نشریه علمی تخصصی شباک
سال ششم، شماره ۶ (پیاپی: ۵۷)، بهمن ۱۳۹۹
ISSN: 2476-3667

شناسایی تاثیر اندرکنش پویا بازارهای مالی بر بازار جهانی طلا و بازار سهام ایران

پیمان پازوکی[1*]، مسعود سیم خواه[2]، علی جمالی[3]

کد مقاله: ۵۰۳۵۲

چکـیده

نوسانات در بازار دارایی‌های مختلف به‌شدت به یکدیگر مرتبط بوده و به منظور اتخاذ تصمیمات مناسب توسط سرمایه گذاران، آگاهی از روابط بین دارایی‌های مالی امری ضروری می‌نماید. هدف این مطالعه شناسایی تاثیر اندرکنش پویا بین بازارهای مالی بر نوسانات بازار جهانی طلا و بازار سهام ایران می باشد. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق شامل نرخ ارز، قیمت طلا، نفت خام و شاخص بورس اوراق بهادار تهران بوده است. بدین منظور از اطلاعات روزانه دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۹ متغیرهای تحقیق و روش خودهمبسته با وقفه های توزیعی ARDL استفاده شد. نتایج بیانگر آن بود که شاخص کل بازار سهام رابطه مثبت و معنی داری با تمامی بازارهای دارایی های دیگر داشته است. قیمت طلا با تمام دارایی ها بجز قیمت نفت خام دارای رابطه مثبت و معنی داری است.

واژگـان کلـیدی: قیمت نفت خام، قیمت طلا، نرخ ارز، شاخص بازار سهام (شاخص بورس اوراق بهادار تهران)، روش خود همبسته با وقفه های توزیعی (ARDL)

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت کسب و کار (گرایش مالی) دانشگاه آزاد اسلامی واحد پرند (نویسنده مسئول)
pzk.peyman@gmail.com
۲- استادیار، گروه مدیریت دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد پرند
۳- مربی گروه مدیریت دانشکده علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد پرند

www.SID.ir

۱- مقدمه

نوسانات قیمت در محصولات انرژی مانند نفت به طور قابل توجهی عملکرد متغیرهای کلیدی کلان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (دلگدو و همکاران[1]، ۲۰۱۸). به‌عنوان مثال، قیمت نفت به عنوان محرکه‌ی مهم نرخ ارز در اقتصاد جهانی در نظر گرفته می‌شود (آمانو و ون‌نوردن[2]، ۱۹۹۸). زیرا حجم گسترده‌ای از معاملات بین‌المللی نفت به دلار انجام شده و از این‌رو تقاضای بیشتر نفت، منجر به استهلاک بیشتر پول محلی خواهد شد. طی دو دهه اخیر، قیمت نفت در بازار بین‌المللی نفت خام کاملاً بی-ثبات بوده که این پدیده پیامدهای بزرگی برای اصول کلان اقتصادی کشورهای صادر کننده نفت و واردات نفت دارد. تغییر در میزان تقاضا و تأمین فرآورده‌های نفتی به دلیل تغییرپذیری در قیمت‌های بین المللی نفت، بر نرخ ارز هر دو کشور صادرکننده نفت و واردکنندگان نفت تأثیر گذاشته است. ایران به‌عنوان یک کشور مهم صادرکننده نفت که در آن دولت، مالکیت منابع نفتی را در اختیار دارد مطرح است. لذا در ایران بخش نفت از یک‌سو تامین‌کننده‌ی ارز و از سوی دیگر تامین کننده‌ی بودجه‌ی عمومی دولت به‌شمار می‌رود (فطرس و هوشیدری، ۱۳۹۷: ۹۰). همچنین، افزایش در قیمت نسبی کالای قابل مبادله خارجی تاثیر کمتری بر روی نرخ ارز واقعی خواهد داشت. به عبارت دیگر، اگر یک کشور برای مثال، وابستگی بیشتری به نفت وارداتی داشته باشد، افزایش در قیمت واقعی نفت ممکن است قیمت کالاهای قابل مبادله داخلی را نسبت به کالاهای قابل مبادله خارجی، بیشتر بالا ببرد و از آن طریق موجب کاهش نرخ ارز واقعی گردد. به علاوه، زمانی که یک شوک نفتی شرایط تجاری را بدتر می‌کند، آن کشور مجبور می‌شود برای بهبود شرایط رقابتی، نرخ ارز اسمی را افزایش دهد که این امرمنجربه کاهش بیشتری در نرخ واقعی ارز می‌شود (شکیبایی، افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۷: ۷۰). بنابراین، بررسی روابط بلندمدت بین قیمت نفت و نرخ ارز، با در نظر گرفتن آمار سال‌های اخیر، جهت تطبیق با واقعیت، ضرورت توجه و بررسی دارد.

از سوی دیگر، واکنش بازده سهام به قیمت نفت، با توجه به این موضوع که افزایش قیمت نفت خام نتیجهٔ شوک‌های تقاضا یا شوک‌های عرضه در بازار نفت خام بوده است به شکل قابل توجهی مثبت یا منفی است. از دیگر سو، افزایش قیمت نفت می‌تواند بر وضعیت اقتصادی بازار نوظهوری که تولیدکنندهٔ نفت نیست آثار نامطلوب داشته باشد، اما این آثار می-تواند بر بازده سهام بازارهای نوظهور تولیدکنندهٔ نفت مثبت باشد (ثقفی و قنبریان، ۱۳۹۳). لذا، وجود رابطه دوسویه بین قیمت نفت و بازده سهام، با در نظر گرفتن آمار به‌روزی از روند تغییرات آن‌ها، نیازمند بررسی می‌باشد.

تبیین وجود رابطه بین نرخ ارز و فلزات گرانبهایی مانند طلا، نقره و پلاتین رهنمودی برای سیاست‌گذاران در راستای تصمیمات مربوط به سیاست‌های پولی و ارزی است (چرچیل، اینکوه، ایوانوسکی و اسمیت [3]، ۲۰۱۹). با توجه به اهمیت هم حرکتی در قیمت کالاها، تنوع سهام و سبد خرید و ادغام در بازار، بررسی پویایی کلی این هم‌حرکتی ها در یک شرایط چند متغیره ضروری است. به عنوان مثال، تئوری نشان می دهد که افزایش در قیمت های بین المللی نفت می تواند منجر به تورم و شوک نرخ ارز شود و به دلیل محافظت از پرتفوی در برابر خطرات ارزی و تورم، سرمایه گذاران تمایل دارند که به سمت فلزات گرانبها تغییر کنند (بارونیک۴ و همکاران، ۲۰۱۶).

