فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال دهم/ شماره سی‌وهفتم/ بهار ۱۴۰۰

اثر شوک‌های بازارهای منتخب داخلی و خارجی بر نوسانات بازدهی سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران: مدل DCC-FIAPIARCH*

لیلا آرغا
دانشجوی دکتری اقتصاد توسعه دانشگاه بوعلی سینا، همدان
leilaargha95@gmail.com

محمد مولایی
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان
mmowlaei1@gmail.com

ابوالفضل شاه آبادی
۴. استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا، تهران
a.shahabadi@alzahra.ac.ir

محسن خضری
۵ .ا استادیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
m.Khezri@basu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۷/۱۰/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۷/۱۲/۱۲

چکیده

یکی از ویژگی‌های بازار مالی بخصوص بازار سهام تاثیرپذیری آن از سایر بازارهای مالی و غیرمالی است. با توجه به اهمیت این موضوع مطالعه‌ی حاضر به بررسی همبستگی پویا در داده های ماهانه بین بازده دارایی‌های منتخب داخلی و خارجی (نفت، صنعت، ارز و فلزات اساسی (کل، مس و فولاد)) با بازده شاخص قیمت سهام در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰/۰۱-۱۳۹۶/۰۲ 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. در ارتباط با سایر دارایی‌ها همبستگی شرطی بین آنها با بازده سهام معنادار نیست. بر همین اساس این دارایی‌ها می‌توانند با سهام در یک سبد سرمایه‌گذاری قرار گیرند.

واژه‌های کلیدی: سهام، دارایی های داخلی، دارایی های خارجی، همبستگی شرطی پویا و DCC-FIAPARCH.

* مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری لیلا آرغا به راهنمایی آقای دکتر محمد مولایی (نویسنده مسئول) و مشاوره آقای دکتر ابوالفضل شاه آبادی و آقای دکتر محسن خضری می باشد که در دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا نگارش شده است.

۱- مقدمه

وجود بورس از ضرورت‌های مهم و حیاتی جهت موفقیت فعالیت‌های اقتصادی در هر کشور می‌باشد. توسعه بازار سرمایه می تواند نقش مهمی در رشد درآمد ملی کشور ایفا کند. آمارهای منتشر شده نشان می دهد که بورس های توسعه یافته در کشورهای پیشرفته قرار دارند. (وکیلی فرد و علی فری، ۱۳۹۴) یکی از مهم ترین آثار بورس بر اقتصاد افزایش ارقام سرمایه گذاری ثابت و به تبع آن افزایش اشتغال و تولید و ارزش افزوده است (نایک[۱] و همکاران ۲۰۱۸). اگر بازار سرمایه بد عمل کند، کلیه بخش‌ها از آن تاثیرپذیرفته و در روند حرکت آن‌ها اختلال ایجاد می‌شود (گان و همکاران[۲]، ۲۰۰۶). بسیاری از مطالعات تجربی نشان داده است که میزان قابل‌توجهی از وابستگی متقابل 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(گلزاکوس و همکاران[۳]،۲۰۰۷). مطابق نظریه مارکویتز[۴](۱۹۵۲)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 (جهانگیری و حکمتی، ۱۳۹۳). در این راستا، 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. 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 (یانگ و چنگ[۵] (2005)؛ . فانگ[۶](۲۰۱۰)؛ چانگ و چنا (۲۰۱۲)[۷]؛ گیل آلانا و یحیی[۸] (۲۰۱۴)؛ برداستاک و فیلیس[۹] (۲۰۱۴)؛ منسی و همکاران[۱۰] (۲۰۱۴)؛ ارفوی و رجب[۱۱] (۲۰۱۶) و نایک و همکاران[۱۲] (۲۰۱۸)).

بر همین اساس در پژوهش حاضر با هدف بررسی همبستگی مشروط پویا بین بازده داراییهای منتخب داخلی و خارجی (نفت، صنعت، ارز و فلزات پایه شامل کل، مس و فولاد) با بازده شاخص قیمت سهام در ایران طی دوره‌ی زمانی ۰۱:۱۳۸۰- ۰۲:۱۳۹۶ با استفاده از مدل DCC-FIAPARCH[۱۳] پرداخته می‌شود.

مطالعه حاضر در شش بخش ارائه شده است. در بخش دوم، مبانی نظری معرفی شده است؛ در بخش سوم، پیشینه پژوهش در بخش چهارم روش شناسی، در بخش پنجم برآورد مدل و تحلیل نتایج ارائه شده است. در نهایت، در بخش ششم، نتیجه گیری ارائه می شود.

۲- مبانی نظری

تـا دهـه ۱۹۵۰ ریـسک به معنی احتمال تغییر در مزایا و منافع پیش‌بینی شده برای یک تصمیم، یک واقعه و یا یک حالت در آینده، بـه‌عنـوان یـک عامـل کیفـی محسوب می‌شد، تا اینکه با تلاش‌های مارکویتز (۱۹۵۲)، ریـسک کمیـت پـذیر شـد و انحـراف معیـار جریـان‌هـای نقـدی طرح‌های سرمایه‌گذاری در شرایط مختلف به-

عنوان کمیت سنجش ریسک معرفی گردید. نظریه مارکویتز منشا پیدایش تئوری سبد دارایی ها گردید. بر اساس این تئوری سرمایه‌گذاران بنحو همزمان به دو پدیده ریسک و بازده توجه می‌کنند به طوریکه اگر سرمایه‌گذاران ریسک گریز 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. همچنین 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. از نشانه‌های ارتباط میان بازارهای مالی، وجود سرایت[۱۴] میان این بازارها است که در دو شکل سرایت در بازدهی[۱۵] و تلاطم[۱۶] تعریف می‌شود. مدل‌سازی تلاطم[۱۷] بازده در بازارهای سهام، از منظر پژوهشگران دانشگاهی و نیز کارپردازان علم مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی بازده سهام، موضوع با اهمیتی به نظر می‌رسد. این پیش‌بینی‌ها در مواردی چون مدیریت ریسک، قیمت‌گذاری مشتقات مالی و پوشش ریسک ناشی از آن‌ها، بازارسازی، انتخاب سبدهای مالی و خیلی از فعالیت‌های مالی دیگر می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. از این جهات تخمین تلاطم در بازارهای مالی، اهمیت می‌یابد. در ارتباط با مسائل اقتصادی و سری‌های زمانی مالی مدل‌های متعددی برای نمایاندن تلاطم (واریانس شرطی) ساخته شده‌اند. یک فرض اولیه به هنگام مدل‌سازی تلاطم این است که می‌توان تلاطم را به دو بخش قابل پیش‌بینی و غیر قابل پیش‌بینی تقسیم کرد. با توجه به این حقیقت که در سری‌های زمانی مالی، ارزش اضافه ریسک تابعی از تلاطم بازده می‌باشد، تمرکز تحقیقات علمی بر جزء قابل پیش‌بینی تلاطم بازده می‌باشد؛ بنابراین واقعیت، هر چند تلاطم همان ریسک محسوب نمی‌شود ولی دانستن مقادیر تلاطم بخاطر ارتباط آن با ریسک مهم است.

