

## ارتباط‌های پویا بین قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز با شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران

محمد حسن فطرس<sup>۱</sup>

عضو هیئت علمی دانشگاه بوعلی سینا همدان، fotros@basu.ac.ir

مریم هوشیدری

کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان، maryam70.1990@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۳/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۶/۰۴

### چکیده

صنعت نفت در اقتصاد ایران همواره نقش مهمی داشته و نوسانات قیمتی آن بزرگ‌ترین عامل منبع اختلال در اقتصاد کشور محسوب می‌شود. یکی از بخش‌های مهم اقتصاد که می‌تواند تحت تأثیر این نوسانات بازار سرمایه می‌باشد؛ بنابراین این مقاله با استفاده از مدل-DCC-MGARCH همبستگی شرطی پویا بین قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز با شاخص بورس اوراق بهادار تهران را طی دوره فوردهای ۱۳۹۵ تا ۱۳۸۰ بررسی می‌کند. در این مطالعه برای محاسبه واریانس‌های شرطی از روش MGARCH و برای بررسی همبستگی شرطی پویا بین متغیرها از روش همبستگی شرطی پویا DCC-MGARCH استفاده شده است. نتایج بررسی‌ها نشان داد که در طول زمان بین بازدهی قیمت نفت، بازدهی قیمت طلا و بازدهی نرخ ارز با بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران همبستگی شرطی وجود داشته است. همبستگی شرطی پویا بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی نرخ ارز تا اواسط سال ۱۳۸۲ بین صفر تا ۰/۰۰۱ (بسیار کم) در حال نوسان بوده و بعد از آن با یک شوک، همبستگی آن‌ها بین صفر تا ۰/۰۰۵ شدیدتر شده و بین صفر تا ۰/۰۰۶ در حال نوسان بوده است. همبستگی از اواسط سال ۱۳۸۷ شدیدتر شده و بین بازدهی قیمت طلا نیز روندی شبیه به بازدهی نرخ ارز را طی نموده که حاکی از وجود همبستگی بالای بین بازدهی نرخ ارز و بازدهی قیمت طلا می‌باشد. همبستگی بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی قیمت نفت دارای میانگین ۰/۵ بوده که البته این همبستگی شرطی پر نوسان می‌باشد.

**JEL:** G15, G1, C58

**کلیدواژه‌ها:** ارتباط پویا، شاخص بورس اوراق بهادار تهران، همبستگی شرطی، DCC-MGARCH

۱. نویسنده مسئول

## ۱- مقدمه

ساختارهای درهم تنیده اقتصادهای امروزی باعث می‌شود تا زیان در یک بخش و یا یک کشور به سرعت به بخش‌ها یا اقتصادهای سایر کشورها سرایت نماید. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نیستند و حرکت آن‌ها در یک فضای جدا از هم صورت نمی‌گیرد (فلاحی، ۱۳۹۳). به طور ویژه طی دهه‌های اخیر گسترش بنگاهها و سازمان‌های جهانی و چندملیتی، پیشرفت‌ها در زمینه فناوری اطلاعات، مقررات‌здایی سیستم‌های مالی در کشورهای صنعتی و رشد بسیار زیاد جریان بین‌المللی سرمایه از جمله مواردی هستند که سبب ارتباط هر چه بیشتر بازارهای مالی در نوسان در جهان شده‌اند (Bracker and Koch, 1999). نوسانات در بازار دارایی‌های مختلف به شدت به یکدیگر مرتبط می‌باشد؛ بنابراین به منظور اتخاذ تصمیمات مناسب توسط سرمایه‌گذاران آگاهی از روابط بین دارایی‌هایی مالی ضروری است.

ایران به عنوان یک کشور مهم صادرکننده نفت که در آن دولت، مالکیت منابع نفتی را در اختیار دارد مطرح است. این دو ویژگی باعث می‌شود که تحولات بازار نفت در سیاست‌های مالی و بودجه‌ای کشور نقش تعیین‌کننده‌ای داشته باشد. بخش نفت از یکسو تأمین‌کننده ارز برای مورد نیاز بخش‌های خصوصی و دولتی به منظور تقویت جریان تشکیل سرمایه بوده و از سوی دیگر تأمین‌کننده بخش بزرگی از درآمد برای بودجه عمومی دولت می‌باشد. اقتصاد ملی ایران به شدت به درآمدهای حاصل از صادرات نفت وابسته است و از آنجایی که این درآمدها تابعی از دو عامل قیمت جهانی نفت و حجم صادرات نفت می‌باشد و همچنین با توجه به اینکه ایران به عنوان یک عضو اوپک کنترلی بر دو پارامتر ذکر شده ندارد، لذا متغیر قیمت نفت از درجه بروزن زایی بیشتری در میان متغیرهای کلان اقتصادی برخوردار است (ابراهیمی و زرینی، ۱۳۸۸، ص. ۹۰). بنابراین یکی از مسئله‌های مهم در بخش نفت بحث قیمت نفت و نوسانات قیمت آن می‌باشد. که هرگونه افزایش یا کاهش غیرمنتظره قیمت نفت منجر به تغییر درآمدهای نفتی می‌شود که این به نوبه خود مستقیماً اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار داده و عدم اعمال سیاست‌های صحیح اقتصادی منجر به بحران و عدم تعادل‌های اقتصادی خواهد شد.

شاخص قیمت جهانی طلا نیز از مهم‌ترین شاخص‌های تأثیرگذار بر عوامل اقتصادی و سیاسی در هر کشور است. از سوی دیگر، قیمت جهانی طلا به عنوان متغیری بالهیمت، معرف بسیاری از تحولات پولی و مالی بین‌المللی می‌باشد و این نقش به‌ویژه در یکی دو سال اخیر پررنگ‌تر شده است. تبیین چنین رابطه‌ای راهنمای سیاست‌گذاران در جهت‌گیری‌های سیاست‌های پولی و ارزی است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶).

در اقتصادی مثل اقتصاد ایران، طلا به عنوان یک دارائی تقریباً مطمئن در اذهان عمومی از جایگاه ویژه‌ای دارد و در کنار سایر دارائی‌های پربازده و غیرمطمئن (به دلیل نبود اطلاعات در مورد نحوه عملکرد این بازارها) از اهمیت ویژه‌ای در سبد دارائی برخوردار می‌باشد.

با توجه به آنچه گفته شد شاخص قیمت سهام همواره تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی مانند قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت طلا می‌باشد؛ بنابراین در پژوهش حاضر، همان‌طور که گفته شد همبستگی پویا بین قیمت نفت، قیمت سکه طلا و نرخ ارز در ایران به‌وسیله تکنیک اقتصادسنجی همبستگی پویای شرطی (DCC-MGARCH) بررسی می‌شود. یکی از ویژگی‌های این روش، آن است که به‌طور موفق برای ماتریس کواریانس متغیر با زمان تخمین زده می‌شود و همچنین به تخمین تعداد کمتری متغیر نسبت به سایر مدل‌های GARCH چند متغیره نیاز دارد.

## ۲- مبانی نظری آثار قیمت نفت بر بازار سهام

به‌طور کلی، نخستین و مهم‌ترین عامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت سهام است. از این‌رو، آگاهی از عوامل مؤثر بر قیمت سهام از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (کریم‌زاده، ۱۳۸۵). به‌طور طبیعی، عوامل بسیاری در شکل‌گیری اطلاعات و دیدگاه‌های طرفین بازار و در نهایت قیمت سهام شرکت‌ها مؤثرند. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی در خارج از محدوده اقتصاد داخلی است. بر این اساس، عوامل مؤثر بر قیمت سهام به عوامل داخلی و عوامل بیرونی قابل طبقه‌بندی است.

۱- عوامل داخلی دربرگیرنده عوامل مؤثر بر قیمت سهام در ارتباط با عملیات و تصمیمات شرکت است. این عوامل شامل عایدی هر سهم<sup>۱</sup> (EPS)، سود تقسیمی هر سهم<sup>۲</sup> (DPS) و نسبت قیمت بر درآمد<sup>۳</sup> (P/E)، افزایش سرمایه تجزیه سهام و عوامل درون شرکتی دیگر است.

۲- عوامل بیرونی شامل عوامل خارج از اختیارات مدیریت شرکت است که به گونه‌ای فعالیت شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این عوامل شامل وقایع، حوادث و تصمیمات خارج از شرکت می‌باشد که بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارند. در حالت کلی این عوامل به دو بخش زیر قابل تقسیم است (پیرائی و شهرسوار، ۱۳۸۷).

الف) عوامل سیاسی: مانند جنگ، صلح، قطع رابطه سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها، تغییر ارکان سیاسی و روی کار آمدن احزاب سیاسی رقیب (پاکدین امیری و همکاران، ۱۳۸۷).

ب) عوامل اقتصادی که رونق و رکود اقتصادی بورس را به‌شدت متأثر می‌سازد، به‌طوری که در دوره رونق اقتصادی، با افزایش سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های دارای رشد، قیمت سهام آن‌ها افزایش یافته و در وضعیت رکود، کاهش قیمت سهام شرکت‌ها را در پی خواهد داشت؛ دلیل این امر این است که در چنین شرایطی، سرمایه‌گذاری در دارایی مالی با درآمد ثابت بر سرمایه‌گذاری در سهام عادی برتری دارد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶).