بنابراین، با در نظر گرفتن ادبیات مطرح در بالا و احتمال وجود رابطه معنادار بین شاخص بازار سهام و قیمت جهانی طلا با متغیرهای پژوهش می باشد. سوال اصلی پژوهش آن است که آیا بین نوسانات قیمتی هر یک از متغیرهای پژوهش با نوسانات شاخص بازار سهام و قیمت طلای جهانی رابطه‌ی علی و معناداری وجود دارد؟

۲-پیشینه پژوهش

نوکت کریچی سویک و همکاران[5] (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین قیمت نفت خام و بازده بورس در ترکیه با در نظر گرفتن سرریز نوسانات پرداختند. با استفاده از داده های هفتگی از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ و آزمون های مختلف علیت در علی و علیت در واریانس و با درنظرگرفتن شکاف های ساختاری و با بکارگیری مدل EGARCH، قیمت نفت خام تأثیرات قابل توجهی بر بازده بورس در ترکیه دارد. همچنین اثرات قابل توجهی در اثر ریزش قیمت نفت خام به بازده بازار سهام در سالهای ۱۹۹۳ و ۹-۲۰۰۸ وجود دارد. یافته ها حاکی از آن است که سیاست های دولت باید اثرات سرریز ریسک بین بازارها را در نظر بگیرد و سرمایه گذاران در تصمیم گیری برای تخصیص اوراق بهادار بهتر از بازارهای نفت خام نظارت کنند.

1. Delgado et al.
2. Amano & Van Norden
3. Churchill, Inekwe, Ivanovski, & Smyth
4. Baruník
5 Nuket KirciCevik et al.

www.SID.ir

فوجو و همکاران[1] (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی روابط و پیوندهای پویا بین قیمت نفت بین‌المللی، شاخص سهام گروه پلاستیک و بازیافت بازارهای پلاستیکی در چین پرداختند.آن ها با استفاده از داده های ۴ ژانویه ۲۰۱۰ تا چهارم ژانویه ۲۰۱۸، و با بکارگیری مدلهای آماری VAR، GARCH نشان دادند که سرریزهای نوسان از بازار نفت بین‌المللی به بازار پلاستیکی بازیابی شده چینی و سهام پلاستیکی مستقیم هستند، هر چند تاثیر بازده‌های قیمت نفت بر بازده بازیافت پلاستیکی بازیابی شده ناچیز است. این یافته حاکی از آن است که وقتی قیمت نفت و عملکرد تولید کنندگان پلاستیک به شدت وابسته است، این شرکت‌ها می‌توانند از پلاستیک بکر به عنوان مواد خام اصلی استفاده کرده و توجه بیشتری به جایگزین‌های (یعنی، بازیافت پلاستیک)داشته باشند تا سبد مواد خام خود را بهبود دهند تا هزینه مربوطه را کاهش دهند. همبستگی بالاتر بین بازده قیمت پلاستیک بازیافت شده و عملکرد تولید کنندگان پلاستیک نشان می‌دهد که این شرکت‌ها می‌توانند از پلاستیک بازیافتی بیشتری استفاده کنند و توجه به بازیافت پلاستیکی کاهش می‌یابد.

سینگال و همکاران[2] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ی خود به بررسی رابطه پویای بین قیمت‌های بین‌المللی نفت، قیمت بین‌المللی طلا، نرخ ارز و شاخص بورس در کشور مکزیک پرداختند. آن‌ها به کمک رویکرد همجمعی آزمون باند ARDL برای داده های روزانه از ژانویه ۲۰۰۶ تا آوریل ۲۰۱۸ مورد استفاده قرار گرفته است نشان دادند که قیمت های بین المللی طلا اثری مثبت بر قیمت سهام مکزیک داشته، در حالی که قیمت نفت بر آن تأثیر منفی دارد. همچنین، قیمت نفت تأثیری منفی بر نرخ ارز در یک دوره بلندمدت داشته ولی قیمت طلا تأثیر معناداری بر نرخ ارز نداشته است.

زرن و اکاس[3] (۲۰۱۸) در مطالعه خود بر روی کشورهای برزیل (با استفاده از داده های سال ۱۹۹۳)، چین (با استفاده از داده های سال ۱۹۹۱)، هند (با استفاده از داده های سال ۱۹۸۶)، مالزی (با استفاده از داده های سال ۱۹۹۳)، مکزیک (با استفاده از داده های سال ۱۹۸۷)، فیلیپین (با استفاده از داده های سال ۱۹۸۷)، آفریقای جنوبی (با استفاده از داده های سال ۱۹۹۵)، تایلند (با استفاده از داده های سال ۱۹۸۶)، ترکیه (با استفاده از داده های سال ۱۹۸۸) و اندونزی (با استفاده از داده های سال ۱۹۹۰)، و به کمک آزمون همجمعی و علیت گرانجری، به بررسی رابطه بین قیمتهای سهام و قیمتهای نفت پرداختند. نتایج آنها موید وجود تفاوتهای اساسی در ساختار هر کشور بوده که بطور کلی در کشورهای منتخب رابطه اصلی از بازار سهام به قیمت های نفت بوده است.

سامان قادری و مهدی شهرازی (۱۳۹۹) در مطالعه خود با عنوان اثر شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۸ و با بکارگیری مدل بهینه خودرگرسیون روش چرخشی مارکوف با احتمالات انتقال متغیر زمانی (رویکرد بیزین)، نشان دادند که رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده بازار سهام در ایران نامتقارن است. در مقایسه با رژیم پربازده سهام، ماندگاری در رژیم کم‌بازده سهام بیشتر است. این پژوهش استفاده از شاخص قیمت کامودیتی‌ها را به‌عنوان شاخص اخطاردهنده تغییر رژیم بازده سهام برای سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌دهد.

خاوری (۱۳۹۸) در مطالعه خود با عنوان بررسی روابط بین تغییرات نرخ ارز، نوسانات قیمت طلا و نفت خام با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده های فصلی طی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰، به کمک رگرسیون حداقل مربعات و آزمونهای تشخیصی مناسب، به بررسی روابط متغیرهای مذکور پرداختند. نتایج آنها نشان داد که در بین تغییرات نرخ ارز و قیمت طلا با شاخص بورس اوراق بهادار رابطه ای منفی و در بین نوسانات قیمت نفت خام با شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه ای مثبت وجود دارد.

جلیلی‌کامجو (۱۳۹۷) در مطالعه خود با استفاده از مدل های خودهمبسته واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (MGARCH) و خودهمبسته انباشته میانگین متحرک کسری (ARFIMA) به بررسی اثرات عدم تقارن و حافظه بلند مدت در نوسانات میان نرخ ارز واقعی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار پرداختند. نتایج آنها وجود عدم تقارن در توزیع بازدهی میان دو بازار سهام و ارز را تایید می کند و این حاکی از وجود اثرات سرایت تلاطم و حافظه بلندمدت در بین این بازارها و وابستگی آنها به همدیگر و خروج سرمایه ها بین این بازارها با انتقال شوک ها و سیاستهای مختلف اقتصادی داخلی و خارجی می باشد که در صورت وجود ریسک وکاهش بازدهی در بازار سرمایه، سرمایه ها به بازار ارز انتقال پیدا خواهند نمود. همچنین نتایج آزمون های آماری آنها وجود حافظه بلند مدت در سری زمانی بازدهی شاخص های بورس و نرخ ارز واقعی را اثبات کرده که این نشان می‌دهد که بازدهی در این دو بازار از تصادفی پیروی نمی‌کند و با استفاده از اطلاعات گذشته می‌توان بازدهی در آینده را پیش بینی نمود.

