فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال ششم/ شماره ۴/ زمستان ۱۳۹۸/ صفحات ۲۷۴-۲۵۱

بررسی همبستگی پویای شرطی دارایی‌های منتخب با بازده شاخص قیمت سهام در ایران: رهیافتی از مدل DCC-FIAPARCH [1]

لیلا آرغا

فارغ التحصیل دکترای اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، *leiaargha95@gmail.com*

محمد مولایی*

دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، mmowlaei1@gmail.com

محسن خضری

استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، m.khzrie@basu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۷/۱۰/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۰/۲۰

چکیده

یکی از ویژگی‌های بازار مالی بخصوص بازار سهام تأثیرپذیری آن از سایر بازارهای مالی و غیرمالی است. در نتیجه درک ارتباط بازده سهام با سایر دارایی‌ها می‌تواند در تشکیل سبد بهینه دارایی‌ها برای سرمایه‌گذاران مفید واقع شود. مطالعه حاضر به بررسی همبستگی پویای شرطی در داده‌های ماهانه بین بازده دارایی‌های منتخب داخلی و خارجی (نفت، صنعت، ارز، طلا و فلزات اساسی (کل، مس و فولاد) با بازده ماهانه شاخص قیمت سهام در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۰/۰۱-۱۳۹۶/۰۲ به طور ماهانه با رویکرد DCC-FIAPARCH پرداخته است. بر اساس نتایج، ضریب همبستگی پویای شرطی بازده فلزات، تولیدات صنعتی و مس با بازده سهام از نظر آماری مثبت و معنادار است، در نتیجه نمی‌توان با هدف پوشش ریسک؛ هر یک از این دارایی‌ها را با سهام در یک سبد به صورت یک موقعیت همسان (خرید یا فروش) قرار داد بلکه بدلیل ضریب مثبت همواره سهام با این دارایی‌ها باید در موقعیت‌های مخالف قرار بگیرند. در ارتباط با سایر دارایی‌ها همبستگی شرطی بین آنها با بازده سهام معنی‌دار نیست. بر همین اساس این دارایی‌ها می‌توانند با سهام در یک سبد سرمایه‌گذاری قرار گیرند اما حضور این دارایی‌ها در سبد مذکور کمکی به کاهش ریسک سبد نخواهد کرد.

واژه‌های کلیدی: همبستگی شرطی پویا، شاخص قیمت سهام، بازارهای مالی، سبد سرمایه-گذاری سهام.

طبقه‌بندی JEL: Q40، G11، G15، C32.

---

[1] مقاله حاضر مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه بوعلی سینا است.

* نویسنده مسئول

۱-مقدمه

وجود بورس از ضرورت‌های مهم و حیاتی جهت موفقیت فعالیت‌های اقتصادی در هر کشور می‌باشد. یکی از مهم‌ترین آثار بورس بر اقتصاد افزایش ارقام سرمایه‌گذاری ثابت و به تبع آن افزایش اشتغال و تولید و ارزش افزوده است. اگر بازار سرمایه بد عمل کند، کلیه بخش‌ها از آن تأثیر پذیرفته و در روند حرکت آن‌ها اختلال ایجاد می‌شود. بر مبنای رویکردهای موجود در زمینه امور مالی، تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران صرفاً بر مبنای تجزیه و تحلیل کمی و عقلایی انجام نمی‌شود، بلکه عوامل ناشی از انتظارات بازارهای رقیب نیز تأثیر زیادی بر نحوه واکنش سهامداران به فعل و انفعالات بازار خواهد گذاشت. افزایش پایدار وابستگی متقابل بازارهای جهانی به همراه یکپارچگی بین‌المللی مالی، فرآیند مالی‌سازی بازارهای کالایی را تسریع کرده است (تانگ و خیونگ[1]، ۲۰۱۲: ۷۴-۵۴). بسیاری از مطالعات تجربی نشان داده است که میزان قابل‌توجهی از وابستگی متقابل در بین بازارها وجود دارد که در طول زمان افزایش خواهد یافت که دلایل آن می‌تواند لغو هرگونه محدودیت در حرکات سرمایه و همچنین بهبود ارتباطات باشد (روبایس[2]، ۲۰۱۶: ۴۵). همچنین در راستای جهانی‌شدن وابستگی متقابل میان بازارهای بزرگ مالی جهان بیش از پیش مشهود می‌شود. در این چارچوب، پویایی قیمت دارایی‌های مالی همانطور که در بازارهای جهانی آزاد مشخص می‌شود، شاخص‌های مهمی از انتظارات جمعی در مورد وضعیت آینده اقتصاد جهان و افق‌های سرمایه‌گذاری هستند (چکیلی[3]،۲۰۱۲: ۲۶۲-۲۵۳). مطابق نظریه (مارکویتز[4]، ۱۹۵۲: ۹۱-۷۷) هدف سرمایه‌گذاران به حداقل رساندن ریسک دارایی و حفظ بازده مورد انتظار در یک سطح مناسب است. برای دستیابی به چنین هدفی آگاهی از روابط بین بازده و تلاطم دارایی‌ها نقش کلیدی را ایفا می‌کند. وجود همبستگی بین دارایی‌ها و ابزارهای مختلف و همچنین ماهیت در حال تغییر ساختار همبستگی میان آنها، ضمن اینکه عملاً تنوع بخشی سبد دارایی را سخت و پیچیده می‌کند، می‌تواند دلالت‌های مهمی در ارتباط با ترکیب بهینه سبد دارایی داشته باشد. در این راستا، ترکیب دارایی‌های

[1] Tang and Xiong
[2] Robays
[3] Chkili
[4] Markowitz

گوناگون نبایـد بنحو کامل همبستگی مثبت داشته باشند و این تنوع باعـث شود که ریسک سبد دارایی، بدون کاهش در بازدهی سـبد دارایی کاهش یابد. در نتیجه لازمه تشکیل یک پرتفوی بهینه آگاهی از رفتار دارایی‌ها نسبت به یکدیگر یا به عبارت بهتر ارتباط بین بازارهای دارایی‌ها است. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت‌های آن‌ها در یک فضای جدا از یکدیگر صورت نمی‌گیرد؛ بنابراین نوسانات در بازارهای دارایی‌های مختلف به شدت با یکدیگر در ارتباط است (گیل آلانا و یحیی[۱]، ۲۰۱۴ : ۳۳۳-۳۲۸؛ برداستاک و فیلیس[۲] ، ۲۰۱۴: ۴۳۳-۴۱۷؛ منسی، هامودہ و نگیوین[۳] ، ۲۰۱۴: ۲۲۵-۲۴۳ و ارفوی و رجب[۴] ،۲۰۱۶: ۳۲).

از نشانه‌های ارتباط میان بازارهای مالی، وجود سرایت[۵] میان این بازارها است که در دو شکل سرایت در بازدهی[۶] و تلاطم[۷] تعریف می‌شود، از این رو بازدهی و تلاطم شاخص بورس اوراق بهادار تهران نیز بدون شک می‌تواند متأثر از شوک‌های سایر دارایی‌های مالی و غیرمالی داخلی و خارجی باشد. در ادبیات مالی توضیحات تئوریکی در مورد سرایت مالی در دو گروه طبقه‌بندی می‌شوند (کلاسنس و فوربس[۸] ،۲۰۰۴: ۱۹-۱۸). یک گروه سرایت مکانیکی[۹] را مطرح می‌کنند که نتیجه وابستگی مالی و واقعی بین بازارها و کشورها است و این وابستگی نیز به دلیل عوامل بنیادی همچون شوک‌های عمومی، روابط تجاری و روابط مالی بوجود آمده است. گروه دیگر سرایت روانی[۱۰] را مطرح کرده‌اند که بر رفتار سرمایه‌گذاران (شامل مسائل ناشی از نقدینگی و انگیزشی، نامتقارن بودن اطلاعات، مسایل هماهنگی بازار و ارتباط مجدد سرمایه‌گذار) تمرکز دارد (دورنبوش و فیشر[۱۱] ، ۱۹۸۰: ۹۷۱-۹۶۰). رفتار سرمایه‌گذاران نقش محوری در فرایند

---

[1] Gil-Alana and Yaya
[2] Broadstock and Filis
[3] Mensi, Hammoudeh and Nguyen
[4] Arfaoui and Rejeb
[5] Contagion
[6] Return Contagion
[7] Volatility Contagion
[8] Classens and Forbes
[9] Mechanical Contagion
[10] Psychological Contagion
[11] Dornbush and Fisher

انتقال شوک‌ها ایفا می‌کند که بر اساس پیش‌بینی‌های شخصی عقلایی است و این امر خود منجر به حرکات همزمان افراطی در بازارها می‌شود. بر همین اساس در پژوهش حاضر با هدف بررسی همبستگی شرطی پویا بین بازده داراییهای منتخب داخلی و خارجی (نفت، صنعت، ارز، طلا و فلزات پایه شامل کل، مس و فولاد) با بازده شاخص قیمت سهام در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۰:۰۱- ۱۳۹۶:۰۲ با استفاده از مدل DCC-FIAPARCH [1] پرداخته می‌شود.

