صفر نزدیک شد.



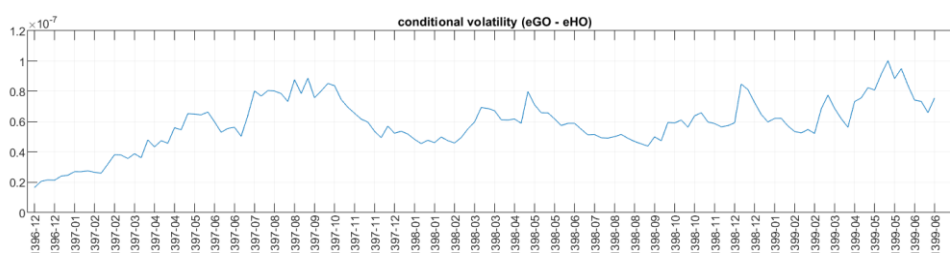
نمودار ۲۰- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی ارز (دلار آزاد) و طلا (سکه بهار آزادی)

نمودار ۲۰ نشان می‌دهد واریانس شرطی مثبت بین سری بازده دلار (EX) و بازده طلا (GO) از اوایل سال ۱۳۹۷ روندی افزایشی به خود گرفت به‌نحوی که در اواخر آذر ماه سال ۱۳۹۷ به بالاترین سطح خود رسید. در ۱۰۰ هفته از مجموع ۱۳۶ هفته طی دوره زمانی مورد بررسی، واریانس شرطی بین سری بازده دلار و بازده طلا در محدوده مثبت و تقریباً ثابتی نوسان داشته است و تنها در ۳۶ هفته شاهد افزایش واریانس شرطی بین این دو بوده‌ایم. در نتیجه میانگین واریانس شرطی میان این دو سری، عمدتاً در محدوده ثباتی نوسان داشته است.



نمودار ۲۱- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی ارز (دلار آزاد) و مسکن

نمودار ۲۱ نیز نشان می‌دهد واریانس شرطی بین سری بازده دلار (EX) و بازده مسکن (HO) از اوایل سال ۱۳۹۷ تا اواخر دی‌ماه ۱۳۹۷ رو به افزایش بوده و پس از رسیدن به بالاترین سطح مثبت خود در این ماه، مجدداً کاهش یافته و تا پایان فصل بهار سال ۱۳۹۹ در سطح مثبت و تقریباً ثابتی نوسان داشته است. پس از پایان فصل بهار دوباره شاهد افزایش واریانس شرطی میان EX و HO هستیم.



نمودار ۲۲- روند واریانس شرطی پویا بین بازده هفتگی سکه بهار آزادی و مسکن

مطابق نمودار ۲۲ شاهد افزایش واریانس شرطی بین دو سری بازدهی سکه بهار آزادی (GO) و بازدهی مسکن (HO) از ابتدای سال ۱۳۹۷ تا دی‌ماه سال ۱۳۹۷ هستیم. پس از آن واریانس شرطی میان این دو، در سطح مثبتی در نوسان بوده و اواخر دوره مورد بررسی مجدداً قدری افزایش نیز داشته است.

۶- نتیجه‌گیری

در این پژوهش با توجه به اهمیت بررسی تحولات بازار بورس اوراق بهادار کشور، اثرات متقابل بازارهای مختلف کشور و متغیرهای کلان اقتصادی ارتباط میان پنج بازار «پول»، «سهام»، «ارز»، «طلا» و «مسکن» به همراه متغیرهای «نرخ بهره حقیقی»، «نقدینگی» و «قیمت نفت» در چارچوب یک مدل اقتصادسنجی ترکیبی خودهمبسته برداری - گارچ چندمتغیره با همبستگی شرطی پویا (VAR-DCC-GARCH) طی دوره زمانی زمستان سال ۱۳۹۳ تا پایان تابستان سال ۱۳۹۹ در تواتر زمانی هفتگی بررسی و تحلیل شده است. محاسبات پژوهش در محیط نرم‌افزار متلب^۱ نسخه ۲۰۲۰ و همچنین تولباکس MFE در این نرم‌افزار (که توسط کپین شپارد^۲ ارائه شده است) انجام شده است. داده‌های مسکن و بازار پول از مقیاس ماهانه به هفتگی درون‌یابی شد و برای سایر داده‌ها که بصورت روزانه در دسترس بود از مقدار انتهای هر هفته استفاده شده است. همچنین جهت پویایی الگو از پنجره غلتان ۱۵۶ هفته‌ای استفاده شد و محاسبات توابع ضربه-پاسخ (اثر- واکنش) تا هفته ۱۳ام (تقریباً سه ماه پس از شوک) انجام گرفت. نتایج الگوهای خودرگرسیو برداری پویا نشان داد که ارتباط پویا بین بازارهای مختلف برقرار بوده و در برخی موارد واکنش‌ها با یک وقفه همراه است.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد اعمال شوک مثبت به بازار سهام، عامل افزایش شاخص قیمت ارز خارجی (دلار) و طلا (سکه بهار آزادی) در کشور نیست. همچنین شوک مثبت به بازار ارز و طلا در کشور منجر به افزایش شاخص قیمت در بازار سهام (بورس اوراق بهادار تهران) نمی‌شود. در واقع واکنش بازارهای سهام، ارز و طلا در کشور ناشی از اعمال شوک مثبت به هر یک از آن‌ها، صرفاً از منظر روانی-هیجانی موجب نوسان کوتاه‌مدت مثبتی می‌شود که پس از دو الی سه هفته، سریعاً با اثرات ثانویه منفی خنثی شده و تابع واکنش آنی مجدداً در سطح صفر قرار می‌گیرد.