خلیل جهانگیری و سید علی حسینی ابراهیم آباد (۱۳۹۶) در مطالعه خود با عنوان بررسی آثار سیاست پولی، نرخ ارز و طلا بر بازار سهام در ایران با استفاده از داده های ماهانه فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۵ و با بکارگیری رویکرد غیرخطی خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکف و الگوی ناهمسانی واریانس شرطی نمایی نشان داد که در یک مدل با دو رژیم، در رژیم ۱، بین مقادیر

1 FuGu et al.
2 Singal et al.
3 Zeren & Akkuş

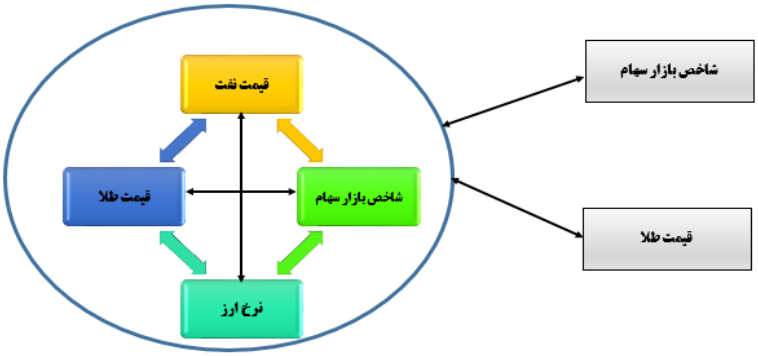
www.SID.ir

گذشتهٔ بازده نرخ ارز و بازده شاخص کل بازار سهام، رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد و بین بازده شاخص کل بازار سهام و وقفهٔ بازده سکهٔ بهار آزادی رابطهٔ منفی و معنادار برقرار است. نتایج مربوط به رژیم صفر نیز حاکی از وجود رابطهٔ مثبت و معنادار بین مقادیر گذشتهٔ نرخ رشد نقدینگی و بازده شاخص کل بازار سهام در رژیم صفر است. نتایج همچنین نشان داد که شوک‌های جاری نرخ ارز و نقدینگی اثر منفی و معناداری بر بازده شاخص کل بازار سهام دارد.

صمدی و همکاران (۱۳۸۶) در مطالعه خود به تاثیر شاخص‌های قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده های ماهانه، طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۷ و مدل اقتصادسنجی گارچ پرداختند. انها بر این اساس پس از شناسایی و انتخاب روند مناسب برای پیش بینی متغیر وابسته با استفاده از مدل فر و شیلر (۱۹۹۰) اثرپذیری شاخص کل قیمت سهام بورس تهران را بررسی کردند. نتایج انها نشان داد که تاثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به تاثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است.

۳- متغیرهای مورد بررسی در قالب یک مدل مفهومی

مدل تحقیق بر اساس شناسایی روابط پویا بین متغیرهای قیمت نفت خام، قیمت فلزات گرانبها (قیمت طلا، قیمت نقره و قیمت پلاتین)، شاخص بازار سهام (شاخص بورس اوراق بهادار تهران) و متغیر نرخ ارز بصورت شکل (۱-۱) است. (جین و غوش[1]، ۲۰۱۳) و (سینگال و همکاران[2]، ۲۰۱۹)



شکل ۱- مدل شماتیک تحقیق بر اساس تاثیر اندرکنش متقابل پویا میان متغیرهای تحقیق بر شاخص بازار سهام و قیمت طلا

با توجه به مباحث مطرح، الگوهای خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی مربوط به روابط پویای بین متغیرها بصورت رابطه (۱) خواهند بود:

$$
\begin{aligned}
\Delta \mathrm{Exchange}_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{Exchange}_{t-1} + \alpha_2 \mathrm{Oil}_{t-1} + \alpha_3 \mathrm{Gold}_{t-1} + \alpha_4 \mathrm{Platinium}_{t-1} + \alpha_5 \mathrm{SP}_{t-1} + \\
&+ \alpha_6 \mathrm{Silver}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_7 \Delta \mathrm{Exchange}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_8 \Delta \mathrm{Oil}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_9 \Delta \mathrm{Gold}_{t-1} + \\
&+ \sum_{i=1}^{n} \alpha_{10} \Delta \mathrm{Platinium}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{11} \Delta \mathrm{SP}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{12} \Delta \mathrm{Silver}_{t-1} \\
\Delta \mathrm{Gold}_t &= \gamma_0 + \gamma_1 \mathrm{Exchange}_{t-1} + \gamma_2 \mathrm{Oil}_{t-1} + \gamma_3 \mathrm{Gold}_{t-1} + \gamma_4 \mathrm{Platinium}_{t-1} + \gamma_5 \mathrm{SP}_{t-1} + \\
&+ \gamma_6 \mathrm{Silver}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_7 \Delta \mathrm{Exchange}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_8 \Delta \mathrm{Oil}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_9 \Delta \mathrm{Gold}_{t-1} + \\
&+ \sum_{i=1}^{n} \gamma_{10} \Delta \mathrm{Platinium}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{11} \Delta \mathrm{SP}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{12} \Delta \mathrm{Silver}_{t-1} \\
\Delta \mathrm{SP}_t &= \mu_0 + \mu_1 \mathrm{Exchange}_{t-1} + \mu_2 \mathrm{Oil}_{t-1} + \mu_3 \mathrm{Gold}_{t-1} + \mu_4 \mathrm{Platinium}_{t-1} + \mu_5 \mathrm{SP}_{t-1} + \\
&+ \mu_6 \mathrm{Silver}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \mu_7 \Delta \mathrm{Exchange}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \mu_8 \Delta \mathrm{Oil}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \mu_9 \Delta \mathrm{Gold}_{t-1} + \\
&+ \sum_{i=1}^{n} \mu_{10} \Delta \mathrm{Platinium}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \mu_{11} \Delta \mathrm{SP}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \mu_{12} \Delta \mathrm{Silver}_{t-1}
\end{aligned}
\qquad (۱)
$$

$$
\begin{aligned}
\Delta \mathrm{Oil}_t &= \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Exchange}_{t-1} + \beta_2 \mathrm{Oil}_{t-1} + \beta_3 \mathrm{Gold}_{t-1} + \beta_4 \mathrm{Platinium}_{t-1} + \beta_5 \mathrm{SP}_{t-1} + \\
&+ \beta_6 \mathrm{Silver}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_7 \Delta \mathrm{Exchange}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_8 \Delta \mathrm{Oil}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_9 \Delta \mathrm{Gold}_{t-1} + \\
&+ \sum_{i=1}^{n} \beta_{10} \Delta \mathrm{Platinium}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_{11} \Delta \mathrm{SP}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_{12} \Delta \mathrm{Silver}_{t-1}
\end{aligned}
$$

1 Jain & Ghosh
2 Singhal et al

www.SID.ir

در این الگوها Exchange بیانگر نرخ ارز روزانه، Oil بیانگر قیمت روزانه‌ی نفت خام، Gold بیانگر قیمت روزانه طلا و SP بیانگر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.مقادیر Δ متغیرها ، تفاضل گیری از متغیرها می باشد . مقادیر وقفه دار متغیرها با اندیس t-1 نشان داده شده اند.