شناخت قیمت جهانی نفت یکی از مهم‌ترین شاخص‌های مؤثر بر عوامل اقتصادی و عوامل سیاسی به‌شمار می‌رود. قیمت جهانی نفت به‌عنوان یک متغیر بروزنزای قدرتمند، بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، از جمله شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تبیین چنین رابطه‌ای راهنمای سیاست‌گذاران در جهت‌گیری‌های سیاست‌های پولی و ارزی خواهد بود. (داورزاده، ۱۳۸۶)

طبق نظریه‌های اقتصادی، تغییر در قیمت نفت خام از طریق دو کanal عرضه و تقاضا روی اقتصاد اثر می‌گذارد. تأثیر طرف عرضه گویای این مسئله است با افزایش قیمت

1. Earning Per Share
2. Dividends Per Share
3. Price/Earning Per Share

نفت به عنوان ماده اولیه بسیاری از تولیدات تقاضای نفت کاهش خواهد یافت. طرف تقاضا نیز از طریق مصرف و سرمایه‌گذاری بر روی اقتصاد تأثیر می‌گذارد. مصرف به واسطه رابطه مثبت خود با درآمد قابل تصرف، به صورت غیرمستقیم از تغییرات قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد. با افزایش قیمت نفت، یک انتقال درآمد از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده رخ می‌دهد. از این روی، مصرف در کشورهای واردکننده کاهش می‌یابد. همچنین، افزایش قیمت نفت از طریق افزایش هزینه شرکت‌ها تأثیر معکوسی بر سرمایه‌گذاری خواهد داشت. علاوه بر تأثیرات تغییر قیمت نفت خام از طریق عرضه و تقاضا تغییر قیمت نفت از طریق نرخ ارز و تورم نیز بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد.

تحلیل ارتباط میان تغییر در قیمت انرژی و اقتصاد، کمی پیچیده است. وقتی که قیمت نفت افزایش می‌یابد، خانوارها و بنگاههایی که از فرآورده‌های نفتی (از جمله بنزین و گازویل) استفاده می‌کنند، مصرف خود را طوری تنظیم می‌کنند که مقدار درصد کمتری از درآمد قابل تصرف خود را صرف فرآورده‌های نفتی نمایند. از سوی دیگر، کشورهای تولیدکننده نفت نیز اثر مثبت ثروت را از طریق درآمد حاصل از فروش نفت تجربه می‌کنند.<sup>۱</sup>

قیمت دارایی در بازار سهام، با توجه به اطلاعات موجود در مورد چشم‌انداز آینده و همچنین شرایط کنونی اقتصاد پیشروی شرکت‌ها تعیین می‌شود. به طور کلی، اگرچه تغییر در قیمت نفت خام به عنوان عامل مهم نوسان قیمت سهام در نظر گرفته می‌شود، اما در میان اقتصاددانان اجماع نظر مبنی بر رابطه بین قیمت سهام و قیمت نفت وجود ندارد.

### آثار قیمت طلا بر بازار سهام

قیمت طلا منعکس کننده واکنش متقابل عرضه و تقاضا در بازاری است که خریداران و فروشنده‌گان بسیاری با وجود جریان به طور نسبی آزاد اطلاعات در آن حضور دارند. از آنجایی که قیمت طلا شاخص خوبی برای توضیح فشارهای تورمی است، بنابراین قیمت طلا طی دوران تورمی، آشفتگی بازار ارز یا بی‌ثباتی سیاسی افزایش می‌یابد که این امر

1. Kiliaan(2009)

تمایل افراد را برای انتخاب این نوع دارایی‌های خود برای حفظ ارزش آن نشان می‌دهد. البته انگیزه‌های سفت‌بازی در بازار طلا نیز یکی از دلایلی است که تقاضای طلا را تحت تأثیر قرار می‌دهد و عمدۀ نوسانات قیمت در کوتاه‌مدت در این بازار ناشی از این نوع تقاضاست، بنابراین بازار طلا نیز در کنار سایر بازارهای دارایی می‌تواند بر شاخص بازار سهام مؤثر باشد. (اسلاملوییان و زارع، ۱۳۸۵)

از سوی دیگر، براساس تئوری پرفولیو قیمت طلا می‌تواند بر شاخص قیمت سهام تأثیرگذار باشد. پرفولیو عبارت است از سبد دارایی که سرمایه‌گذار آن را با ترکیبات مختلفی از دارایی‌های متنوع نگهداری می‌کند. سرمایه‌گذاران به دنبال این موضوع هستند که ترکیب بهینه‌ای از دارایی‌های مالی را در پرفولیو خود داشته باشند تا بتوانند با انتخاب ترکیب مناسب به عایدی مورد انتظار دست یابند (کریم‌زاده، ۱۳۸۵). از آنجایی که افراد دارایی‌های مالی خود را در ترکیبات مختلفی از جمله پول نقد، سهام، سپرده بانکی، اوراق قرضه، طلا و ارز نگهداری می‌کنند، تغییرات حجم پول، نرخ ارز، قیمت طلا، نرخ سود بانکی و نرخ تورم، تقاضای افراد برای سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، که این امر به نوبه خود بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد.

شاخص قیمت جهانی نفت و طلا از مهم‌ترین شاخص‌های تأثیرگذار بر عوامل اقتصادی و سیاسی است. قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برون‌زای قدرتمند، بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، از جمله شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر، قیمت جهانی طلا نیز به عنوان یک متغیر مهم، معرف بسیاری از تحولات پولی و مالی بین‌المللی است، اگرچه این نقش به مرور زمان تا حدودی تقلیل یافته است. تبیین چنین رابطه‌ای راهنمای سیاست‌گذاران در جهت‌گیری‌های سیاست‌های پولی و ارزی است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶).

### آثار نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام

در خصوص رابطه پویا بین نرخ ارز و قیمت سهام هنوز توافق عمومی وجود ندارد به‌طوری که می‌توان دو دیدگاه کلی را از هم‌دیگر تفکیک نمود: درونبوش و فیشر (۱۹۸۰) با طرح مدل‌هایی جریان‌گرا 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 در نتیجه 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 و صادرات آنها را در یک مقایسه بین‌المللی ارزان‌تر می‌نماید. 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. در نتیجه در این مدل‌ها نرخ ارز بر قیمت سهام با رابطه‌ای مثبت اثر می‌گذارد.

دیدگاه دوم به دیدگاه مدل‌های سهام‌گرا معروف هستند. در این مدل‌ها فرض می‌شود که حساب سرمایه، عامل تعیین‌کننده نرخ ارز می‌باشد. این مدل‌ها شامل مدل توازن پرفولیو و مدل پولی می‌باشند. در مدل پرفولیو، برنسون (۱۹۸۳) چنین عنوان می‌کند که رابطه منفی ما بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. براساس این مدل کاهش قیمت سهام منجر به کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌گردد، که این امر موجب تقاضای کمتر برای پول به همراه نرخ بهره پایین‌تر می‌شود. کمتر شدن نرخ بهره باعث خروج سرمایه به سمت بازارهای خارج از کشور، با فرض ثبات سایر شرایط و کاهش ارزش پول داخلی و گران‌تر شدن نرخ ارز می‌شود. لازم به ذکر است براساس مدل پولی گاوین (۱۹۸۹) بر عکس دو مدل فوق، بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد.

### ۳- پیشینه تحقیق

#### مطالعات خارجی

الی بوری و همکاران<sup>1</sup> در سال ۲۰۱۷، مقاله‌ای را تحت عنوان "همبستگی و ارتباط غیرخطی بین بازار طلا، نفت و بازار سهام هند: شواهدی از نوسانات شاخص‌ها" ارائه نمودند. در این پژوهش ارتباط بین سه متغیر قیمت طلا، قیمت نفت و بازار سهام هند بررسی شده است. اقتصاد در حال ظهور هند، با وجود واردات بالای کالاهای نفت و طلا را مهم‌ترین کالا دانسته و این نشان می‌دهد که قیمت این منابع بر تورم داخلی و بازار سهام تأثیر می‌گذارد. بنابراین انتظارات از نوسانات آینده در این منابع ممکن است منجر

1. ElieBouri, Anshul Jain, P.C. Biswal, David Roubaud

به تغییر در انتظارات نوسان بازار سهام شود. در این مقاله از نوسانات شاخص‌ها برای بررسی همبستگی و ارتباط غیرخطی بین بازار بین‌المللی، نفت خام و بازار سهام هند استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش روزانه و طی دوره زمانی ژوئن ۲۰۰۶ تا می ۲۰۱۶ و همچنین روش اقتصادسنجی مورد استفاده در این پژوهش ARDL<sup>۱</sup> می‌باشد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که همبستگی و ارتباط غیرخطی نوسانات قیمت طلا و نفت بر نوسانات شاخص سهام هند مثبت می‌باشد. همچنین شواهد حاکی از وجود ارتباط دو طرفه معکوس بین نوسانات قیمت طلا و نوسانات نفت می‌باشد.