مطالعه حاضر در شش بخش تدوین یافته است. پس از مقدمه؛ در بخش دوم، مبانی نظری، در بخش سوم، پیشینه تحقیق، در بخش چهارم، روش‌شناسی تحقیق، در بخش پنجم، برآورد مدل و نتایج تحقیق و در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲-مبانی نظری

تا دهه ۱۹۵۰ ریسک به عنوان یک عامل کیفی محسوب می‌شد، تا اینکه با تلاش‌های (مارکویتز[2] ،۱۹۵۲: ۹۱-۷۷)، ریسک کمیت‌پذیر شد و انحراف معیار جریان‌های نقدی طرح‌های سرمایه‌گذاری در شرایط مختلف به‌عنوان کمیت سنجش ریسک معرفی گردید. نظریه (مارکویتز ،۱۹۵۲: همان) منشأ پیدایش تئوری سبد دارایی‌ها گردید. بر اساس این تئوری سرمایه‌گذاران بنحو همزمان به دو پدیده ریسک و بازده توجه می‌کنند به طوری‌که اگر سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز باشند و دو سبد دارایی وجود داشته باشد که از تمام جنبه‌ها به غیر از میزان انحراف معیار با هم برابر باشند، آن سرمایه‌گذاری انتخاب می‌شود که انحراف معیار کمتری دارد. سرمایه‌گذاران می‌توانند سبد سهام کارا را به ازای یک بازده معین و از طریق حداقل کردن ریسک سبد شناسایی نمایند. تکرار فرآیند فوق می‌تواند منجر به استخراج مجموعه سبدهای کارآیی که اصطلاحا مرز کارای میانگین-واریانس نامیده می‌شود رهنمون گردد. لذا مارکویتز در رابطه با تنوع دارایی‌ها بیان می‌کند که ترکیب دارایی‌های گوناگون نباید بنحو کامل همبستگی مثبت داشته باشند و این تنوع باعث شود که ریسک سبد دارایی، بدون کاهش در بازدهی سبد دارایی کاهش یابد.

---

[1] Dynamic Conditional Correlation Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH

[2] Markowitz

از نشانه‌های ارتباط میان بازارهای مالی، وجود سرایت[1] میان این بازارها است که در دو شکل سرایت در بازدهی و تلاطم تعریف می‌شود، از این رو بازدهی و تلاطم شاخص بورس اوراق بهادار تهران نیز بدون شک می‌تواند متأثر از شوک‌های سایر دارایی‌های مالی و غیرمالی داخلی و خارجی باشد.

۳-پیشینه تحقیق

میلر و راتی[2](۲۰۰۹) تأثیر نوسانات قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ برابری ارزهای مختلف را بر روی شاخص سهام کشورهای بزرگ آمریکا، آلمان، چین، تایوان، ژاپن بررسی نمودند و همچنین ایشان روابط و همبستگی کوتاه مدت و بلند مدت میان متغیرهای مذکور را بررسی نمودند. بین شاخص‌های مورد بررسی رابطه معناداری وجود ندارد (ص. ۵۶۳). چن و وانگ (۲۰۱۷)[3] تأثیر قیمت جهانی نفت خام بر بازده سهام چین را برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ با استفاده از مدل EGARCH بررسی کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند که جهش‌های مختلف در بازار سهام چین با نوسانات قیمت نفت در جهان مرتبط است (ص. ۱۵). جیل- آلانا و یایا[4] (۲۰۱۴) با استفاده از روش هم انباشتگی، رابطه بین قیمت نفت و بازار بورس در نیجریه را برای سپتامبر ۱۹۵۹ تا اکتبر ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه آن‌ها یک رابطه مثبت بین این دو متغیر را در کوتاه مدت نشان داد (ص. ۳۳۰). برداستاک و فیلیس[5] (۲۰۱۴) با استفاده از روش همبستگی متغیر در طول زمان، ارتباط بین قیمت نفت و بازده سهام برای دو کشور آمریکا و چین را در دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۳ بررسی نموده و نتیجه گرفتند که همبستگی بین این دو متغیر واضح و در طول زمان متغیر است. البته چین نسبت به آمریکا انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به شوک‌های نفتی دارد (ص.۴۲۰). منسی، هامودہ و نگیوین[6] (۲۰۱۴) به بررسی رابطه متغیرهای زمانی یک بازار بورس عمده بر پایه نفت (بورس عربستان سعودی) با بازارهای عمده کالا در آینده شامل: نفت، طلا، نقره، گندم،

---

[1] Contagion
[2] Miller and Ratti
[3] Chen and Wang
[4] Gil-Alana and Yaya
[5] Broadstock and Filis
[6] Mensi, Hammoudeh and Nguyen

غلات و برنج بر مبنای مدل الگوی DCC–FIAPARCH پرداخته‌اند. نتایج عدم تقارن، حافظه بلندمدت و همچنین همبستگی‌های شرطی پویای ناچیز بین بازارهای کالا (بجز نقره) و بازار بورس عربستان سعودی را نشان داد. نتایج بر سودمندی گنجاندن کالاها در یک پورتفولیوی سنتی مبتنی بر بازار سهام تأکید دارد (ص. ۲۲۰). ارفائوی و رجب[1] (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بین نفت، طلا، دلار آمریکا و قیمت سهام با استفاده از معادلات همزمان طی دوره ۱۹۹۵ - ۲۰۱۵ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد بین قیمت نفت و قیمت سهام رابطه منفی وجود دارد و هم چنین قیمت نفت بوسیله قیمت آینده نفت خام و واردات ناخالص نفت چین تحت تأثیر قرار می‌گیرد. قیمت طلا نیز بوسیله تغییر در قیمت نفت، دلار آمریکا و قیمت بازار سهام تعیین، به کندی تحت تاثیر واردات نفت آمریکا و دلار آمریکا به صورت مثبت قرار می‌گیرد (ص.۲۳).

حسینی نسب، خضری و رسولی[2] (۱۳۹۰) با استفاده از روش MS-VAR اثر شوک‌های بازار نفت بر بازده سهام بورس ایران را از فروردین ۱۳۷۶ تا مرداد ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که در فاز رونق بازده بازار سهام با نوسانات ملایم، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام مثبت است، در حالی که در فاز رکود بازده بازار سهام با نوسانات ملایم نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام اثر منفی دارد (ص. ۴۲). حیدری و ملابهرامی[3] (۱۳۹۱) رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران را برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۸ با استفاده از مدل GARCH -VAR مطالعه نمودند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی‌دار وجود داشته و بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز رابطه معنی‌داری وجود ندارد (ص. ۴۳). فلاحی، حقیقت و صنوبری[4] (۱۳۹۳) با استفاده از روش DCC-GARCH به بررسی ساختار همبستگی در داده‌های روزانه بازدهی‌های نرخ ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکه طلا طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۰ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از وجود همبستگی شرطی زیاد بین بازده نرخ ارز و سکه طلا و هم چنین همبستگی شرطی کم بین بازده شاخص بازار

---

[1] Arfaoui and Rejeb
[2] Hosseini-Nasb , Khezri and Rassoli (2011)
[3] Heideri and Molabahrami (2012)
[4] Fallahi , Haghihat and Sanobari (2014)

با نرخ ارز و سکه طلا است. نتایج بهینه‌سازی این مطالعه نشان داد که بهتر است بخش قابل توجهی از دارایی قابل سرمایه‌گذاری به سرمایه‌گذاری در بازار سهام اختصاص یابد (ص. ۱۳۰). پایتختی اسکویی و شافعی[1] (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تغییرات شاخص قیمت سهام در ایران طی دوره زمانی اکتبر ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۳ با استفاده از SVAR پرداخته‌اند. در این تحقیق با تحلیل توابع واکنش آنی مشاهده می‌شود که شوک ساختاری افزایش تغییرات قیمت نفت تا پنج دوره سبب افزایش تغییرات قیمت سهام شده است. هم چنین نتایج تحلیل تجزیه واریانس، نشان داد که تغییرات قیمت نفت، پنج درصد از تغییرات شاخص قیمت سهام را در بلندمدت توضیح می‌دهد (ص. ۲۳۱).

با توجه به نتایج تحقیقات صورت گرفته مشاهده می‌شود که در بیشتر تحقیقات داخلی و خارجی، این نتیجه حاصل شده است که نوسانات در متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام تأثیرگذار است؛ در نتیجه سرمایه‌گذاران در زمان تشکیل پرتفوی بهینه لازم است به این شاخص‌ها و میزان تأثیرگذاری آن‌ها توجه شایانی بنمایند و تغییر پذیری متغیرها در طول زمان می‌تواند موجب ارتقای پیش‌بینی بازده سهام گردد.

یکی از مدل‌هایی که به خوبی توانسته است ویژگی تلاطم خوشه‌ای سری‌های زمانی مالی را با در نظر گرفتن بیشترین مشخصه‌های این نوسانات به خوبی توضیح دهد مدل FIAPARCH می‌باشد. لذا با توجه به پیشینه تحقیق و معدود بودن مطالعات در زمینه همبستگی و روابط درونی بین شوک‌های بازارهای مختلف و نوسانات بازدهی بورس از لحاظ جامعیت و استفاده از مدل FIAPARCH و روش DCC، محقق بر آن است تا با استفاده از این ویژگی‌ها به بیان همبستگی شرطی بین شوک‌های بازارهای مورد نظر و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران بپردازد.