۴-روش تحقیق

تحقیق در پیش‌رو را می‌توان حسب به‌کارگیری نتایج حاصل از داده‌ها، یک نوع تحقیق کاربردی قلمداد کرد. به‌عبارت دیگر، این تحقیق بر اساس هدف، از نوع کاربردی و داده های آن با استفاده از رویکرد پس رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) بوده چرا که به بررسی رابطه میان متغیرهای مختلف با بهره گیری از اطلاعات تاریخی می پردازد و از لحاظ روش گردآوری داده ها از نوع تحقیقات کتابخانه ای و بررسی اسنادی بوده و هدف اصلی آن تعیین وجود، میزان و نوع رابطه بین متغیرهای مورد مطالعه است. از آنجا که در این پژوهش به دنبال شناسایی اثرگذاری اندرکنش پویا متغیرهای پژوهش بر دو بازار جهانی طلا و شاخص بازار سهام ایران هستیم، لذا جامعه و نمونه هدف، بازارهای مالی بین المللی و کشور ایران می باشند، بوده و به منظور شناسایی این رفتارها، از داده های آماری روزانه طی دوره زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۰ استفاده خواهد شد.

۵- یافته ها (برآورد الگوی تجربی)

۵-۱- آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

با توجه به اینکه وجود روندهای تصادفی در سری های زمانی می تواند تفسیر نتایج اقتصادسنجی، انتخاب روش تخمین و اعتبار پیش بینی های به عمل آمده به کمک الگو (مدل) را با مشکل مواجه کند. به طور مشخص، با وجود روندهای تصادفی چه بسا آماره های تشخیصی به اشتباه بر وجود رابطه میان متغیرها دلالت کند. همچنین، ممکن است در این حالت، معادلات اقتصادسنجی با استفاده از فن هایی برآورد شوند که برای داده های مورد نظر مناسب نباشند. به علاوه، پیش بینی هایی که بر اساس الگو انجام می شود، می تواند دچار تورش شود. در سال های اخیر، متخصصان اقتصادسنجی، به اثرات نامطلوب روندهای تصادفی در سری های زمانی بر نتایج تخمین های حداقل مربعات معمولی توجه کرده اند و به معرفی روش های نوینی برای رفع آنها همت گمارده اند. در صورت وجود روندهای تصادفی، حتی در مواردی که بین متغیرها هیچ گونه رابطه واقعی وجود ندارد، فن های متداول نظیر روش حداقل مربعات معمولی چه بسا رابطه معناداری را میان آن ها نشان دهد چنین رگرسیون هایی به رگرسیون های کاذب معروف هستند.برای اجتناب از نتایج نادرست برآمده از رگرسیون های کاذب، انگل و گرنجر (۱۹۸۷) نظریه هم انباشتگی را مطرح کردند. یک گروه از متغیرهای نامانا، در صورتی رابطه هم انباشتگی خواهند داشت که حداقل یک ترکیب خطی مانا میان آن ها وجود داشته باشد. وجود یا نبود رابطه هم انباشتگی میان متغیرهای الگو، پیش بینی هایی را که توسط آن صورت می گیرد، به شدت تحت تأثیر قرار می دهد، به طوری که اگر در یک معادلهٔ رگرسیونی رابطهٔ هم انباشتگی وجود نداشته باشد، پیش بینی های ضعیفی توسط الگو صورت خواهد گرفت. بر اساس روند مرسوم در برآورد سری زمانی ابتدا متغیرهای مورد استفاده به لحاظ ریشه واحد مورد آزمون قرار می‌گیرند. جدول (۱) نتایج این آزمون را بر اساس آماره دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس–پرون نشان می‌دهد. بر اساس نتایج بدست آمده تمامی متغیرهای تحقیق به دلیل اینکه مقدار آماره آزمون به صورت قدرمطلق کمتر از مقدار بحرانی باشد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد نشده و این متغیرها در سطح نامانا بوده و انباشته از درجه یک(I(1)) است و با یکبار تفاضل گیری مانا می شوند.

جدول (۱) - آزمون ریشه واحد ADF و PP

متغیرها	آزمون دیکی فولر افزوده (ADF)		آزمون فیلیپس – پرون (PP)	
	آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪
لگاریتم نرخ ارز	-۲,۶۶	-۳,۴۵	-۲,۱۸	-۳,۴۵
لگاریتم قیمت نفت خام	-۱,۶۲	-۳,۴۵	-۱,۹۶	-۳,۴۵
لگاریتم قیمت طلا	-۱,۷۴	-۳,۴۵	-۱,۴۲	-۳,۴۵
لگاریتم شاخص کل بازار سهام	-۳,۴۱	-۳,۴۵	-۱,۱۸	-۳,۴۵

www.SID.ir

۵-۲- آزمون هم انباشتگی متغیرهای تحقیق

همانطور که در بخش مبانی نظری بیان شد، شرط لازم برای وجود رابطه هم‌انباشتگی بین چند متغیر این است که همگی انباشته از یک مرتبه باشند. در بخش قبلی وجود ریشه واحد در متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه بخش قبلی این بود که اکثر متغیرها دارای یک ریشه واحد هستند. یعنی انباشته از مرتبه یک هستند. در نتیجه این متغیرها همگی شرط لازم را برای وجود رابطه هم‌انباشتگی دارند. برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی از دو آماره λ_{trace} و λ_{max} استفاده خواهد شد. نتایج مربوط به مقادیر این دو آماره و احتمال‌های مربوط به آن‌ها در جداول زیر نشان داده شده است.

