فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۷، شماره ۲۲- پائیز ۱۳۹۶

بررسی اثر تغییرات قیمت نفت و طلا بر نرخ ارز در ایران

بهزاد فکاری سردهایی[۱]ـ هانی حمزه کلکناری ـ عاطفه بیانی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۶/۷/۱۶ تاریخ پذیرش: ۹۶/۸/۲۳

چکیده

ارزش دلار آمریکا، قیمت نفت خام و قیمت طلا سه متغیر مهم اقتصادی هستند که تغییرات آن‌ها تأثیرات عمده‌ای بر روند رشد اقتصادی کشورهای تولیدکننده نفت دارد. در این مطالعه با توجه به اثرات متقابل بازارهای جهانی نفت‌خام، طلا و نرخ ارز بر هم، تأثیر تکانه‌های حاصل از قیمت نفت ایران و قیمت طلای جهانی بر نوسانات نرخ ارز ایران با استفاده از داده‌های روزانه ۱۳۹۱:۴ تا ۱۳۹۲:۵ و الگوی واریانس شرطی اتو رگرسیو آستانه‌ای با لحاظ شکست ساختاری بررسی شده‌است. نتایج نشان داد که میزان تکانه های مثبت و منفی (اخبار خوب و بد) اثرات معنی‌داری از لحاظ آماری داشته و تأثیر اخبار خوب بازارهای نفت و طلا روی نرخ ارز بیشتر بوده است. از همین رو با توجه به مثبت بودن اثر، می‌توان با کنترل بازار طلا و نفت و ایجاد ثبات در این بازارها به تثبیت وکنترل نرخ ارز نیز کمک کرد.

طبقه بندی JEL: E31 ،F31

واژگان کلیدی: نرخ ارز، زیووت-اندریوز، گریگوری هانسن، الگوی واریانس شرطی اتو رگرسیو آستانه‌ای

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، سرپرست گروه اقتصاد مرکز ملی مطالعات راهبردی کشاورزی و آب اتاق بازرگانی ایران و پژوهشگر مرکز تحقیقات و نوآوری سازمان اتکا، (نویسنده مسئول) *jfakari@gmail.com*

[۲] دانش آموختگان کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

۱- مقدمه

نرخ ارز یکی از عوامل تعیین‌کننده سودآوری و کارایی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. در حقیقت، ثبات نرخ ارز باعث کاهش عدم اطمینان در فضای اقتصاد داخلی شده و در نتیجه سرمایه گذاران به سهولت در مورد سرمایه‌گذاری در زمان حال و آینده تصمیم‌گیری می‌کنند. نرخ ارز و نوسانات آن در حقیقت انتخاب صحیح و بهینه‌ی نظام‌های ارزی تأثیر مهمی بر سرمایه گذاری‌ها و صادرات و واردات کشور دارد (درنبوش و فیشر،۱۹۸۰). بازار نفت یکی از مهم ترین بازارهای جهانی به شمار می‌آید که معمولاً در رابطه با دیگر بازارها از جمله بازار ارز نقش دوگانه‌ای ایفا می کند، به طوری که در بعضی زمان‌ها متأثر از تحولات ارزها به ویژه دلار و در بعضی زمان‌ها مؤثر بر تحولات ارزهای عمده جهان بوده‌است. مسائل سیاسی، تعادل عرضه و تقاضا، معرفی انرژی‌های جایگزین، بازارهای مالی و غیره از جمله عوامل متعدد تأثیرگذار بر قیمت نفت هستند (نوروزی، ۱۳۹۰).