جين و بيسوال<sup>۲</sup> در سال ۲۰۱۶، مقاله‌ای را تحت عنوان "ارتباط پویا بین قیمت نفت، قیمت طلا، نرخ ارز و بازار سهام هند" ارائه نمودند. براساس این پژوهش دولتها مالیات و عوارض را برای مدیریت اثر واردات طلا و نفت بر نرخ ارز تعیین می‌کنند که این امر نیز با اقتصاد کشور در ارتباط است و بیشترین انعکاس این مسئله در شاخص بازار سهام دیده می‌شود؛ بنابراین هدف این مطالعه بررسی رابطه بین قیمت جهانی طلا، نفت خام، نرخ ارز و شاخص بازار سهام هند می‌باشد. ارتباط پویا بین متغیرها با استفاده از مدل DCC-GARCH و ارتباط وقفه‌ها با استفاده از آزمون‌های غیرخطی متقارن و نامتقارن مورد بررسی قرار گرفته است. تجزیه و تحلیل تجربی نشان می‌دهد سقوط قیمت طلا و نفت خام موجب کاهش ارزش روپیه هند و شاخص سهام هند (مانند Sensex) می‌شود. یافته‌های این مطالعه نیز از ظهرور طلا به عنوان یک دارایی سرمایه‌گذاری در میان سرمایه‌گذاران حمایت می‌کند. مهم‌تر از همه، این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست‌گذاری پویا در هندوستان شامل نوسانات نرخ ارز و نوسانات بازار سهام استفاده از ابزارهای قیمت طلا و قیمت نفت است.

سوجیت<sup>۳</sup> و همکاران در سال ۲۰۱۱، در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه پویای میان قیمت طلا، نفت، نرخ ارز و بازار سهام" با استفاده از داده‌های روزانه (ژانویه ۱۹۹۸ تا ژوئن ۲۰۱۱) و روش انورگرسیو برداری و همجمعی رابطه پویا و ایستا بین متغیرها را

1. Autoregressive Distributed Lag

2. Anshul Jain, Biswal

3. Sujit

مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که نرخ ارز با تغییر سایر متغیرها بیشتر تغییر می‌کند و بازار سهام نقش کمتری در این تغییر دارد.

فیلیس و همکاران<sup>۱</sup> در سال ۲۰۱۱، در مقاله‌ای تحت عنوان "همبستگی پویا بین بازار سهام و قیمت نفت: موردی از کشورهای واردکننده نفت و کشورهای صادرکننده نفت" به بررسی همبستگی پویا بین قیمت سهام و قیمت نفت برای تعدادی از کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت از قبیل کانادا، مکزیک، برباد، آمریکا، آلمان و هند پرداختند. نتایج همبستگی با روش DCC-GARCH نشان داد که بدون در نظر گرفتن منشأ نوسانات قیمت نفت، این متغیر یک اثر منفی بر بازار سهام دارد و تنها در سال ۲۰۰۸ که بحران مالی جهانی اتفاق افتاده، قیمت نفت همبستگی مثبت با بازارهای سهام را نشان می‌دهد.

لن وانگ<sup>۲</sup> و همکاران در سال ۲۰۱۰، مقاله‌ای را تحت عنوان "ارتباط میان قیمت نفت، قیمت طلا، نرخ تبدیل ارز و بازارهای بین‌المللی سهام" ارائه نمودند. آن‌ها در این تحقیق تأثیر نوسانات قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ برابری ارزهای مختلف را بروی شاخص سهام کشورهای بزرگ آمریکا، آلمان، چین، تایوان و ژاپن و روابط و همبستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرهای مذکور را بررسی نمودند.

باشر و همکاران<sup>۳</sup> در سال ۲۰۱۱، مقاله‌ای تحت عنوان "قیمت نفت، نرخ ارز و بازارهای سهام در حال ظهور" ارائه نمودند. در این پژوهش به بررسی ارتباط پویا بین قیمت نفت و قیمت بازار سهام نوظهور و همچنین قیمت نفت و نرخ ارز می‌پردازند. نوسانات مثبت در قیمت نفت تمایل دارند قیمت سهام در بازار نوظهور و نرخ ارز دلار آمریکا را در کوتاه‌مدت کاهش دهند. همچنین یک شوک مثبت تولید نفت، قیمت نفت را کاهش می‌دهد درحالی‌که یک شوک مثبت فعالیت‌های اقتصادی، قیمت نفت را افزایش می‌دهد. شواهدی نیز وجود دارد که نشان می‌دهد افزایش قیمت بازار سهام نوظهور سبب افزایش قیمت نفت می‌شود.

1. Filis et al.

2. Lan Wang

3. Basher et al

## مطالعات داخلی

فیروز فلاحتی و خلیل جهانگیری در سال ۱۳۹۳، در مقاله‌ای تحت عنوان "آزمون وجود سرایت مالی میان بازار سهام، ارز و سکه طلا در ایران" وجود پدیده سرایت مالی میان بازارهای ارز، سهام و سکه طلا را بررسی نمودند. در این پژوهش از داده‌های روزانه بازدهی نرخ ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکه طلا طی دوره زمانی فروردین ۱۳۸۹ تا شهریور ۱۳۹۲ و روش همبستگی شرطی پویا DCC-GARCH استفاده شده است. نتایج انجام آزمون فرضیه وجود سرایت مالی بین بازارهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون رایج  $t$  و آزمون نسبت راستنمایی برای مدل همبستگی شرطی پویا بیانگر این بود که پدیده سرایت فقط میان بازار ارز و سکه وجود دارد.

مسعود همایونی فر و همکاران در سال ۱۳۹۲، در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی همبستگی پویا بین دارایی‌های عمدۀ در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH" به بررسی همبستگی متغیر با زمان بین دارایی‌های عمدۀ از قبیل نفت، سکه و نرخ ارز را در ایران پرداختند. در این پژوهش از داده‌های ماهانه قیمت نفت، سکه و نرخ ارز برای دوره فروردین ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۹ استفاده شده و با به کارگیری نرم‌افزار G@RCH6، و با استفاده از روش DCC-GARCH همبستگی متغیر با زمان دارایی‌های عمدۀ در ایران بررسی شده است. در این پژوهش تحلیل‌ها در وضعیت بحران مالی جهانی (۲۰۰۸) صورت گرفته و نتایج تحقیق نشان می‌دهد که همبستگی شرطی بین دارایی‌های متغیر با زمان است و بحران مالی جهانی منجر به تغییرات قابل توجهی در همبستگی‌های پویا بین دارایی‌های مختلف شده است.

صمدی و همکاران در سال ۱۳۸۵، به بررسی تأثیر شاخص‌های قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ و با استفاده از مدل اقتصادسنجی GARCH پرداختند. بر این اساس پس از شناسایی و انتخاب روند مناسب برای پیش‌بینی متغیر وابسته و با استفاده از مدل فر و شیلر اثربداری شاخص کل قیمت سهام تهران بررسی شده است. نتایج تحقیق نشان داد که تأثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به تأثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است.

#### ۴- روش پژوهش

##### مدل‌های گارچ چند متغیره (MGARCH)

مدل‌سازی ناظمینانی در سری‌های زمانی مالی در قالب مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی خود بازگشتی (ARCH) با کار انگل مورد توجه قرار گرفت. به دنبال آن، مدل‌های ARCH متعددی مورد بررسی قرار گرفتند که بیشترشان مدل‌های ARCH تک متغیره بودند. پس از تعمیم آن مدل‌های GARCH و MGARCH مورد بررسی قرار گرفت.

فرم کلی مدل ARCH به صورت زیر است:

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 \quad (1)$$

در مدل رگرسیونی ARCH به صورت صریح بین واریانس غیرشرطی و واریانس شرطی تفاوت قائل شده و واریانس شرطی را به عنوان تابعی از خطاهای گذشته در طول زمان، متغیر فرض می‌کند.

فرم کلی مدل گارچ نیز به صورت زیر است:

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} \quad (2)$$

به طوری که:  $\omega_i > 0, \beta_i > 0, \alpha_i > 0$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در فرایند گارچ، علاوه بر خطاهای گذشته، واریانس‌های شرطی وقفه‌ای نیز وارد مدل می‌شود. همچنین، نلسون<sup>۱</sup> معتقد است که اگر قید  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$  در مدل‌سازی بازده دارایی‌ها اعمال شود، بهنوعی از توزیع بازده دارایی‌ها دست خواهیم یافت که در آن، خاصیت صرفه‌جویی به خوبی رعایت شده است. در برخی موارد، اعمال قید فوق باعث خواهد شد تا رفتار واریانس شرطی شبیه رفتار یک فرآیند مشتمل بر ریشه واحد گردد که مدل GARCH هم‌جمعی (IGARCH)<sup>۲</sup> نامیده می‌شود (Enders, 2004).

یکی از مهم‌ترین کاربردهای مدل‌های MGARCH تخمین ماتریس کوواریانس شرطی است که در مدیریت ریسک و انتخاب سبد سرمایه‌گذاری و بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری سهام اهمیت زیادی دارد. در تصریح یک مدل MGARCH لازم است که

1. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

2. Nelson, 1990

3. Integrated GARCH

نخست مدل آن قدر انعطاف‌پذیر باشد که بتواند پویایی ماتریس کوواریانس شرطی را نشان دهد. از سوی دیگر، از آنجایی که تعداد پارامترهای یک مدل MGARCH اهمیت زیادی دارد، لذا تصریح مدل آن قدر باید انعطاف‌پذیر باشد که بتواند با افزایش بعد مدل پویایی آن خیلی سریع افزایش یابد؛ بنابراین تصریح مدل باید شرط به صرفه بودن را برآورده سازد. البته باید توجه داشت که برقراری شرط به صرفه بودن، اغلب با تصریح غلط مدل همراه خواهد بود.