۴-روش‌شناسی تحقیق

روش همبستگی شرطی پویای هم انباشتگی دو متغیره کسری توانی غیرمتقارن که موسوم به DCC-FIAPARCH[2] است با توان‌های مختلف نفوذ خود واقعیت‌های مختلف

[1] Paytakhti- Oskouei and shafei (2016)

[2] Dynamic Conditional Correlation Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH

سبکی مربوط به دوره‌های بازگشت سری زمانی مالی مربوط به فرآیندهای واریانس شرطی را در خود جای می‌دهد. چارچوب تجربی این مدل IAPARCH می‌باشد (تسی[1]، ۱۹۹۸: ۵۵-۴۹) و مشخصات DCC را به کار می‌برد (انگل[2]، ۲۰۰۲: ۳۵۰-۳۳۹) که به پژوهشگر اجازه می‌دهد مزایای آن‌ها را ترکیب کند. خصوصاً مدل FIAPARCH انعطاف‌پذیری را برای مدلسازی گشتاور دوم شرطی عرضه می‌کند که خاصیت حافظه بلندمدت، ساختار پیش‌بینی پذیری بازگشت نوسانات و ویژگی نامتقارن نوسانات (یعنی اثرات اهرم) را در نظر می‌گیرد.

مدل DCC نیز به نوبه خود اجازه خواهد داد که همبستگی‌های شرطی در حال تکامل را در میان بازارهای نمونه با توجه به واریانس شرطی در نظر بگیریم. این مدل توسعه یافته نیز همچنین در مورد تعداد متغیرهای گنجانده شده در مدل و همچنین در مقایسه با سایر مدل‌های نوسانات چند متغیره نظیر مدل کامل GAREH-BEKK و GARCH-VEC محدودیت کمتری دارد. پارامترهای برآورد شده مدل DCC هم چنین این امکان را فراهم می‌آورند که عمق تغییرات را در همبستگی‌ها در طی دوره‌های بدون جنبش و حرکت ارزیابی کنیم.

به منظور مطالعه تنوع در وابستگی شرطی بین بازار کالا و بازار سهام، فرض بازگشت نوسانات در این مطالعه می‌تواند بوسیله مدل AR_1 شرح داده شود که در آن پویایی بازده سهام جاری (کنونی) بصورت زیر بوسیله وقفه اولیه خودش و شوک یا بازده یک وقفه گذشته سایر بازارها x_{t-1} نشان داده شده است:

$$(1-\epsilon)r_t = \mu + x_{t-1} + \epsilon_t \, , t\epsilon N, \epsilon_t = z_t\sqrt{h_t} \qquad (۱)$$

که در آن $|\mu| \in [0,\infty)$، $|£| < 1$ و $\{Z_t\}$ دارای توزیع t-استیودنت، $Z_t \sim ST(0,1,v))$ است. هم چنین واریانس شرطی t با احتمال یک مثبت است.

مدل FIAPARCH دارای این ویژگی است که انعطاف‌پذیری مشخصات واریانس شرطی را بوسیله موارد زیر تقویت می‌کند:

۱) واکنش نامتقارن نوسانات شرطی به نوسانات مثبت و شوک‌های منفی (که قادر به ردیابی اثر اهرم هستند)

[1] Tse
[2] Engle

۲) داده‌ها برای تعیین توان بازده برای اینکه ساختار قابل پیش‌بینی در الگوی نوسانات قوی است یا خیر

۳) حافظه بلند مدت در وابستگی نوسانات، بسته به روند نزولی یکپارچه و یا تفاضل پارامتر d (بایلی[1] ، ۱۹۹۶: ۵۹-۱۵) این ویژگی‌ها در فرآیندهای نوسانات بازده دارایی‌ها بر تخصیص دارایی، طرح بهینه پورتفولیو و مزایای متنوع‌سازی پورتفولیو و ... دلالت دارند. هم چنین شایان ذکر است که مدل FIAPARCH شامل دو دسته عمده از مدل‌های نوع ARCH است: مدل‌های APARCH و FIGARCH. مدل FIGARCH (p,d,q) از بایلی عبارت است از:

$$h_{t=\omega\neg[1-\beta(L)]^{-1}} + [1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\varphi(L)1 - L^{d}]\epsilon_t^2 \qquad (۲)$$

که در آن W(میانگین روند)، β (پارامتر GARCH)، در φ (رتبه محدود وقفه چند جمله‌ای) و d (پارامتر تفاضل کسری برای حافظه بلندمدت) پارامترهایی هستند که برآورد می‌شوند، در حالی که $0 \leq d \leq 1$ و L نشان دهنده اپراتور تأخیر است. مدل FIGARCH انعطاف‌پذیری بیشتر برای مدل‌سازی واریانس شرطی فراهم می‌کند و می‌تواند بین ثابت کوواریانس مدل GARCH زمانی که $d = 0$ و مدل IGARCH غیر ثابت زمانی که $d = 1$ است تفاوت قائل می‌شود، در حالیکه اگر $0 < d < 1$ باشد مدل FIGARCH به اندازه کافی برای اجازه دادن به یک محدوده متوسط از ثبات انعطاف-پذیر خواهد بود.

مدل FIAPARCH یک فرمت از مدل FIGARCH است که به آن عبارت δ $(|\varepsilon_t| - \lambda\varepsilon_t)$ را می‌افزاید. (TSE. 1998) که به صورت زیر بیان می‌شود:

$$h_1^{\delta/2} = \omega|1 - \beta(L)|^{-1} + [1 - |1 - \beta(L)|^{-1}\varphi(L)(1 - L)^{d}](|\varepsilon_t| - \lambda\varepsilon_t)^{b} \qquad (۳)$$

که در آن δ عبارت قدرت بازدهی برای ساختار قابل پیش بینی در تداوم بی‌ثباتی است، مقادیر مثبت را می‌پذیرد و برای به توان رساندن از آن استفاده می‌شود که $h_1^{\delta/2}$ را افزایش می‌دهد، i امین انحراف استاندارد به توان δ_i زمانی که $\lambda > 0$، به این معنی که شوک‌های منفی منجر به نوسانات شرطی بالاتر از شوک‌های مثبت خواهد شد. عکس

[1] Baillie

آن زمانی است که اگر $\lambda < 0$. مدل FIAPARCH نسبت به مدل FIGARCH برای تشخیص عدم تقارن و حافظه بلندمدت در نوسانات شرطی مدل بهتری است.

به عنوان تلاش برای ارزیابی اثرات سرریز بین بازارهای کالا و بازار سهام ایران، یک مدل چندگانه FIAPARCH معرفی می‌شود. ما برای ساختار همبستگی شرطی از روش DCC از انگل[1] (۲۰۰۲: ۳۵۰-۳۳۹) استفاده می‌کنیم. این مدل به ما اجازه می‌دهد تا نه تنها به بررسی همبستگی متغیرهای زمانی در بازارهای نمونه بپردازیم بلکه تا از حضور تعریف مثبت از ماتریس واریانس کوواریانس H_t در شرایط ساده تحمیل شده بر پارامترهای خاص مطمئن شویم. پارامترسازی مدل DCC-FIAPARCH اجازه می‌دهد تا به طور مستقیم برای استنتاج همبستگی زمانی بین بازارهای آتی کالا و سهام و خرید و فروش نسبتا تعداد زیادی از متغیرهای درون سیستم، بدون داشتن مشکل همگرایی عددی در مرحله تخمین اقدام کنیم. در مدل عمومی چند متغیره‌ای که استفاده می‌کنیم، ماتریس واریانس کواریانس پسماند در زیر تعریف شده است:

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (۴)$$

که در آن $D_t = diag\, h_{1\,1t}^{\delta/2} \ldots . h_{N\,NT}^{\delta/2}$ ماتریس قطری $(N \times N)$ انحراف استاندارد شرطی پسماند است که از ریشه دوم واریانس شرطی مدل‌های $R\,(1) - FIAPARCH\,(1, d, 1)$ (مدل تک متغیره $(1, d, 1)$ بدست آمده است. علاوه بر این، R_t یک ماتریس همبستگی شرطی متغیر زمانی است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$R_t = (\rho_{ij,t}) = \left(diag(Q_t)\right)^{\frac{1}{-2}} Q_t \left(diag\,(Q_t)\right)^{\frac{1}{-2}} \qquad (۵)$$

که Q_t ماتریس معین مثبت متقارن با ابعاد $(N \times N)$ است که بستگی به مجذور استاندارد پسماند $u_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sqrt{h_{ii,t}}}$ ، ماتریس واریانس − کوواریانس غیر شرطی $(\bar{Q})$، و مقدار تأخیری خود دارد که بصورت زیر بیان می‌شود:

$$Q_t = (1 - K_1 - K_2)\bar{Q} + K_1 u_{t-1} u'_{t-1} + K_2 Q_{t-1} \qquad (۶)$$

$$k_1 + k_2 < 1 \qquad \text{و} \qquad ,k_2 > 0\ K_1$$

[1] Engle

ماتریس واریانس-کوواریانس $(N \times N)$ از $u_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sqrt{h_{ii,t}}}$ برابر است با:

$$\varphi_{]-1} = \frac{\sum_{m-1}^{M} u_{i,t-m}\, u_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m-1}^{M} u_{i,t-m^2}\right)\left(\sum_{m-1}^{M} u_{j,t-m^2}\right)}} \quad 1 \le i \le j \le N \qquad (۷)$$

که در آن $u_{i,t}$ها پسماندهای استاندارد محاسبه شده از پسماندهای تک متغیره مدل AR (1)- IAPARCH (1,d,1) است.