زمانی که تلاطم را به معنای عدم اطمینان تفسیر شود، به عنوان یکی از عوامل مهم تأثیرگذار برای تصمیمات سرمایه‌گذاری و ایجاد سبد دارایی مطرح می‌گردد. در واقع، تلاطم مهم‌ترین متغیر در قیمت‌گذاری مشتقات مالی محسوب می‌شود. از این حیث اندازه‌گیری دقیق و صحیح تلاطم به منظور قیمت‌گذاری این ابزارهای مالی مورد نیاز می‌باشد. بر پایه پیمان بسل در سال ۱۹۹۶، مدیریت ریسک مالی برای بسیاری از موسسات مالی در سراسر جهان جلوه مهمی پیدا کرد. در این پیمان تلاطم قیمت سهام به منظور نگهداری سرمایه ذخیره در قبال ارزش در معرض ریسک برای موسسات مالی به صورت اجبار در آمد، بنابراین اندازه‌گیری تلاطم برای کلیه موسسات مالی بسیار مهم گردید. از این گذشته دلیل اصلی اهمیت و نگرانی در تلاطم بازارهای مالی، این باور است که تلاطم می‌تواند بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیری در جهت عکس داشته باشد. بنابراین با اندازه‌گیری و درک گسترده‌تری از تلاطم، امکان پیدا کردن راه‌حل‌هایی به منظور کاهش تلاطم بازارهای مالی برای سیاست‌گذاران مالی وجود خواهد داشت. از این رو بازدهی و تلاطم شاخص بورس اوراق بهادار تهران نیز بدون شک می‌تواند متاثر 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[۱۸]، ۲۰۰۴). یک گروه سرایت مکانیکی[۱۹] را مطرح می‌کنند که نتیجه وابستگی مالی و واقعی بین بازارها و کشورها است (کلوا و رینهارت[۲۰]، ۱۹۹۶) و این وابستگی نیز به دلیل عوامل بنیادی همچون شوک‌های عمومی، روابط تجاری و روابط

مالی بوجود آمده است. گروه دیگر سرایت روانی[۲۱] 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 همکاران[۲۲]، ۲۰۰۰). رفتار سرمایه‌گذاران نقش محوری در فرایند انتقال شوک‌ها[۲۳] ایفا می‌کند که بر اساس پیش‌بینی‌های شخصی عقلایی است و این امر خود منجر به حرکات همزمان افراطی در بازارها می‌شود (پریتسکر[۲۴]، ۲۰۰۰ و درونبوش و همکاران، ۲۰۰۰).

باتوجه به این‌که این مطالعه در نظر دارد ارتباط بین بازارهای نفت، صنعت، ارز و فلزات اساسی (مس و فولاد) با بازار سهام را مورد بررسی قرار دهد در ادامه به صورت اجمالی ادبیات موجود در زمینه‌ی ارتباط بازارهای مذکور با بازار سهام تشریح شده است.

۲-۱- بازار جهانی نفت و بازار سهام

اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت مطرح است و لذا انتظار بر این است که ساختار صنعت آن مبتنی بر نفت باشد، در نتیجه انتظار است تحولات این بازار در بازار بورس ایران تاثیرگذار باشد. شواهد تجربی نیز برای کشورهای مختلف این امر ارتباط را نشان داده‌اند (جونز و کوال[۲۵]، ۱۹۹۶؛ سادرسکی[۲۶]، ۱۹۹۹؛ باشر و سادروسکی[۲۷]، ۲۰۰۶، جامازی و الوی[۲۸]، ۲۰۰۹، الشریف و همکاران[۲۹]، ۲۰۰۵؛ سادرسکی[۳۰]، ۲۰۰۱ ، پارک و راتی[۳۱] ، ۲۰۰۸، لی و همکاران[۳۲]، ۲۰۱۷، سرلتیس و خو[۳۳]، ۲۰۱۷، دگیاناکیس[۳۴] ۲۰۱۷). البته برخی مطالعات نیز رابطه معناداری بین قیمت نفت و بازده سهام را تایید نکرده‌اند(آپرگیس و میلر[۳۵]، ۲۰۰۹؛ میلر و راتی[۳۶]، ۲۰۰۹؛ الجنابی و همکاران[۳۷]، ۲۰۱۰؛ خطیب سمنانی و همکاران، ۱۳۹۳). پاسخ بازار سرمایه نیز به شوک‌های نفتی بستگی به این دارد که کشور صادرکننده خالص نفت باشد یا واردکننده نفت. در مجموع، چهار نتیجه‌ی زیر از این مطالعات حاصل شده است:

الف) نفت به عنوان یک نهاده مهم در تولید محسوب می‌شود و افزایش در قیمت نفت باعث افزایش هزینه‌های شرکت‌های تولیدی می‌شود که این امر سود شرکت‌های بورس را کاهش داده و قیمت آن‌ها را کاهش می‌دهد (جونز و کوال[۳۸]، ۱۹۹۶؛ سادروسکی[۳۹]، ۱۹۹۹؛ باشر و سادروسکی[۴۰]، ۲۰۰۶ و جامازی و الوی[۴۱]، ۲۰۰۹).

ب) 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(الشریف و همکاران[۴۲]، ۲۰۰۵؛ سادرسکی[۴۳]، ۲۰۰۱).

ج) پاسخ بازار سرمایه به شوک‌های نفتی بستگی به این دارد که کشور صادرکننده خالص نفت باشد یا واردکننده نفت. بر اساس نتایج این تحقیق بازده بازار سهام در کشورهایی مانند نروژ که صادرکننده خالص نفت هستند با قیمت نفت رابطه مثبت و رابطه بازده بازار سهام و قیمت نفت در کشورهای واردکننده نفت رابطه منفی است(پارک و راتی[۴۴] ، ۲۰۰۸).

د) هیچ رابطه معناداری بین قیمت نفت و بازده سهام وجود ندارد (آپرگیس و میلر[۴۵]، ۲۰۰۹؛ میلر و راتی[۴۶]، ۲۰۰۹؛ الجنابی و همکاران[۴۷]، ۲۰۱۰).

۲-۲- بازار ارز و بازار سهام

درباره رابطه پویای مابین نرخ ارز و قیمت سهام هنوز توافق عمومی وجود ندارد به طوری که درونبوش و فیشر[۴۸] (۱۹۸۰) با طرح مدل‌های جریان‌گرا[۴۹] و چودهوری (۲۰۱۸) فرض می‌کنند که حساب جاری کشور و تراز جاری دو عامل مهم تعیین‌کننده نرخ ارز هستند. بر این اساس تغییرات در نرخ ارز بر رقابت بین‌المللی و تراز تجاری و بدین ترتیب بر متغیرهای واقعی اقتصاد همچون تولید و درآمد واقعی و نیز بر جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و قیمت سهام آن‌ها اثر می‌گذارد. بر طبق این مدل، کاهش ارزش پول داخلی (افزایش در نرخ ارز) شرکت‌های محلی را بیش‌تر رقابتی می‌کند و صادرات آن‌ها را در یک مقایسه بین‌المللی ارزان‌تر می‌سازد. افزایش مزیت کالای تولید داخل و به تبع آن افزایش صادرات نیز به درآمد بالاتر منجر می‌شود که به نوبه خود قیمت سهام شرکت‌ها را افزایش می‌دهد؛ بنابراین در این مدل‌ها نرخ ارز بر قیمت سهام با رابطه‌ای مثبت اثر می‌گذارد. دیدگاه دوم به دیدگاه مدل‌های سهام‌گرا[۵۰]، معروف هستند. در این مدل‌ها فرض می‌شود که حساب سرمایه عامل تعیین کننده نرخ ارز می‌باشد. این مدل‌ها شامل مدل توازن پرتفلیو و مدل پولی می‌باشند. در مدل پرتفلیو، برانسون[۵۱] (۱۹۸۳) چنین عنوان می‌کند که رابطه منفی ما بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. طبق این مدل کاهش قیمت سهام باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌گردد. که این امر منجر به تقاضای کم‌تر برای پول به همراه نرخ بهره پایین‌تر می‌شود. کم‌تر شدن نرخ بهره موجب خروج سرمایه به سمت بازارهای خارج از کشور، با فرض ثبات سایر شرایط و کاهش ارزش پول داخلی و گران‌تر شدن نرخ ارز می‌شود. بر اساس مدل پولی گاوین[۵۲] (۱۹۸۹) برعکس دو مدل فوق، بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد.

از اینرو و براساس سه مدل تئوریک فوق به عنوان جمع‌بندی می‌توان عنوان نمود که مطالعات تئوریک نتیجه مشخص و معینی را در رابطه بین بازار ارز و قیمت سهام ارائه نمی‌نمایند. در حالت کلی نحوه تأثیر نرخ ارز بر بازدهی سهام تا حدی مبهم است و به عوامل متعددی ارتباط دارد. عوامل موثر در این تأثیرگذاری به ۱-سهم بنگاه‌های دارای تولیدات صادرات محور (رسولی، ۱۳۹۲)، ۲-وابستگی به واردات مواد اولیه از خارج (شاکری، ۱۳۸۸)، ۳-رابطه مبادله (رسولی، ۱۳۹۰) و ۴-پرکشش بودن محصولات تولیدی (سالواتوره، ۱۳۹۱) بستگی دارد.