بررسی‌ها نشان می‌دهد، افزایش شاخص قیمت مسکن در ایران، می‌تواند عاملی برای افزایش شاخص قیمت بازار سهام محسوب شود. این در حالی است که در دوره مورد بررسی، افزایش شاخص قیمت بازار سهام اثر نامتقارنی بر شاخص قیمت بازار مسکن داشته است. تا قبل از سال ۱۳۹۹، افزایش بازدهی بازار سهام اثر مثبت و کاهنده‌ای بر بازدهی بازار مسکن داشته است. اما از اواخر سال ۱۳۹۸ واکنش بازار مسکن ناشی از اعمال شوک مثبت در بازار سهام کاملاً بر خلاف گذشته بوده است. به عبارتی در اقتصاد تورمی ایران، بازدهی مثبت بازار سهام کشور و هدایت نقدینگی به این بازار، از تورم فزاینده بازار مسکن کاسته است و اهرم موثری برای سیاست‌گذار جهت کنترل تورم در بازار مسکن می‌باشد.

مطابق نتایج این مطالعه، بویژه از ابتدای سال ۱۳۹۹، افزایش میزان نقدینگی در کشور عامل مهمی در افزایش شاخص قیمت در بازار سهام کشور محسوب می‌شود. همچنین در دوره مورد بررسی، شاهد اثرگذاری مثبت خلق نقدینگی جدید روی بازارهای مسکن، ارز و طلا نبوده‌ایم. این مهم بیانگر آن است که فرهنگ‌سازی، سیاست‌های

۱ . Matlab

۲ . Kevin Sheppard (MFE-Toolbox)

تقویت‌کننده مشارکت جامعه در بازار سرمایه مانند آزادسازی سهام عدالت، واگذاری سهام متعلق به دولت، اعمال ممنوعیت‌ها و محدودیت‌های در بازارهای موازی، افزایش ریسک بازارهای موازی از طریق ابزارهای موجود مانند مالیات و ... در هدایت نقدینگی جدید به سمت تأمین مالی تولید و حفظ اشتغال جامعه از طریق بازار سرمایه موثر بوده است. مثبت شدن شاخص تولید شرکت‌های بورسی، حفظ سطح تولید و همینطور دستیابی به رکوردهای جدید تولید کالاها و خدمات مزیت‌دار در کشور، بیش از ۳,۵ برابر شدن ارزش سرمایه‌گذاری خارجی، بیش از ۷,۵ برابر شدن ارزش جذب و تجهیز منابع مالی بخش تولید کشور از طریق بازار سرمایه، بیش از ۶ برابر شدن ارزش تأمین مالی دولت از طریق بازار سرمایه و ... موید دستاوردهای بسیار مهم و راهبردی بازار سرمایه در نتیجه تقویت نقش‌آفرینی آن در اقتصاد کشور است. مواهب و مزیت‌هایی که هیچگاه در اثر سرمایه‌گذاری جامعه روی دارایی‌های غیرمولد فیزیکی (ارز، طلا، خودرو و ...) محقق نشده و نخواهد شد. تقویت جایگاه این ابزار سیاستی در اقتصاد کشور زمانی در اولویت سیاست‌گذار خواهد بود که به اهمیت این دستاوردها در شرایط حساس کنونی ناشی از تکانه‌های تحریم و کرونا توجه شود.