سپس ما می‌توانیم به استخراج ضریب همبستگی در این مورد بین بازارهای کالا و سهام ایران در زمان t بر اساس معادلات (۶) و (۷) به صورت زیر بپردازیم:

$$\rho_{12,t} = (1 - K_1 - K_2)\rho_{12} + k_2\rho_{12,t} + K_1 \frac{\sum_{m-1}^{M} u_{i,t-m}\, u_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m-1}^{M} u_{i,t-m^2}\right)\left(\sum_{m-1}^{M} u_{j,t-m^2}\right)}} \qquad (۸)$$

پارامترهای مدل DCC-FIAPARCH با استفاده از برآورد روش حداکثر درستنمایی (QML) با توجه به log-likelihood تابع داده شده در معادله زیر و با توجه به برآورد دو مرحله‌ای تخمین زده می‌شوند.

$$I_t(\theta, \varphi) = -\frac{1}{2}[\sum_{t=1}^{t}(n\, log(2\pi) + log|D_t|^2 \varepsilon_t D_t^{-2} \varepsilon_t) + \sum_{t=1}^{t}(log|C_t|) + u_t'\, C_t^{-1} u_t - u_t - u_t'\, u_t] \qquad (۹)$$

در نهایت در مرحله اول، یک مدل تک متغیره FIAPARCH $(1, d, 1)$ برای هر یک از سری‌های بازگشتی تعیین می‌کنیم و تخمین‌های $h_{ii,t}$ را بدست می‌آوریم. در مرحله دوم از پارامترهای برآورد شده از مرحله اول برای محاسبه DCC استفاده می‌کنیم.

۵-برآورد مدل و تحلیل نتایج

در این مطالعه برای بررسی اثر شوک‌های بازارهای منتخب داخلی و خارجی (نفت، صنعت، ارز، طلا و فلزات اساسی (شامل کل، مس و فولاد) بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۰/۰۱ – ۱۳۹۶/۰۲ بصورت ماهانه از رویکرد DCC-FIAPARCH استفاده شده است.

روش DCC-FIAPARCH با توان‌های مختلف نفوذ خود واقعیت‌های مختلف سبکی مربوط به دوره‌های بازگشت سری زمانی مالی مربوط به فرآیندهای واریانس شرطی را در خود جای می‌دهد. چارچوب تجربی این مدل IAPARCH می‌باشد (تسی[1]، ۱۹۹۸: ۵۵-۴۹) و مشخصات DCC را به کار می‌برد که به پژوهشگر اجازه می‌دهد مزایای آن‌ها را ترکیب کند. خصوصاً مدل FIAPARCH انعطاف‌پذیری را برای مدلسازی گشتاور دوم شرطی عرضه می‌کند که خاصیت حافظه بلندمدت، ساختار پیش‌بینی پذیری بازگشت نوسانات و ویژگی نامتقارن نوسانات (یعنی اثرات اهرم) را در نظر می‌گیرد. مدل DCC نیز به نوبه خود اجازه خواهد داد که همبستگی‌های شرطی در حال تکامل را در میان بازارهای نمونه با توجه به واریانس شرطی در نظر بگیریم. این مدل توسعه یافته نیز هم چنین در مورد تعداد متغیرهای گنجانده شده در مدل و همچنین در مقایسه با سایر مدل‌های نوسانات چند متغیره نظیر مدل کامل BEKK-GAREH و VEC-GARCH محدودیت کمتری دارد. پارامترهای برآورد شده مدل DCC هم چنین این امکان را فراهم می‌آورند که عمق تغییرات را در همبستگی‌ها در طی دوره‌های بدون جنبش و حرکت ارزیابی کنیم. مدل FIAPARCH دارای این ویژگی است که انعطاف‌پذیری مشخصات واریانس شرطی را بوسیله موارد زیر تقویت می‌کند:

۱) واکنش نامتقارن نوسانات شرطی به نوسانات مثبت و شوک‌های منفی (که قادر به ردیابی اثر اهرم هستند)

۲) داده‌ها برای تعیین توان بازده برای اینکه ساختار قابل پیش بینی در الگوی نوسانات قوی است یا خیر

۳) حافظه بلند مدت در وابستگی نوسانات، بسته به روند نزولی یکپارچه و یا تفاضل پارامتر d (بایلی[2] ۱۹۹۶: ۵۹-۱۵)، این ویژگی‌ها در فرآیندهای نوسانات بازده دارایی‌ها بر تخصیص دارایی، طرح بهینه پورتفولیو و مزایای متنوع‌سازی پورتفولیو و ... دلالت دارند. ما برای ساختار همبستگی شرطی از روش DCC از انگل[3] (۲۰۰۲: ۳۳۹-۳۵۰) استفاده می‌کنیم. این مدل به ما اجازه می‌دهد تا نه تنها به بررسی همبستگی متغیرهای زمانی در بازارهای نمونه بپردازیم بلکه از حضور تعریف مثبت از ماتریس

[1] Tse
[2] Baillie
[3] Engle

واریانس کوواریانس در شرایط ساده تحمیل شده بر پارامترهای خاص مطمئن شویم. پارامترسازی مدل DCC-FIAPARCH اجازه می‌دهد تا به طور مستقیم برای استنتاج همبستگی زمانی بین بازارهای مورد بررسی، بدون داشتن مشکل همگرایی عددی در مرحله تخمین اقدام کنیم.

شایان ذکر است برای تخمین مدل DCC-FIAPARCH، وقفه‌های معادله میانگین شرطی و جز ARCH و GARCH معادله واریانس شرطی بر اساس معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC) تعیین شده است. این رویکرد، مطابق با روش تشخیص باکس-جنکینز[1] دنبال شده است. همچنین توزیع کلیه دارایی‌های مورد بررسی به صورت توزیع t در نظر گرفته شده است. توزیع t در قیاس با توزیع نرمال جامعیت بیشتری دارد و در اندازه نمونه‌های بزرگ این توزیع تقریبا بر هم منطبق می‌شود. به عبارت بهتر توزیع t به توزیع نرمال میل می‌کند. در کل فرآیند برآورد الگوی DCC-FIAPIARCH منجر به دو نوع الگو در ارتباط با دارایی‌های مورد بررسی شد. الگوی ARIMA(1,0,0)-DCC–FIAPARCH(1,d,1) در ارتباط با مدل‌های سهام-ارز، سهام-فلزات‌اساسی و سهام-نفت الگوی FARIMA (1,d,1)-DCC-FIAPARGHA (1,d,1) در ارتباط با مدل‌های سهام-صنعت، سهام-طلا، سهام-مس و سهام-فولاد به عنوان الگوهای بهینه از بین الگوهای برآوردی انتخاب شده‌اند.

در جدول (۱) مدل ARIMA(1,0,0)-DCC–FIAPARCH(1,d,1) و در جدول (۲) الگوی DCC–FIAPARCH(1,d,1)- FARIMA (1,d,1) برای دارایی‌های مورد بررسی به صورت دو به دو با شاخص سهام برآورد شده است. در هر دو جدول، در کلیه مدل‌های برآورد شده ضریب جز خودرگرسیو و میانگین متحرک معادله میانگین شرطی کوچکتر از واحد می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت بازده تمامی دارایی‌های مورد بررسی در سطح مانا هستند. همچنین بر اساس آزمون‌های تشخیص، مدل‌های برآوردی از مشکلات ناهمسانی واریانس و خود همبستگی مبرا هستند. بر این اساس، نتایج برآوردها معتبر بوده و نتایج آن قابل اتکا است.