۲-۳- بازار تولیدات صنعتی و بازار سهام

تغییر در تولید صنعتی بر روی سود و سود سهام اثر می‌گذارد (گارین[۵۳] و همکاران، ۲۰۱۶)، از سوی دیگر، تغییر در سطح تولید بر میزان اشتغال و استخدام نیروی کار، میزان پرداخت و نیز بر میزان سوددهی شرکت‌ها اثر می‌گذارد و این تغییرات بر روی ارزش بازار دارایی‌ها منعکس می‌شود به همین دلیل، بازدهی بازار با نوسان‌های سطح تولید دارای یک حرکت هماهنگ است. (یانگ[۵۴]، ۲۰۰۶) بنابراین، انتظار می‌رود تغییرات پیش‌بینی نشده در تولید صنعتی بر بازدهی مورد انتظار هر سهم تاثیر معناداری داشته باشد.

۴-۲- بازار فلزات اساسی (مس و فولاد) و بازار سهام

فلزات، ورودی کلیدی متوسط در تولید صنعتی و ساخت و ساز هستند. انواع مختلفی از فلز شامل فلزات پایه و فلزات گرانبها وجود دارد که به تولید صنعتی کمک می کنند و نقش مهمی در توسعه اقتصادی کشور دارند (منیشا[۵۵]، ۲۰۱۷). رشد صنعت ساختمان از مهم ترین فاکتورهایی است که می تواند موتور محرک فلزات اساسی در جوامع صنعتی به حساب آید. صنعت فلزات اساسی در حال حاضر دومین صنعت بزرگ بازار سرمایه ایران است (سهم ۱۱ درصدی از کل ارزش بازار) و شرکت‌های فعال در آن عمدتا تولیدکننده محصولات فولادی و مس هستند. محصولات تولیدی توسط این شرکت‌ها در ایران و در بازارهای صادراتی فروخته می‌شود و از این رو قیمت محصولات صنعت فلزات اساسی از جمله فولاد و مس بر اساس قیمت‌های جهانی تعیین می‌شود. برای نمونه قیمت فروش فلز مس برای بازار داخلی در بورس کالای ایران بر اساس فرمول «میانگین نرخ جهانی مس طی یک هفته(بورس لندن) × نرخ ارز × ۹۷ درصد» تعیین می‌شود. در مجموع دو عامل قیمت‌های جهانی و نرخ ارز پارامترهای اصلی و اثرگذار بر قیمت‌گذاری محصولات فلزات اساسی در بازار داخلی هستند و تغییرات این دو عامل اثر معناداری بر سودآوری و قیمت سهام این شرکت‌ها دارد. لذا مطالعه حرکت قیمت این فلزات برای ارزیابی تاثیر قیمت های بین المللی با تاکید بر کشف قیمت و فرار از نوسانات آن ضروری می باشد (منیشا،۲۰۱۷). لازم به ذکر است در بازار سرمایه ایران صنعت استخراج کانه‌های فلزی (با سهم ۴/۵ درصدی از کل ارزش بازار) نیز به طور غیرمستقیم تحت تاثیر قیمت جهانی فولاد قرار دارد زیرا محصولات شرکت های فعال در این صنعت نیز بر اساس درصدی از قیمت فولاد نرخ گذاری می‌شوند. برای مثال کنسانتره سنگ‌آهن و گندله به ترتیب ۱۳ درصد و۲۱/۵ درصد قیمت شمش فولاد نرخ‌گذاری می‌شوند. بر این اساس اطلاع از تاثیرات بازارهای جهانی فلزات اساسی بر بازار سهام ایران می‌تواند به سرمایه‌گذاران در تعیین ترکیب بهینه پرتفوی کمک کند.

۳- پیشینه پژوهش

در بیشتر تحقیقات داخلی و خارجی؛ این نتیجه حاصل شده است که نوسانات در متغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای پولی و حقیقی بر نوسانات بازدهی سهام تأثیرگذار است، در نتیجه سرمایه‌گذاران در زمان تشکیل پرتفوی بهینه لازم است به این شاخص‌ها و میزان تأثیرگذاری آن‌ها توجه شایانی نمایند و توجه به این نکته نیز ضروری است که تغییر پذیری متغیرها در طول زمان می‌تواند موجب ارتقای پیش‌بینی بازده سهام گردد. نمونه پژوهش های مذکور عبارتند از:

منسی و همکاران[۵۶] (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، غلات و برنج بر مبنای مدل الگوی DCC–FIAPARCH پرداخته اند. 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 تاکید دارد. ارفوی و رجب[۵۷] (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 تاثیر قرار می‌گیرد. قیمت طلا نیز بوسیله تغییر در قیمت نفت، دلار آمریکا و قیمت بازار سهام تعیین می‌شود هم چنین به کندی تحت تاثیر واردات نفت آمریکا و دلار آمریکا به صورت مثبت قرار می‌گیرد.

صمدی و بیانی (۱۳۹۰)؛ به بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل GARCH در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۹ پرداخته اند. نتایج پژوهش نشان داده است که قیمت طلا، نرخ تورم و نرخ ارز متغیرهای تاثیرگذار بر بازده سهام است و نقدینگی و قیمت نفت تاثیری بر بازده سهام نداشتند. حیدری و همکاران (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 VAR-GARCH 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. فلاحی و همکاران (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 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. پایتختی اسکویی و همکاران (۱۳۹۳)؛ به بررسی تاثیر 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.

۴- روش‌شناسی

روش همبستگی شرطی پویای هم انباشتگی دو متغیره کسری توانی غیرمتقارن که موسوم به (DCC-FIAPARCH[۵۸]) است 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[۵۹]، ۱۹۹۸) و مشخصات DCC را به کار می‌برد (انگل[۶۰]، ۲۰۰۲) که به پژوهشگر اجازه می‌دهد مزایای آن‌ها را ترکیب کند. خصوصا مدل FIAPARCH انعطاف پذیری 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 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 انعطاف پذیری 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 و همکاران[۶۱]، ۱۹۹۶). این ویژگی‌ها در فرآیندهای نوسانات بازده دارایی‌ها بر تخصیص دارایی، طرح بهینه پورتفولیو و مزایای متنوع‌سازی پورتفولیو و ... دلالت دارند (کنراد و همکاران[۶۲]، ۲۰۱۱). ما برای ساختار همبستگی شرطی از روش DCC از انگل[۶۳] (۲۰۰۲) 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 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.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

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

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل بازده مس در بازارهای جهانی (rcop)، بازده صنعت در اقتصاد داخلی (rind)، بازده فلزات اساسی در بازارهای جهانی (rme)، بازده نفت در بازارهای جهانی (ro)، بازده سهام بر اساس شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (rs)، بازده ارز یا همان دلار در بازار غیررسمی به ریال (rx) و بازده فولاد در بازارهای جهانی (rstl) به صورت ماهانه طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۰/۰۱-۱۳۹۶/۰۲ است. در این راستا داده های لازم از سایت هایی همچون بانک مرکزی[۶۴]، بانک جهانی[۶۵]، ایندکس مندی[۶۶] و سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران[۶۷] گردآوری شده است.

شایان ذکر است در برآوردها، وقفه‌های معادله‌ی میانگین شرطی و جزء 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[۶۸] دنبال شده است. همچنین توزیع کلیه‌ی 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. بطور کلی فرآیند براورد 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-فلزات اساسی و سهام-نفت الگوی FARIMA(p,d,q)-DCC–FIAPARCH(1,d,1) در ارتباط با مدل‌های سهام-صنعت، سهام-مس و سهام-فولاد به عنوان الگوهای بهینه از بین الگوهای براوردی انتخاب شده‌اند.

در جدول (۱) مدل ARIMA(1,0,0)-DCC–FIAPARCH(1,d,1) و در جدول (۲) الگوی FARIMA(p,d,q)-DCC–FIAPARCH(1,d,1) برای دارایی‌های مورد بررسی به صورت دو به دو با شاخص سهام برآورد شده است. در هر دو جدول، در کلیه‌ی 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.