اعمال شوک روی نرخ بهره حقیقی اثر نامتقارنی روی بازار سهام دارد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد تا قبل از تابستان ۱۳۹۹، افزایش نرخ بهره حقیقی موجب کاهش شاخص قیمت در بازار سهام شده است. منتهی از ابتدای تابستان سال ۱۳۹۹، شاهد آن هستیم که افزایش نرخ بهره حقیقی در هفته‌های نخست اثر اولیه مثبتی بر بازار سهام دارد اما پس از گذشت چند هفته اثرات ثانویه منفی، اثرات مثبت اولیه را به‌گونه‌ای خنثی می‌کند که تابع واکنش آنی بازار سهام با عبور از سطح صفر در محدوده منفی قرار می‌گیرد. بنابراین یکی از مهم‌ترین عوامل بنیادی بازار سهام، نرخ بهره حقیقی است که تعیین‌گر بهره‌بینه آن در بلندمدت آسیب‌هایی جدی به بازار سرمایه کشور وارد خواهد کرد. در دوره مورد بررسی، اعمال شوک مثبت یا منفی در قیمت سبد نفتی اوپک نیز اثر پایدار و ماندگاری بر بازار سهام ندارد. البته تغییرات و تحولات شدید بازار نفت از جمله در اواخر سال ۱۳۹۸ و اوایل سال ۱۳۹۹ (آغاز شیوع بیماری کرونا) تأثیراتی روی تمامی بازارهای کشور داشته است که این اثرگذاری‌ها مقطعی و غیرپایدار بوده است.

در دوره مورد بررسی، متغیر «نرخ بهره حقیقی» مهم‌ترین عامل افزایش شاخص قیمت (تورم) یا تشدید شوک‌های مثبت وارده بر بازارهای مسکن، ارز و سکه محسوب می‌شود. افزایش میزان نقدینگی نیز از میان متغیرهای مدل این پژوهش، می‌تواند علت مهمی برای افزایش شاخص قیمت در بازار سهام کشور باشد. ضمن اینکه همانگونه که تأکید شد بر اساس نتایج پژوهش در دوره زمانی مورد بررسی، نه تنها بازار سهام، اثر تورمی و اثر ثروت بر بازارهای ارز، طلا و مسکن نداشته بلکه بهترین اهرم برای کنترل افزایش قیمت یا حتی کاهش قیمت در بازار مسکن محسوب می‌شود. بنابراین توصیه می‌شود سیاست‌گذار ضمن مدنظر قرار دادن نتایج و یافته‌های این پژوهش، به منظور «شناسایی صحیح» عوامل موثر بر جهش‌های قیمتی و تورم در بازارهای مختلف، نخست عوامل داخلی هر بازار را بررسی و تحلیل نموده و سپس در صدد شناسایی عوامل بیرونی و ثانویه باشد. سیاست‌گذاری و تصمیم‌گیری صحیح قطعاً برآمده از «شناسایی صحیح» با پشتوانه علمی و کارشناسی است.

در قسمت پایانی این پژوهش تأثیر سرریز شوک بازارها بر یکدیگر نیز در قالب الگوی همبستگی شرطی پویا (DCC) بررسی شده است. یافته‌های الگوی واریانس شرطی ضمن تایید تلاطم خوشه‌ای در بازارهای مختلف، اثر سرریز آن بین بازارها را نیز تایید می‌کند و نشان می‌دهد که در اواسط ۱۳۹۷ و اوایل ۱۳۹۹ تلاطم شدیدی بین بازارها رخ داده است. نتایج نشان می‌دهد واریانس شرطی بازده سهام و بازده ارز و طلا در ایران مثبت است. همچنین واریانس شرطی بین دو سری بازده بازار سهام و بازده مسکن نیز علاوه بر مثبت بودن، همواره در حال افزایش است. این نتایج برای سرمایه‌گذاران نیز به منظور تخصیص بهینه سبد دارایی بین دارایی‌های موردنظر سودمند خواهد بود زیرا میزان اثرپذیری متقابل بازارها ناشی از تغییرات ریسک آن‌ها را نشان می‌دهد.

۷- منابع و مآخذ

1. Mandelbrot, B.B. (1963), The Variance of certain speculative price, journal of business, XXXVI.
2. Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, Journal of Econometrics, 31.
3. Engle, R.F (2002), Dynamic conditional correlation a simple class of multivariate GARCH models, Journal of Business and Economic Statistics, 20
4. Engle R.F & K. Sheppard (2001), Theoretical and Empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH. Mimeo, UCSD.