همچنین باید توجه داشت که از شرایط دیگر تصریح یک مدل MGARCH آن است که ماتریس کوواریانس شرطی باید معین مثبت باشد. اگرچه تلفیق این ویژگی‌ها در قالب یک مدل MGARCH کار مشکلی است ولی از طریق اعمال چند شرط می‌توان آن‌ها را برآورد ساخت.

### مدل همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH)

مدل DCC-GARCH در سال ۲۰۰۲ توسط انگل<sup>۱</sup> ارائه شد، همان مدل گارچ است که در آن رابطه بین متغیرها با در نظر گرفتن حوادث طی دوره، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در این صورت همبستگی بین دو متغیر ممکن است مستقیم، معکوس و یا صفر شود. وقتی دو سری در مسیر یکسان حرکت کنند همبستگی افزایش یافته و رابطه مستقیم خواهد بود. چنانچه مسیر حرکت مخالف باشد همبستگی کاهش یافته و رابطه معکوس خواهد بود، مدل DCC هنگامی که در داده‌ها انحراف وجود دارد مفید است و رابطه متغیر در زمان‌های خاص مانند بحران‌های اقتصادی، جنگ‌ها و ... تغییر کرده و از این می‌توان رابطه را تشخیص داد. برآورد مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) انگل (۲۰۰۲) یکی از معترضتین کارهای انجام شده در ارتباط با مدل‌سازی پارامتری همبستگی‌های متغیر با زمان برای پرتغولیو چندمتغیره است.

در ادبیات گارچ چند متغیره یکی از مهم‌ترین اشکالات، تعداد بالای پارامترها بود. به منظور حل این مشکل، برسلو (۱۹۹۰) پیشنهاد کرد تا همبستگی‌ها ثابت در نظر گرفته شود و آن را مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC)<sup>۲</sup> نامید؛ اما مدل DCC-GARCH سهولت تخمین مدل همبستگی شرطی ثابت برسلو را حفظ نموده و همچنین همبستگی‌ها را در طول زمان متغیر در نظر می‌گیرد.

1. Engel

2. constant conditional correlation

بنابراین مدل DCC-GARCH تعمیمی از مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC) بدرسlo (۱۹۹۰) که در آن نوسانات متغیر با زمان هستند اما همبستگی‌های شرطی ثابت فرض شده‌اند، می‌باشد. مدل CCC، هر چند، دارای محدودیت‌های زیادی است از جمله این که تغییرات زمانی در همبستگی دارایی‌ها در طول دوره‌های پایداری، رشد یا رکود را در نظر نمی‌گیرد؛ به این دلیل انگل (۲۰۰۲) مدل CCC را با فرض اینکه همبستگی‌ها در طول زمان تغییر می‌کنند، گسترش داد.

مدل DCC-GARCH سهولت تخمین مدل همبستگی شرطی ثابت بدرسlo را حفظ می‌کند و همچنین همبستگی‌ها را در طول زمان، متغیر در نظر می‌گیرد. این نکته، یکی از مزیّت‌های محاسباتی مدل DCC-GARCH است؛ به این جهت که تعداد پارامترهای تخمین زده در فرآیند همبستگی به تعداد سری‌های همبسته شده، وابسته نیست؛ بنابراین، به طور بالقوه ماتریس همبستگی خیلی بزرگ می‌تواند تخمین زده شود. همچنین مقایسه مدل GARCH با DCC-GARCH چندمتغیره ساده و چندین برآوردگر دیگر نشان می‌دهد که DCC اغلب دقیق‌تر است.

مدل DCC-GARCH در دو مرحله تخمین زده می‌شود. در مرحله اول، یک مدل GARCH تک متغیره برای هر سری بازده به منظور به دست آوردن ماتریس انحراف استاندارد زمان-متغیر و پسماندهای استاندارد شده، تخمین زده می‌شود و در مرحله دوم، بازده دارایی‌های تغییر شکل یافته توسط انحرافات استاندارد تخمین زده شده از مرحله اول، برای ایجاد ماتریس کواریانس شرطی و تخمین پارامترهای همبستگی شرطی پویا استفاده می‌شود.

در این مطالعه، از مشخصات همبستگی شرطی پویا (DCC) مدل گارچ چند متغیره زیر استفاده می‌شود<sup>۱</sup>.

چارچوب مدل به صورت زیر می‌باشد (به نقل از آکار، ۲۰۱۱):

$$r_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = H_t^{1/2} u_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, H_t) \quad (3)$$

$$H_t = \Gamma_t R_t \Gamma_t \quad (4)$$

$$h_{it} = \omega_i + \delta_i \varepsilon_{it-1}^2 + \gamma_i h_{it-1} \quad (5)$$

$$\Gamma_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \dots, \sqrt{h_{nn,t}}) \quad (6)$$

1. Seo, J.H., et al 2009; Lebo, J.M. & Steffensmeier, J.M. 2008.

$$R_t = [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} Q_t [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} \quad (7)$$

$$\alpha u_{t-1} u_{t-1}' Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \beta Q_{t-1} \quad (8)$$

که در آن  $H_t$  ماتریس کوواریانس شرطی بردار تصادفی  $\varepsilon_t$  و  $u_t$  بردار پسمندی‌های استاندار شده توسط انحراف استاندار شرطی‌شان که به صورت  $R_t = (u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{n,t})' = (\varepsilon_{1,t}\sigma_{1,t}^{-1}, \varepsilon_{2,t}\sigma_{2,t}^{-1}, \dots, \varepsilon_{n,t}\sigma_{n,t}^{-1})'$  است. ماتریس  $Q_t$  همبستگی متغیر با زمان و  $Q_t$  ماتریس متقارن معین مثبت است.  $\bar{Q}$  ماتریس واریانس غیرشرطی  $u_t$  را نشان می‌دهد.  $Q_t^{*-1/2}$  ماتریس قطری تشکیل شده از ریشه‌های مرربع معکوس پارامترهای قطعی  $Q_t$  است که به صورت  $Q_t^{*-1/2} = \text{diag}(q_{1,1,t}^{-1/2}, q_{2,2,t}^{-1/2}, \dots, q_{n,n,t}^{-1/2})$  ماتریس  $R_t$ ، به صورت زیر از  $\rho_{ij,t}$  بدست می‌آید:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} \quad (9)$$

و یا به عبارتی:

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{12} + \alpha u_{1,t-1} u_{2,t-1}' + \beta q_{12,t-1}}{\sqrt{((1-\alpha-\beta)\bar{q}_{12} + \alpha u_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1})((1-\alpha-\beta)\bar{q}_{22} + \alpha u_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1})}}$$

ماتریس کوواریانس  $Q_t = [q_{ij,t}]$  ماتریس متقارن معین مثبت است که در اینجا با در نظر گرفتن محدودیت‌های گارچ معمول برای غیر منفی بودن و پایایی اعمال شده، برآورد گردیده است.

محدودیت‌هایی از قبیل  $\alpha + \beta < 1$  و  $\alpha, \beta \geq 0$  که در آن صورت  $H_t$  مثبت معین خواهد شد.

برای تخمین پارامترهای مجھول از روش تابع احتمال حداکثر شده توسط تکنیک‌های عددی تکراری استفاده می‌شود. لگاریتم احتمال این برآوردگر می‌تواند به صورت رابطه ۱۰ نوشته شود:

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (n \log(2\pi) + 2 \log(|D_t|) + \log(|R_t|) + u_t R_t^{-1} u_t) \quad (10)$$

که در آن  $u_t \varepsilon_t = \sigma_t u_t$  پسمندی‌های استاندار شده توسط انحراف استاندار شرطی‌شان،  $T$  تعداد مشاهدات و  $K$  تعداد متغیرها در سیستم هستند.

انگل برای مدل DCC-GARCH تابع حداکثر راستنمایی را به دو بخش تقسیم کرد:

- ۱- بخش نوسان: این بخش تنها وابسته به پارامترهای مدل GARCH یک متغیره است.
- ۲- بخش همبستگی: این بخش وابسته به پارامترهای نوسان بخش اول و پارامترهای همبستگی است.

### معرفی داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های ماهانه شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادر تهران، نرخ ارز، قیمت جهانی نفت خام و قیمت طلا برای دوره فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۵ استفاده شده است که به ترتیب با Tepix، Exchange، Oil و Gold نشان داده می‌شوند. از آنجا که مدل‌های گارچ چند متغیره نیاز دارد تا در طول زمان پایا باشد، بازده متغیرها به صورت لگاریتم تفاضل اول داده‌ها محاسبه شده است:

$$r_t = \log y_t - \log y_{t-1}$$

در شاخص کل بورس تهران تمامی سهام پذیرفته شده، گنجانده شده و به هر شرکت به اندازه نسبت تعداد سهامی که دارد، وزن داده شده است. نحوه محاسبه این شاخص به صورت رابطه زیر است:

$$\text{TEPIX}_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it}}{D_t} \times 10$$

$p_{it}$  = قیمت شرکت آم در زمان  $t$

$q_{it}$  = تعداد سهام منتشره شرکت آم در زمان  $t$

$D_t$  = عدد پایه در زمان  $t$  که در زمان مبدأ برابر  $\sum p_{i0} q_{i0}$  بوده است.

