فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی - سال پنجم، شماره دوم (پیاپی ۱۷)، بهار ۱۳۹۹ (صفحات ۱۴۷ تا ۱۷۲)

همبستگی پویای شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی با نوسان بازارهای سهام، ارز و سکه در ایران: کاربرد الگوی M-GARRCH رهیافت DCC

ملیحه آشنا (نویسنده مسئول)
استادیار اقتصاد، دانشگاه بزرگمهر قائنات
ashena@buqaen.ac.ir

حمید لعل خضری
دکتری اقتصاد، مدرس دانشگاه بزرگمهر قائنات
hamid.lalkhezri@mail.um.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۳/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۳۰

چکیده:

در این مطالعه، تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی بر نوسان بازار سهام، طلا و ارز در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. از این رو، با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، قیمت سکه طلا و نرخ ارز برای دوره زمانی فروردین ۱۳۸۱ تا اسفند ۱۳۹۸، همبستگی متغیرهای ذکر شده در ایران با شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بوسیله الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که نوسانات سیاست اقتصادی جهانی اثر معنی‌دار بر نوسانات بازار سهام، سکه طلا و ارز دارد. این شاخص به طور کلی اثر مثبت بر نوسان قیمت سکه طلا دارد (به جز دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۶)، و بر نوسان بازار سهام و ارز نیز اثر مثبت و هم اثر منفی دارد. بنابراین، شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی در پیش‌بینی نوسانات این بازارها مفید است و می‌تواند پیش‌بینی نوسانات سهام، طلا و ارز را بهبود بخشد.

طبقه‌بندی JEL: G11 ،F36 ،F31،E30

کلید واژه‌ها: نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی، مدل همبستگی پویای شرطی، بازار سهام، بازار سکه طلا، بازار ارز

۱. مقدمه

در شرایط اقتصادی متفاوت در سطح جهانی، بازارهای مختلف کالا و دارایی‌های مالی دچار نوسان می‌شوند. با افزایش تأثیرپذیری کشورهای مختلف از یکدیگر در سطح جهانی و انتقال اطلاعات بین بازارهای مختلف هر کشور، هر نوسانی در سیاست اقتصاد جهانی، بازارهای مختلف را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مطالعات فراوانی در مورد مدل‌سازی و پیش بینی قیمت دارایی‌هایی از قبیل سهام، طلا و ارز و بررسی نوسانات آن‌ها انجام شده است. اما، هنوز یک چالش اساسی در توضیح و پیش‌بینی نوسانات پیش‌روی عوامل اقتصادی و سیاست‌گذاران وجود دارد. نااطمینانی سیاست اقتصادی یکی از عوامل موثر و مهم در بروز نوسانات متغیرهای مذکور است.

بالا بودن نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی فقط به آشفتگی سرمایه‌گذاری بین‌المللی منجر نمی‌شود، بلکه با اثرگذاری مستقیم و غیرمستقیم به نااطمینانی برای سرمایه‌گذاران داخلی نیز منجر می‌شود. همچنین، ممکن است نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، هم‌جهت با نااطمینانی سیاست اقتصاد داخلی نباشد و در دوجهت متفاوت تغییر کنند (لی[1] و همکاران، ۲۰۱۹). شناخت نحوه اثرگذاری نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای مختلف در سیاست‌گذاری و تصمیمات سرمایه‌گذاری دارای اهمیت است. بازارهای طلا، سهام، و ارز در ایران به عنوان برخی گزینه‌های مهم سرمایه‌گذاری شناخته می‌شوند. بحران در سطح جهانی ممکن است اعتماد سرمایه‌گذاران را کاهش دهد و به فروش سهام و تغییرات قیمت آن و کاهش سرمایه‌گذاری منجر شود (فنگ[2] و همکاران، ۲۰۱۸). همچنین، نااطمینانی سیاست کشورهای دیگر، متغیرهای اساسی اقتصاد داخلی مانند نرخ بهره و عرضه پول و سپس نرخ ارز را تغییر خواهد داد. این عدم اطمینان بر قیمت طلا و سکه در سطح جهانی و داخلی نیز اثر می‌گذارد. بنابراین، در این تحقیق اثر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر نوسان سهام، طلا و ارز بررسی می‌شود.

در این مقاله متغیر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی بر اساس شاخص جدید نااطمینانی سیاست اقتصادی (EPU)[3] ارائه شده توسط بکر[4] و همکاران (۲۰۱۶) است. بر

---

1. Li
2. Fang
3. Economic Policy Uncertainty (EPU)
4. Baker

مبنای شاخص EPU، شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU)[1] توسط دیویس[2] (۲۰۱۶) مطرح شد و به صورت میانگین وزنی (مبتنی بر GDP) شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی ۲۱ کشور محاسبه شده است. هدف این مطالعه بررسی تأثیر نوسانات و نااطمینانی حاصل از سیاست‌های اقتصادی جهانی بر بازارهای دارایی‌های عمده مانند سهام، ارز و طلا در ایران طی دوره فروردین ۱۳۸۱ تا اسفند ۱۳۹۸ با استفاده از مدل همبستگی پویای شرطی است. اگر چه برخی مطالعات خارجی در مورد اثر شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی و نوسانات قیمت سهام وجود دارد، اما مقاله‌ای در مورد اثر نااطمینانی اقتصاد جهانی در ایران برای بررسی نوسانات بازار سهام، طلا و ارز به کار برده نشده است. نتایج این مقاله برای سرمایه‌گذران در کاهش ریسک پرتفوی آن‌ها قابل کاربرد است. همچنین برای سیاست‌گذاران در اتخاذ سیاست مناسب جهت کنترل نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان (سهام، ارز و طلا) مفید خواهد بود.

ساختار مقاله به ترتیب زیر است. در بخش دوم ادبیات موضوع ارائه می‌شود. در بخش سوم مدل همبستگی پویای شرطی میان متغیرهای مورد مطالعه ارائه می‌شود. بخش چهارم داده‌ها و تحلیل نتایج را بیان می‌کند. و بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات را ارائه می‌دهد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی

یکی از مفاهیم مرتبط با موضوع نوسانات اقتصادی، مفهوم نااطمینانی سیاست اقتصادی است که فعالیت‌های اقتصادی و ثبات مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (جانتیلا و واتاجا[3] ، ۲۰۱۸). نگرانی در مورد نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و تأثیرپذیری اقتصادها از یکدیگر، بحران مالی جهانی و بحران‌های سیاسی در سال‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. زیرا از یک طرف اقتصاد هر کشوی ارتباط نزدیک‌تری با اقتصادهای جهانی پیدا کرده است، و از طرف دیگر پویایی بازارهای بین‌المللی اقتصاد کشورها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد (لیو[4] و همکاران، ۲۰۱۹).

---

[1]. Global EPU
[2]. Davis
[3]. Junttila & Vataja
[4]. Liu

منظور از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بی‌ثباتی است که در اثر تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت بوجود می‌آید و ممکن است سبب تأخیر یا تغییر در تصمیم‌های مهم مانند اشتغال، سرمایه گذاری، مصرف، پس انداز توسط بنگاه‌ها و سایر عوامل اقتصادی شود. بنابراین، اقتصاد با هزینه‌های ناشی از بی‌ثباتی اقتصادی مواجه می‌شود (حیدرپور و پورشهابی، ۱۳۹۱).

نایت[1] (۱۹۲۱) نااطمینانی اقتصاد کلان را به صورت ناتوانی افراد در پیش‌بینی وقوع حوادث تعریف کرده است. براساس مطالعات انجام شده نااطمینانی اقتصادی را می‌توان در زمینه‌های مختلف مانند شرایط کلان اقتصادی، سیاست‌گذاری اقتصادی، یا متغیرهای خاص اقتصادی مورد توجه قرار داد. اصلاحات سیاست اقتصادی، اقتصاد داخلی و خارجی را در معرض شوک‌های نااطمینانی سیاست قرار می‌دهند (هیبتی و همکاران، ۱۳۹۵). بر اساس مطالعات تجربی می‌توان گفت کشورهای درحال‌توسعه به میزان بیشتری در معرض شوک‌های برونزا قرار دارند (کورن و تنریو[2]، ۲۰۰۷؛ لویزا[3] و دیگران، ۲۰۰۷). بنابراین، عدم اطمینان به سیاست‌های کلی اقتصاد، به شرایط بازارهای مختلف، و به شرایط اقتصاد جهانی از عوامل مؤثر بر بازار دارایی‌های مختلف محسوب می‌شود.