جدول (۲) - نتایج حاصل از بررسی هم انباشتگی یوهانسون - جوسیلیوس

		حالت ۱		حالت ۲		حالت ۳		حالت ۴		حالت ۵	
H_a	H_0	λ_{trace}	مقدار ویژه	λ_{trace}	مقدار ویژه	λ_{trace}	مقدار ویژه	λ_{trace}	مقدار ویژه	λ_{trace}	مقدار ویژه
$r=1,2,3$	$r=0$	۱۴,۳۹۶ (۰,۰۰۴)	۰,۰۰۴۷	۱۷,۵۷۵ (۰,۰۶۰)	۰,۰۰۵۶	۱۷,۲۲۰ (۰,۰۲۳)	۰,۰۰۵۵	۲۴,۰۰۶ (۰,۰۳۶)	۰,۰۰۸۸	۲۱,۴۱۹ (۰,۰۱۴)	۰,۰۰۸۶
$r=2,3$	$r\leq 1$	۶,۵۶۲ (۰,۳۷۰)	۰,۰۰۴۰	۰,۰۰۴ (۰,۷۹۱)	۰,۰۰۴۰	۸,۰۷۷۴ (۰,۴۵۷)	۰,۰۰۳۸	۹,۴۸۲۰ (۰,۹۴۵)	۰,۰۰۳۹	۷,۱۷۳۴ (۰,۷۶۵)	۰,۰۰۳۷
$r=3$	$r\leq 2$	۰,۰۰۱۶ (۰,۹۷۴)	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۱۰ (۰,۸۲۲)	۰,۰۰۱۰	۱,۷۶۵۹ (۰,۱۸۳)	۰,۰۰۱۰	۲,۹۸۶۲ (۰,۸۷۸)	۰,۰۰۱۸	۱,۱۰۱۹ (۰,۲۹۳)	۰,۰۰۰۶
		حالت ۶		حالت ۷		حالت ۸		حالت ۹		حالت ۱۰	
H_a	H_0	λ_{max}	مقدار ویژه	λ_{max}	مقدار ویژه	λ_{max}	مقدار ویژه	λ_{max}	مقدار ویژه	λ_{max}	مقدار ویژه
$r=1$	$r=0$	۷,۸۳۳۳ (۰,۰۲۴)	۰,۰۰۴۷	۹,۱۸۶۶ (۰,۰۹۲)	۰,۰۰۵۶	۹,۱۴۹۵ (۰,۰۲۰)	۰,۰۰۵۵	۱۴,۵۱۵ (۰,۰۷۷)	۰,۰۰۸۸	۱۴,۲۳۴ (۰,۰۶۵)	۰,۰۰۸۶
$r=2$	$r=1$	۶,۵۶۰۶ (۰,۲۹۰)	۰,۰۰۴۰	۶,۶۱۹۸ (۰,۷۱۵)	۰,۰۰۴۰	۶,۳۱۱۴ (۰,۵۷۳)	۰,۰۰۳۸	۶,۴۹۵۷ (۰,۹۳۱)	۰,۰۰۳۹	۶,۰۷۱۵ (۰,۸۰۹)	۰,۰۰۳۷
$r=3$	$r=2$	۰,۰۰۱۶ (۰,۹۷۴)	۰,۰۰۰۰	۱,۷۶۹۹ (۰,۸۲۲)	۰,۰۰۱۰	۱,۷۶۵۹ (۰,۱۸۳)	۰,۰۰۱۰	۲,۹۸۶۲ (۰,۸۷۸)	۰,۰۰۱۸	۱,۱۰۱۹ (۰,۲۹۳)	۰,۰۰۰۶

نکته حائز اهمیت این است که در تخمین مدل تصحیح خطا و محاسبه مقادیر ویژه ماتریس π وقفه‌های بهینه برای مدل از طریق معیار آکائیک برابر با شش به‌دست آمده است. همانطور که از مقادیر جدول بالا مشخص است، فرضیه صفر در هر دو آماره λ_{trace} و λ_{max} و در تمامی حالات رد شده است. که این به معنی وجود رابطه هم‌انباشتگی در سطوح متغیرهای مدل است. با توجه به وجود رابطه بلندمدت بین سطوح متغیرهای مدل در نتیجه می‌توان از مدل تصحیح خطا و خودرگرسیون برداری استفاده کرد.

۵-۳- نتایج برآورد مدل ARDL

به منظور برآورد مدل خودهمبسته با وقفه های توزیعی ابتدا برونزایی متغیرهای مستقل بررسی می شود و در نهایت مدل خطی برآورد می شود. در این مطالعه از روشی که توسط پسران و شین (۱۹۹۵) و پسران و دیگران (۲۰۰۱) باعنوان رویکرد خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی معرفی کرده‌اند استفاده شده است. آنها ثابت می‌کنند که اگر بردارهم انباشتگی حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی در یک الگوی خود رگرسیون باوقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده است به دست آید، علاوه براینکه از توزیع نرمال برخوردارخواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر وکارایی بیشتری برخوردار است. این رویکرد از محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های قبلی برخورداراست، اول اینکه، این رویکرد بین متغیرهای وابسته وتوضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشکل درونزایی را حل می‌کند. دوم این که، اجزاء بلند مدت وکوتاه مدت را به طورهم زمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای ازقلم افتاده و خود همبستگی را برطرف می‌کند. سوم این که، از جمله روش هایی است که درآن برخلاف روش یوهانسن-جوسیلیوس که درآن باید همه‌ی متغیر های مانا از یک درجه باشند، لازم نیست درجه‌ی مانایی متغیرها یکسان باشد و صرفا ًبا تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می توان مدل مناسب را انتخاب کرد. به عبارت دیگر، مزیت بسیار مهم این روش دربین روش های هم انباشتگی آن است که این روش بدون در نظرگرفتن این بحث که متغیرهای مدل پایا هستند،

www.SID.ir

قابل کاربرد است. به عبارت دیگر در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه یک وصفر نیست. چهارم، اجتناب از نواقص موجود در سایر مدل ها، ازجمله وجود اریب در نمونه های کوچک و نبود توانایی درانجام آزمون فرضیات آماری، ما را به سوی روش های مناسب تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرها از جمله رهیافت سوق می‌دهد. بنابراین به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، نااریبی و کارایی و از همه مهم‌تر به دلیل اینکه برخی از متغیرها مانا وبرخی دیگر نامانا هستند، این روش، برای بررسی رابطه بین متغیرها مناسب می‌باشد. با توجه به ساختار مدل ARDL که در این مطالعه با ترکیبی از متغیرهای مانا و نامانا مواجه بوده ایم لازم است تا درونزایی متغیر وابسته و برونزایی متغیر مستقل بررسی شود. در گام ادامه به بررسی آزمون برونزایی متغیرهای مستقل با استفاده از آماره هاسمن پرداخته شده است که نتایج در جدول زیر گزارش شده است.

جدول (۳) – نتایج آزمون برونزایی متغیرهای تحقیق

نام متغیر	آماره آزمون	سطح معنی داری
لگاریتم نرخ ارز	۴,۲۹	۰,۰۰۴
لگاریتم قیمت نفت خام	۴,۲۳	۰,۰۰۰
لگاریتم قیمت طلا	۳,۸۷	۰,۰۰۶
لگاریتم شاخص کل بازار سهام	۴,۲۵	۰,۰۰۲

با توجه به سطح معنی‌داری گزارش شده برای متغیرهای مستقل این مطالعه مشاهده می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر عدم اثرگذاری معنی‌دار متغیرها و درونزایی آنها رد شده و این متغیرها برونزا هستند. در ادامه به منظور بررسی رابطه تعادلی کوتاه‌مدت بین متغیرهای تحقیق از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. الگوی ARDL[1] روشی است که پویایی کوتاه مدت بین متغیرها را در نظرگرفته و رابطه بلندمدت را نیز مورد برآورد قرار میدهد که نتایج آن در جداول (۴) و (۵)گزارش شده است:

جدول (۴) – اندرکنش پویای کوتاه مدت بازارهای مالی و بازار سهام (متغیر وابسته: شاخص بازار سهام)