$p_{i0}$  = قیمت شرکت آم در زمان مبدأ

$q_{i0}$  = تعداد سهام منتشره شرکت آم در زمان مبدأ

$n$  = تعداد شرکت‌های مشمول شاخص

شاخص قیمت سهام فقط برای سنجش سود سرمایه‌ای برخاسته از تغییرات قیمتی اوراق سهام طراحی شده و از نمایش روند بازده واقعی سهام موجود در سبد شاخص یا از نمایان ساختن علت حرکت‌های قیمتی ناتوان است. در مورد قیمت نفت نیز از شاخص جهانی قیمت نفت خام و همچنین از شاخص قیمت جهانی طلا و نرخ ارز در بازار غیررسمی در دوره زمانی مورد مطالعه استفاده شده است.

نسبت قیمت‌های خارجی به قیمت‌های داخلی بر حسب یک پول را نرخ ارز می‌گویند:

$$\text{Exchange} = \frac{ep^f}{p}$$

$ep^f$  = قیمت‌های خارجی

$p$  = قیمت‌های داخلی

داده‌های این پژوهش برگرفته از سایت‌های بورس اوراق بهادار<sup>۱</sup>، یاهوفاینانس<sup>۲</sup>، سایت سازمان مطالعات انرژی<sup>۳</sup> و نماگرهای بانک مرکزی<sup>۴</sup> می‌باشد.

میانگین قیمت هر بشکه نفت خام در سال ۱۳۸۰، حدود ۲۴/۱۶ دلار و در سال ۱۳۸۳ به ۴۵/۱ دلار بالغ گشت. افزایش تقاضای نفت (بهویژه در آمریکا و چین) از عوامل مهم افزایش قیمت نفت در سال ۱۳۸۳ بوده است. در سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ میانگین بهای هر بشکه نفت خام به ترتیب به ۵۹/۸۸، ۶۴/۷۲ و ۸۲/۲۸ دلار رسید. در سال ۱۳۸۷ عوامل مختلفی در شکل‌گیری نوسانات شدید قیمت نفت نقش داشتند. در سه ماهه دوم سال ۱۳۸۷ قیمت نفت خام افزایش قابل ملاحظه‌ای داشت. از جمله این عوامل می‌توان به کاهش ذخیره‌سازی بنزین در آمریکا، کاهش ارزش دلار در مقابل ارزهای عمدۀ، ناآرامی‌های نیجریه، تحولات سیاسی- نظامی در منطقه خاورمیانه، اختلال در عرضه نفت خام غرب آفریقا، کاهش سطح ذخیره‌سازی نفت آمریکا و افزایش فعالیت بورس‌بازی در بازار نفت اشاره نمود. اما از اواسط سه ماهه سوم سال ۱۳۸۷ عواملی نظیر کاهش تنش‌های سیاسی در منطقه خاورمیانه، اعلام کاهش تقاضای نفت خام توسط آژانس بین‌المللی انرژی، افزایش سطح ذخیره‌سازی نفت خام آمریکا، افزایش ارزش دلار آمریکا در مقابل سایر ارزها، افزایش تولید نفت دریای شمال و کاهش واردات نفت خام چین باعث کاهش شدید قیمت‌های نفت گردید که این روند تا پایان سال ۱۳۸۷ ادامه یافت. در این سال میانگین هر شبکه نفت خام به ۸۵/۸۲ دلار بالغ گردید. در سال ۱۳۸۸ میانگین قیمت هر بشکه نفت خام به ۷۰/۵۶ رسید که نسبت به سال قبل ۲۱ درصد کاهش داشت. در سال ۱۳۸۹ میانگین قیمت هر بشکه نفت خام به ۸۳/۱۲ افزایش یافت. در سال ۱۳۹۰ میانگین قیمت هر بشکه نفت خام به ۹۷/۲۱ رسید.

1. www.tse.ir

2. www.yahoo finance.com

3. www.tonto.eia.doe.gov

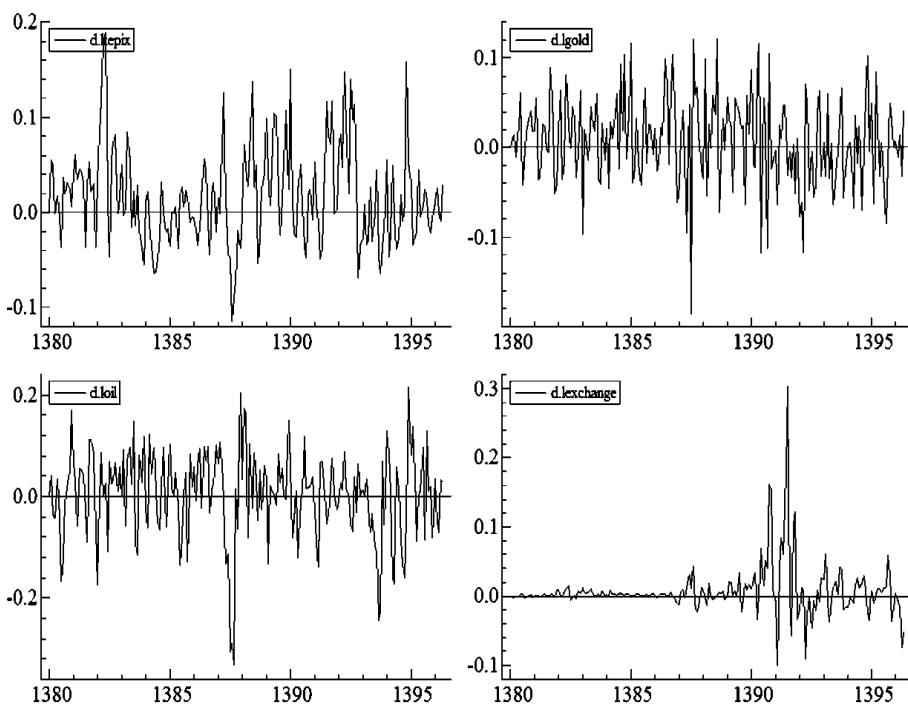
4 www.cbi.ir

در سال ۱۳۹۰ تحولات بازار جهانی طلا، تحولات اقتصاد کلان کشور و تشدید تحریم‌ها علیه ایران بازار طلا و نفت و به دنبال آن بازار ارز را به شدت ملتهب نمود. در همین سال همزمان با تحریم، افزایش سریع تقاضای سکه و طلا، موجب افزایش قیمت‌ها شد. به دنبال این شرایط بانک مرکزی اقدام به پیش فروش سکه طلا کرد و نتیجه این اقدام به همراه ابلاغ اصلاحیه مجموعه سیاست‌های پولی، اعتباری و نظارتی بانک مرکزی و همچنین ثبات نسبی در بازار ارز موجب روند کاهشی در قیمت طلا تا اواخر اردیبهشت ۱۳۹۱ شد. در مرداد ماه ۱۳۹۱ با گسترش تحریم‌های نفتی علیه ایران توسط آمریکا باعث شد که نرخ ارز و قیمت طلا مجددًا افزایش یابد. کاهش قابل توجه درآمدهای ارزی کشور، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به دنبال هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش مداوم نقدینگی در سال‌های گذشته موجب کاهش ارزش پول ملی و ایجاد انگیزه سفته‌بازی در بازار ارز و طلا و در نتیجه افزایش قیمت طلا و ارز در مهرماه ۱۳۹۱ شد. پس از آن مرکز مبادلات ارزی اقداماتی درخصوص کنترل فعالیت سفته‌بازها انجام داد که موجب روند کاهشی نرخ ارز و قیمت طلا تا آذرماه ۱۳۹۱ شد.

فعالیت‌های بورس اوراق بهادار در سال ۱۳۸۲ از رشد چشمگیری برخوردار بود به‌طوری که این رونق در رشد قابل توجه تمامی شاخص‌های بورس منعکس گردید. فعالیت بورس اوراق بهادار در سال ۱۳۸۳ در دو مقطع بارونق و رکود نسبی همراه بود. شاخص کل قیمت سهام در پایان این سال نسبت به پایان سال قبل افزایش داشت. شاخص کل قیمت سهام در پایان سال ۱۳۸۴ به  $12266/7$  واحد رسید که نسبت به پایان سال قبل  $10/4$  درصد افزایش داشت. شاخص‌های بورس در سال ۱۳۸۴ برخلاف ۲ سال گذشته با رکود مواجه بود، به‌طوری که متوسط شاخص کل قیمت سهام در اسفندماه ۱۳۸۴ به  $9820/47$  واحد رسید که نسبت به شهریور همان سال،  $7/75$  درصد کاهش داشت. در سال ۱۳۸۷ شاخص قیمت کل نسبت به سال ۱۳۸۶ با کاهش روبه‌رو شد به‌طوری که درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس در این سال (۱۳۸۷) به  $-21$  درصد نسبت به سال قبل (۱۳۸۶) رسید. در نیمه اول سال ۱۳۸۷، به دلیل شرایط رکودی حاکم بر معاملات مسکن و انتقال نقدینگی از این بازار به بورس، روند مثبتی بر بازار حاکم بود. در نیمه دوم سال، با توجه به بحران مالی آمریکا و اثرات آن بر اقتصاد جهانی، بازار سرمایه ایران نیز از شرایط رکودی حاکم برجهان متأثر شد. این بحران باعث کاهش قیمت جهانی برخی فلزات از جمله فولاد گردید و همراه با سایر آثار

انتظاری خود، موجبات کاهش مجدد شاخص‌های قیمت در بورس را فراهم آورد. در نیمه اول سال ۱۳۹۰ شاخص کل روند صعودی طی کرد، اما سه ماهه اول نیم سال دوم روند کاهشی و سپس در سه ماهه دوم روند افزایشی داشت به‌طوری‌که متوسط شاخص کل قیمت سهام در اسفندماه ۱۳۹۰ به  $25295/06$  واحد رسید. در سال ۱۳۹۱ متوسط شاخص کل سهام در اسفندماه به  $377589/33$  واحد رسید که نسبت به سال ۱۳۹۰ افزایشی معادل ۴۸ درصد داشت. در سال ۱۳۹۲ متوسط شاخص کل قیمت سهام در اسفندماه به  $78780/55$  واحد رسید. در سال ۱۳۹۳ شاخص کل در نیم سال دوم روندی نزولی داشت به‌طوری‌که متوسط شاخص کل قیمت سهام در اسفندماه ۱۳۹۳ به  $64044/3$  واحد رسید که نسبت به سال ۱۳۹۲ کاهشی معادل ۱۸/۷ درصد داشت.