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

متغیر وابسته	(rs) بازده سهام		(rx) بازده ارز		(rs) بازده سهام		بازده فلزات (rme)		(rs) بازده سهام		(ro) بازده نفت	
متغیر	ضریب		ضریب		ضریب		ضریب		ضریب		ضریب	
AR(1)	0.465	***	0.338	**	0.465	***	0.380	***	0.465	***	0.329	***
	0.087		0.145		0.087		0.080		0.087		0.068	
d-Figarch	0.517	***	0.964	***	0.517	***	0.630		0.517	***	0.931	***
	0.183		0.041		0.183		0.661		0.183		0.225	
ARCH	0.245	*	-211.0	**	0.245	*	0.133		0.245	*	0.298	
	0.125		0.085		0.125		0.277		0.125		0.229	
GARCH	0.658	***	0.587	***	0.658	***	0.710	*	0.658	***	0.925	***
	0.105		0.059		0.105		0.408		0.105		0.047	
APARCH (λ)	-383.0		-583.0	***	-383.0		-321.0		-383.0		0.675	*
	0.335		0.200		0.335		0.257		0.335		0.364	
APARCH (δ)	1.769	***	1.408	***	1.769	***	2.003	***	1.769	***	1.635	***
	0.398		0.206		0.398		0.297		0.398		0.332	
لگاریتم درستنمایی	-550.904		-1177.288		-550.904		-521.234		-550.904		-611.713	
CORij متوسط	-0.099				0.253	**			0.066			
	0.064				0.103				0.093			
K_1	0.000				0.022				0.026			

متغیر وابسته	(rs) بازده سهام		(rx) بازده ارز		(rs) بازده سهام		بازده فلزات (rme)		(rs) بازده سهام		(ro) بازده نفت	
متغیر	ضریب		ضریب		ضریب		ضریب		ضریب		ضریب	
	0.000				0.022				0.025			
K_2	0.891	**			0.929	**			0.904	**		
	0.174	*			0.034	*			0.064	*		
df	6.385	**			14.715	*			341.2	**		
	0.003	*			8.42				8.23	*		
لگاریتم درستنمایی	-1715.850				-1063.361				-1161.783			
آکائیک	19.350				12.060				13.160			
شوارتز	19.635				12.345				13.444			
نام آماره	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
Q(10)	3.249	0.975	8.505	0.580	3.401	0.970	3.860	0.953	3.999	0.947	14.735	0.142
$Q^2(10)$	17.853	0.057	14.843	0.138	5.724	0.838	5.493	0.856	7.090	0.717	15.772	0.106

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

مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

نتایج برآورد نشان می‌دهد که ضریب متغیر در معادله میانگین کمتر از یک است که می‌تواند حاکی از ایستایی مدل باشد. ضریب مذکور در سطح ۱ درصد معنادار است. هم‌چنین نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که ضرایب آرچ و گارچ به ترتیب در سطح ۱۰٪ و ۱٪ معنادار است. نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که تنها در بازار ارز اثرات اهرمی قابل رد شدن نمی‌باشد. به عبارت دیگر می‌توان بیان نمود که اثرات شوک‌های منفی در بازارها بیشتر از شوک‌های مثبت است. هم‌چنین نتایج حاصل از مدل نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت در بازار نفت بیشتر از شوک‌های منفی و این اثر در سطح ۱۰٪ معنادار است. باتوجه به نتایج می‌توان متوجه شد که در بازار نفت نسبت به سایر بازارها اثر پذیری بیشتری از نوسانات رخ داده در خود بازار وجود دارد. نتایج نشان می‌دهد که نوسان دوره قبل در سطح ۱٪ رابطه‌ای مثبت و معنادار به اندازه ۰/۹۲۵ واحد با نوسان دوره جاری برقرار کرده است. باتوجه به ساختار بازار نفت و خریدهای سفته بازی و سلفی که در این بازار وجود دارد رابطه مذکور منطق به نظر می‌رسد. وجود الگوی حافظه بلندمدت در بازار نسبت به سایر بازار باتوجه به نتایج حاصل از مدل بیشتر است. نتایج نشان می‌دهد که پارامتر d در معادله بازار ارز برابر با ۰/۹۶۴ واحد است و در سطح ۱٪ نیز معنادار است. به طور کلی نتایج برآورد مدل نشان می‌دهدکه می‌توان انتظار داشت با افزایش بازدهی دوره قبل انتظار داشت بازدهی در دوره جاری نیز افزایش یابد. باتوجه به نتایج حاصل از برآورد مدل این رابطه در بازار سهام نسبت به سایر بازارها بیشتر است. نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که میان بازار ارز و

سهام در سطح نوسانات رابطه‌ای منفی وجود دارد. نتایج نشان می‌دهد که انتظار می‌رود با هر واحد افزایش در نوسان بازار ارز و سهام انتظار می‌رود نوسانات در بازار دیگر به اندازه ۰/۰۹۹ واحد کاهش یابد درحالی در دو بازار نفت و فلزات اساسی این رابطه مثبت گزارش شده است. هم‌چنین با مقایسه میان بازارها می‌توان متوجه شد که سر ریز نوسانات میان بازار فلزات اساسی و سهام نسبت به دو یازار دیگر بیشتر است.

در جدول (۲)، معادله میانگین شرطی در ارتباط با مدل مشترک بازده سهام و بازده صنعت شامل پارامتر تفاضل‌گیری است و در هر دوی این برآوردها، 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 این 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 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 ۶ دارایی مورد بررسی در اینجا تغییرات ناگهانی و بیشتر در تلاطم شرطی به ترتیب در نوسانات ارز، نفت، فولاد، فلزات 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 از نظر آماری معنادار است. این به این مفهوم است که شوک‌های منفی و مثبت هم‌اندازه در بازار این دو دارایی نقش و وزن یکسانی در شکل‌گیری تلاطم‌های بازده ندارند. به عبارت بهتر تاثیر شوک‌ها بر واریانس شرطی بازده دارایی-های 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 ۶ 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.

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

متغیر وابسته	بازده سهام(rs)		بازده صنعت (rind)		بازده سهام(rs)		بازده مس (rcop)		بازده سهام(rs)		بازده فولاد (rstl)	
متغیر	ضریب		ضریب		ضریب		ضریب		ضریب		ضریب	
AR(1)	-0.724		-0.781	*					0.445		0.692	*
	0.578		0.186						0.334		0.178	
MA(1)	0.848	**	0.907	*	0.421	*	0.313	*	-0.012		-0.199	
	0.386		0.134		0.078		0.079		0.378		0.149	
d-Figarch	0.409		0.428		0.579	*	0.383		0.495	***	0.719	*
	0.406		0.334		0.211		0.901		0.279		0.249	
ARCH	0.358	**	0.364	**	0.302	***	0.527		0.321	***	0.239	**
	0.178		0.173		0.166		0.744		0.183		0.119	
GARCH	0.634	**	0.671	*	0.707	*	0.798	*	0.659	*	0.800	*
	0.257		0.188		0.126		0.217		0.206		0.126	
APARCH (λ)	-0.560		-0.562		-0.312		-0.166		-0.336		-0.381	
	0.559		0.596		0.253		0.260		0.333		0.542	