شاخص قیمت جهانی نفت و طلا از مهمترین شاخص‌های تأثیر گذار بر عوامل اقتصادی و عوامل سیاسی در هر کشور است. قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند، بر بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، از جمله شاخص قیمت سهام تأثیرگذار است. از سوی دیگر، قیمت جهانی طلا نیز به عنوان متغیری با اهمیت، معرف بسیاری از تحولات پولی و مالی بین المللی است؛ اگر چه این نقش در گذر زمان تا حدودی تقلیل یافته است، اما همچنان مهم است. تبیین چنین رابطه ای راهنمای سیاست‌گذاران در جهت گیری‌های سیاست‌های پولی و ارزی است (داور زاده، ۱۳۸۶). تغییرات قیمت نفت خام به عنوان رایج‌ترین کالای تجاری و طلا به عنوان یکی از فلزات گران‌بها موجب جنبش‌های موازی در دو بازار کالا و دیگر فلزات گران‌بها می‌شود (ساری و همکاران، ۲۰۱۰). نرخ ارز و قیمت نفت خام دو متغیر اقتصادی هستند که تغییرات آن‌ها تأثیرات عمده‌ای بر روند رشد اقتصادی جهانی برجای می گذارد. علاوه بر این، نفت و دلار به عنوان دو دارایی جایگزین یکدیگر می توانند در سبد دارایی افراد و مؤسسات مختلف وارد شوند. میل به حداکثر کردن بازدهی سبد دارایی، نیاز مبرم کشورهای غربی به نفت خام برای رشد اقتصادی، ارزش‌گذاری نفت بر حسب دلار آمریکا و بالاخره جهان روایی دلار آمریکا از عواملی هستند که باعث می‌شود ارتباط پیچیده‌ای بین قیمت نفت خام و دلار آمریکا بوجود آید(هوشمند و همکاران، ۱۳۸۹).

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

بازار نفت یکی از اصلی ترین بازارهای جهانی است که معمولاً در رابطه با دیگر بازارها، پیشرو است. به عبارت دیگر تغییرات نفت موجب تحول در دیگر بازارها از جمله ارز می شود و عکس این موضوع معمولاً صادق نیست. یکی از مسائل بسیار قابل توجه در عرصه بازارهای مالی رابطه تنگاتنگ قیمت کالاها و ارزش ارزهای کشورهای مختلف جهان با یکدیگر است. به طوری که در هیچ بازاری نمی‌توان منفرد عمل کرد و به اخبار و اطلاعات مربوط به آن کالا یا ارز بسنده کرد و باید اطلاعات جامعی از تمام کالاها لااقل از تعداد قابل توجهی از آنها را گردآوری و تحلیل کرد تا به نتیجه ای مطلوب رسید. البته چه در مورد رابطه دلار و نفت که به آن پرداخته شد و چه درباره مسائلی که در ادامه مطرح می شود باید این نکته را در نظر گرفت که رابطه بین ارزها و کالاهای حساس مثل نفت و طلا صرفاً یکی از چندین پارامتر تأثیرگذار است و چه بسا در شرایط خاص این ملاحظات از طرف بازیگران بازار نادیده گرفته شود. تشخیص اینکه در چه شرایطی این روابط محکم و استوار است و در چه شرایطی سست و ناپایدار، به عهده تحلیلگران بازارهای مالی و این مهم خود امری دشوار است.

نفت به عنوان ماده اصلی تأمین انرژی جهان از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد؛ زیرا از یک طرف کشورهای صنعتی که اکثراً وارده کننده نفت خام می‌باشند، برای تولیدات خود احتیاج مبرم به این سوخت دارند. از طرفی اکثر کشورهای صادر کننده نفت، عمده‌ی درآمد خود را از راه فروش نفت بدست می‌آورند. در نتیجه تحولات تولید و قیمت این ماده برای هر دو گروه مصرف‌کننده و تولیدکننده این کالای استراتژیک حائز اهمیت است. ایران از جمله کشورهایی است که اساس اقتصاد آن بر درآمدهای نفتی بنا شده است. در کشورهای صادر کننده نفت درآمدهای صادراتی آن، به عنوان درآمد بخش دولتی محسوب و از طریق خزانه وارد بودجه دولت می‌شود. این مسئله سبب می‌گردد که درآمدهای نفتی از طریق هزینه‌های دولت به دو صورت مصرف و سرمایه‌گذاری به اقتصاد این کشورها تزریق گردد و رشد اقتصادی آن‌ها را تحت تاثیر قرار دهد. ارتباط حجم و ارزش صادرات و مهمتر از همه نوسانات قیمت نفت و رشد اقتصادی به منزله افزایش ظرفیت‌های اقتصادی یکی از موضوعات مهم و قابل توجه برای مراکز تحقیقاتی و برنامه‌ریزی است. تکیه برنامه‌ریزی اقتصادی بر تعیین رشد مشخص از تولید ناخالص ملی، لزوم ارتباط کمی میان

درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و نوسانات قیمت نفت را بیشتر می‌کند.