[1] Box-Jenkins

در جدول (۲)، معادله میانگین شرطی در ارتباط با مدل مشترک بازده سهام و بازده صنعت شامل پارامتر تفاضل‌گیری است و در هر دو این برآوردها، پارامتر نسبت پارامتر نسبت تفاضل‌گیری (d) از نظر آماری معنادار است. این نشان می‌دهد امکان نوسان ناگهانی این دو بازده نسبت به بررسی دو به دو سهام با سایر دارایی‌های مورد بررسی بالا است. بر اساس در معادلات واریانس شرطی جدول (۱) و جدول (۲) پارامتر نسبت تفاضل‌گیری (d) در کلیه‌ی مدل‌ها به جز الگوی سهام-صنعت از نظر آماری معنادار است. بیشترین این نسبت متعلق به دارایی ارز و کمترین آن مربوط به طلا است. هر چقدر نسبت تفاضل‌گیری بیشتر باشد این به مفهوم تغییر ناگهانی و بیشتر در واریانس شرطی دارایی مربوطه است. بر این اساس در بین ۷ دارایی مورد بررسی در اینجا تغییرات ناگهانی و بیشتر در تلاطم شرطی به ترتیب در نوسانات ارز، نفت، فولاد، فلزات، طلا و سهام مشاهده خواهد شد. پارامتر تفاضل در ارتباط با مس و صنعت از نظر آماری معنادار نیست. پارامتر اثر اهرمی (λ) در معادلات واریانس شرطی دارایی‌های ارز و نفت و طلا از نظر آماری معنادار است. این بدان مفهوم است که شوک‌های منفی و مثبت هم-اندازه در بازار این دو دارایی نقش و وزن یکسانی در شکل‌گیری تلاطم‌های بازده ندارند. به عبارت بهتر تأثیر شوک‌ها بر واریانس شرطی بازده دارایی‌های ارز و نفت نامتقارن است اما در مورد بازار سهام و فلزات، سهام و صنعت، سهام و فولاد، سهام و مس شوک-های منفی و مثبت هم اندازه نقش متقارن در شکل‌گیری نوسانات بازده دارند. پارامتر توان انحراف معیار شرطی (δ) برای هر ۷ دارایی بجز مس بیشتر از یک و از نظر آماری معنادار است. در نتیجه استفاده از رویکرد PARCH در مورد دارایی‌های مذکور قابل دفاع است.

مقدار میانگین همبستگی شرطی نوسانات (CORij) در طول دوره مورد بررسی برای ارز و سهام مقدار منفی ۰/۰۹۹-، برای فلزات و سهام مقدار مثبت ۰/۲۵۳، نفت و سهام مقدار مثبت ۰/۰۶۶، صنعت و سهام مقدار منفی ۰/۹۵۶، طلا و سهام ۰/۰۷۵، مس و سهام مقدار مثبت ۰/۱۸۸، فولاد و سهام مقدار مثبت ۰/۰۳۹- است، به‌طوری‌که مقادیر مثبت ضرایب برای بازارهای فلزات، نفت و مس بیانگر این است که نوسانات در این بازارها منجر به نوسانات مثبت در بازار بورس اوراق بهادار تهران شده و ریسک در این بازار را افزایش می‌دهد، مقدار میانگین همبستگی شرطی نوسانات در طول دوره مورد

بررسی برای طلا و سهام به این معنی که مقدار مثبت این ضریب برای این بازار بیانگر این است که نوسانات در این بازار منجر به نوسانات مثبت در بورس اوراق بهادار تهران شده و ریسک در این بازار را افزایش می‌دهد. همچنین منفی بودن ضرایب ارز و صنعت بیانگر این است که نوسانات در این بازارها منجر به نوسانات منفی در بازار بورس اوراق بهادار تهران شده و ریسک در این بازار را کاهش می‌دهد. معنی‌دار نبودن ضرایب برآوردی میانگین همبستگی شرطی نوسانات سهام و ارز، سهام و فولاد، سهام و طلا و سهام و نفت بیانگر این است که مقادیر میانگین همبستگی شرطی نوسانات برای دارایی‌های فوق با بازده سهام در مقدار میانگین برآوردی، به صورت معنی‌داری ثابت نیست و در طول زمان تغییر می‌کند در حالی که معنی‌دار بودن ضرایب برآوردی میانگین همبستگی شرطی نوسانات سهام و فلزات، سهام و صنعت و همچنین سهام و مس بیانگر این است که مقادیر میانگین همبستگی شرطی نوسانات برای دارایی‌های فوق با بازده سهام در مقدار میانگین برآوردی، به صورت معنی‌داری ثابت است و در طول زمان تغییر نمی‌کند.

پارامتر k_1 در معادله میانگین شرطی مربوط به مدل سهام-صنعت از نظر آماری در سطح معنی‌داری یک درصد معنادار است. معنادار بودن این پارامتر به این معناست که به دنبال بروز شوک در سری‌ها، افزایش در همبستگی شرطی برای دوره بعدی را باید انتظار داشت. همچنین پارامتر k_2 در مدل‌های سهام-ارز، سهام-فلزات اساسی، سهام-نفت، سهام-صنعت، سهام-مس، سهام-فولاد مثبت و از نظر آماری در سطح معنی‌داری یک و پنج درصد معنادار هستند. معنادار بودن پارامتر k_2 بیانگر اثر معنادار همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری دارد. هرچه این پارامتر بزرگ‌تر و به عدد یک نزدیک‌تر باشد، انتظار می‌رود که همبستگی‌های شرطی دوره جاری به همبستگی شرطی دوره قبل نزدیک‌تر باشد. همچنین بر اساس آزمون‌های تشخیص کلیه‌های مدل‌های برآورد شده فاقد مشکل خود همبستگی و ناهمسانی واریانس هستند. از آنجا که در مدل‌های برآورد شده، پارامتر متوسط همبستگی شرطی ($CORij$) صرفاً در مورد دارایی سهام و فلزات، سهام و صنعت و همچنین سهام و مس مثبت و از نظر آماری معنادار است، بنابراین به تحلیل این همبستگی پویا در طی زمان پرداخته می‌شود.

جدول (۱): برآورد مدل ARMA(1,0)-DCC–FIAPARCH(1,d,1)

تغیر وابسته	بازده سهام(rs)	بازده ارز (rx)	بازده سهام(rs)	بازده فلزات (rme)	بازده سهام(rs)	بازده نفت (ro)
متغیر	ضریب	ضریب	ضریب	ضریب	ضریب	ضریب
AR(1)	۰/۴۶۵ *	۰/۳۳۸ **	*۰/۴۶۵	۰/۳۸۰ *	۰/۴۶۵ *	۰/۳۲۹ *
	۰/۰۸۷	۰/۱۴۵	۰/۰۸۷	۰/۰۸۰	۰/۰۸۷	۰/۰۶۸
d-Figarch	۰/۵۱۷ ***	۰/۹۶۴ ***	۰/۵۱۷ ***	۰/۶۳۰ ***	۰/۵۱۷ ***	۰/۹۳۱ ***
	۰/۱۸۳	۰/۰۴۱	۰/۱۸۳	۰/۶۶۱	۰/۱۸۳	۰/۲۲۵
ARCH	0.245 **	-۰/۲۱۱ **	۰/۲۴۵ ***	۰/۱۳۳	۰/۲۴۵	۰/۲۹۸
	0.125	۰/۰۸۵	۰/۱۲۵	۰/۲۷۷	۰/۱۲۵	۰/۲۲۹
GARCH	۰/۶۵۸ *	۰/۵۸۷ *	۰/۶۵۸ *	۰/۷۱۰ *	۰/۶۵۸ ***	۰/۹۲۵ ***
	۰/۱۰۵	۰/۰۵۹	۰/۱۰۵	۰/۴۰۸	۰/۱۰۵	۰/۰۴۷
APARCH (λ)	-۰/۳۸۳ *	-۰/۵۸۳ ***	-۰/۳۸۳	-۰/۳۲۱ **	-۰/۳۸۳ ***	۰/۶۷۵ *
	۰/۳۳۵	۰/۲۰۰	۰/۳۳۵	۰/۲۵۷	۰/۳۳۵	۰/۳۶۴
APARCH (δ)	۱/۷۶۹ *	۱/۴۰۸ *	۱/۷۶۹ *	۲/۰۰۳ ***	۱/۷۶۹ ***	۱/۶۳۵ ***
	۰/۳۹۸	۰/۲۰۶	۰/۳۹۸	۰/۲۹۷	۰/۳۹۸	۰/۳۳۲
لگاریتم درستنمایی	-۵۵۰/۹۰۴	-۱۱۷۷/۲۸۸	-۵۵۰/۹۰۴	-۵۲۱/۲۳۴	-۵۵۰/۹۰۴	-۶۱۱/۷۱۳
CORij متوسط	-۰/۰۹۹		۰/۲۵۳ **		۰/۰۶۶	
	۰/۰۶۴		۰/۱۰۳		۰/۰۹۳	
1k	۰/۰۰۰		۰/۰۲۲		۰/۰۲۶	
	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰		۰/۰۲۵	
2k	۰/۸۹۱ **		۰/۹۲۹ *		۰/۹۰۴ *	
	۰/۱۷۴ *		۰/۰۳۴		۰/۰۶۴	
df	۶/۳۸۵ *		۱۴/۷۱۵ *		۳۱۴/۲ *	
	۰/۰۰۳		۰/۸۴۲		۸/۲۳	
لگاریتم درستنمایی	-۱۷۱۵/۸۵۰		-۱۰۶۳/۳۶۱		-۱۱۶۱/۷۸۳	
آکائیک	۱۹/۳۵۰		۱۲/۰۶۰		۱۳/۱۶۰	
شوارتز	۱۹/۶۳۵		۱۲/۳۴۵		۱۳/۴۴۴	

نام آماره	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
Q(10)	۳/۲۴۹	۰/۹۷۵	۸/۵۰۵	۰/۵۸۰	۳/۴۰۱	۰/۹۷۰	۳/۸۶۰	۰/۹۵۳	۳/۹۹۹	۰/۹۴۷	۱۴/۷۳۵	۰/۱۴۲
$Q^2(10)$	۱۷/۸۵۳	۰/۰۵۷	۱۴/۸۴۳	۰/۱۳۸	۵/۷۲۴	۰/۸۳۸	۵/۴۹۳	۰/۸۵۶	۰/۰۹۰	۰/۷۱۷	۱۵/۷۷۲	۰/۱۰۶

منبع: یافته‌های تحقیق

ملاحظات: *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۱٪، ۵ ٪ و ۱۰ ٪ را نشان می‌دهند./اعداد زیر پارامترهای محاسباتی انحراف معیار آنها است.