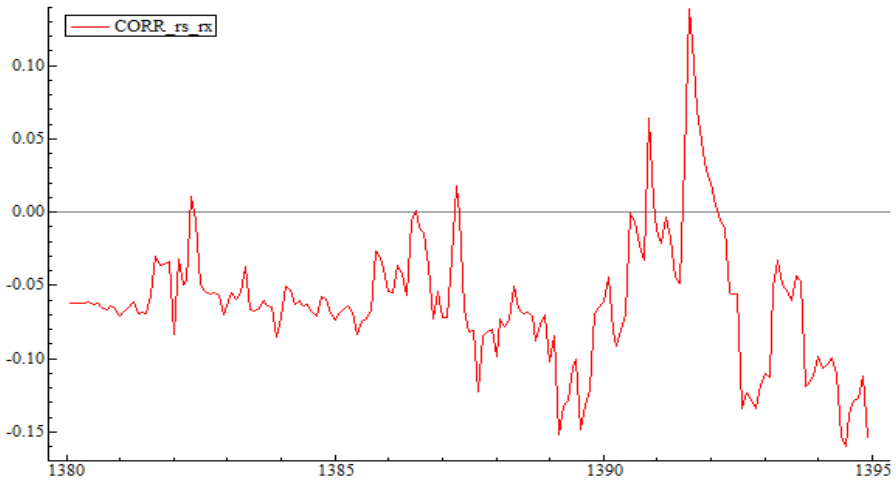
متغیر وابسته	بازده سهام(rs)		بازده صنعت (rind)		بازده سهام(rs)		بازده مس (rcop)		بازده سهام(rs)		بازده فولاد (rstl)	
متغیر	ضریب		ضریب		ضریب		ضریب		ضریب		ضریب	
APARCH (δ)	1.704	*	1.689	*	1.661	*	2.410		1.776	*	1.849	*
	0.399		0.380		0.340		1.685		0.414		0.425	
لگاریتم درستنمایی	-554.555		-563.555		-541.247		-570.728		-539.337		-414.935	
متوسط CORij	0.956	*			0.188	**			-0.039			
	0.023				0.085				0.079			
k1	0.249	*			0.013				0.104			
	0.046				0.027				0.112			
k2	0.693	*			0.929	*			0.331	**		
	0.056				0.045				0.143			
df	5.543	*			7.666	*			8.575	**		
	1.2531				2.312				3.397			
لگاریتم درستنمایی	-895.945				-1099.586				-949.791			
آکائیک	10.121				12.75				11.06			
شوارتز	10.474				13.039				11.386			
نام آماره	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
Q(10)	6.783	0.75	8.184	0.61	6.35	0.79	7.966	0.63	6.737	0.75	3.758	0.96
$Q^2(10)$	0.915	1	2.163	1	10.05	0.44	3.054	0.98	7.452	0.68	7.179	0.71

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

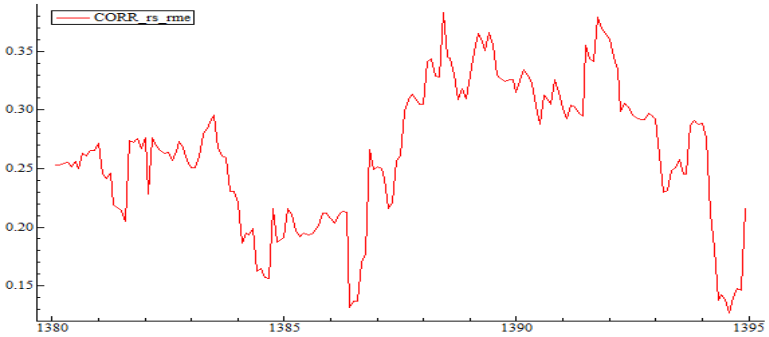
مأخذ: یافته‌های پژوهشگر

مقدار میانگین همبستگی شرطی نوسانات 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، 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 بازاها منجر به نوسانات مثبت در بازار 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 بازاها 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 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 احتمال 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 احتمال 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 کلیه مدل‌های برآورد شده فاقد مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس هستند. از آنجا که در مدل‌های برآورد شده، پارامتر متوسط همبستگی شرطی (COR_{ij}) 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. نمودار ۱، همبستگی شرطی میان بازار بورس و بازار ارز را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نمودار مذکور قابل مشاهده است می‌توان متوجه شد که در سال ۱۳۸۸ و سال ۱۳۹۲ بیشترین همبستگی شرطی میان این دو بازار گزارش شده است. به عبارت دیگر می‌توان بیان نمود که در این دو سال نوسانات بیشتری میان این دو بازار سر ریز شده است. این دو حادثه را می‌توان ناشی از اتفاقات سیاسی و تحریم‌ها در سال ۱۳۸۸ و هم‌چنین شوک‌ارزی در سال ۹۲ دانست که سبب شده است نوسانات در این دو بازار از یکدیگر تبعیت بیشتری نسبت به سایر سال‌ها داشته باشند.

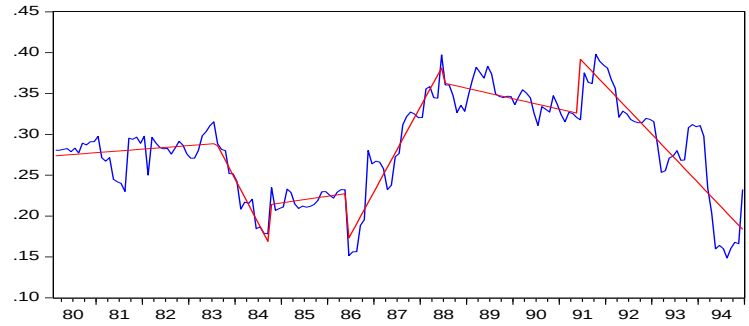


نمودار ۱: همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده نرخ ارز



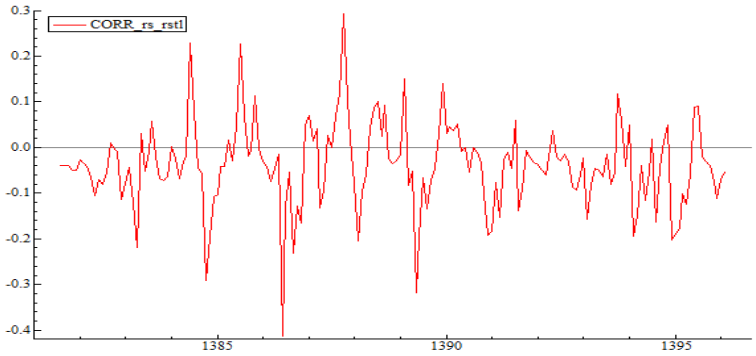
نمودار ۲: همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده فلزات

بر اساس نمودار ۲، همبستگی شرطی بین بازده قیمتی سهام و بازده قیمتی فلزات در بازارهای جهانی در طول مورد بررسی همواره مثبت بوده است و میانگین این همبستگی برابر با ۰/۲۵۳ درصد بوده است. در طی دوره مورد بررسی، همبستگی شرطی بین بازده سهام و با بازده فلزات در بازارهای جهانی شش روند مختلف را تجربه کرده است. تا ابتدای ۱۳۸۳/۰۷ قیمت در بازار جهانی فلزات از یک شیب ملایم برخوردار است، در نتیجه بازده سهام ایران نیز به تغییرات این قیمت با شیب ملایم واکنش مثبت نشان می‌دهد. از ۱۳۸۳/۰۸ الی ۱۳۸۴/۰۹ شیب رشد قیمت فلزات در بازارهای جهانی تندتر می‌شود، از آنجه که ایران به طور کلی واردکننده فلزات از بازارهای جهانی محسوب می شود و طبیعی است که افزایش قیمت فلزات بهای تمام شده تولید را در کشور افزایش دهد و بدنبال آن واکنش مثبت بازده سهام به تغییرات شیب تندی قیمتی فلزات در بازارهای جهانی کاهش یابد. طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۴/۱۰ -۱۳۸۶/۰۵ قیمت فلزات در بازارهای جهانی حالت پرنوسان اما با روند افزایشی ملایم را تجربه کرده است و به تبع این امر همبستگی شرطی بازده بازار سهام کشور و بازده قیمت فلزات در بازار جهانی نیز با یک روند ملایم افزایش یافته است. طی دوره ۱۳۸۶/۶-۱۳۸۸/۶ قیمت فلزات در بازارهای جهانی از روند کاهشی با یک افت و خیز شدید برخوردار بوده است. در نتیجه واکنش بازار سهام در ایران به بازده قیمت فلزات در بازار جهانی طی زمان افزایش یافته است. طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۸/۰۷-۱۳۹۱/۰۵ روند قیمت فلزات در بازار جهانی به نسبت افزایشی و یک اوج قیمتی تجربه کرده است. در نتیجه واکنش بازده سهام به بازده فلزات حالت نزولی با شیب ملایم به خود گرفته است. از ۱۳۹۱/۰۶ تا انتهای دوره مورد مطالعه قیمت فلزات اساسی در بازار جهانی روند کاهشی با شیب ملایم داشته است، از آنجا که این دوره مقارن است با شوک‌های انتخابات، تغییر دولت، مذاکرات هسته‌ای و ... بازده سهام بیشتر متاثر از این مباحث بوده است تا شوک بازارهای جهانی. به همین دلیل است که در این دوره همبستگی شرطی بازده سهام در ایران و بازده قیمت فلزات کاهش یافته است.