در عین حال شناخت ارتباط بین بازار طلا با دو بازار ارز و نفت به منظور مدیریت بهینه سبد دارایی‌هایی در سطوح خرد و کلان از اهمیت بالایی برخوردار است .بازار نفت، یکی از مهمترین بازارهایی است که معمولاً در رابطه با بازار ارز، نقش دوگان‌های ایفا می‌کند؛ به این صورت که برخی از زمان‌ها متأثر از تحولات ارزها بویژه دلار و در بعضی مواقع مؤثر بر تحولات بازار ارزهای عمده جهان می‌باشد. اما با توجه به اینکه دلار آمریکا به عنوان ارزی که معاملات نفت خام بر اساس آن صورت می‌پذیرد، افزایش و کاهش ارزش دلار در مقابل سایر ارزها می‌تواند در عین اینکه قدرت خرید درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام را تحت تأثیر قرار دهد، قادر خواهد بود در تحولات بازار نفت خام نیز نقش مهمی بر عهده داشته باشد. این امر ناشی از ارتباط تنگاتنگی است که بین این دو بازار مالی حاکم است. علاوه بر این نقل و انتقالات سریع جریان سرمایه در کنار عملیات سفته‌بازی و پوشش ریسک فعالان بازار ارتباط بین این دو بازار را افزایش می‌دهد. لذا یکی از سوالاتی که همواره در مورد تغییرات قیمت نفت مطرح می‌باشد، میزان تأثیرگذاری تغییرات ارزش دلار در مقابل سایر ارزها بر قیمت نفت خام و ارتباط دو متغیر در کوتاه -مدت و بلندمدت می‌باشد. شاخص دیگری همواره در پیشبینی قیمت نفت مورد توجه قرار می‌گیرد، قیمت جهانی طلا می‌باشد. طلا و نفت دارای عوامل تأثیرگذار مشترکی می‌باشند، که این امر موجب می‌شود، قیمت این دو کالای حیاتی در اکثر موارد هم جهت حرکت نمایند. هر چند شاید نتوان ارتباط مستقیم و مشخصی بین بازار نفت خام و بازار طلا پیدا کرد، اما هم حرکت‌ها این بازارها باعث شده است که همواره همبستگی بین این دو بازار مورد سوال بسیاری از تحلیل گران اقتصادی قرار گیرد. بنابراین نحوه تأثیرگذاری بازار طلا بر بازار نفت و ارتباط این دو متغیر سوال دیگری است که همواره در ذهن تحلیلگران اقتصادی مطرح می‌باشد (نوروزی، ۲۰۱۱).

تغییرات قیمت طلا نیز تاثیر زیادی بر بازارهای مالی جهان بویژه دلار دارد. طلا در رابطه با بازارهای ارز گاه نقش پیشرو و گاه نقش پیرو بازی میکند، لکن بطور کلی معمولاً دلار جهت طلا را مشخص می نماید، زیرا طلا نیز در بازار جهانی به دلار ارزش گذاری می شود. افزایش ارزش دلار برای خریدارانی که با دیگر ارزها قصد خرید دارند را گران کرده و در نتیجه تقاضای طلا کاهش و قیمت آن نیز تنزل می یابد. در مقابل کاهش ارزش دلار موجب کاهش قیمت طلا و افزایش تقاضا و سرانجام موجب افزایش قیمت آن خواهد شد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در خصوص ارتباط بین قیمت نفت، طلا و نرخ ارز در داخل و خارج کشور وجود دارد. ابونوری و کیان پیشه (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به تاثیر نااطمینانی قیمت نفت بر بازارهای مالی در ایران پرداخته‌اند. برای انجام الگوسازی در مورد تاثیر نااطمینانی قیمت نفت بر شاخص سهام، نرخ ارز و قیمت طلا از مدل‌های ARCH و GARCH و برای آزمون اثر نا اطمینانی قیمت نفت بر این بازارها، از روش خود رگرسیون برداری(VAR) استفاده شده است. نتایج تخمین بیانگر رابطه منفی بین نااطمینانی قیمت نفت و بازارهای مالی می‌باشد. نجار و صباحی در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر قیمت طلا در ایران پرداخته‌اند. محققین در این مطالعه به بررسی عوامل موثر بر قیمت طلا در ایران می‌پردازند که از داده‌های سری زمانی فصلی، طی بازه زمانی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۹و روش اقتصادسنجی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر آن است که در کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای قیمت نفت، نرخ سود بانکی و نرخ ارز، همگی تاثیر منفی و معنی‌داری بر قیمت طلا دارند؛ به عبارتی افزایش در متغیرهای یادشده، باعث کاهش در قیمت طلا می‌شود. همچنین متغیرهای تورم و قیمت جهانی طلا تاثیر مثبت و معنی داری بر قیمت طلا دارند. کشاورز حداد و معنوی (۱۳۸۷) با بررسی روابط پویای کوتاه‌مدت میان بازار سهام و ارز با تکانه‌های نفتی با استفاده از خود رگرسیون برداری و آزمون علیت گرنجری با بهره‌گیری از داده‌های روزانه ایران در سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۵ نشان دادند که تکانه‌های نفتی بر قیمت سهام و انتقال آن به بازار ارز تأثیر دارد ولیکن در حالت روند نزولی قیمت نفت، رابطه مشخصی ملاحظه نمی شود. صمدی و همکاران (۱۳۸۶) تأثیر شاخص‌های قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره ۱۹۹۷-۲۰۰۶ و مدل اقتصادسنجی GARCH ارزیابی کرده و نشان دادند که تأثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است.