جدول (۲): برآورد مدل ARFIMA(P,d,q)-DCC–FIAPARCH(1,d,1)

تغیر وابسته	بازده سهام (rs)	بازده صنعت rind)(	بازده سهام(rs)	بازده مس rcop)(	بازده سهام(rs)	بازده فولاد rstl)(	بازده سهام(rs)	بازده طلا (rgw)
متغیر	ضریب	ضریب	ضریب	ضریب	ضریب	ضریب	ضریب	ضریب
AR(1)	-۰/۷۲۴ ۰/۵۷۸	-۰/۷۸۱ * ۰/۱۸۶	**۰/۳۹۵ ۰/۱۴۱	**۰/۲۹۱ ۰/۱۰۱	۰/۴۴۵ * ۰/۳۳۴	۰/۶۹۲ * ۰/۱۷۸	۱/۶۹۲** ۰/۶۳۲	۱/۰۶۹* ۰/۳۵۲
MA(1)	۰/۸۴۸ ** ۰/۳۸۶	۰/۹۰۷ * ۰/۱۳۴	۰/۴۲۱ * ۰/۰۷۸	۰/۳۱۳ * ۰/۰۷۹	-۰/۰۱۲ ۰/۳۷۸	-۰/۱۹۹ ۰/۱۴۹	۰/۴۳۰* ۰/۰۸۵	۰/۱۶۶ ** ۰/۰۶۶
d-Figarch	۰/۴۰۹ ۰/۴۰۶	۰/۴۲۸ ۰/۳۳۴	۰/۵۷۹ ** ۰/۲۱۱	۰/۳۸۳ ۰/۹۰۱	۰/۴۹۵ ۰/۲۷۹	۰/۷۱۹ ** ۰/۲۴۹	۰/۵۲۴* ۰/۱۵۶	۰/۰۸۶ ** ۰/۰۳۸
ARCH	۰/۳۵۸ ** ۰/۱۷۸	۰/۳۶۴ ** ۰/۱۷۳	۰/۳۰۲ ۰/۱۶۶	۰/۵۲۷ ۰/۷۴۴	۰/۳۲۱ ۰/۱۸۳	۰/۲۳۹ ** ۰/۱۱۹	۰/۲۱۷ * ۰/۱۳۰	-۰/۴۸۰ ۰/۲۵۶
GARCH	۰/۶۳۴ ** ۰/۲۵۷	۰/۶۷۱ * ۰/۱۸۸	۰/۷۰۷ * ۰/۱۲۶	۰/۷۹۸ * ۰/۲۱۷	۰/۶۵۹ * ۰/۲۰۶	۰/۸۰۰ * ۰/۱۲۶	۰/۶۰۷* ۰/۱۰۷	-۰/۴۰۸ ۰/۲۲۶
APARCH (λ)	-۰/۵۶۰ ۰/۵۵۹	-۰/۵۶۲ ۰/۵۹۶	-۰/۳۱۲ ۰/۲۵۳	-۰/۱۶۶ ۰/۲۶۰	-۰/۳۳۶ ۰/۳۳۳	-۰/۳۸۱ ۰/۵۴۲	۰/۳۴۶ ۰/۲۷۶	-۰/۳۲۰ ۰/۱۹۰
APARCH (δ)	۱/۷۰۴ * ۰/۳۹۹	۱/۶۹۸ * ۰/۳۸۰	۱/۶۶۱ * ۰/۳۴۰	۲/۴۱۰ ۱/۶۸۵	۱/۷۷۶ * ۰/۴۱۴	۱/۸۴۹ * ۰/۴۲۵	1.017 ** ۰/۳۶۲	**۳/۶۰۱ ۰/۱۷۴
لگاریتم درستنمایی	-۵۵۴/۵۵۵	-۵۶۳/۵۵۵	-۵۴۱/۲۴۷	-۵۷۰/۷۲۸	-۵۳۹/۳۳۷	-۴۱۴/۹۳۵	۵۴۷/۳۵۶-	۴۹۴/۷۳۰-
CORij متوسط	۰/۹۵۶ * ۰/۰۲۳		0.188 ** 0.085		-0.039 0.079		0.075 0.075	
1k	۰/۲۴۹ * ۰/۰۴۶		0.013 0.027		0.104 0.112		۰/۰۰۰ ۰/۰۰۰	
2k	۰/۶۹۳ * ۰/۰۵۶		0.929 * 0.045		0.331 ** 0.143		۰/۰۵۸ ۲/۴۶۷	
df	۵/۵۴۳ * ۱/۲۵۳۱		۷/۶۶۶ * ۲/۳۱۲		۸/۵۷۵ ** ۳/۳۹۷		۸/۹۹۷ ۴/۵۱۴	
لگاریتم درستنمایی	-۸۹۶/۹۴۵		-۱۰۹۹/۵۸۶		-۹۴۹/۷۹۱		۱۰۴۱/۲۴۰-	
آکائیک	۱۰/۱۲۱		۱۲/۷۵		۱۱/۰۶		۱۱/۸۳۵	
شوارتز	۱۰/۴۷۴		۱۳/۰۳۹		۱۱/۳۸۶		۱۲/۱۵۶	

نام آماره	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
)10Q(	۶/۷۸۳	۰/۷۵	۸/۱۸۴	۰/۶۱	۶/۳۵	۰/۷۹	۷/۹۶۶	۰/۶۳	۰/۷۳۷	۰/۷۵	۳/۷۵۸	۰/۹۶	۱/۱۸۵	۰/۶۷۴	۶/۱۱۱	۰/۵۱۱
$)10(^2Q$	۰/۹۱۵	۱	۲/۱۶۳	۱	۱۰/۰۵	۰/۴۴	۳/۰۵۴	۰/۹۸	۷/۴۵۲	۰/۶۸	۷/۱۷۹	۰/۷۱	۱/۴۱۴	۰/۱۸۶	۸/۱۱۸	۰/۵۷۱

منبع: یافته‌های تحقیق

ملاحظات: *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۱٪، ۵ ٪ و ۱۰ ٪ را نشان می‌دهند./ اعداد زیر پارامترهای محاسباتی انحراف معیار آنها است.

۶- نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاران در بازار سهام همواره بدنبال تشکیل پرتفوی از سهام شرکت‌ها، دارایی-های سایر بازارهای مالی و غیرمالی هستند که بتوانند با حفظ سطح سود مورد انتظار، ریسک سبد سرمایه‌گذاری خود را حداقل کنند. در نتیجه سرمایه‌گذاران بازارهای سایر دارایی‌های مالی و غیرمالی را نیز رصد می‌کنند. آنچه که در این میان می‌تواند به سرمایه‌گذاران بیش از هر چیز دیگری کمک‌کننده باشد، درک روابط بین بازارهای مالی و غیر مالی با بازار سهام است. به عبارت بهتر آنها باید میزان سرایت‌پذیری شوک‌ها از سایر بازارها به بازار مالی را تعیین کنند. با توجه به اهمیت این موضوع، هدف اصلی این مطالعه بررسی همبستگی پویا بین بازده دارایی‌های منتخب داخلی و خارجی (نفت، صنعت، ارز) و فلزات اساسی (کل، مس و فولاد) با بازده شاخص قیمت سهام در ایران بود. در این راستا از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰/۰۱-۱۳۹۶/۰۲ و رویکرد DCC-FIAPIARCH استفاده شد.

از آنجا که ضریب میانگین همبستگی شرطی نوسانات بین شوک‌های بازار سهام و دارایی‌های فلزات، صنعت و مس از نظر آماری مثبت و معنادار است[۱]، در نتیجه نمی-توان با هدف پوشش ریسک؛ هر یک از این دارایی‌ها را با سهام در یک سبد به صورت یک موقعیت همسان (خرید یا فروش) قرار داد بلکه بدلیل ضریب مثبت همواره سهام با این دارایی‌ها باید در موقعیت‌های مخالف قرار بگیرند به عبارت‌دیگر، یکی در موقعیت خرید و دیگری در موقعیت فروش یا بالعکس باید قرار گیرند. وجود همبستگی مثبت هر چند شرایط را فراهم می‌کند که با پیش‌بینی قیمت شاخص تولیدات صنعتی، قیمت فلزات اساسی و مس بتوان از خرید یا فروش سهام منتفع شد اما حضور این دارایی‌ها با سهام در یک سبد، ریسک سبد سرمایه گذاری را افزایش می‌دهد.

تحلیل روندی همبستگی پویای شرطی بین بازده سهام با بازده مس و فلزات و صنعت نشان داد که همبستگی بین بازده سهام با بازده مس و فلزات طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی، روند مثبت معناداری داشته است، همانطور که در بخش مبانی نظری بحث شد،

---

[۱] همبستگی شرطی بین بازده سهام و دارایی‌های مختلف مورد مطالعه توسط نمودار نیز تبیین شده است، لیکن به علت محدودیت صفحات مقاله، در اینجا ارائه نشده است. محققین محترم برای مطالعه بیشتر به رساله دکترای لیلا آرغا (۱۳۹۸) در دانشگاه بوعلی سینا رجوع فرمایند.