نمودار ۳: الگوی رفتاری همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده فلزات

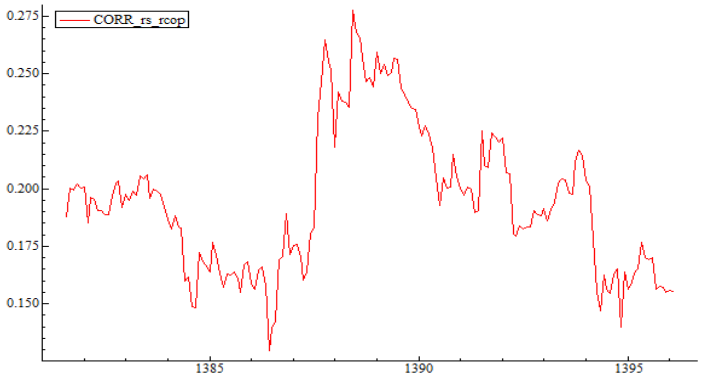
بر اساس نمودار ۳، همبستگی شرطی بین بازده قیمتی سهام و بازده قیمتی فلزات در بازارهای جهانی در طول مورد بررسی همواره مثبت بوده است و میانگین این همبستگی برابر با ۰/۱۸۸ درصد بوده است.



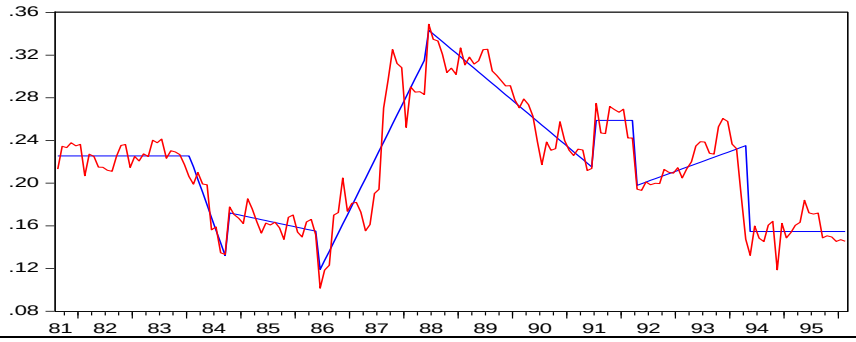
نمودار ۴: همبستگی شرطی بازده سهام و بازده فولاد جهانی

بر اساس نمودار ۴، همبستگی شرطی بین بازده قیمتی سهام و بازده قیمتی فولاد در بازارهای جهانی در طول مورد بررسی همواره مثبت بوده است و میانگین این همبستگی برابر با ۰/۰۳۹درصد بوده است. این 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.

بر اساس نمودار ۵ و ۶، روند رفتاری همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده مس در طول دوره‌ی مورد بررسی ۸ رفتار مختلف داشته است. به طوریکه از ابتدای دوره‌ی مورد بررسی تا ۱۳۸۴/۰۱ همبستگی تقریبا ثابت بوده است.



نمودار ۵: همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده مس جهانی



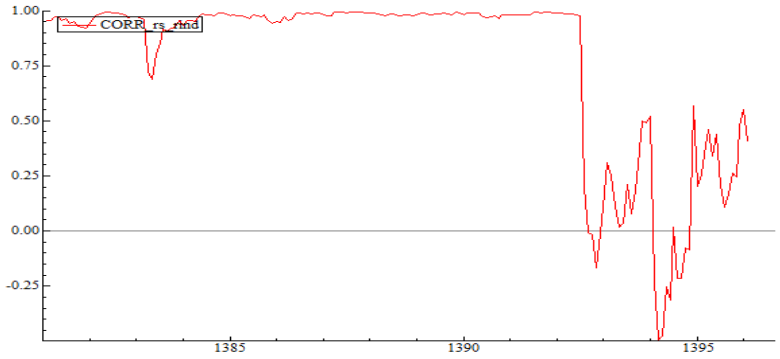
نمودار ۶: الگوی رفتاری همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده مس

ایران یکی از صادرکنندگان مهم مس در خاورمیانه محسوب می‌شود و معادن مس ایران از مهم‌ترین معادن جهانی مس هستند. این بدلیل این است که ایران روی کمربند مس جهانی قرار دارد که از جنوب‌شرقی کشور آغاز شده تا شمال‌غربی و نواحی آذربایجان ادامه می‌یابد. بر همین اساس با تغییرات بازدهی قیمت مس در بازارهای جهانی، شرکت‌های مربوط به این کالا که در بازار بورس اوراق بهادار ایران حضور دارند برای سرمایه-گذاران از جذابیت برخوردار می‌شوند و در نتیجه‌ی آن بازده کل سهام بورس نیز تغییر می‌کند. تا ابتدای ۱۳۸۴/۰۱ قیمت مس در بازارهای جهانی با یک روند ملایم در حال افزایش بوده است و بدلیل این روند با شیب ملایم بازده بازار سهام ایران نیز با یک نرخ ثابت به بازده جهانی مس واکنش نشان داده است. طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۴/۰۲ تا ۱۳۸۴/۰۹ واکنش بازده سهام ایران به بازده قیمت جهانی مس به سمت بالا انتقال پیدا کرده است. در واقع صنعت مس ایران، در سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۴ با یک استراتژی مشخص در حوزه تولید و توسعه فعالیت کند. در همین دوران بود که طرح‌های توسعه برای تولید ۴۰۰هزار تن مس طی دو فاز، فاز اول تولید ۲۸۰هزار

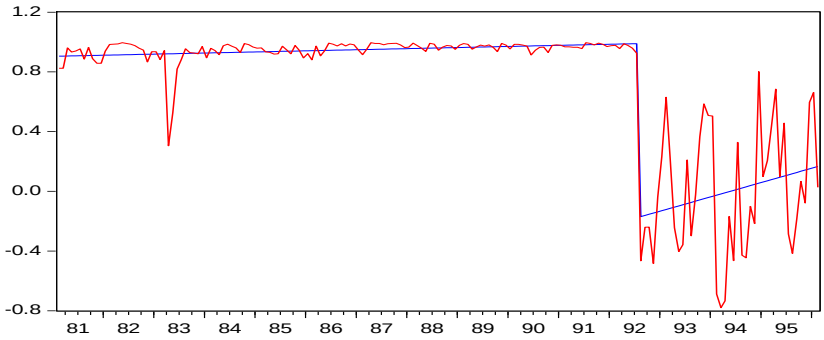
تن و سپس رسیدن به ۴۰۰هزار تن، طراحی شد. تمام مجوزهای لازم برای این طرح‌های توسعه گرفته شد و از سال ۱۳۸۴ طرح‌های توسعه به‌مرور آغاز شدند؛ به‌طوری‌که در پایان سال ۱۳۸۴ تمام زیرساخت‌ها و تجهیزات راه‌اندازی در تمام واحدهای سونگون، میدوک و خاتون‌آباد نصب شده بود، به هر حال بالا بودن هزینه‌های سرمایه‌گذاری سود صنعت را کاهش می‌داد و در نیجه جذابیت آن کم می‌شد. همین امر دلیل بر این می‌شود که طی سال ۱۳۸۴ تاثیر پذیری بازده سهام از بازده مس در بازارهای جهانی علیرغم افزایش قیمت مس در بازارهای جهانی کاهش یابد. طی دوره‌ی ۱۳۸۴/۱۰-۱۳۸۶/۰۵ در بازارهای جهانی قیمت مس پر نوسان اما متوسط قیمت بالا در بازار حفظ شده است و در نتیجه‌ی این امر تاثیرپذیری بازده سهام ایران از بازده مس در بازار جهانی افزایش و البته به نسبت با ثبات همراه بود. طی دوره‌ی ۱۳۸۶/۰۶ -۱۳۸۸/۰۵ قیمت در بازارهای جهانی مس یک افت و خیز شدیدی را تجربه می‌کند و بواسطه‌ای این امر بازده سهام ایران نیز به آن واکنش شدید نشان می‌دهد. طوری که دوره‌ی زمانی ۱۳۸۸/۰۶-۱۳۹۱/۰۶در ابتدا قیمت مس افزایش و یک اوج را تجربه می‌کند اما دوباره با یک روند نوسانی در انتهای دوره ۱۳۹۱/۰۶ قیمت در کانال قیمتی ابتدای دوره (۱۳۸۸/۰۶) قرار می‌گیرد. البته طی دوره‌ی مورد بررسی حجم صادارت مس ایران نیز روند نزولی داشته است. در نتیجه‌ی این مقولات، واکنش بازده بازار سهام ایران به بازده مس در بازارهای جهانی کاهش می‌یابد. البته طی دوره مذکور صنعت مس از عدم ثبات مدیریت و اجرای کُند طرح‌های توسعه‌ای صنعت نیز رنج می‌برد. طی دوره ۱۳۹۱/۰۷ -۱۳۹۲/۰۳ قیمت مس در بازارهای جهانی روند جدید و کاهشی، اما شیب ملایم به خود می‌گیرد، از سوی دیگر با تشدید تحریم‌های بین‌المللی از سوی اتحادیه اروپا و ایالات متحده آمریکا علیه ایران، صادرات کاتد مس طی سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به کمترین حجم خود رسیده بود و در نتیجه‌ی این امر حساسیت بازار سهام به بازده مس در بازارهای جهانی طی دوره زمان ۱۳۹۱/۰۷ -۱۳۹۲/۰۳ به نسبت بالا است. طی دوره‌ی ۱۳۹۲/۰۴ - ۱۳۹۴/۰۴ قیمت مس در بازارهای جهانی با کاهش مواجه بوده است اما بدلیل شوک‌های سیاسی داخلی در کشور روند واکنش بازده سهام به بازده مس در بازارهای جهانی روند جدیدی به خود می‌گیرد و یکباره افت می‌کند. اما با شیب ملایم این روند حالت افزایشی به خود می‌گیرد و البته در سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ به ترتیب ترکیه و چین نیز علاوه بر امارات به خریدارن اصلی مس ایران تبدیل شدند. طی ۱۳۹۴/۰۴-۱۳۹۶/۰۲ در بازار جهانی قیمت مس در کانال قیمتی جدیدی قرار گرفته است و همچنین در سال ۱۳۹۵ صادرات مس کشور به صورت قابل توجهی نسبت به سال ۱۳۹۴ رشد داشته است. به هر حال به نظر می‌رسد با حذف برخی نگرانی‌ها از حجم صادرات مس سهام داران حساسیت کمتری نسبت به تغییرات جهانی قیمت مس از خود بروز می‌دهند و در نتیجه واکنش بازده سهام به بازده قیمت مس در بازارهای جهانی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴/۰۴-۱۳۹۶/۰۲ به ثبات رسیده است.