نااطمینانی، یک متغیر کیفی بوده و اندازه‌گیری آن پیچیده می‌باشد. بکر[4] و همکاران (۲۰۱۶) از مطالب موجود در مقالات روزنامه ها برای ایجاد شاخص‌های عدم قطعیت سیاست اقتصادی برای اقتصادهای بزرگ استفاده می‌کنند. رهیافت بکر و همکاران (۲۰۱۶) در محاسبه شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی، نگرانی احتمالی در مورد قابلیت اطمینان روزنامه ها، صحت، تعصب و سازگاری آن‌ها را در نظر می گیرد. در محاسبه EPU آرشیو روزنامه‌ها بررسی شده و تعداد مقالاتی که کلمات مرتبط با سه دسته نااطمینانی، اقتصاد و سیاست را داشتند شمارش شده‌اند (بکر و همکاران، ۲۰۱۶). بر مبنای شاخص EPU شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU)[5] توسط دیویس[6] (۲۰۱۶) مطرح شد، و به صورت میانگین وزنی (مبتنی بر GDP) شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی ۲۱ کشور قابل محاسبه است. کشورهای در نظر گرفته برای محاسبه

---

1. Knight
2. Koren & Tenreyro
3. Loayza
4. Baker
5. Global EPU
6. Davis

این شاخص، کشورهایی هستند که دوسوم محصول کل جهان را به خود اختصاص داده‌اند[۱] (شامل اتریش، برزیل، کانادا، شیلی، چین، کلمبیا، فرانسه، آلمان، یونان، هند، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، مکزیک، هلند، روسیه، کره جنوبی، اسپانیا، سوئد، انگلستان و آمریکا).

بعد از بحران مالی جهانی در سال ۲۰۰۸، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی رو به افزایش بوده است، زیرا سیاست‌های اقتصادی اجرا شده در هر کشور اغلب تغییر می‌کند و بنابراین نوسانات قیمت برخی متغیرها را تشدید می‌کند (ژو و یان[۲]، ۲۰۱۵). در سال‌های اخیر نااطمینانی سیاست اقتصادی یک متغیر مهم و اثرگذار بر بازار مالی و دارایی‌های مختلف در نظر گرفته شده است.

سرمایه‌گذاران با گزینه‌های مختلفی برای سرمایه‌گذاری بر دارایی‌هایی مانند طلا، ارز و سهام مواجه هستند (جین و بیسوال[۳]، ۲۰۱۶). نوسان قیمت‌های بین المللی کالاهای استراتژیک مانند طلا و نفت در اثر نااطمینانی‌های سیاستی می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر قیمت سهام و ارز و سایر متغیرهای کلان اقتصادی داشته باشد. در بررسی بازار سهام، بحران در یک بازار یا یک اقتصاد ممکن است به تحریک سرمایه‌گذاران برای فروش سهام منجر شود (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۳). زیرا ارزش سهام از عوامل مختلفی مانند عملکرد شرکت، سود تقسیمی، نرخ ارز، عرضه پول، اشتغال و نااطمینانی در شرایط اقتصادی و سیاسی تأثیر می‌پذیرد.

در بازار ارز پیش‌بینی و بررسی نوسانات نرخ ارز دارای اهمیت است. افزایش نوسانات نرخ ارز اثر منفی بر اقتصاد دارد، زیرا به افزایش هزینه معاملات بین‌المللی (باوم و کگلایان[۴] ، ۲۰۱۰)، افزایش ریسک‌های سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی (ایک و هو[۵]، ۲۰۱۷)، و اثرگذاری بر سودآوری مشاغل (آگیون[۶] و همکاران، ۲۰۰۹) منجر می‌شود. بنابراین، سرمایه‌گذران، سفته بازان و فعالان تجاری به مدیریت ریسک نرخ ارز نیاز دارند. برخی مطالعات در زمینه پیش‌بینی نوسان نرخ ارز از یک مدل خاص مانند مدل گارچ استفاده

---

[۱]. رجوع کنید به:
http://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html

[2]. Zhu & Yan
[3]. Jain & Biswal
[4]. Baum &Caglayan
[5]. Iyke & Ho
[6]. Aghion

کرده‌اند (هانسن و لوند[۱]، ۲۰۰۵؛ برونلیز و گالو[۲]، ۲۰۱۰؛ پیلبم و لنگلند[۳]، ۲۰۱۵) و برخی مطالعات دیگر اطلاعات سایر متغیرهای اقتصادی مانند متغیرهای پولی یا قیمت کالاها را برای پیش‌بینی نوسانات استفاده کرده‌اند (روسی و اینو[۴]، ۲۰۱۲؛ فرارو[۵] و همکاران، ۲۰۱۵). از جنبه اقتصاد کلان نااطمینانی سیاست کشورهای دیگر، متغیرهای اساسی اقتصاد داخلی مانند نرخ بهره و عرضه پول را تغییر خواهد داد، و سپس به نوسانات نرخ ارز منجر می شود. از جنبه اقتصاد خرد، افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی انتظارات کسب و کارها را در مورد نرخ ارز تغییر خواهد داد و نوسانات نرخ ارز را موجب می‌شود (جین[۶] و همکاران، ۲۰۱۴).

طلا به عنوان دارایی در ایفای نقش ذخیره ارزش، در بحران‌های سیاسی و اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار است. افراد دارایی‌های خود را به صورت دارایی مالی و در صورت وجود تورم به صورت دارایی واقعی نگه میدارند (جهانگیری و حسینی ابراهیم آباد، ۱۳۹۶). پیش‌بینی نوسانات بازار طلا و عوامل موثر بر آن نیز از موضوعات مورد توجه سیاست-گذاران و سرمایه‌گذاران است که در برخی مطالعات مورد بررسی قرار گرفته است (خلیفه[۷] و همکاران، ۲۰۱۱؛ اولداگ و خامازاپ[۸] ، ۲۰۱۴). باتوجه به مطالب ذکر شده در مورد دارایی‌های مختلف، انتخاب سبد دارایی به درک صحیح نوسان‌های متغیر های اقتصادی وابسته است.

۲-۲. مطالعات پیشین

برخی مطالعات که در بررسی روابط بین بازارهای مالی مختلف انجام شده است، اهمیت نقش عدم اطمینان در بازارهای جهانی را دریافته‌اند. آکار[۹] (۲۰۱۱) در بررسی ارتباط بین بازار بورس اوراق بهادار، طلا و ارز در ترکیه نشان داد که بحران سال ۲۰۰۸ نقطه عطفی در همبستگی شرطی بین سرمایه‌گذاری‌های مختلف است. اوزتک و اوجال[۱۰] (۲۰۱۷) در

---

1. Hansen & Lunde
2. Brownlees & Gallo
3. Pilbeam & Langeland
4. Rossi & Inoue
5. Ferraro
6. Jin
7. Khalifa
8. Uludag & Lkhamazhapov
9. Akar
10. Öztek & Öcal

بررسی همبستگی بین بازارهای مالی و بازار کالا (محصولات کشاورزی و فلزات گران بها) به افزایش همبستگی بین بازارها در اثر بحران مالی اشاره می‌کنند.

در بررسی نااطمینانی سیاست اقتصادی یک دسته از مطالعات در مورد ارتباط میان نااطمینانی داخلی و نوسانات بازارهای مختلف انجام شده است. یک زیرمجموعه از این مطالعات اثر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر نوسانات بازار سهام (لیو و ژانگ[۱] ، ۲۰۱۵؛ دوان[۲] و همکاران، ۲۰۱۸؛ می[۳] و همکاران، ۲۰۱۸؛ سو[۴] وهمکاران، ۲۰۱۸) را بررسی کرده‌اند.

لیو و ژانگ (۲۰۱۵) از یک چارچوب تحقیق نوسانات خودتوضیح ناهمگن (HAR)[۵] استفاده کردند، و نشان دادند که شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی می‌تواند به طور قابل ملاحظه‌ای عملکرد مدل پیش‌بینی بازار سهام آمریکا را بهبود بخشد. چیانگ[۶] (۲۰۱۹) نااطمینانی سیاست اقتصادی، ریسک و بازدهی سهام را در کشورهای G7 بررسی کردند، و نتیجه گرفتند که وقفه‌های نااطمینانی سیاست اقتصادی اثر مثبت بر واریانس شرطی پیش‌بینی دارند. دوان و همکاران (۲۰۱۸) اثر اهرمی و نااطمینانی سیاست اقتصادی را بر نوسانات با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ بررسی کردند، و نتیجه گرفتند مدل‌های پیش‌بینی شامل نااطمینانی سیاست اقتصادی و اثر اهرمی می‌تواند پیش‌بینی‌های بهتری را در مقایسه با مدل‌های گارچ بدست آورد.