نمودار ۱، روند سری زمانی متغیرهای شاخص قیمت سهام، نرخ ارز، قیمت نفت و قیمت طلا را نشان می‌دهد.



نمودار ۱. روند سری زمانی متغیرهای شاخص قیمت سهام، نرخ ارز، قیمت نفت و قیمت طلا

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱. همبستگی غیرشرطی بین بازدهی قیمت طلا، بازدهی قیمت ارز، بازدهی قیمت نفت و بازدهی شاخص بورس تهران

d.loil	d.lgold	d.lexchange	d.ltepix	
۰/۰۰۲۸۳	۰/۰۰۷۹۶	۰/۰۰۷۱۰	۰/۰۱۶۷۰	میانگین
۰/۰۸۸۶۸۲	۰/۰۵۰۳۷۱	۰/۰۳۶۸۶۴	۰/۰۵۱۰۶۴	انحراف معیار
-۰/۳۵۱۶۲	-۰/۱۲۱۳۶	۰/۸۳۸۸۲	۰/۶۶۵۹۱	ضریب کشیدگی
-۰/۰۸۰۲۶۰	-۰/۰۳۹۰۳۴	۲/۵۴۰۷	۰/۵۹۳۵۹	ضریب چولگی
۴/۱۱۲۳	۰/۴۹۶۰۵	۷۶/۰۸۷	۱۷/۴۵۲	آماره Berra
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱) آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای بازدهی شاخص کل بازار سهام (d.ltepix)، بازدهی قیمت جهانی نفت خام (d.loil)، بازدهی قیمت طلا (d.lgold) و بازدهی نرخ ارز (d.lexchange) را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود متوسط بازدهی شاخص قیمت سهام بیشترین مقدار و متوسط بازدهی قیمت نفت کمترین مقدار را به خود اختصاص داده‌اند. انحراف معیار (Std.Dev.) محاسبه شده در جدول نشان می‌دهد نوسانات متغیر بازدهی قیمت نفت نسبت به متغیرهای بازدهی شاخص کل بازار سهام و بازدهی قیمت طلا و همچنین بازدهی نرخ ارز بیشتر می‌باشد. همچنین نتایج آماره Jarque-Bera بیانگر رد فرض صفر نرمال بودن برای همه سریهای زمانی می‌باشد.

جدول (۲) ماتریس همبستگی غیرشرطی محاسبه شده بین متغیرهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد. براساس این جدول همبستگی غیرشرطی بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی قیمت نفت مثبت و معادل با  $0/159$  بوده است، همچنین همبستگی بین بازدهی شاخص بورس و بازدهی قیمت طلا مثبت اما نسبتاً پایین است و در مقابل همبستگی بین بازدهی شاخص بورس تهران و بازدهی نرخ ارز منفی و بسیار اندک ( $-0/018$ ) است. همبستگی غیرشرطی بین بازدهی قیمت نفت و بازدهی قیمت طلا مثبت و برابر با  $0/10$  و همبستگی غیرشرطی بین بازدهی قیمت نفت و بازدهی نرخ ارز منفی و برابر با  $-0/075$  می‌باشد. در نهایت همبستگی غیرشرطی بین بازدهی قیمت

طلا و بازدهی نرخ ارز منفی و برابر با  $-0.027$  است که نسبت به همبستگی بین بازدهی قیمت نفت و بازدهی نرخ ارز پایین‌تر است.

#### جدول ۲. همبستگی غیرشرطی بین بازدهی قیمت طلا، بازدهی قیمت ارز، بازدهی قیمت نفت و بازدهی شاخص بورس تهران

d.lexchange	d.lgold	d.loil	d.ltepidx	همبستگی غیرشرطی
$-0.018$	$0.053$	$0.159$	$1.00$	d.ltepidx
$-0.075$	$0.100$	$1.00$	$0.159$	d.loil
$-0.027$	$1.00$	$0.100$	$0.053$	d.lgold
$1.00$	$-0.027$	$-0.075$	$-0.018$	d.lexchange

منبع: یافته‌های پژوهش

#### تجزیه و تحلیل نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup>

بسیاری از متغیرهای سری زمانی مانا نیستند. از این‌رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به ماناپی یا عدم‌مانای آن‌ها اطمینان حاصل نمود. به همین منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده که نتایج آن در جدول (۳) آمده است.

#### جدول ۳. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیرها	مقدار آماره دیکی فولر تعمیم یافته	مقدار بحرانی در سطح ۵٪
d.ltepidx	-۸/۰۳۶	-۲/۸۸۴
d.loil	-۱۰/۰۳۳	-۲/۸۸۴
d.lgold	-۱۵/۸۸۵	-۲/۸۸۴
d.lexchange	-۹/۳۷۰	-۲/۸۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Augmented Dickey–Fuller

نتایج آزمون نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرها در سطح مانا نیستند؛ یعنی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح ۵ درصد خطا را نمی‌توان رد کرد؛ اما بعد از تفاضل‌گیری، همه متغیرها در تفاضل مرتبه اول مانا شدند. بعد از اطمینان حاصل کردن از مانایی متغیرهای سری زمانی جهت انجام الگوی ARCH باید شرط واریانس ناهمسانی متغیر هدف بررسی گردد. برای این منظور از LM-Test استفاده می‌شود.

#### **LM-Test**

این آزمون با استفاده از آماره  $Q$  به بررسی همبستگی سریالی بین اجزای اخلال مدل می‌پردازد. فرض  $H_0$  در این آزمون عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال سری مورد نظر می‌باشد. در این آزمون اگر آماره  $Q$  بزرگ‌تر از مقدار آماره  $\chi^2$  باشد فرض  $H_0$  مبنی بر عدم وجود همبستگی سریالی بین اجزای اخلال رد می‌شود، یعنی اجزای اخلال دارای همبستگی سریالی هستند و باید برای برآورد آن از الگوی ARCH و یا GARCH استفاده شود.

جدول ۴. نتایج LM-Test

Lags(p)	Chi2	Df	آماره Q	Prob
۱	۴/۹۶۷	۱	۱۶۳/۴۳	.۰۰۲۵۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴) بیانگر این است که آماره  $Q$  بزرگ‌تر از مقدار  $\chi^2$  می‌باشد، بنابراین فرض  $H_0$  مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلال رد می‌شود، یعنی اجزای اخلال دارای همبستگی سریالی هستند و ناهمسانی واریانس وجود دارد، بنابراین برای برآورد باید از الگوی ARCH یا GARCH استفاده شود.

#### **تجزیه و تحلیل نتایج مدل**

همان‌طور که در مبانی نظری بیان شد، تخمین مدل‌های همبستگی شرطی در دو مرحله صورت می‌گیرد، به‌طوری‌که ابتدا یک مدل از نوع GARCH برای واریانس شرطی انتخاب و سپس، بر اساس واریانس شرطی مرحله اول، ماتریس همبستگی شرطی به‌دست می‌آید. همچنین با استفاده از دو آزمون تسی (۲۰۰۰) و انگل و شیپارد

(۲۰۰۱) مدل مناسب از بین دو مدل همبستگی شرطی CCC و DCC را انتخاب می‌شود.

با توجه به معناداری ضرایب و معیارهای شوارتز- بیزین و آکایک، معادله میانگین برای مدل فرآیند ARMA(1,1) و برای معادله واریانس فرآیند GARCH(1,1) انتخاب و برآورد شده است. نتایج تخمین دو مدل CCC و DCC در جدول (۵) آمده است.