بر اساس نمودار ۷ و ۸، همبستگی شرطی بین بازده قیمتی سهام و بازده صنعت به طور متوسط برابر با ۰/۹۵۶ بوده است. این همبستگی بالا نشان از اهمیت و سهم بالای صنایع در بازار بورس اوراق بهادار ایران دارد. همبستگی بین بازده سهام و بازده صنعت تا مهر ۱۳۹۲ با روند خیلی ملایمی در حال رشد بوده است، اما در سال شروع نیمسال دوم ۱۳۹۲ بورس اوراق بهادار بیشتر تحت تاثیر شوک‌های سیاسی همچون انتخابات، تغییر

دولت، مسائل مربوط به مذاکرات و توافق هسته‌ای شد. از سوی دیگر تعمیق رکود در بخش صنعت منجر به این امر شد که سرمایه‌گذاری‌ها به سمت فعالیت‌های غیرصنعتی و حتی سفته‌بازانه سوق پیدا کند و در نتیجه‌ی این امر نقش سهم بازده صنعت در تعیین بازده کل سهام به شدت کمرنگ و حتی در برخی موارد خلاف جهت هم حرکت کرده‌اند. با این وجود همبستگی شرطی بین بازده سهام و صنعت با شیب ملایم در حال افزیش است.

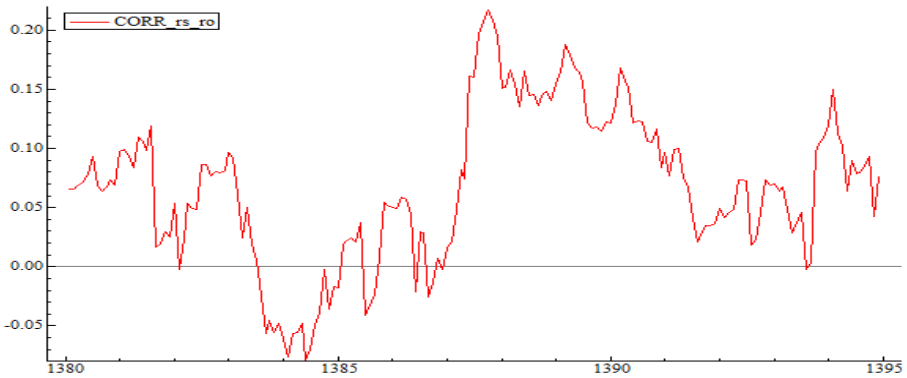


نمودار ۷: همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده شاخص صنعت



نمودار ۸: الگوی رفتاری همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده صنعت

بر اساس نمودار ۹، همبستگی شرطی بین بازده قیمتی سهام و نفت در بازارهای جهانی در طول مورد بررسی همواره مثبت بوده است و میانگین این همبستگی برابر با ۰/۲۵۳ درصد بوده است. ولی این روند 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.



نمودار ۹: همبستگی شرطی بین بازده سهام و بازده قیمت نفت

۶- نتیجه گیری

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.

بر اساس نتایج، از بین دارایی‌های مورد بررسی، صرفا ضریب همبستگی پویای شرطی بین بازده سهام با بازده فلزات، تولیدات صنعتی و مس از نظر آماری مثبت و معنادار است. نتیجه آنکه به طور همزمان سرمایه-گذاری در فلزات یا تولیدات صنعتی یا مس به طوریکه در سبد سرمایه‌گذاری سهام حضور داشته باشد، ریسک سبد سرمایه‌گذاری را افزایش خواهد داد. در نتیجه اگر پوشش ریسک سبد سرمایه‌گذاری باشد؛ نباید هیچ یک از این دارایی‌ها را با سهام در یک سبد سرمایه گذاری به صورت یک موقعیت همسان (خرید یا فروش) قرار داد بلکه همواره سهام با این دارایی‌ها باید در موقعیت‌های مخالف قرار بگیرند. 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. 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 متاثر 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 سفته‌بازانه از شروع نیمسال دوم ۱۳۹۲ برگردد. در نتیجه هم حرکتی بین بازده سهام و بازده صنعت طی دوره‌ی ۱۳۹۲/۰۷-۱۳۹۶/۰۲ با افت مواجه شده است.

تحلیل روندی همبستگی پویای شرطی بین بازده سهام با بازده مس و فلزات اساسی نشان داد که همبستگی بین بازده سهام با بازده مس طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی ۸ روند 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. این روندها عمدتاً تحت تاثیر روند قیمت مس در بازارهای جهانی، وضعیت صنعت مس و حجم صادرات آن، شوک‌های سیاسی و اجتماعی که بازده سهام را متاثر کرده‌اند، بوده است. همبستگی بین بازده سهام با بازده فلزات اساسی 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، شوک-های انتخابات، تغییر دولت، مذاکرات هسته‌ای و ... مربوط می‌شود.

بر اساس نتایج پژوهش حاضر، 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 سال ۱۳۹۱ 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 سهام 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[۶۹] تضعیف ارزش پول ملی، منجر به قدرت رقابت بیشتر بنگاه‌های 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 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 می توان 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.

نتایج مطالعه حاضر بیانگر این است که میانگین همبستگی شرطی نوسانات بازده سهام و نفت مثبت بوده ولی معنی‌دار نیست. 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 ریالی واردات کشورهای در حال توسعه می‌شود. 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.