نام متغیر مستقل	وقفه متغیر وابسته	عرض از مبداء	لگاریتم نرخ ارز	لگاریتم قیمت نفت	لگاریتم قیمت طلا
ضریب	۰,۵۱	۰,۹۰	۰,۴۲	۰,۳۹	۰,۳۹
سطح معنی داری	(۰,۰۲)	(۰,۰۲)	(۰,۰۱)	(۰,۰۱)	(۰,۰۱)

جدول (۵) – اندرکنش پویای کوتاه مدت بازارهای مالی و بازار سهام – (متغیر وابسته: قیمت طلا)

نام متغیر مستقل	وقفه متغیر وابسته	عرض از مبداء	لگاریتم نرخ ارز	لگاریتم قیمت نفت	لگاریتم شاخص بازار سهام
ضریب	۰,۴۵	۰,۷۷	۰,۶۲	−۰,۳۴	۰,۴۶
سطح معنی داری	(۰,۰۲)	(۰,۰۰)	(۰,۰۱)	(۰,۰۰)	(۰,۰۱)

به منظور برآورد ضرایب الگوی کوتاه مدت مدل از داده‌های روزانه برای دوره زمانی ۲۰۰۹–۲۰۲۰ از روش خود رگرسیون با وقفه های توزیعی استفاده شده است. تعداد وقفه های بهینه لحاظ شده در این مدل برای متغیر وابسته یک وقفه و برای متغیرهای مستقل تعداد وقفه های بهینه بر اساس آماره شوارتز صفر بوده است. همانگونه که از نتایج جدول (۴) مشاهده می شود تمامی متغیرهای تحقیق در سطح خطا ۵ درصد به دلیل اینکه مقدار Prob گزارش شده کمتر از ۰,۰۵ است معنی دار بوده و اختلاف معنی داری از صفر دارند. آماره ضریب تعیین یا R2برابر با ۰,۹۸ است که بیان میکند ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته با توجه به مدل برآورد شده قابل توضیح دادن می باشد. سطح معنی داری ضرایب مدل نشان از تصریح مناسب مدل دارد. باتوجه به اینکه در الگوی برآورد شده متغیر وابسته با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده آماره دوربین واتسون نمیتواند برای آزمون مشکل خود همبستگی بین پسماندها استفاده شود. دراین حالت ازآماره h دوربین استفاده می‌شود. طبق آماره این آزمون فرضیه صفرمبنی بر عدم وجود خود همبستگی بین پسمانده پذیرفته می‌شود. از دیگر مزیت های برآورد الگوی پویا این است که میتوان به وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها پی برد. برای این منظور برای اینکه رابطه پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون باید عدد یک را ازمجموع ضرایب متغیربا وقفه وابسته کم شود و بر

1 Auto Regressive Distributed Lag(ARDL)

www.SID.ir

انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود. درصورتی که قدرمطلقt محاسباتی (۳,۵۵-) ازقدرمطلق مقادیر بحرانی (۲,۶۷) ارائه شده توسط بنرجی ودولادو بزرگتر باشد فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می شود. نتایج حاصل از آزمون وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها درجداول (۶) و (۷) آمده است.

جدول (۶) - اندرکنش پویای بلند مدت بازارهای مالی و بازار سهام –(متغیر وابسته: شاخص بازار سهام)

نام متغیر	ضریب	سطح معنی داری
عرض از مبداء	۰,۴۴	۰,۰۲
لگاریتم نرخ ارز	۰,۵۳	۰,۰۰
لگاریتم قیمت نفت خام	۰,۳۱	۰,۰۰
لگاریتم قیمت طلا	۰,۴۲	۰,۰۴

جدول (۷) – اندرکنش پویای بلند مدت بازارهای مالی و بازار طلا –(متغیر وابسته: قیمت طلا)

نام متغیر	ضریب	سطح معنی داری
عرض از مبداء	۰,۸۳	۰,۰۲
لگاریتم نرخ ارز	۰,۶۱	۰,۰۳
لگاریتم قیمت نفت خام	-۰,۳۸	۰,۰۲
لگاریتم شاخص بازار سهام	۰,۵۲	۰,۰۳

در مدل برآورد شده اول ، تاثیر متغیرهای تحقیق بر شاخص کل بازار سهام بررسی شده است. در مدل برآورد تمامی ضرایب بدست آمده در سطح خطای ۵ درصدی اختلاف معنی داری از صفر داشته اند. در نتایج بدست آمده مشاهده می شود که تاثیر نرخ ارز بر شاخص کل بازار سهام برابر با ۰,۵۳ است به عبارت دیگر با ثبات سایر شرایط با افزایش یک درصدی در نرخ ارز منجر به افزایش ۰,۵۳ درصدی در شاخص کل بازار سهام می شود. ضریب برآورد شده برای قیمت نفت برابر با ۰,۳۱ است به این ترتیب افزایش یک درصدی در قیمت نفت با ثبات سایر شرایط منجر به افزایش ۰,۳۱ درصدی در شاخص کل بازار سهام می شود. ضریب قیمت طلا برابر با ۰,۴۲ است که بیانگر وجود رابطه مثبت و معنی دار بین قیمت طلا و شاخص کل بازار سهام بوده است و با افزایش یک درصدی در قیمت طلا با ثبات سایر شرایط منجر به افزایش ۰,۴۲ درصدی در شاخص کل بازار سهام می شود.

آماره های خوبی برازش مدل بیانگر این است که ضریب تعیین مدل معادل با ۰,۸۱ است که بیانگر قدرت توضیح دهندی ۸۳ درصدی مدل است. آماره F و سطح معنی داری آن بیانگر معنی داری کل رگرسیون برازش شده بوده و ضریب ۸۱ دوربین –واتسون بیانگر عدم وجود خودهمبستگی شدید در مدل است.

در مدل برآورد شده دوم، تاثیر متغیرهای تحقیق بر قیمت طلا بررسی شده است. در مدل برآورد تمامی ضرایب بدست آمده در سطح خطای ۵ درصدی اختلاف معنی داری از صفر داشته اند. در نتایج بدست آمده مشاهده می شود که تاثیر نرخ ارز بر قیمت نفت برابر با ۰,۶۱ است به عبارت دیگر با ثبات سایر شرایط با افزایش یک درصدی در نرخ ارز منجر به افزایش ۰,۶۱ درصدی در قیمت طلا می شود. ضریب برآورد شده برای قیمت نفت برابر با ۰,۳۸- است به این ترتیب افزایش یک درصدی در قیمت نفت با ثبات سایر شرایط منجر به کاهش ۰,۳۸ درصدی در قیمت طلا می شود. ضریب قیمت پلاتین برابر با ۰,۲۹ است که بیانگر وجود رابطه مثبت و معنی دار بین قیمت پلاتین و قیمت طلا بوده است. در نهایت ضریب شاخص کل بازار سهام برابر با ۰,۵۲ است که نشان دهنده این است که با افزایش یک درصدی در بازدهی شاخص کل بازار سهام با ثبات سایر شرایط منجر به افزایش ۰,۵۲ درصدی در قیمت طلا می شود.