برخی مطالعات دیگر اثر نااطمینانی سیاست اقتصادی را بر نرخ ارز بررسی کردند. کرول[۷] (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که شاخص EPU داخلی و EPU ایالت متحده آمریکا، نوسان نرخ ارز را افزایش می‌دهد. کریستینا[۸] و همکاران (۲۰۱۸) نتیجه گرفتند که تغییر EPU می‌توند نرخ ارز را پیش‌بینی کند. سولیکین و دین[۹] (۲۰۱۸) بر اساس یک مدل پیش‌بینی برای ده کشور ASEAN نتیجه گرفتند که تغییر EPU می‌تواند شش نرخ ارز این کشورها را پیش‌بینی کند.

---

1. Liu & Zhang
2. Duan
3. Mei
4. Su
5. Heterogeneous autoregressive realized volatility
6. Chiang
7. Krol
8. Christina
9. Solikin & Dinh

ماو همکاران (۲۰۱۸a) در بررسی اثر نااطمینانی سیاست اقتصادی برای پیش‌بینی نوسانات آتی نفت نشان دادند که مدل‌های HAR می‌تواند پیش‌بینی را بهبود بدهد. ما و همکاران (۲۰۱۸b) در بررسی رابطه بین شاخص EPU و نوسانات قیمت نفت نتیجه گرفتند که این شاخص می‌تواند پیش‌بینی بهتری را در مقایسه با مدل پایه ارائه دهد.

دسته دوم مطالعات، شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی را در بررسی نوسانات بازارهایی مانند سهام و طلا مورد استفاده قرار دادند. یو و سانگ[1] (۲۰۱۸) در بررسی آثار شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی بر نوسانات ماهانه سهام با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ نتیجه گرفتند که شاخص نااطمینانی می‌تواند به نوسانات شدید بازار سهام منجر شود. یو و همکاران[2] (۲۰۱۸) نتیجه گرفتند که مدل گارچ با شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی می‌تواند عملکرد پیش‌بینی بهتری را نشان دهد. فنگ و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از مدل گارچ نشان دادند که شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی می‌تواند نوسانات ماهانه آتی بازار طلا را پیش‌بینی کند.

لی و همکاران (۲۰۱۹) اثر نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی و نااطمینانی سیاست اقتصادی در چین بر نوسانات بازار سهام چین را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که نوسانات شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی به نوسانات بازار سهام منجر می‌شود، و نیز شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی برای پیش‌بینی مناسب است.

با استفاده از داده‌های ایران برخی مطالعات مربوط به بررسی ارتباط بازارهای مالی، و ارتباط بین ویژگی‌های بازارهای مختلف و طبقات مختلف دارایی مانند سهام، طلا، و ارز انجام شده است (پازوکی و همکاران، ۱۳۹۲؛ فلاحی و همکاران، ۱۳۹۳؛ تهرانی و سیدخسروشاهی، ۱۳۹۶؛ جهانگیری و حسینی ابراهیم آباد، ۱۳۹۶).

امیری و همکاران (۱۳۹۴) همبستگی بین دارایی‌های عمده نفت، سکه و ارز را در ایران بررسی کردند و به نتیجه رسیدند همبستگی شرطی بین دارایی‌ها در طول زمان متغیر است و بحران مالی جهانی تغییرات قابل توجهی را در همبستگی میان متغیرها ایجاد می‌کند.

سزاوار و همکاران (۱۳۹۸) همبستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت را در ایران بررسی کردند. بر اساس نتایج تغییر در روند همبستگی شرطی ناشی از

---

[1]. Yu & Song
[2]. Yu

تحولات جهانی مشاهده شد که تأثیرپذیری اقتصاد ایران از تحولات جهانی را نشان می-دهد. امیری و پیرداده بیرانوند (۱۳۹۸) اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده بازار سهام با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی (مارکف سوئیچینگ) را بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی موجب کاهش بازده بازار سهام می‌شود.

در ارتباط با وجه تمایز این مطالعه با مطالعات پیشین می‌توان گفت، مطالعات بسیار کمی در مورد اثر شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی بر متغیرهای اقتصاد کلان در کشورهای درحال توسعه انجام شده است و برای داده‌های ایران نیز مطالعه مشابهی انجام نشده است.

۳. روش شناسی پژوهش

۳-۱. مدل DCC-GARCH[1]

انگل[2] (۱۹۸۲) نشان داد که می‌توان الگوهایی بررسی کرد که به طور همزمان شامل میانگین شرطی و واریانس شرطی باشند. این الگوها به الگوهای ARCH (واریانس ناهمسانی شرطی خودتوضیحی) شهرت یافتند که اساس آن‌ها واریانس ناهمسانی در الگوی مورد بررسی است. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس طی روند تصادفی متغیر مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. الگوهای ARCH به وسیله بالرسلو[3] (۱۹۸۶) تحت عنوان GARH[4] تعمیم داده شد. به طور کلی می‌توان معادله پایه GARCH(p,q) را به صورت زیر بیان کرد:

$$Y_t=\mu_t+\sigma_t z_t,\quad z_t\sim NID\ (0,1)$$
$$\mu_t=a+\sum_{i=1}^{k} b_i X_{i,t} \qquad (۱)$$
$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + a_q\varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p\sigma_{t-p}^2$$
$$= a_0+\sum_{i=1}^{q} a_i\varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i\sigma_{t-1}^2 ,$$
$$\varepsilon_t\sim NID(0,H_t) \qquad (۲)$$

در معادله شماره (۱)، Y_t میانگین شرطی است که به متغیرهای توضیحی و ضرایب آن‌ها بستگی دارد. $X_{i,t}$ شامل متغیرهای توضیحی است که دربرگیرنده متغیرهای برونزا و

---

[1]. Dynamic Conditional Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model
[2]. Engle1
[3]. Ballerslev
[4]. Generalized Autoregressive conditional heteroskedasticity

متغیرهای درون‌زای با وقفه است. z_t نیز جزء اخلال است که دارای توزیع یکسان و مستقل است. فرایند نوسانات مثبت توسط H_t مشخص می‌شود که H_t توسط مدل‌های مختلف ARCH و GARCH به دست می‌آید.

پارامترهای α_t، β_t باید شرط $\alpha_t + \beta_t < 1$ را برآورده سازد تا مطابق با ایستا بودن به معنای وسیع باشد.

به منظور بررسی همبستگی بین متغیرهای اقتصادی در طی زمان، مدل‌های چندمتغیره واریانس ناهمسانی شرطی پویا مورد استفاده قرار می‌گیرد. یکی از ویژگی‌های مهم این مدل‌ها، برآورد پویای ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی بین متغیرها و به دنبال آن برآورد همبستگی پویای بین آن‌ها است. الگوی DCC-GARCH نسبت به سایر روش‌های تخمین دارای مزیت‌هایی است. این الگو تغییر در همبستگی‌های شرطی در طول زمان را شناسایی می‌کند و این امکان را می‌دهد تا رفتار پویای سرمایه گذار در پاسخ به اخبار و تغییرات مختلف را شناسایی کرد (راجوانی و کومار[1]، ۲۰۱۶). همچنین، این مدل این امکان را می‌دهد تا متغیرهای توضیحی اضافی را در معادله میانگین به منظور اطمینان از خوبی برازش مدل در نظر بگیریم (چیتدی[2]، ۲۰۱۵). با توجه به مطالعات تجربی صورت گرفته توسط بالرسلو (۱۹۹۲)، انگل (۲۰۰۲) و انگل و شپارد (۲۰۰۱) مدل DCC-GARCH چند متغیره به شرح زیر می‌باشد:

$$r_{it} = \phi_{i0} + \phi_{i1} r_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} u_t$$

$$\varepsilon_t : N(0, H_t) \qquad (۳)$$

$$h_{it} = \omega_i + \delta_i \varepsilon_{it-1}^2 + \gamma_i h_{it-1} \qquad (۴)$$

که در آن $z_{i,t}$ باقیمانده استاندارشده و $h_{i,t}$ واریانس شرطی است.

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (۵)$$

H_t ماتریس کواریانس شرطی 2×2، R_t ماتریس همبستگی شرطی و D_t ماتریس قطری با انحراف معیار متغیر-زمان است.