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

فهرست منابع

* پایتختی اسکویی، سید علی، و شافعی، (۱۳۹۳). بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت بر تغییرات شاخص قیمت سهام در ایران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دهم،،۲۲۹، ۲۰۵-۴۳.
* خطیب سمنانی، محمدعلی، شجاعی، و غیاثی خسروشاهی، (۱۳۹۳). بررسی اثر نوسانات قیمت نفت خام بر شاخص بازدهی بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علوم اقتصادی، سال هشتم، ۲۹، ۱۱۴-۸۹.
* حیدری، حسن، و ملابهرامی، (۱۳۸۹). بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری سهام بر اساس مدل‌های چند متغیره GARCH: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. مجله تحقیقات مالی،۳۰، ۵۶-۳۵.
* رسولی، احمد، حسینی نسب، سیدابراهیم، و خضری، (۱۳۹۰). تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه گزینی مارکف، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲۹، ۶۰-۳۱.

* زاهدی تهرانی، پریوش (۱۳۹۰). تعیین راهبرد سرایت نوسانات بازارهای سرمایه بین‌المللی بر بورس اوراق بهادار تهران. مجله مطالعات مدیریت راهبردی،۱۵۳، ۱۳۱-۱۱.
* صمدی، سعید، و بیانی، (۱۳۹۰). بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۱۲-۹۱.
* صمدی، سعید، شیرانی فخر، و داوودزاده، (۱۳۸۶). بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدلسازی و پیش بینی). فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره چهارم، ۵۱، ۴-۲۵.
* فلاحی، فیروز، حقیقت، صنوبر، و جهانگیری، (۱۳۹۳). بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH. فصلنامه پژوهش اقتصادی، سال چهاردهم،۱۲۳،۱۴۷-۵۲.
* وکیلی فرد، حمیدرضا، و علی فری، (۱۳۹۴). تاثیر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه علوم اقتصادی، سال نهم، ۳۰، ۹۸-۸۳.
* Aloui, C, Jammazy., & Dhakhlaoui, (2008), Crude Oil Volatility and Stock Market Returns, Journal of Energy Markets, 1, 69–96.
* Arfaoui, M, & Rejeb, (2016), Oil, Gold, US dollar and Stock market interdependencies :A glibal analytical insight, Journal of Mpra Paper, 70452. Reetrieved from: http://mpra .ub.uni-muuenchen.
* Basher, S.A, & Sadorsky, (2006), Oil price risk and emerging stock markets, Global Finance Journal, 17, 224-251.
* Broadstock. D.C, Filis, (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, 417-433.
* Branson, W.H, (1983), Macroeconomic determinants of real exchange risk. In: Herring, R.J. (Ed.), Managing Foreign Exchange Risk. Cambridge: Cambridge University Press.
* Broadstock. D.C., & Filis, (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, 417-433.
* Chen, K., & Wang, (2017), Does Gold Act as a Hedge and a Safe Haven for China's Stock Market?, International Journal o f Financial Studies.
* Chowdhury, P.R, & Anuradha, (2018), Impact of exchange rate fluctuation on stock market volantinity - a study to predict the economic scenario in India, Journal of Pure and Applied Mathematics, 118, 4309-4316.
* Classens, S, & Forbes, (2004), International Financial Contagion: The Theory, Evidence and Policy Implications, For the Conference, The IMF´s Role in Emerging Market Economies: Reassessing the Adequacy of its Resources' organized by RBWC, DNB and WEF in Amsterdam on November 18-19.
* Degiannakis, S, Filis, & Arora, (2017) Oil Prices and Stock Markets. U.S. Energy Information Administration Washington, DC 20585, https://www.eia.gov.
* Dornbush, R., & Fisher, (1980), Exchange rates and the current account, The American Economic Review, 70, 960–971.
* El-Sharif, I, Brown, Burton, Nixon, & Russell, (2005), Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in UK, Energy Economics, 27, 819-30.

* Engle, R.F, (2002), Dynamic conditional correlation - a simple class of multivariate GARCH models, Journal of Business and Economic Statistics, 20(3), 339-350 .
* Gavin, M, (1989), The Stock Market and Exchange rate dynamics, Journal of International Money and Finance, 8(2), 181-200.
* Garin, J, Lester, & Sims, (2016), Are Supply Shocks Contractionary at the Zlb?
* Evidence from Utilization-Adjusted Tfp Data, NBER Working, 22311.
* Jammazi, R, & Aloui, (2009), Wavelet Decomposition and Regime Shifts: Assessing the Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Returns, Energy Policy, 38(3), 1415-1435.
* Jones, C.M, & Kaul, (1996), Oil and the Stock Markets, Journal of American Finance Association, 51, 463–491.
* Q, L., Yang, Huiuo, & Chang, (2005), The Relationship between Stock Returns and Volatility in International Stock Markets, Journal of Empirical Finance, 12, 650-665.
* Lu, F, Qiao, Wang, Lai, & Li, (2017), Time-varying coefficient vector autoregressions model based on dynamic correlation with an application to crude oil and stock markets Original Research Article, Environmental Research, 152, 351-359.
* Manisha, Dey, (2017),Study in Copper price linkage between international and Indian commodity market, Department- Amity Business School, Amity University, Kolkata.
* Markowitz, H, (1952), Portfolio Selection. The Journal of Finance, 7, 77-91.
* Mensi, W, Beljid, Boubaker, & Managi, (2013), Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: linking energies, food, and gold, Economic Model, 32, 15–22.
* Mensi, W., Hammoudeh, Nguyen, & Yoon, (2014), Dynamic spillovers among major energy and cereal commodity prices, Energy Econ, 43, 225–243.
* Sadorsky, P, (2014), Modeling volatility and correlations between emerging market stock prices and the prices of copper, oil and wheat, Journal of Energy Econ, 43, 72–81 .
* Sadorsky, P, (1999), Oil price shocks and stock market activity, Energy Economics, 21, 449–469.
* Serletis, A., & Xu, (2017), The Zero Lower Bound and Crude Oil and Financial Markets Spillovers, Macroeconomic Dynamics (forthcoming).
* Silvennoinen, A., & Thorp, (2013), Financialization, crisis and commodity correlation dynamics, Journal of Financ Mark Inst Money, 24, 42–65.
* Tse, Y, (1998), The conditional heteroscedasticity of the yen–dollar exchange rate, J. Appl. Econ, 13, 49-55.
* Young, P, (2006), Industrial production and stock returns (Master's Thesis, University of Simon Fraser, Canada), Retrieved from Finding SFU Theses and Projects

یادداشت‌ها

[1] Nike et al
[2] Gan et al
[3] Glezakos et al
[4] Markowitz
[5] Yang & Chang
[6] Fang
[7] Chuanguo Zhanga & Chena
[8] Gil-Alana & Yaya
[9] Broadstock and Filis
[10] Mensi et al
[11] Arfaoui & Rejeb
[12] Nike et al

[13] Dynamic Conditional Correlation Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH
[14] Contagion
[15] Return Contagion
[16] Fluctuation Contagion
[17] در کل تحقیق حاضر با چشم پوشی از برخی تفاوت‌های ظریف در تعریف نوسان و تلاطم، این دو مفهوم معادل هم در نظر گرفته شده‌اند.
[18] Classens and Forbes
[19] Mechanical Contagion
[20] Calvo and Reinhart
[21] Psychological Contagion
[22] Dornbush et al
[23] shockes
[24] Pritsker
[25] Jones and Kaul
[26] Sadorsky
[27] Basher & Sadorsky
[28] Jammazi and Aloui
[29] El-Sharif et al
[30] Sadorsky
[31] Park & Ratti
[32] Lu et al
[33] Serletis & Xu
[34] Degiannakis
[35] Apergis & Miller
[36] Miller & Ratti
[37] Al Janabi
[38] . Jones & Kaul
[39] . Sadorsky
[40] . Sadorsky
[41] . Jammazi and Aloui
[42] Al Sharif
[43] Sadorsky
[44] Park & Ratti
[45] Apergis & Miller
[46] Miller and Ratti
[47] Al Janabi et al

[48] Dornbusch and Fisher
[49] Floworiented models
[50] Stockoriented models
[51] Branson
[52] Gavin
[53] Garin et al
[54] Young
[55] Manisha
[56] Mensi et al
[57] Arfaoui & Rejeb
[58] Dynamic Conditional Correlation Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH
[59] Tse
[60] Engle
[61] Baillie et al
[62] Conrad et al
[63] Engle
[64] www.cbi.ir
[65] www.worldbank.org

3 www.indexmundi.com
4 www.irbourse.com
68 Box-Jenkins
[69] Flow-oriented