ایران یکی از صادرکنندگان مهم مس در خاورمیانه محسوب می‌شود و معادن مس ایران از مهم‌ترین معادن جهانی مس هستند. این به دلیل این است که ایران روی کمربند مس جهانی قرار دارد که از جنوب شرقی کشور آغاز شده تا شمال غربی و نواحی آذربایجان ادامه می‌یابد. بر همین اساس با تغییرات بازدهی قیمت مس و فلزات در بازارهای جهانی، سودآوری شرکت‌هایی که در بازار بورس اوراق بهادار ایران اقدام به تولید این کالا می‌کنند افزایش می‌یابد، به طوریکه سرمایه‌گذاری در این صنایع برای سرمایه‌گذاران از جذابیت بیشتری برخوردار شده و در نتیجه افزایش در شاخص فلزات اساسی، بازده کل سهام بورس نیز افزایش می‌یابد. نتایج تحقیق حاضر بیانگر این است که روند مثبت همبستگی پویای شرطی بین بازده سهام با بازده مس، ۸ دوره رفتاری مستقل و متفاوت را تجربه کرده است و این دوره‌ها عبارت از ابتدای دوره تا ۱۳۸۴/۰۱، ۱۳۸۴/۰۲-۱۳۸۴/۰۹ ، ۱۳۸۴/۱۰-۱۳۸۶/۰۵، ۱۳۸۶/۰۶-۱۳۸۸/۰۵، ۱۳۸۸/۰۶-۱۳۹۱/۰۶، ۱۳۹۱/۰۷-۱۳۹۲/۰۳، ۱۳۹۲/۰۴-۱۳۹۴/۰۴ و ۱۳۹۴/۰۵ تا انتهای دوره مورد بررسی، همانطور که در بخش قبل بحث شد این روندها عمدتاً تحت تأثیر روند قیمت مس در بازارهای جهانی، وضعیت صنعت مس و حجم صادرات آن، شوک‌های سیاسی و اجتماعی که بازده سهام را متأثر کرده‌اند، بوده است. همچنین روند مثبت همبستگی پویای شرطی بین بازده سهام با بازده فلزات طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی ۶ روند رفتاری مستقل و متفاوت را تجربه کرده است و این دوره‌ها عبارت از ابتدای دوره تا ۱۳۸۳/۰۷، ۱۳۸۳/۰۸-۱۳۸۴/۰۹، ۱۳۸۴/۱۰-۱۳۸۶/۰۵، ۱۳۸۶/۰۶-۱۳۸۸/۰۶، ۱۳۸۸/۰۷-۱۳۹۱/۰۵ و ۱۳۹۱/۰۶ تا انتهای دوره مورد بررسی. توجه به این روندها نشان می‌دهد که دوره‌های رفتاری با دوره‌های رفتاری مربوط به همبستگی سهام و مس شباهت وجود دارد که این موضوع به حضور مس در بین فلزات بر می‌گردد. به هر حال تفاوت رفتار همبستگی شرطی بین سهام و فلزات طی دوره‌های رفتاری مختلف مذکور بیشتر به حجم واردات فلزات به کشور، تغییرات قیمت و بازده در بازارهای جهانی فلزات، شوک‌های انتخابات، تغییر دولت، مذاکرات هسته‌ای و ... مربوط می‌شود.

بر اساس نتایج تحقیق همبستگی شرطی پویای بین بازده شاخص صنعت و بازده سهام کل از ابتدای دوره‌ی مورد بررسی تا ۱۳۹۲/۰۷ روند ثابت مثبت و کم نوسان داشته است، نتایج حاصل از مقاله در تطابق با انتظار تئوریک و مطالعات تجربی انجام گرفته در

مورد نحوه ارتباط بین بازده شاخص صنعت و بازده سهام کل به طوریکه تغییر در تولید صنعتی اقتصاد کشور از طریق افزایش سود تولیدی بر میزان سوددهی شرکت‌ها اثر مثبت داشته و این تغییرات بر روی ارزش بازار دارایی‌ها منعکس می‌شود، به طوریکه منجر به افزایش مثبت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران گردیده است، به همین دلیل، بازدهی بازار با نوسان‌های سطح تولید دارای یک حرکت هماهنگ است. بر اساس نتایج تحقیق از اوایل مهر ماه ۱۳۹۲ ارتباط نسبتا مثبت و پایدار بازده شاخص صنعت و بازده سهام کل با یک شکست ساختاری مواجه شده و ضمن کاهش حالت نوسانی به خود گرفته است. همانطور که در بخش قبل بحث شد چنین تغییراتی می‌تواند به متأثر شدن بازده کل سهام از شوک‌های سیاسی همچون انتخابات، تغییر دولت، مسائل مربوط به مذاکرات و توافق هسته‌ای و همچنین تعمیق رکود در بخش صنعت و سوق یافتن سرمایه‌گذاری‌ها به سمت فعالیت‌های غیرصنعتی و حتی سفته‌بازی از شروع نیمسال دوم ۱۳۹۲ بر می‌گردد. در نتیجه هم‌حرکتی بین بازده سهام و بازده صنعت طی دوره‌ی ۱۳۹۲/۰۷-۱۳۹۶/۰۲با افت مواجه شده است.

بر اساس نتایج مقاله، میانگین همبستگی شرطی نوسانات بازده سهام و ارز منفی بوده ولی معنی‌دار نیست، به طوریکه روند منفی پایداری نداشته است و با وجود اینکه در اکثر دوره مطالعه روند منفی را شاهد هستیم، در بعضی از دوره‌ها همچون سال۱۳۹۱ همبستگی شرطی نوسانات بازده سهام و ارز به سمت مثبت حرکت کرده است. توضیح دلایل چنین اثر مثبتی را می‌توان در چارچوب مدل تعادل پرتفولیو معرفی شده در بخش مبانی نظری بیان کرد که وجود ارتباط منفی بین قیمت سهام و نرخ ارز خارجی را ادعا می‌کنند، ولی بررسی بازار بورس ایران بیانگر این مسئله است که شرایط حاکم بر بورس اوراق بهادار را نمی‌توان به اساس هیچ کدام از مبانی نظری مطرح شده در سطح بین‌المللی مورد تحلیل قرار داد، زیرا که بر اساس روش جریان پولی[1] تضعیف ارزش پول ملی، منجر به قدرت رقابت بیشتر بنگاه‌ها داخلی شده و صادراتشان در تجارت بین‌الملل ارزانتر خواهد شد، در نهایت صادرات بالاتر درآمد داخلی را افزایش داده و قیمت سهام بنگاه‌ها، پس از ارزیابی ارزش‌های کنونی جریان پولی آینده بنگاه‌ها، افزایش خواهد یافت، ولی این مسئله تنها در مورد صنایعی که تولید آن‌ها وابسته به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای نباشد صادق می‌باشد (مانند صنایع معدنی)، این در حالی است

[1] Flow-oriented

که اکثر صنایع داخلی به واردات کالاهای واسطه‌ی و سرمایه‌ای نیازمند هستند و افزایش نرخ ارز منجر به کاهش سودآوری شرکت‌های فوق می‌شود، به طوریکه چنین وابستگی را می‌توان دلیل اثرات منفی نرخ ارز بر روی بازده بورس اوراق بهادار تهران تفسیر کرد؛ در طول سال ۱۳۹۱ که با شوک بزرگ ارزی مواجه بودیم شاهد یک شکست ساختاری در ارتباط بین متغیرها هستیم، زیرا که در این دوره شاهد بودیم که شاخص بورس اوراق بهادار نیز با شوک مثبت روبه رو شد. در مورد اثرات شدید نوسانات اخیر بازار ارز بر روی بازار سهام در این دوره، سه گروه مختلف از شرکت‌ها را می‌توان نام برد، اول شرکت‌های صادراتی در ایران که بخش بزرگتری از حجم بورس را تشکیل می‌دهند که با افزایش نرخ دلار، سود حاصل از صادرات برای آن‌ها افزایش یافت. دوم شرکت‌هایی که صادرات نیز نداشتند ولی تحت فضای باز و اینکه سهام‌دار تشخیص می‌دهد که با افزایش قیمت محصولات شرکت در داخل و در نتیجه تورم، سود هر سهم افزایش می‌یابد، حال اینکه در واقع چنین نیست اما در بازار سهام که بیشتر با رشد انتظارات به سمت جلو می‌رود حداقل در کوتاه مدت شاهد رشد قیمت و افزایش بازار هستیم. گروه سوم از شرکت‌ها، شرکت‌هایی مانند شرکت‌های خودروسازی بودند که بیشتر وارد کننده بودند، به طوری که این گونه شرکت‌ها به دلیل افزایش نرخ ارز با توجه به افزایش ۳ برابری نرخ قطعات وارداتی و افزایش ۳ برابری بهای تمام شده مواجه شدند اما به دلیل اینکه قیمت این محصولات آزاد نیست و از طریق شورای رقابت تعیین می‌شود از افزایش بیش از حد قیمت این محصولات جلوگیری شد و این صنایع تا سر-حد ورشکستگی نیز پیش رفتند. بنابراین با وجود وابستگی اکثر صنایع داخلی به واردات کالاهای واسطه‌ی و سرمایه‌ای، برآیند همبستگی شرطی مثبت و منفی نوسانات بازده سهام و ارز در سال ۱۳۹۱ مثبت بوده است.