---

[1]. Rajwani & Kumar

[2]. Chittedi

$$D_t=\{\text{diag }(H_t)\}^{\frac{1}{2}},\ \text{if :i=1,2} \longrightarrow D_t=\begin{bmatrix}\sqrt{h_{11t}} & 0\\ 0 & \sqrt{h_{22t}}\end{bmatrix} \quad (۶)$$

$$R_t = diag\big((Q_t)^{-1/2}\big)Q_t diag\big((Q_t)^{-1/2}\big) \quad (۷)$$

که در آن Q_t ماتریس تعریف شده مثبت متقارن 2×2 است و $Q_t = \left(q_t^{ij}\right)$ به صورت زیر است:

$$Q_t = (1-\theta_1-\theta_2)\bar{Q} + \theta_1 z_{t-1}z'_{t-1} + \theta_2 Q_{t-1} \quad (۸)$$

$\bar{Q}$ ماتریس 2×2 همبستگی غیرشرطی باقیمانده‌های استاندارد شده است. θ_1 و θ_2 پارامترهای غیرمنفی هستند که شرط $\theta_1 + \theta_2 < 1$ را تأمین می‌کنند. محدودیت‌های بیان‌شده برای پارامترهای θ_1 و θ_2 تضمین می‌کند که Q_t معین مثبت باشد و این، شرط لازم و کافی برای معین بودن ماتریس R_t است (انگل و شپارد، ۲۰۰۱). تخمین ضریب همبستگی به صورت زیر می باشد:

$$\rho_{ij,t}=\frac{q_{ij.t}}{\sqrt{q_{ii,t}\, q_{jj,t}}} \quad (۹)$$

مدل GARCH دو متغیره قطری فرض می‌کند همبستگی پویا میان بازدهی دارایی‌ها صفر است، به طوری که $\rho_{i,j,t}=0$ برای تمامی مقادیر i و j برقرار است. از طرف دیگر، همچنین همبستگی شرطی ثابت را به صورت $R_{i,j}=\rho_{i,j}$ و $R_t = R$ در نظر می‌گیرد (راجوانی و کومار[1]، ۲۰۱۶).

۳-۲. آزمون ثبات همبستگی شرطی

برای فرضیه ثبات همبستگی شرطی آزمونی توسط انگل و شپارد (۲۰۰۱) پیشنهاد شده است که فرضیه صفر آن بیان کننده ثبات همبستگی و فرضیه مقابل آن پویا بودن همبستگی شرطی است.

$$H_0: R_t = \bar{R} \Longrightarrow CCC\ Model$$
$$vech^u(R_t) = vech^u(\bar{R}) + \beta_1 vech^u(R_{t-1}) + \beta_2 vech^u(R_{t-2}) + \cdots + \beta_p vech^u\big(R_{t-p}\big) \quad (۱۰)$$

[1]. Rajwani & Kumar

ابتدا مدل GARCH تک‌متغیره و پسماندهای استانداردشده برای هر سری زمانی برآورد می‌شود. سپس، همبستگی میان پسماندها برآورد شده و با استفاده از تجزیه مجذور ریشه متقارن[1] ماتریس همبستگی (R)، بردار پسماندهای تک‌متغیره استانداردسازی می‌شود. تحت فرضیه صفر ثابت بودن همبستگی، پسماندها باید دارای توزیع یکنواخت و یکسان باشند (انگل و شپارد، ۲۰۰۱).

۴.داده‌ها و نتایج تجربی

۴-۱. معرفی داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های ماهانه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (STOCK)، قیمت سکه تمام بهار آزادی (ریال)(COIN)، نرخ ارز (نرخ دلار در بازار آزاد)(DOLLAR)، شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU) برای دوره فروردین ۱۳۸۱ تا اسفند ۱۳۹۸ استفاده شده است. شاخص نااطمینانی اقتصادی از وب سایت نااطمینانی سیاست اقتصادی[2] بدست آمده است. داده‌های قیمت بورس اوراق بهادار، سکه و ارز از بانک مرکزی بدست آمده است. در جدول شماره (۱) برخی از آماره‌های توصیفی مهم سری‌های زمانی متغیرهای مورد مطالعه گزارش شده است.

[1]. Symmetric Square Root Decomposition
[2]. http://www.policyuncertainty.com

جدول ۱: آماره‌های توصیفی برای متغیرهای مورد استفاده در الگو

آماره های توصیفی	شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران	شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی	نرخ ارز (ریال)	قیمت سکه طلا (ریال)
میانگین	۵۳۸۰۱/۰۱	۱۳۰/۴۱۵۵	۲۹۴۹۰/۹۲	۹۲۰۳۵۴۹/۰
میانه	۲۳۲۰۸/۶۸	۱۱۶/۳۲۵۲	۱۱۱۲۸/۰۰	۳۹۶۶۵۰۰/۰
حداکثر	۵۱۹۶۲۰/۹	۳۴۸/۱۰۹۱	۱۴۸۱۵۷/۰	۵۹۸۳۳۰۰۰
حداقل	۳۸۵۰/۶۸۸	۵۴/۳۶۴۷	۷۹۸۹/۹۰۰	۵۷۸۶۰۰/۰
انحراف معیار	۷۵۸۴۵/۹۹	۶۰/۱۱۵۹	۳۳۸۹۴/۲۳	۱۲۴۱۴۷۶۲
ضریب چولگی	۳/۰۸۴۸	۱/۲۳۵۵	۲/۱۸۹۳	۲/۱۹۵۳۳۲
ضریب کشیدگی	۱۴/۶۴۰۶	۴/۳۴۰۹	۶/۹۰۲۲	۷/۰۹۰۵۶۷
آماره Jarque-Bera	۱۵۶۲/۱۲۸ (۰/۰۰۰۰)	۷۱/۱۳۷۰ (۰/۰۰۰۰)	۳۰۹/۶۰۸۵ (۰/۰۰۰۰)	۳۲۴/۰۹۴۶۰ (۰/۰۰۰۰)
تعداد مشاهدات	۲۱۶	۲۱۶	۲۱۶	۲۱۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

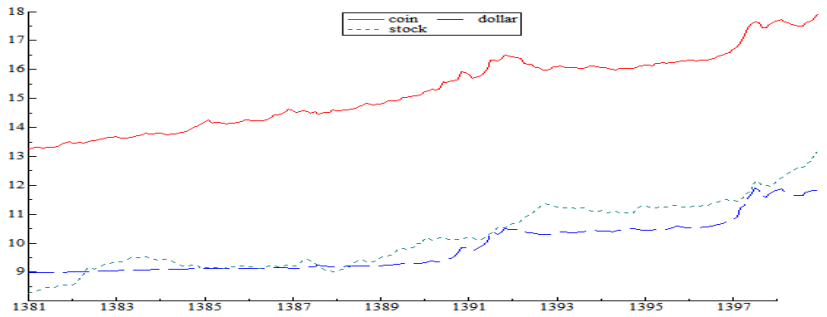
براساس اطلاعات جدول، بررسی ضریب چولگی[1] و کشیدگی[2] سری متغیرهای مورد نظر تفاوت فاحش از توزیع نرمال را نشان می‌دهد. همچنین نتیجه آماره آزمون جارک - برا[3] برای هر چهار متغیر نیز تأییدی بر این مطلب بوده، به طوری که فرضیه صفر نرمال بودن توزیع در هر چهار متغیر مورد مطالعه در سطح معناداری ۱ درصد رد شده است. قابل ذکر است اگر اندازه نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد، پیامدهای انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً ناچیز است. با توجه به قضیه حد مرکزی، می‌توان دریافت که حتی در غیاب نرمال بودن، آماره‌های آزمون به طورمجانب از توزیع‌های مناسب پیروی خواهند کرد. از سویی دیگر، برقراری تمام فروض کلاسیک در شرایط واقعی چندان قابل دستیابی نیست. مقادیر ضریب چولگی مثبت عدم تقارن در توزیع سری‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد و دنباله راست بلندتری نسبت به دنباله چپ دارد. براساس مقادیر ضریب کشیدگی نیز

[1]. Skewness Coefficient
[2]. Kurtosis Coefficient
[3]. Jarque-Bera

توزیع‌های مورد نظر اوج بلندتری نسبت به توزیع نرمال دارد و دارای دنباله پهن در دنباله‌های توزیع خود هستند.