نتایج آزمون ثبات همبستگی با استفاده از آزمون‌های تسی (۲۰۰۰) و انگل و شیپارد (۲۰۰۱) بیان کننده رد فرضیه صفر مبنی بر ثبات همبستگی شرطی در مدل DCC می‌باشد، در نتیجه باید از مدلی استفاده نمود که همبستگی شرطی را در طی زمان متغیر در نظر بگیرد. همچنین نتایج آزمون‌های ثبات همبستگی برای مدل CCC حاکی از عدم رد فرض صفر مبنی بر ثابت بودن همبستگی شرطی بوده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل CCC و آزمون ثبات همبستگی

مدل	d.ltepix	d.lgold	d.loil	d.lexchange	CCC-GARCH
ARCH	۰/۵۱۷ (۶/۰۱)	۰/۵۲۳ (۶/۰۱)	۰/۶۰۵ (۵/۹۵)	۰/۵۴۳ (۵/۹۹)	$\rho_{d.ltepix,d.loil} = +0/058$
					$\rho_{d.ltepix,d.lgold} = +0/036$
GARCH	۰/۳۶۰ (۴/۳۷)	۰/۳۳۰ (۳/۷۸)	۰/۲۲۵ (۲/۶۹)	۰/۳۳۷ (۴/۰۹)	$\rho_{d.ltepix,d.lexch} = -0/005$
<b>LM Test for Constant Correlation of Tse (2000)= ۴/۲۱ =prob (0/۲۳۱)</b>					
<b>=Engle and Sheppard (2001) Test for Dynamic Correlation ۷/۸۶ =prob (0/۳۵۴)</b>					
مدل	d.ltepix	d.lgold	d.loil	d.lexchange	DCC-GARCH
ARCH	۰/۴۵۷ (۷/۱۳)	۰/۴۵۵ (۷/۲۷)	۰/۴۱۲ (۶/۵۸)	۰/۴۸۵ (۶/۹۳)	$\alpha = +0/449$ (۱۰/۲۴)
GARCH	۰/۲۵۹ (۴/۲۶)	۰/۲۵۴ (۴/۱۹)	۰/۳۱۱ (۴/۲۵)	۰/۲۰۹ (۳/۲۵)	$\beta = +0/456$ (۱۰/۴۸)
<b>LM Test for Constant Correlation of Tse (2000)= ۳۷/۶۱ =prob (0/۰۰۰)</b>					
<b>=Engle and Sheppard (2001) Test for Dynamic Correlation ۱۹/۴۱ =prob (0/۰۰۰)</b>					

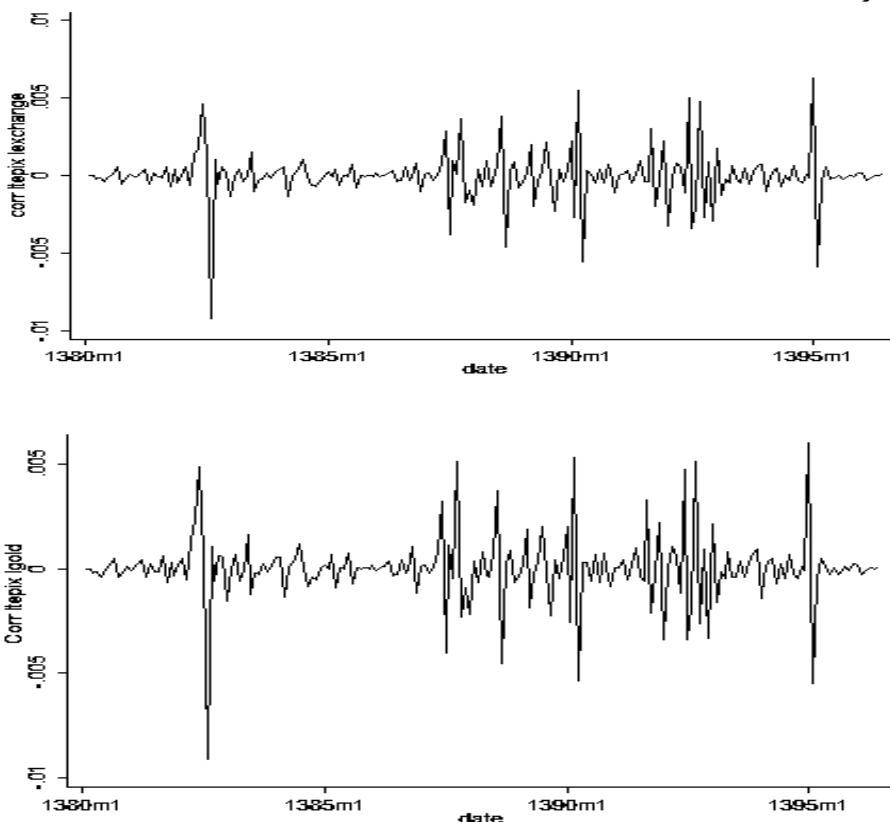
منبع: یافته‌های پژوهش  
\*- اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t هستند.

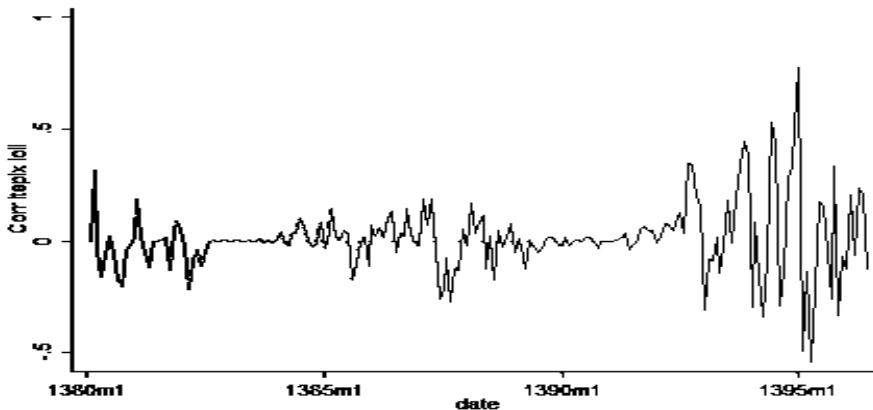
نتایج به دست آمده از جدول (۵) برای مدل DCC بیانگر این است که پارامترهای  $\alpha$  و  $\beta$  مثبت بوده و مجموع آن‌ها کوچک‌تر از یک می‌باشد. مثبت بودن این پارامترها بر

این دلالت دارد که به دنبال بروز شوک در سری بازده‌ها، می‌توان افزایش در همبستگی شرطی دوره بعد را انتظار داشت. پارامتر  $\beta$  بیانگر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری است و هرچه این پارامتر به یک نزدیک‌تر باشد همبستگی‌های شرطی دوره جاری به همبستگی شرطی دوره قبل نزدیک‌تر است.

نتایج حاصل از برآورده مدل CCC بیانگر این است که مقدار همبستگی ثابت بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران با بازدهی قیمت نفت و بازدهی قیمت طلا مثبت و به ترتیب برابر با  $0.058$  و  $0.036$  است. همچنین همبستگی شرطی ثابت بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار و بازدهی نرخ ارز منفی و بسیار اندک و برابر با  $-0.005$  بوده است.

نتایج حاصل از همبستگی شرطی پویا برآورده شده برای مدل DCC در غالب نمودار (۲) ارائه شده است.





نمودار ۲. همبستگی شرطی پویا بین بازدهی نرخ ارز، بازدهی قیمت طلا، بازدهی قیمت نفت و بازدهی شاخص بورس تهران

منبع: یافته‌های پژوهش

همبستگی شرطی پویا بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی نرخ ارز تا اواسط سال ۱۳۸۲ بین صفر تا ۰/۰۰۱ (بسیار کم) در نوسان بوده و بعد از آن با یک شوک همبستگی آن‌ها بین صفر تا ۰/۰۰۵ نوسان داشته و مجدداً به روند قبلی خود باز می‌گردد. این همبستگی از اواسط سال ۱۳۸۷ شدیدتر شده و بین صفر تا ۰/۰۰۶ نوسان داشته است. نمودار (۲) بیانگر این است که همبستگی شرطی پویا بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی قیمت طلا نیز روندی شبیه به بازدهی نرخ ارز را طی نموده و این امر ناشی از وجود همبستگی بالای بین بازدهی نرخ ارز و بازدهی قیمت طلا می‌باشد. این همبستگی شرطی نوسان زیادی داشته، به‌طوری که دائماً بین مثبت و منفی در حال تغییر است. همچنانی همبستگی شرطی پویا بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی قیمت نفت تا اواخر سال ۱۳۸۲ بین صفر تا ۰/۳ در نوسان بوده و بعد از آن تا اوایل سال ۱۳۸۴ یک روند نسبتاً پایدار و نزدیک به صفر را طی نموده است. همان‌طور که نمودار (۲) نشان می‌دهد همبستگی بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی قیمت نفت از اوایل سال ۱۳۸۳ تا اواخر دوره بسیار تشدید شده به‌طوری که دارای میانگین ۵/۰ بوده و این همبستگی شرطی بسیار نوسانی است.

## ۵- نتیجه‌گیری

ساختمانهای درهم تنیده اقتصادهای امروزی باعث می‌شود تا زیان در یک بخش و یا یک کشور به سرعت به بخش‌ها یا اقتصادهای سایر کشورها سرایت نماید. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها از یکدیگر جدا نبوده و حرکت آن‌ها در یک فضای جدا از هم صورت نمی‌گیرد (فلاحی، ۱۳۹۳). به‌طور ویژه طی دهه‌های اخیر گسترش بنگاهها و سازمانهای جهانی و چندملیتی، پیشرفت‌ها در زمینه فناوری اطلاعات، مقررات‌زدایی سیستم‌های مالی در کشورهای صنعتی و رشد بسیار زیاد در جریان بین‌المللی سرمایه از جمله مواردی هستند که سبب ارتباط هر چه بیشتر بازارهای مالی جهان شده‌اند. بنابراین هدف اصلی این مقاله بررسی همبستگی شرطی پویا بین قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز با شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل DCC-MGARCH است. دوره زمانی مورد مطالعه از فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۵ است. برای محاسبه واریانس‌های شرطی از روش MGARCH استفاده شده و برای بررسی همبستگی شرطی پویا بین متغیرها، روش همبستگی شرطی پویا DCC-MGARCH مورد استفاده قرار گرفته است. دو آماره تسی (۲۰۰۰) و انگل شیپارد (۲۰۰۱) که فرض صفر مبنی بر همبستگی شرطی ثابت را برای مدل CCC رد کرده‌اند، نشان‌دهنده استفاده صحیح مدل DCC در این مقاله است.