نتایج مطالعه حاضر بیانگر این است که میانگین همبستگی شرطی نوسانات بازده سهام و نفت مثبت بوده ولی معنی‌دار نیست، به طوریکه روند مثبت پایداری نداشته است و با وجود اینکه در اکثر دوره مطالعه روند مثبتی را شاهد هستیم، در بعضی از دوره‌ها همبستگی شرطی نوسانات به سمت منفی حرکت کرده است. همانطور که در بخش مبانی نظری دیدگاه جامعی از نحوه اثرگذاری نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام وجود ندارد، دلیل این امر را می‌توان به اثرگذاری چند بعدی نفت بر روی بازده سهام تفسیر کرد، به طوریکه از یک طرف افزایش در قیمت نفت باعث افزایش سودآوری

شرکت‌های وابسته به نفت می‌شود. افزایش سود و قیمت سهام این شرکت‌ها می‌تواند باعث افزایش شاخص کل بازار سهام و افزایش بازده بازار سهام شود، از طرفی دیگر به دلیل این که کشورهای صادر کننده‌ی نفت اغلب خود به دلیل عدم توانایی و نداشتن فن‌آوری لازم برای فرآوری نفت خام، واردکننده‌ی محصولات و مشتقات نفتی هستند، بنابراین افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام شده‌ی محصولات تولید شده توسط کشورهای صنعتی شده که این خود منجر به افزایش ارزش پولی واردات کشورهای در حال توسعه می‌شود (آپرقیس و میلر، [1] ۲۰۰۹: ۵۶۹-۵۷۵). بررسی همبستگی شرطی نوسانات بازده سهام و نفت بیانگر این است که در دوره‌هایی رونق بازار بورس همبستگی شرطی نوسانات به سمت مثبت ولی در دوران رکود به سمت منفی حرکت کرده است.

مقدار میانگین همبستگی شرطی نوسانات (CORij) در طول دوره مورد بررسی برای طلا و سهام مثبت است، به این معنی که مقدار مثبت این ضریب برای این بازار بیانگر این است که نوسانات در این بازار منجر به نوسانات مثبت در بورس اوراق بهادار تهران شده و ریسک در این بازار را افزایش می‌دهد، یعنی اینکه منعی وجود ندارد که این دارایی با سهام در یک سبد قرار گیرد اما نمی‌توان ریسک سهام را با استفاده از این دارایی پوشش داد. معنی‌دار نبودن ضرایب برآوردی میانگین همبستگی شرطی نوسانات سهام و طلا بیانگر این است که مقدار میانگین همبستگی شرطی نوسانات برای دارایی فوق با بازده سهام در مقدار میانگین برآوردی، به صورت معنی‌داری ثابت نیست و در طول زمان تغییر می‌کند.

در نهایت با توجه به اینکه از نتایج مدل DCC برای ساخت سبد دارایی بهینه استفاده شده است، پیشنهاد می شود سرمایه‌گذاران از قراردادن دارایی‌های مورد بررسی این مطالعه در یک سبد دارایی با هدف پوشش ریسک خودداری کنند و در صورت تشکیل چنین سبدی دارایی‌های دیگری که همبستگی منفی با دارایی‌های مذکور دارند را به سبد اضافه کنند. به عنوان پیشنهاد برای مطالعات آتی می‌توان رویکرد مطالعه حاضر را برای تعیین اوزان بهینه دارایی‌های مختلف در سبد نهایی دارایی بکار برد.

[1] Apergis and Miller

فهرست منابع

۱- پایتختی اسکویی، سید علی، و شافعی، احسان (۱۳۹۴). بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تغییرات شاخص قیمت سهام در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۱(۴۷)، ۲۴۰-۲۰۵.

۲- حسینی نسب، سید ابراهیم، خضری، محسن، و رسولی، احمد (۱۳۹۰). تعیین اثرات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران کاربرد آنالیز موجک و راه‌گزینی مارکوف. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۸ (۲۹)، ۶۰-۳۱.

۳- حیدری، حسن، و ملابهرامی، احمد (۱۳۸۹). بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری سهام بر اساس مدل‌های چند متغیره GARCH: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مجله تحقیقات مالی*، ۱۲(۳۰)، ۵۶-۳۵.

۴- فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبری، ناصر، و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۳). بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH. *فصلنامه پژوهش اقتصادی*، ۱۴(۵۲)، ۱۴۷-۱۲۳.

1. Apergis, N., & Miller, S. M. (2009). Do structural oil-market shocks affect stock prices? *Energy Economics*, 31(4), 569-575
2. Arfaoui, M., & Rejeb, A. (2016). Oil, gold, US Dollar and stock market interdependencies: A global analytical insight. *Journal of MPRA Paper*, 70452, 1-35. Retrieved from: https://mpra.ub.uni-muenchen.
3. Baillie, R. (1996). Long memory processes and fractional integration in rconometrics. *Journal of Econometrics*, 73(1), 15-59.
4. Broadstock. D.C., & Filis, G. (2014). Oil price shocks and stock market returns: New evidence from the United States and China. *Journal of International Financial Markets- Institutions and Money*, 33 (1), 417-433.
5. Branson, W.H. (1983). *Macroeconomic determinants of real exchange risk. In: Herring, R.J. (Ed.), Managing Foreign Exchange Risk*. Cambridge: Cambridge University Press.
6. Broadstock. D.C., & Filis, G. (2014). Oil price shocks and stock market returns: New evidence from the United States and China. *Journal of International Financial Markets- Institutions and Money*, 33(1), 417-433 .
7. Chen, K., & Wang, M. (2017). Does gold act as a hedge and a safe haven for China's stock market? *International Journal of Financial Studies*, 5(1).1-18.
8. Chowdhury, P.R., & Anuradha, A. (2018). Impact of exchange rate fluctuation on stock market volatility - a study to predict the economic scenario in India. *Journal of Pure and Applied Mathematics*, 118 (1), 4309-4316.
9. Classens, S., & Forbes, K. (2004). *International financial contagion: The theory, evidence and policy implications, The IMF´s role in emerging market economies: reassessing the adequacy of its resources organized by RBWC, DNB and WEF.Conference* (PP.18-19), Amsterdam, Netherland.

10. Degiannakis, S., Filis, G., & V., Arora (2017). *Oil prices and stock markets*. U.S. Energy Information Administration Washington, DC 20585.Retrieved from https://www.eia.gov.
11. Dornbush, R., & Fisher, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70 (1), 960–971.
12. Engle, R.F. (2002). Dynamic conditional correlation - a simple class of multivariate GARCH Mmodels. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339-350 .
13. Fallahi, F., Haghighat, J. Sanobari, N. & Q., Jahangiri (2014). Investigating of correlation between stock exchange, currency and coin market volatility in Iran, using the DCC-GARCH model. *Journal of Economics Research*, 14 (52), 25-51 (In Persian).
14. Garin, J., Lester, R., & E. Sims (2016). Are supply shocks contractionary at the Zlb? Evidence from utilization-adjusted TFP data. *NBER Working*, 22311.
15. Gil-Alana, L.A., & Yaya, O.S. (2014). The relationship between oil prices and the Nigerian stock market. An analysis based on fractional integration and co-integration. *Energy Economics*, 46 (1), 328-333.
16. Heideri, H., & Molabahrami, A. (2012). Portfolio optimization using Multivariate GARCH Models: Evidence from Tehran stock exchange. *Financial Research Journal*, 12(30), 35-56 (In Persian).
17. Hosseini-Nasab, S. E., Khezri, M., & A., Rassoli (2011). Determining the effects of oil price fluctuations on the stock returns of Tehran Stock Exchange: Wavlet Analysis and Markov Solution. *Quarterly Energy Economics Review*, 8 (29), 31-60 (In Persian).
18. Mensi, W., Hammoudeh, S., Nguyen, D.K., & S.M., Yoon (2014). Dynamic Spillovers among Major Energy and Cereal Commodity Prices. *Energy Economics*, 43 (c), 225–243.
19. Miller, J.I., & Ratti, R.A. (2009). Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy Economics*, 31(1), 559–568.
20. Paytakhti-Oskouei, A., & Shafei, E. (2016).The effect of oil price fluctuations on stock price index changes in Iran: A structure VAR approach. *Quarterly Energy Economics Review*, 11 (47), 205-240 (In Persian).
21. Robays, V.I. (2016). Macroeconomic uncertainty and oil price volatility. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, forthcoming 2016.
22. Tang, K., & Xiong, W. (2012). Index investment and the financializationof commodities. *Financial Analysts Journal* 68 (6), 54–74.
23. Tse, Y. (1998). The conditional heteroscedasticity of the Yen–Dollar exchanger. J. *Applied Economics*, 13 (1), 49-55.