نمودار شماره (۱)، روند سری زمانی متغیرهای مورد استفاده در الگو را نشان می‌دهد. چنانکه قابل مشاهده است، طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۹۸ شاخص قیمت‌های بورس اوراق بهادار، سکه طلا و نرخ ارز دارای نوسان بوده و این نوسان در برخی سال‌ها بیشتر است. به طور کلی این شاخص‌های طی دوره مطالعاتی روند افزایشی داشته است.

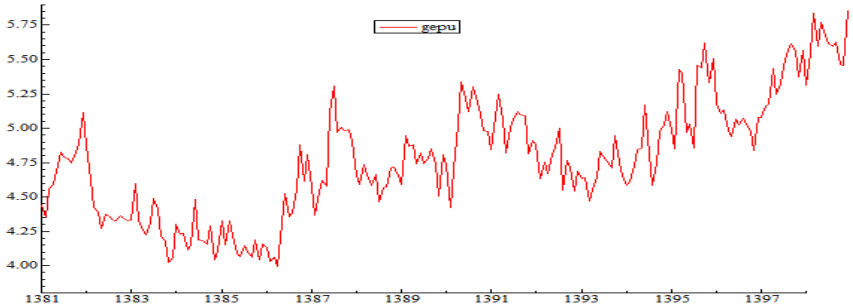
نمودار (۲) روند شاخص GEPU را طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد. شاخص GEPU طی دوره مطالعاتی افزایش یافته و دارای نوسانات بسیار زیادی است. این شاخص در دوره‌های مختلف اطلاعات متفاوتی را برای بازار سرمایه ایران و سایر دارایی‌های عمده در بر دارد.



نمودار ۱: روند سری زمانی متغیرهای شاخص قیمت بورس اوراق بهادار (STOCK)، قیمت سکه (COIN)، و نرخ ارز (DOLLAR)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲: روند سری زمانی شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU)



مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۲. آزمون داده‌ها

در برآورد مدل تحقیق از لگاریتم داده‌ها استفاده شده است. جدول شماره (۲) ماتریس همبستگی غیرشرطی محاسبه‌شده برای لگاریتم متغیرهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد. نتایج همبستگی غیرشرطی کاملاً مطابق با نمودار روند متغیرهای مورد بررسی است و دور از انتظار نیست. در ادامه به منظور بررسی دقیق‌تر و بهتر همبستگی برای متغیرهای مورد مطالعه، نتایج مدل همبستگی شرطی ارائه می‌شود.

جدول ۲: همبستگی غیرشرطی شاخص GEPU و نوسانات لگاریتم نرخ ارز، قیمت سکه طلا و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

همبستگی غیرشرطی	COIN	DOLLAR	STOCK	GEPU
LCOIN	۱/۰۰۰۰	۰/۶۵۳	۰/۰۷۸۶	۰/۱۱۴۸
LDOLLAR	۰/۶۵۳۴	۱/۰۰۰۰	۰/۰۸۲۸	۰/۰۸۴۷
LSTOCK	۰/۰۷۸۶	۰/۰۸۲۸	۱/۰۰۰۰	۰/۱۰۸۲
LGEPU	۰/۱۱۴۸	۰/۰۸۴۷	۰/۱۰۸۲	۱/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی– فولر تعمیم‌یافته[1] استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد تمامی متغیرها در سطح ناپایا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند (جدول شماره ۳).

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

متغیر	آماره آزمون در سطح متغیرها*	آماره آزمون در تفاضل مرتبه اول متغیرها	وضعیت مانایی
LCOIN	۰/۴۶۸۵ (۰/۹۸۵۳)	-۹/۵۹۵۳ (۰/۰۰۰۰)	I(1)
LDOLLAR	۰/۷۲۸۰ (۰/۹۹۲۵)	-۸/۹۵۱۸ (۰/۰۰۰۰)	I(1)
LSTOCK	۱/۱۵۸۰ (۰/۹۹۷۹)	-۷/۸۹۱۰ (۰/۰۰۰۰)	I(1)
LGEPU	-۱/۵۲۳۱ (۰/۵۲۰۱)	-۱۳/۳۱۶۶ (۰/۰۰۰۰)	I(1)

*مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد ۲/۸۷۴۸- است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با استفاده از توابع خودهمبستگی[2] و توابع خودهمبستگی جزئی[3]، معیار آکائیک[4] و شوارتز-بیزین[5] تعداد جملات خودتوضیحی و تعداد جملات میانگین متحرک برای تخمین

---

1. Augmented Dickey Fuller (ADF)
2. Autocorrelation Function (ACF)
3. Partial Autocorrelation Function (PACF)
4. Akaike criterion
5. Schwarz's Bayesian criterion

معادله میانگین و استفاده از آن‌ها برای برآورد و محاسبه متغیر بی‌ثباتی، تعیین شدند. براساس معیارهای بیان‌شده در بین حالت‌های مختلف[۱] بهترین فرایند ARIMA به عنوان بهترین حالت لحاظ می‌گردد. در صورتی که مدل به درستی تصریح شده باشد، همبستگی سریالی در اجزاء اخلال نباید وجود داشته باشد. اکنون به استخراج بی‌ثباتی متغیرهای نرخ ارز، شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و قیمت سکه طلا با استفاده از آزمون ناهمسانی ARCH[۲] پرداخته می شود.

جدول ۴: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

متغیر	آماره	مقدار آماره	احتمال
LCOIN	F-statistic	۲۴/۰۷۵۶	۰/۰۰۰۰
	Obs*R-squared	۲۱/۸۲۴۳	۰/۰۰۰۰
LDOLLAR	F-statistic	۸/۷۱۷۷	۰/۰۰۳۵
	Obs*R-squared	۸/۴۵۲۴	۰/۰۰۳۶
LSTOCK	F-statistic	۱۸/۳۲۵۸	۰/۰۰۰۰
	Obs*R-squared	۱۷/۰۲۶۸	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به تأیید وجود اثرات ARCH و همچنین با استفاده از معیار آکائیک[۳] مدل‌های متفاوت بررسی‌شد، و در نهایت بهترین الگو برای مدل‌سازی بی‌ثباتی متغیرهای نرخ ارز، شاخص قیمت کل بازار و سکه طلا به دست آمده است. در ادامه الگوی DCC-GARCH به منظور بررسی همبستگی پویای شرطی میان متغیر شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی و متغیرهای بدست آمده از الگوهای گارچ برآورد می‌شود. قابل ذکر است که معادلات میانگین به صورت ARIMA در برآورد مدل DCC-GARCH استفاده شده است.

۴-۳. تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق

تخمین مدل همبستگی شرطی در دو مرحله صورت می‌گیرد. به طوری که در مرحله اول یک مدل از نوع GARCH برای واریانس شرطی انتخاب شده و سپس ماتریس همبستگی شرطی براساس واریانس شرطی به دست می‌آید، و برای بررسی و آزمون تأیید مدل DCC از آزمون انگل و شپارد (۲۰۰۱) استفاده می‌شود.

---

۱. به دلیل کمبود فضا از ارائه اطلاعات مربوطه خودداری شده است.

2. Heteroskedasticity Test: ARCH

۳. الگوی با کمترین مقدار جبری معیار آکائیک، به عنوان الگوی بهینه انتخاب شده است.

با توجه به معناداری ضرایب و معیارهای شوارتز – بیزین و آکائیک معادله میانگین برای مدل فرایند $ARIMA(1,1)$ و برای معادله واریانس فرایند $GARCH(1,1)$ انتخاب و برآورد شده است[۱]. نتایج تخمین مدل DCC-GARCH در جدول شماره (۵) آمده است.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل DCC و آزمون ثبات همبستگی

مدل (۱)	COIN	DOLLAR	STOCK	GEPU	DCC-GARCH
$ARCH\ (\alpha)$	۰/۳۲۸۸ (۰/۰۱۵۴)	۰/۳۹۵۲ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۳۲۷ (۰/۰۱۱۳)	۰/۲۲۷۶ (۰/۰۲۰۵)	α =۰/۰۴۵۸ (۰/۰۰۰۰)
$GARCH\ (\beta)$	۰/۶۶۳۹ (۰/۰۰۰۰)	۰/۶۰۳۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۵۵۴۸ (۰/۰۰۳۱)	۰/۵۶۸۵ (۰/۰۰۷۰)	۰/۰۹۰۳ (۰/۰۰۰۰)
P-value(0.026)	Engle and Sheppard (2001) Test for Dynamic Correlation: 12.6423				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون تشخیص‌پذیری مدل DCC-GARCH از مدل‌های CCC-GARCH[۲] با آماره آزمون انگل و شپارد (۲۰۰۱) تعیین می‌شود. البته با توجه به نمودار همبستگی بین متغیرها و برآورد پارامترهای آلفا و بتا که مجموع آنها کمتر از واحد است، می‌توان نتیجه گرفت که تشخیص مدل DCC(1,1)-GARCH(1,1) صحیح است.