با اثبات رابطه هم انباشتگی و استفاده از آزمون بنرجی و دولادو برای تائید کاذب نبودن آن امکان برآورد الگوی تصحیح خطا فراهم است. برآورد الگوی تصحیح خطا برای مدل در جدول زیر آمده است.

www.SID.ir

جدول (۸)- نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)

متغیرهای مستقل	ضریب	سطح معنی داری
ضریب تصحیح خطا مدل اول –(متغیر وابسته شاخص بازار سهام)	-۰,۵۵	۰,۰۲
ضریب تصحیح خطا مدل دوم (متخیر وابسته : طلا)	-۰,۴۸	۰,۰۰

نتایج نشان دهنده این می باشد که در مدل برآورد شده ضریب تصحیح خطا برای مدل اول برابر با مقدار ۰,۵۹- است که نشان دهنده این است که در هر دوره ۵۵ درصد شوک وارده در کوتاه مدت به سمت مقادیر بلند مدت تعدیل می یابد این سرعت تعدیل مناسب است. در نهایت به برررسی مشکل خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی و توزیع نرمال در جملات اخلال مدل رگرسیون بر اساس آماره های آزمون باراش گادفری، باراش پاگان و جارک – برا پرداخته شده است.

جدول (۹) – آزمون های تشخیصی مدل رگرسیون برآورد شده در قالب روش ARDL

نام آزمون	آماره آزمون	سطح معنی داری
جارک – برا	۵,۴۵	۰,۰۷۶
باراش گادفری (خودهمبستگی)	۰,۹۳	۰,۵۴۶
باراش پاگان (واریانس ناهمسانی)	۱,۸۷	۰,۳۴۲

با توجه به اینکه سطح معنی داری گزارش شده در آزمون های فوق بیشتر از ۰,۰۵ است بنابراین در سطح خطای ۵ درصدی فرضیه صفر به ترتیب مبنی بر توزیع نرمال جملات اخلال، عدم وجود خودهمبستگی و واریانس همسان بودن توزیع جملات اخلال رد نشده و مدل براورد شده دارای مشکلی در جملات اخلال مدل رگرسیون نیست.

بحث، نتیجه گیری و پیشنهادها

تحقیق حاضر به‌منظور شناسایی تاثیر اندرکنش پویا متغیرهای تحقیق بر قیمت طلا و شاخص بازار سهام بود. مطالعات صورت گرفته حاکی از آن است که اطلاعات مربوط به متغیرهای مالی، در طول زمان، به یکدیگر سرایت می کنند، سرایت بین بازده دارایی ها نشان دهنده وجود یک استراتژی معاملاتی سودآور است و چنانچه سود این استراتژی معاملاتی از هزینه های عملیاتی آن بالاتر باشد، به صورت بالقوه، شواهدی از عدم کارایی بازار ارائه می‌دهد. دوم، مکانیزم های سرایت در مدیریت سبد دارایی مهم است، زیرا داشتن اطلاعات از تاثیر سرایت بازده ها در انتخاب سبد سهام و کاهش ریسک آن بسیار مفید است. سوم، اطلاعات در خصوص سرایت تلاطم دارایی‌ها، در پیش بینی تلاطم قابل استفاده است. با توجه به اینکه هدف این مطالعه شناسایی تاثیر اندرکنش پویا متغیرهای تحقیق بر قیمت طلا و شاخص بازار سهام بود، از اطلاعات روزانه دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۹ و روش با خودهمبسته با وقفه های توزیعی (ARDL) استفاده شد. نتایج بیانگر آن بود که شاخص کل بازار سهام رابطه مثبت و معنی داری با تمامی بازارهای دارایی های دیگر داشته است.همچنین قیمت طلا با تمام دارایی ها بجز قیمت نفت خام دارای رابطه مثبت و معنی داری است.

در مقایسه نتایج بدست آمده از این مطالعه با سایر مطالعات مشاهده می شود که نتایج با مطالعه محمد زمانی (۱۳۹۱) ، نیلوفر صفریانی (۱۳۹۶)، ثقفی و قنبریان (۱۳۹۳)، سینگال و همکاران (۲۰۱۹)، فطرس و هوشیداری (۱۳۹۷)، سوجیت و همکاران (۲۰۱۱) جین و بیسوال (۲۰۱۶)، الی بوری و همکاران (۲۰۱۷)، چرچیل و همکاران (۲۰۱۹) در خصوص ارتباط پویا بین شاخص بازار سهام، بازار ارز، قیمت نفت ، طلا و ... مطابقت داشته و همجهت است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده می‌توان پیشنهادات زیر را ارائه کرد:

- با توجه به ضرایب رابطه بلند مدت و همسویی مثبت و معنی دار میان قیمت جهانی نفت خام و شاخص بورس اوراق بهادار تهران، می توان در تصمیم گیری های سرمایه گذاری مناسب و بموقع قبل از سرایت زیان از سوی بازار نفت خام به بازار بورس اوراق بهادار تهران بهره مند گردید.
- با توجه به ضرایب رابطه بلند مدت و همسویی مثبت و معنی دار دوطرفه میان قیمت جهانی طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران، می توان در تصمیم گیری های سرمایه گذاری مناسب و بموقع قبل از سرایت زیان از سوی بازار طلا به بازار بورس اوراق بهادار تهران و بالعکس بهره مند گردید.

www.SID.ir

- با توجه به ضرایب رابطه بلند مدت و همسویی مثبت و معنی دار میان نرخ ارز و قیمت طلا و یا شاخص بورس اوراق بهادار تهران، می توان در تصمیم گیری های سرمایه گذاری مناسب و بموقع قبل از سرایت زیان از سوی بازار ارز به بازار طلا و بازار بورس اوراق بهادار تهران بهره مند گردید.
- با توجه به ضرایب راطه بلند مدت میان بازارهای مالی (نفت خام، فلزات گرانبها، نرخ ارز) با شاخص بورس اوراق بهادار تهران، می توان به شدت تاثیر نوسان هر کدام از این بازارها بر بازار سهام پی برد.
- سرمایه گذران در بازارها مالی باید در راستای حفظ ارزش دارایی ها سرایت پذیری و شدت انتقال نوسانات بین بازارهای مالی را مد نظر قرار داده و با عملکرد بموقع زیان ناشی از این انتقال را کاهش دهند. همچنین توزیع ریسک بین دارایی های مالی باثبات منجر به کاهش زیان احتمالی در سرمایه گذاری خواهد بود.
- استفاده از روش‌های انتقال ریسک، می‌تواند سرمایه‌گذار را یاری نماید زیرا مقایسه دارایی های مالی مختلف را با تبدیل همه عوامل به یک عامل بسیار تسهیل می‌نماید و همچنین در هنگام پردازش عوامل مختلف این موضوع را که برخی عوامل هر چه بیشتر باشد (مانند بازده) و برخی عوامل هر چه کمتر باشد (مانند ریسک) بهتر است را به راحتی در نظر می‌گیرد.