نتایج تحقیق حاکی از آن است که در طول زمان همبستگی شرطی بین بازدهی قیمت نفت، بازدهی قیمت طلا و بازدهی نرخ ارز با بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. همبستگی شرطی پویا بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی نرخ ارز تا اواسط سال ۱۳۸۲ بین صفر تا ۰/۰۱ (بسیار کم) نوسان داشته و بعد از آن با یک شوک، همبستگی آن‌ها بین صفر تا ۰/۰۵ در نوسان بوده و مجدداً به روند قبلی خود باز گشته است. اما این همبستگی از اواسط سال ۱۳۸۷ شدیدتر شده و بین صفر تا ۰/۰۶ در نوسان بوده است. همبستگی شرطی پویا بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی قیمت طلا نیز روندی شبیه به بازدهی نرخ ارز را طی نموده که این امر ناشی از وجود همبستگی بالا بین بازدهی نرخ ارز و بازدهی قیمت طلا می‌باشد. همبستگی بین بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و بازدهی قیمت نفت دارای میانگین ۰/۵ بوده و این همبستگی شرطی بسیار نوسانی است.

## منابع

اسلاملوییان، کریم، زارع، هاشم (۱۳۸۵)، «بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، دوره ۲۹، شماره ۸، ص ۴۶-۱۷.

امیری، شادی، همایونی‌فر، کریم‌زاده، فلاحتی (۱۳۹۴)، «بررسی همبستگی پویا بین دارایی‌های عمدۀ در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH»، فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، دوره ۱۵، شماره ۲، تابستان ۹۴، ص ۲۰۱-۱۸۳.

پاکدین امیری، مجتبی، پاکدین امیری، مرتضی و پاکدین امیری، علیرضا (۱۳۸۸)، «اولویت‌بندی عوامل مالی مؤثر بر شاخص قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش TOPSIS»، تحقیقات مالی، دوره ۲۶، شماره ۱۰، پاییز و زمستان ۱۳۸۷، ص ۷۶-۶۱.

صمدی، سعید، شیروانی مفرد، زهرا و داورزاده، مهتاب (۱۳۸۶)، «بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا»، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره ۴، شماره ۲، ص ۵۱-۲۱.

عباسی نژاد، حسین، محمدی، شاپور و ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۶). «پویایی‌های رابطه متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام»، فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، سال پنجم، شماره ۱۶، ص ۸۲-۶۱.

فلاحی، فیروز، جهانگیری، خلیل (۱۳۹۴)، «آزمون وجود سرایت مالی میان بازار سهام، ارز و سکه طلا در ایران»، دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، پاییز و زمستان ۹۴، دوره ۲۲، شماره ۱۰، ص ۸۳-۶۰.

فلاحی، فیروز، حقیقت، جعفر، صنوبر، ناصر، جهانگیری، خلیل (۱۳۹۳)، «بررسی همبستگی بین تلاطم بازار سهام، ارز و سکه در ایران با استفاده از مدل DCC-GARCH»، پژوهشنامه اقتصادی، بهار ۹۳، دوره ۱۴، شماره ۵۲، ص ۱۴۷-۱۲۳.

کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۸۵)، «بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، دوره ۸، شماره ۲۶، ص ۴۱-۵۴.

کریمزاده، مصطفی، امیری، شادی، همایونی‌فر، مسعود، فلاحتی، محمدعلی (۱۳۹۱)، «بررسی همبستگی شرطی پویا بین شاخص قیمت سهام و قیمت سکه در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH» همایش ملی جهاد اقتصادی، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری.

Bams, D., Blanchard, G., Honarvar, I., & Lehnert, T. (2016). "Does Oil and Gold Price Uncertainty Matter for the Stock Market?"

Basher, S. A., & Sadorsky, P. (2016). "Hedging emerging market stock prices with oil, gold, VIX, and bonds: A comparison between DCC, ADCC and GO-GARCH". *Energy Economics*, 54, 235-247.

Basher, Syed Abul., Haug Alfred A. and Sadorsky, Perry. (2011)." Oil Prices, Exchange Rates and Emerging Stock Markets". *Energy Economics*, volume 34, Issue 1. Pages 227-240.

Bildirici, M.E., Turkmen, C., (2015). Nonlinear causality between oil and precious metals. *Resources Policy* 46, 202–211.

Bollerslev, T. (1990). "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model". *The Review of Economics and Statistics*, Vol 72, Issue 3, pp 498-505.

Bouri, E., Jain, A., Biswal, P. C., & Roubaud, D. (2017). "Cointegration and nonlinear causality amongst gold, oil, and the Indian stock market: Evidence from implied volatility indices". *Resources Policy*, 52, 201-206.

Bracker, B., and Koch, P. D. (1999). "Economic determinants of the correlation structure across international equity markets". *Journal of Economics and Business*, vol. 51, p: 443–456.

Branson, W.H., (1983). Macroeconomic determinants of real exchange risk. In: Herring, R.J. (Ed.), *Managing Foreign Exchange Rate Risk*. Cambridge University Press, Cambridge.

Chkili, W. (2016). Dynamic correlations and hedging effectiveness between gold and stock markets: Evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance*, 38, 22-34.

Dornbusch, R., Fischer, S., (1980). "Exchange rates and current account". *American Economic Review* 70, 960–971.

Engle, R. F. (2002). "Dynamic conditional correlation—a simple class of multivariate GARCH models". *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20, pp. 339–350.

Filis, George; Degiannakis, Stavros and Floros, Christos (2011) "Dynamic Correlation between Stock Market and Oil Prices: The Case of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries"; *International Review of Financial Analysis*, 20:152-164.

Gavin, M., (1989). "The stock market and exchange rate dynamics". *Journal of International Money and Finance* 8, 181–200.

Ghosh, S., Kanjilal, K., (2016). Co-movement of international crude oil price and Indian stock market: evidences from nonlinear cointegration tests. *Energy Econ.* 53, 111–117.

Jain, A., & Biswal, P. C. (2016). "Dynamic linkages among oil price, gold price, exchange rate, and stock market in India". *Resources Policy*, 49, 179-185.

Joo, Y. C., & Park, S. Y. (2017). Oil prices and stock markets: Does the effect of uncertainty change over time?. *Energy Economics*, 61, 42-51.

Maghyereh, A.I., Awartani, B., Bouri, E., (2016). The directional volatility connectedness between crude oil and equity markets: new evidence from implied volatility indexes. *Energy Econ.* 57, 78–93.

Serletis, A., Xu, L., (2016). The zero lower bound and crude oil and financial markets spillovers. *Macroecon. Dyn.* 1–12 (forthcoming).

Sujit, K. S., & Kumar, B. R. (2011). "Study on dynamic relationship among gold price, oil price, exchange rate and stock market returns". *International Journal of Applied Business and Economic Research*, 9(2), 145-165.

Wang, M. L.; Wang, C. P. and Huang, T. Y. (2010). "Relationships among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and International Stock Markets"; *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 47: 80-89.

Tiwari, A. K., Sahadudheen, I., (2015). Understanding the nexus between oil and gold. *Resour. Policy* 46, 85–91.

## Dynamic Relationships between Oil Prices, Gold Prices and Exchange Rates with Indicators of Tehran Stock Exchange

Mohammad Hassan Fotros<sup>1</sup>

Professor, Department of Economics, Bu-Ali Sina University  
Hamadan, I.R. of Iran, fotros@basu.ac.ir

Maryam Hoshidari

Master of Economics, Department of Economics, Bu-Ali Sina University  
Hamadan, I.R. of Iran, maryam70.1990@gmail.com

Received: 2017/09/27      Accepted: 2018/04/03

### Abstract

The oil industry has always had a financial role in the Iranian economy and oil price fluctuations are the biggest source of economic disruptions in the country. The capital market is one important part of the economy that can be affected by these fluctuations. Therefore, this paper we use the DCC-MGARCH model to examine the dynamic conditional correlation between oil prices, gold prices and exchange rate of the Rial with the Tehran Stock Exchange index over the period from March 2001 to March 2017. We use the MGARCH method to calculate conditional variances. Dynamic conditional correlation between variables are calculated using the DCC-MGARCH dynamic conditional correlation. The results confirm the existence of conditional correlation between oil prices, gold prices and exchange rate of the Rial with the Tehran Stock Exchange Index. The dynamic conditional correlation between the Tehran Stock Exchange Index and the exchange rate fluctuated between 0 and 0.001 (very low) until mid 2003, when it went up to between 0 and 0.005. This relationship continues to fluctuate and after initially reverting back to its original level, has became more intense since mid-2008 and fluctuates between zero and 0.006. The dynamic conditional correlation between the Tehran Stock Exchange Index and the gold price has followed a trend similar to that of the exchange rate, indicating a high correlation between the exchange rate and the gold price. The correlation between the Tehran stock exchange index and oil price averages 0.5, and demonstrates substantial volatility.

**JEL Classification:** G15, G1, C58

**Keywords:** Dynamic Link, Tehran Stock Exchange Index, Conditional Correlation, DCC-MGARCH

---

1. Corresponding Author