نتایج تخمین مدل GARCH(1,1) نشان می‌دهد که پارامترهای α و β غیرمنفی و معنادار هستند و شرط $\alpha + \beta < 1$ نیز تأمین شده است. همچنین نتایج آزمون ثبات همبستگی با استفاده از آزمون انگل و شپارد (۲۰۰۱) بیان کننده رد فرضیه صفر مبنی بر ثابت بودن همبستگی شرطی طی زمان است. در نتیجه باید از مدلی استفاده نمود که همبستگی شرطی را در طی زمان متغیر در نظر می‌گیرد. با مثبت بودن پارامتر α، به دنبال بروز یک شوک در سری متغیرها، افزایش در همبستگی شرطی برای دوره بعدی را می‌توان انتظار داشت. پارامتر β بیان‌کننده اثر همبستگی شرطی دوره قبل بر دوره جاری است. هر چه این پارامتر بزرگتر و به عدد یک نزدیکتر باشد، انتظار می‌رود برای هر جفت همبستگی‌های محاسبه‌شده، همبستگی شرطی دوره جاری نزدیک به همبستگی شرطی دوره قبل باشد.

---

[۱]. به دلیل کمبود فضا از ارائه اطلاعات مربوطه خودداری شده است.

[2]. Constant Conditional Correlation Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model

در ادامه از آزمون لیون- باکس[1] چندمتغیره هاسکینگ[2] (۱۹۸۰، ۱۹۸۱) و لی- مک لوئد[3](۱۹۸۱) جهت آزمون وجود و یا عدم وجود همبستگی پیاپی روی پسماندهای استانداردشده و مربعات سری‌های زمانی متغیرها استفاده می‌شود (جدول ۶). فرض H_0 به ترتیب برای آزمون خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی بیانگر آن است که اگر مقدار احتمال کمتر و یا برابر با $\alpha\%$ (در اینجا ۵٪) باشد، خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در پسماندها وجود ندارد (تیسی[4]، ۲۰۱۰).

جدول ۶: نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی

آماره	Q	P-values	Q^2	P-values
Hosking(5)	۷۵/۲۲۰۳	(۰/۵۳۶۱)	۷۹/۶۵۷۲	(۰/۴۲۶۵)
Hosking(10)	۱۵۴/۷۱۸	(۰/۵۳۶۵)	۱۶۰/۴۹۶	(۰/۴۲۹۶)
Li-Mcleod(5)	۷۵/۴۰۵۲	(۰/۵۳۰۱)	۷۹/۵۹۸۴	(۰/۴۲۸۴)
Li-Mcleod(10)	۱۵۴/۹۴۰	(۰/۵۳۱۵)	۱۶۰/۴۲۴	(۰/۴۳۱۲)

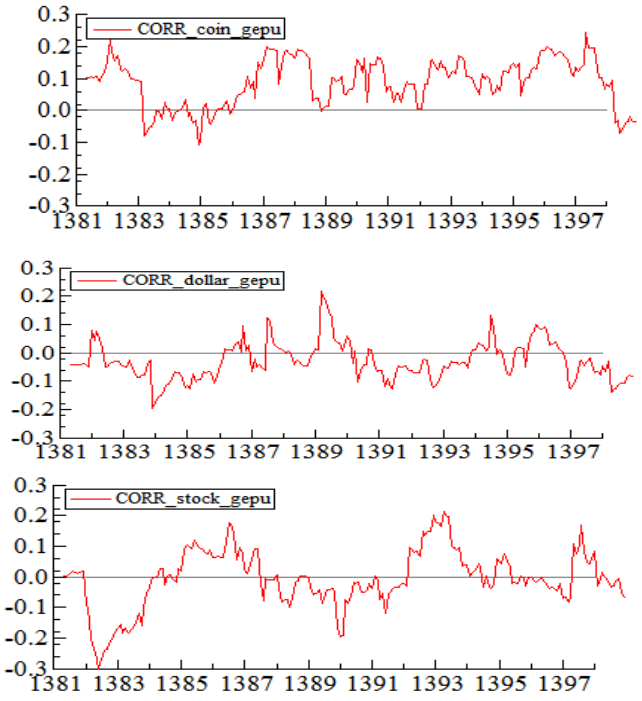
مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقدار احتمال مربوط به آزمون‌های هاسکینگ و لی و مک‌لوئد روی پسماندهای استاندارد شده بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، و فرض H_0 رد نمی‌شود. بنابراین خودهمبستگی در پسماندها وجود ندارد. همچنین، چون مقدار احتمال مربوط به آزمون‌های ذکر شده روی مربع پسماندهای استانداردشده، بزرگتر از ۰/۰۵ است، فرض H_0 رد نمی‌شود و بنابراین واریانس ناهمسانی در پسماندها نیز وجود ندارد و مدل واریانس مناسب است.

غالباً از نمودار همبستگی‌های شرطی برآورد شده بین متغیرها برای تفسیر نتایج برآورد مدل DCC-GARCH استفاده می‌شود. نمودار شماره (۳) که برگیرنده روند همبستگی شرطی پویا بین متغیرهای شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی، نوسان نرخ ارز، نوسان شاخص قیمت بازار سهام و نوسان قیمت سکه طلا است، در ادامه ارائه می‌شود.

[1]. Ljung-Box
[2]. Hosking
[3]. Li & Mcload
[4]. Tsay

نمودار ۳: همبستگی شرطی پویا بین GEPU، نوسان قیمت سکه طلا، نوسان ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران



مأخذ: یافته‌های تحقیق

همبستگی شرطی پویا بین شاخص GEPU و نوسان قیمت سکه طلا در بازه ۰/۱- تا ۰/۳ در حال تغییر بوده و به جز دوره های ۱۳۸۳-۱۳۸۶ و ۱۳۹۷-۱۳۹۸ همواره مثبت بوده است. همبستگی شرطی پویا تا سال ۱۳۸۳ بین ۰/۱ تا ۰/۲ (بسیار کم) در نوسان بوده و بعد از آن با یک شوک، همبستگی آن‌ها تا سال ۱۳۸۳ بین صفر تا ۰/۱- نوسان داشته و مجددا همبستگی مثبت پیدا می‌کند و از سال ۱۳۹۷ تا پایان دوره بررسی با یک شوک، همبستگی آنها منفی شده است. علت همبستگی مثبت بین این دو متغیر این است که در صورت بروز نااطمینانی، افراد به طلا به عنوان یک ذخیره ارزش توجه دارند و بنابراین افزایش تقاضا و افزایش قیمت در این بازار ایجاد می‌شود. با گذشت زمان ممکن است تقاضای سرمایه‌گذاران به سمت سایر بازارها هدایت شود و از میزان همبستگی مثبت کاسته شود.

همچنین همبستگی شرطی پویا بین شاخص GEPU و نوسان نرخ ارز نوسان زیادی داشته، به طوری که دائم بین مثبت و منفی در حال تغییر است. همانگونه که مشاهده

می‌شود بیشترین میزان همبستگی شرطی پویا در سال ۱۳۸۹ و با مقدار ۰/۲ و کمترین آن در سال ۱۳۸۴ با مقدار تقریباً ۰/۲- می‌باشد. نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی، بر روابط تجاری و قیمت کالاهای استراتژیک مانند قیمت نفت اثر گذاشته و درنتیجه باعث تغییرات نرخ ارز می‌شود. با افزایش نااطمینانی و افزایش نرخ ارز، و افزایش تقاضا در بازار ارز نوسانات این بازار افزایش یافته و با گذشت زمان به دلیل کمبود عرضه ارز ممکن است عوامل اقتصادی به سمت سایر بازارها جذب شوند و همبستگی از مثبت به منفی تغییر کند. البته قابل ذکر است که بر اساس مطالعه نیلاونگس[1] و همکاران (۲۰۲۰) نااطمینانی جهانی بیشتر و در درجه اول بر فعالیت اقتصادی اثر گذار است، و نااطمینانی سیاست اقتصادی داخلی اثر بیشتری بر نوسانات نرخ ارز می‌گذارد.