منابع

۱. جلیلی کامجو، سیدپرویز، (۱۳۹۷)، برآورد ریشه کسری و حافظه بلند مدت در بازار ارز و بازار سهام در اقتصاد ایران کاربرد مدلARFIMA-FIGARCH :، همایش تولید ملی و اشتغال پایدار، چالش ها و راهکارها، بروجرد، دانشگاه آیت اله بروجردی (ره).

۲. خاوری، هابیل، (۱۳۹۸)، بررسی روابط بین تغییرات نرخ ارز، نوسانات قیمت طلا و نفت خام با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۵ تا ۱۳، کنفرانس بین المللی مدیریت، حسابداری، اقتصاد و بانکداری در هزاره سوم، تهران، شرکت همایش آروین البرز.

۳. جهانگیری، خلیل، ابراهیمی آباد، سید علی حسینی، (۱۳۹۶). بررسی آثار سیاست پولی، نرخ ارز و طلا بر بازار سهام در ایران با استفاده از مدلMS-VAR-EGARCH ، پورتال علمی پژوهشی تحقیقات مالی دانشگاه تهران، دوره ۱۹، شماره ۳، صفحه ۳۸۹-۴۱۴

۴. قادری، سامان، شهرازی، مهدی، (۱۳۹۹). اثر شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد بیزین چرخشی مارکوف. پورتال علمی پژوهشی تحقیقات مالی دانشگاه تهران، دوره ۲۲، شماره صفحه ۹۰-۱۰۹

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

۶. فطرس، محمد حسن، هوشیدری، مریم، (۱۳۹۷). ارتباط های پویا بین قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز با شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال چهاردهم، ۵۸، ص ۱۱۶-۸۹.

۷. شکیبایی، علیرضا، افلاطونی، عباس، نیکبخت، لیلی، (۱۳۸۷)، بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت های نفت در کشورهای عضو اوپک. دانش و توسعه، دوره ۱۵، شماره ۲۵ ، صفحه ۶۷ -۸۵

۸. قنبریان رضا، ثقفی، علی، (۱۳۹۴). مطالعه‌ی تجربی رابطه‌ی پویای قیمت نفت و شاخص های بازار سرمایه در ایران . فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی. ۱۳۹۴; ۵ (۲۰) :۱۹۳-۲۱۶.

۹. دائی کریم زاده، سعید، هنرور، نغمه، (۱۳۹۶). بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت نفت خام، قیمت طلا، شاخص قیمت مسکن و نرخ ارز در ایران با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال سیزدهم، شماره ۵۳، صص ۱۳۵-۱۶۴.

۱۰. زرانژاد ، منصور ، سعادت مهر، مسعود، (۱۳۸۶). تخمین تابع تقاضا برای گوشت ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی ، دوره ۷، شماره ۲۶ .

۱۱. پهلوانی مصیب، دهمرده نظر، حسینی ،سیدمهدی (۱۳۸۶). تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگراییARDL . نشریه اقتصاد مقداری ، دوره ۴، شماره ۳، صفحه ۱۰۱ تا ۱۰۳

12. Amano, R. A., & Van Norden, S. (1998). Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate. Journal of international Money and finance, 17(2), 299-316.
13. Baruník, Jozef, Kočenda , Evžen, Vácha , Lukáš, (2016). Gold, oil, and stocks: Dynamic correlations., International Review of Economics & Finance, Volume 42, March 2016, Pages 186-201.

www.SID.ir

14. Churchill, S. A., & Inekwe, J, Ivanovski,K., Smyth, R. (2019). Dynamics of oil price, precious metal prices and the exchange rate in the long-run, Energy Economics. Journal Pre-Proof, ENEECO 104508
15. FuGu, JiqiangWang, Jianfeng, Guo, YingFan.(2020). Dynamic linkages between international oil price, plastic stock index and recycle plastic markets in China. International Review of Economics & Finance, Volume 68, July 2020, Pages 167-179
16. Inder, B., 1993. Estimating long-run relationships in economics: a comparison of different approaches. J. Econ. 57, 53–68.
17. Jain, A., & Ghosh, S. (2013). Dynamic of Global oil prices, Exchange rate and precious metal prices in India. Resources Policy, 38, 88-93.
18. 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.
19. Nuket KirciCevik, Emrah I & Cevik, SelDibooglu.(2020).Oil prices, stock market returns and volatility spillovers: Evidence fro,m Turkey.Journal of Policy Modeling,Volume 42, Issue 3, May–June 2020, Pages 597-614
20. Pesaran, M. H. and Y. Shin (1995), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis". Cambridge Working Papers in Economics, No. 9514.
21. Pesaran, M. H., Shin, Y. and R. J. Smith (2001), "Bounds TestingApproaches to the Analysis of Level Relationships",Journal of Applied Econometrics (special issue) in honour of J D sargan on the theme,Studies in Empirical Macroeconometrics, (eds) D.F. Hendry and M.Hpesaran 16(2): 289-326.
22. Randjbaran, E., Tahmoorespour, R., Rezvani, M., & Safari, M. (2018). The impact of oil price fluctuations on industry stock returns: Evidence from international markets. Journal of Management Info, 5(1),1-12
23. Singhal, S., Choudhary, S., & Biswal, P. C. (2019). Return and volatility linkages among International crude oil price, gold price, exchange rate and stock markets: Evidence from Mexico. Resources Policy, 60, 255-261.
24. Zeren, F., & Akkuş, H. T. (2018). Oil Prices and Stock Markets: Further Evidence from Newly Industrialized Countries. Management and Economics Review, 3(1), 110-122.

www.SID.ir

Identifying the effect of dynamic interaction of financial markets on the global gold market and the Iranian stock market

Peyman Pazouki[1], Masoud Simkhah[2], Ali Jamali[3]

Abstract

Fluctuations in various asset markets are highly interrelated and it is of great importance regarding making appropriate decisions by investors. (being aware of the relationship among financial assets is of great importance for investors in order to making appropriate decisions.) The purpose of this study is to identify the effect of dynamic interaction between financial markets on fluctuations in the global gold market and the Iranian stock market. The variables which are considered in this study include exchange rate, gold price, oil price and stock market overall index.(Tehran stock market index). For this purpose, the research variables within 2009-2020 period, daily data is gathered and data analysis is carried out through the Auto-correlation method within ARDL distribution intervals. The results showed that the stock market index had a positive and significant relationship with all other asset markets gold price has a positive and significant relationship with all assets except the price of crude oil.

Keywords: Crude Oil Price, Gold Price, exchange rate and stock market index. (Tehran Exchange Dividend and Price index.Auto Regressive Distributed Lag(ARDL)

1 MSC. Student. ,Faculty of Management and Humanities, Management Group of Parand Branch Islamic Azad University, Parand, Iran (pzk.peyman@gmail.com)

2 Assistant Prof.., Faculty of Management and Humanities, Management Group of Parand Branch Islamic Azad University, Parand, Iran

3 lecture, Faculty of Management and Humanities, Management Group of Parand Branch, Islamic Azad University, Parand, Iran

www.SID.ir