همبستگی شرطی پویا بین شاخص GEPU و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران نیز روندی شبیه به نرخ ارز را طی نموده و این امر ناشی از وجود همبستگی بالای میان نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران است. همچنین در سه فاصله زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۱ و ۱۳۸۷-۱۳۹۲ و ۱۳۹۵-۱۳۹۷ شاهد همبستگی شرطی پویای منفی هستیم که دارای میانگین تقریباً ۰/۱۵ است. با توجه به روند نمودار، شاخص GEPU می‌تواند به نوسانات شدید و پیش‌بینی‌های بالاتری در بازار ارز و سهام منجر شود. علت همبستگی منفی این است که با نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی، اعتماد به بازار سهام بر مبنای روابط تجاری کاهش می‌یابد، و به دلیل کاهش تقاضا در بازار سهام، قیمت در این بازار کاهش یافته و ممکن است تقاضای به سمت دارایی‌هایی مانند طلا متمرکز شود. قابل ذکر است که به علت موانع قانونی و ساختاری، ممکن است بازار سهام ایران با بازار سرمایه جهانی ارتباط زیادی نداشته باشد و سرایت نااطمینانی از بازار جهانی به سهام بطور مستقیم قابل توضیح نباشد. بنابراین، اثرگذاری نااطمینانی سیاست جهانی با توجه به ریسک های غیر سیتماتیک و یا سرایت از بازار ارز و طلا قابل توضیح است. در نهایت، بعد از مدتی به دلیل اینکه در بازارهای جایگزین قیمت‌ها افزایش یافته است دوباره سرمایه‌گذاران به سمت بازار سهام متمایل می‌شوند.

به طور کلی نتایج نشان می‌دهد که نوسانات شاخص GEPU از نظر آماری معنی‌دار است و می‌تواند به نوسانات بازار سهام و سکه طلا و ارز منجر شود. این همبستگی‌ها می‌تواند نشان دهد که چنانچه نااطمینانی در سطح جهانی ایجاد شود سرمایه‌گذاران تقاضای خود را از این دارایی‌ها تغییر می‌دهند، و قیمت آن‌ها با نوسان مواجه می‌شود.

---

[1]. Nilavongse

۵. نتیجه و پیشنهادات

در شرایط اقتصادی متفاوت در سطح جهانی، بازارهای مختلف کالاها و دارایی‌های مالی دچار نوسان می‌شوند. بازارهای طلا، سهام، و ارز در ایران به عنوان برخی گزینه‌های مهم سرمایه‌گذاری شناخته می‌شوند. بنابراین، شناخت ارتباط میان این بازارها با شرایط اقتصادی و سیاسی دنیای خارج و نحوه اثرپذیری از نااطمینانی در سطح جهانی دارای اهمیت است.

در این مقاله اثر شاخص نااطمینانی سیاست اقتصاد جهانی بر نوسانات در بازار دارایی‌های عمده در ایران در چارچوب مدل همبستگی پویای شرطی بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی اثر معنی‌دار بر نوسانات بازار سهام، سکه طلا و ارز دارد. این شاخص به طور کلی اثر مثبت بر نوسان قیمت سکه طلا دارد و اثر متغیر مثبت و منفی بر نوسان بازار سهام و ارز دارد. البته اثر گذاری این شاخص بر نوسان بازار سهام و ارز در مقایسه با بازار طلا، بیشتر است. این مقاله اطلاعات مناسبی را در استفاده از اثر نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی برای پیش‌بینی نوسانات بازارهای مختلف در بر دارد. پیش‌بینی و کنترل ریسک از مباحث اصلی تئوری‌های اقتصادی و مالی هستند (بورسلو[1] و همکاران، ۲۰۱۸). نوسانات متغیرها و ریسک‌های مرتبط با آن‌ها در طراحی استراتژی حاشیه امن، پرتفوی دارایی‌ها و مدیریت ریسک دارای اهمیت هستند (لی، ۲۰۱۹). بر اساس نتایج این مطالعه، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران می‌توانند نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی را به عنوان عاملی مؤثر در پیش‌بینی نوسانات بازارهای سهام، طلا و ارز در نظر بگیرند. سیاست‌گذاران باید درنظر داشته باشند که نااطمینانی اقتصاد جهانی ممکن است باعث نوسان در بازارهای مختلف شود و تداوم و ثبات در سیاست‌گذاری داخلی می‌تواند به بازارهای باثبات نرخ ارز و سهام و طلا و عملکرد بهتر اقتصادی منجر شود.

نتایج این مطالعه با مطالعات قبلی که بر مبنای اطلاعات مربوط به شاخص کشورهای آمریکا و چین انجام شده سازگار است (کریستینا و همکاران، ۲۰۱۸؛ سولیکین و دین، ۲۰۱۸). همچنین، نتایج تحقیق مشابه با سایر مطالعاتی است که بر شاخص نااطمینانی اقتصاد جهانی تمرکز داشته‌اند (یو و همکاران، ۲۰۱۸؛ فنگ و همکاران، ۲۰۱۸؛ لی و همکاران، ۲۰۱۹). برای پژوهش‌های بعدی بررسی اثرات متقابل نوسان سیاست‌های

[1]. Bollerslev

اقتصادی داخلی و جهانی و دیگر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد اقتصادی، تورم و غیره در ایران نیز پیشنهاد می‌شود.

فهرست منابع:

امیری، شادی، همایونی فر، مسعود، کریم زاده، مصطفی و فلاحی، محمدعلی (۱۳۹۴)، بررسی همبستگی پویا بین دارایی های عمده در ایران با استفاده از روشDCC –GARCH، فصل نامه‌ی علمی پژوهشی پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه ی پایدار)، ۱۵(۲): ۲۰۱-۱۸۳.

امیری، حسین و پیرداده بیرانوند، محبوبه (۱۳۹۸)، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران با تکیه بر رویکرد تغییر رژیمی مارکف، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۴۴: ۶۷-۴۹.

اندرس، والتر (۱۳۸۹)، اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، شوالپور، سعید و صادقی، مهدی، جلد اول، چاپ دوم، دانشگاه امام صادق (ع).

پازوکی، نیما، حمیدیان، اکرم، محمدی، شاپور و محمودی، وحید (۱۳۹۲)، استفاده از تبدیل موجک جهت بررسی میزان همبستگی نرخ ارزهای مختلف، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در مقیاس‌های زمانی مختلف، فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، ۲(۷): ۱۳۱-۱۴۸.

تهرانی، رضا و سیدخسروشاهی، سیدعلی، (۱۳۹۶)، انتقال نوسان و اثر متقابل بازارهای سهام، ارز و طلا، چشم انداز مدیریت مالی، ۱۸: ۳۱-۹.

جهانگیری، خلیل و حسینی ابراهیم آباد، سیدعلی (۱۳۹۶)، بررسی آثار سیاست پولی، نرخ ارز و طلا بر بازار سهام در ایران با استفاده از مدل MS-VAE-EGARCH، تحقیقات مالی، ۱۹(۳): ۳۸۹-۴۱۴.

حیدرپور، افشین و پورشهابی، فرشید (۱۳۹۱)، تبیین آثار نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصاد (مطالعه موردی: ایران)، فصلنامه مجلس و راهبرد، ۷۱: ۱۴۸-۱۲۵.

سزاوار، محمدرضا، خزائی، علیرضا، اسلامیان، مجتبی (۱۳۹۸)، بررسی همبستگی شرطی میان بازارهای ارز، طلا، مسکن، سهام و نفت در اقتصاد ایران، راهبرد اقتصادی، ۲۹: ۳۷-۶۰.

فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۳)، بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدلDCC- GARCH، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، ۱۴(۵۵): ۱۲۳-۱۴۷.

هیبتی، رضا، شجری، هوشنگ، و صمدی، سعید (۱۳۹۵)، اندازه‌گیری نااطمینانی در اقتصاد کلان، فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی، ۲۸: ۲۵۰-۲۲۳.

Aghion, P., Bacchetta, P. & Rancière, R. (2009), Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: the Role of Financial Development, journal of Monetary Economics, 56(4): 494–513.

Akar, C. (2011), Dynamic Relationships between the Stock Exchange, Gold and Foreign Exchange Returns in Turkey, Middle Eastern Finance and Economics, 12: 109-115.

Arouri, M., Estay, C., Rault, C. & Roubaud, D. (2016), Economic Policy Uncertainty and Stock Markets: Long-Run Evidence from the US, Finance Research Letters, 18(3): 136–141.

Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J. (2016), Measuring Economic Policy Uncertainty, The Quarterly Journal of Economics, 131(4): 1593–1636.

Baum, C. F. & Caglayan, M. (2010), On the Sensitivity of the Volume and Volatility of Bilateral Trade Flows to Exchange Rate Uncertainty, Journal of International Money and Finance, 29(1): 79–93.

Bollerslev, T. (1987), A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return, Review of Economics and Statistics, 69(3): 542-547.

Brownlees, C. & Gallo, M. (2010), Comparison of Volatility Measures: a Risk Management Perspective, Journal of Financial Econometric, 8(1): 29–56.

Byrne, J. P. & Davis, E. P. (2005), Investment and Uncertainty in G7, Review of World Economics, 141: 1–32.

Chiang, T. C. (2019), Economic Policy Uncertainty, Risk and Stock Returns: Evidence from G7 Stock Markets, Finance Research Letters, 29(3): 41–49.

Chittedi, K. R. (2015), Financial Crisis and Contagion Effects to Indian Stock Market: 'DCC–GARCH' Analysis, Global Business Review, 16(1): 50–60.

Christina, C., Rangan, G. & Christis, H. (2018), The Role of Economic Uncertainty in Forecasting Exchange Rate Returns and Realized Volatility: Evidence from Quantile Predictive Regressions, Journal of Forecasting, 37(7): 705–719.

Davis, S. J. (2016), An Index of Global Economic Policy Uncertainty. Becker Friedman Institute for Research in Economics, Working Paper, No. 2016-24. Available at: SSRN:https://ssrn.com/abstract¼2852531.

Duan, Y., Chen, W., Zeng, Q. & Liu, Z. (2018), Leverage Effect, Economic Policy Uncertainty and Realized Volatility with Regime Switching, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 493(3): 148–154.

Engle, R. F. & Sheppard, K. (2001), Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, NBER Working Paper, 8554.

Engle, F. R. (2002), Dynamic Conditional Correlation: a Simple Class of Multivariate GARCH, Models. Journal of Business and Economic Statistics, 20(3): 339-350.

Fang, L., Chen, B., Yu, H. & Qian, Y. (2018), The Importance of Global Economic Policy Uncertainty in Predicting Gold Futures Market Volatility: a GARCH-MIDAS approach, Journal of Futures Markets, 38(3): 413–422.

Fang, L., Yu, H. & Li, L. (2017), The Effect of Economic Policy Uncertainty on the Long-Term Correlation between US Stock and Bond Markets, Economic Modelling, 66(3): 139–145.

Ferraro, D., Rogoff, K. & Rossi, B. (2015), Can Oil Prices Forecast Exchange Rates? An Empirical Analysis of the Relationship between Commodity Prices and Exchange Rates, Journal of International Money and Finance, 54(3): 116–141.

Hansen, P. & Lunde, X. (2005), A Forecast Comparison of volatility models: does anything beat a GARCH (1,1), Journal of Applied Econometrics, 20(7): 873–889.

Hosking, J. R. M. (1980), The Multivariate Portmanteau Statistic, Journal of American Statistical Association, 75(371): 602-607.

Iyke, B. N. & Ho, S. Y. (2017), Exchange rate uncertainty and domestic investment in Ghana, Cogent Economics & Finance, 5(1): 1362157. DOI: 10.1080/23322039.2017.1362157.

Jain, A. & Biswal, P. C. (2016), Dynamic Linkages among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate, and Stock Market in India, Resources Policy, 49(3): 179–185.

Jin, X. J., Zhong, Y. & Wang, Y.Z. (2014), Macroeconomic Consequences of Policy Uncertainty, Economic Theory and Business Management, 34(2): pp. 17–26.

Junttila, J. & Vataja, J. (2018), Economic policy uncertainty effects for forecasting future real economic activity, Economic Systems, 42(4): 569–583.

Khalifa, A. A., Miao, H. & Ramchander, S. (2011), Return distributions and volatility forecasting in metal futures markets: Evidence from gold, silver, and copper, Journal of Futures Markets, 31: 55–80.

Knight, F. H. (1921), Risk, Uncertainty and Profit, University of Illinois at Urbana-Champaign's Academy for Entrepreneurial Leadership Historical Research Reference in Entrepreneurship, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1496192.

Koren, M. & Tenreyro, S. (2007), Volatility and Development, Quarterly Journal of Economics, 122(1): 243 – 87.

Krol, R. (2014), Economic Policy Uncertainty and Exchange Rate Volatility, International Finance, 17(2): 241–256.

Li, W. K. & Mcleod A. I. (1981), Distribution of the Residual Autocorrelation in Multivariate ARMA Time Series Models, Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 43(2): 231-239.

Li, T., Ma, F., Zhang, X. & Zhang, Y. (2019), Economic Policy Uncertainty and the Chinese Stock Market volatility: Novel Evidence, Economic Modelling, https://doi.org/10.1016/j.econmod. 2019.07.002.

Liu, J., Ma, F., Yang, K. & Zhang, Y. (2018), Forecasting The Oil Futures Price Volatility: Large Jumps and Small Jumps, Energy Economics, 72(3): 321–330.

Liu, L. & Zhang, T. (2015), Economic Policy Uncertainty and Stock Market Volatility, Finance Research Letters, 15(3): 99–105.

Liu, Y., Zheng, Y. & Drakeford, B. M. (2019), Reconstruction and Dynamic Dependence Analysis of Global Economic Policy Uncertainty, Quantitative Finance and Economics, 3(3): 550-561.

Loayza, N. V., Rancie`re R., Serve´n, L. & Ventura, J. (2007), Macroeconomic Volatility and Welfare in Developing Countries: An Introduction, The World Bank Economic Review, 21: 343-357.

Ma, F., Wahab, M. I. M., Liu, J. & Liu, L. (2018a), Is Economic Policy Uncertainty Important to Forecast the Realized Volatility of Crude Oil Futures?, Applied Economics, 50(18): 2087–2101.

Ma, F., Wei, Y., Liu, L. & Huang, D. (2018b), Forecasting Realized Volatility of Oil Futures Market: A New Insight, Journal of Forecasting, 37(4): 419–436.

Mei, D., Zeng, Q., Zhang, Y. & Hou, W. (2018), Does US Economic Policy Uncertainty Matter for European Stock Markets Volatility?, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 512(3): pp. 215–221.

Nilavongse, R., Rubaszek, M. & Uddin, G. S. (2020), Economic policy uncertainty shocks, economic activity, and exchange rate adjustments, Economics Letters, 186(3), 108765, DOI: 10.1016/j.econlet. 2019.108765.

Oztek, M. F. & Ocal, N. (2017), Financial Crises and the Nature of Correlation between Commodity and Stock Markets, International Review of Economics & Finance, 48: 56-68.

Phan, D. H. B., Sharma, S. S. & Tran, V. T. (2018), Can Economic Policy Uncertainty Predict Stock Returns? Global Evidence, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 55: 134–150.

Pilbeam, K. & Langeland, K. N. (2015), Forecasting Exchange Rate Volatility: GARCH Models Versus Implied Volatility Forecasts, International Economics and Economic Policy, 12(1): 127–142.

Rajwani, S. & Kumar, D. (2016), Asymmetric Dynamic Conditional Correlation Approach to Financial Contagion: A Study of Asian Markets, Global Business Review, 17(6): 1339–1356.

Rossi, B. & Inoue, A. (2012), Out-of-Sample Forecast Tests Robust to The Choice of Window Size, Journal of Business & Economic Statistics, 30(3): 432–453.

Solikin, M. & Juhro, D. H. B. P. (2018), Can Economic Policy Uncertainty Predict Exchange Rate and Its Volatility? Evidence from ASEAN Countries, Bulletin of Monetary Economics and Banking, 21(2): 265–282.

Su, Z., Fang, T. & Yin, L. (2018), Understanding Stock Market Volatility: What is The Role of US Uncertainty?, The North American Journal of Economics and Finance, 48(3): 582-590.

Tsay, Ruey, S. (2010), Analysis of Financial Time Series, Third Edition, Wiley.

Uludag, B. K. & Lkhamazhapov, Z. (2014), Long memory and structural breaks in the returns and volatility of gold: Evidence from Turkey, Applied Economics, 46(31): 3777–3787.

Yu, H., Fang, L. & Sun, W. (2018), Forecasting Performance of Global Economic Policy Uncertainty for Volatility of Chinese Stock Market, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 505(3): 931–940.

Yu, M. & Song, J. (2018), Volatility Forecasting: Global Economic Policy Uncertainty and Regime Switching, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 511(3): 316–323.

Zhu, M. N. & Yan, S. (2015), Economic Policy Uncertainty and Dynamic Spillover Effect of Chinese Exchange Rate, Journal of International Trade, 10: 111–119.

http://www.policyuncertainty.com