فرتزچر و همکاران[1] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات قیمت نفت، نرخ ارز امریکا و قیمت دارایی و سهام پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بین دلار امریکا و قیمت نفت از سال ۲۰۰۰ علیت دوطرفه وجود دارد.

همچنین قیمت نفت و دلار امریکا بر بازدهی بازار سهام و میزان ریسک آن اثرگذار هستند. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بین قیمت نفت و دیگر دارایی‌های مالی ارتباط وجود دارد. شاریا و همکاران[۲] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز را بر بازار مالی و نیروی کار مالزی بررسی نموده‌اند. در این مطالعه از تکنیک همگرایی الگوی جوهانسون بر مبنال الگوی VAR برای بدست آوردن ارتباط بلندمدت بین متغیرهای استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در مالزی ارتباط بلندمدتی بین قیمت نفت و نرخ ارز وجود دارد. بین قیمت نفت و نرخ بیکاری کالزی ارتباط معنی داری وجود ندارد. در مطالعه حاله و چانج[۳] (۲۰۱۱) در سنگاپور با استفاده از داده‌های ماهانه به بررسی رابطه بین قیمت طلا و نفت نشان داده شد که تأثیر قیمت نفت روی قیمت طلا غیر متقارن و غیر خطی است. همچنین به وجود رابطه بلند مدت قیمت نفت و طلا و استفاده از قیمت نفت برای پیش‌بینی قیمت طلا اشاره شده است. در مطالعه‌ای که هوان‌کیم ودیلتس[۴] (۲۰۱۱) در بررسی رابطه بین ارزش دلار، قیمت طلا و نفت با استفاده از داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۷۰ تا جولای ۲۰۰۸، دریافتند که رابطه منفی بین ارزش دلار و قیمت هر یک از کالاهای نفت و طلا و همچنین رابطه مثبت بین قیمت طلا و نفت طبق نظریه‌های اقتصادی کلاسیک وجود دارد.

ساری و همکاران[۵] (۲۰۱۰) در بررسی روابط بین قیمت چهار فلز گران‌بها (طلا، نقره، پلاتین و پالادیوم) و قیمت نفت و نرخ ارز (یورو) دریافتند رابطه ضعیف و نامتقارن بین بازده قیمت نفت و طلا است. همچنین ژانگ و همکاران[۶] (۲۰۱۰) به وجود رابطه بلند مدت بین قیمت دو کالای نفت و طلا پی بردند. سویتاس و همکاران[۷] (۲۰۰۹) در ترکیه نشان دادند که قیمت نفت جهانی قدرت پیش‌بینی قیمت فلزات گران‌بها از جمله طلا را دارا است. به باور آن‌ها رابطه قیمت نفت و قیمت طلا در طول زمان پایا نیست. کودرت و همکاران[۸] (۲۰۰۸)، از آزمون‌های علیت و هم جمعی، برای یافتن رفتار غیرایستای نرخ دلار آمریکا استفاده نموده و دریافتند این رفتار نرخ دلار آمریکا، از رفتار غیرایستای قیمت واقعی نفت نشأت می گیرد. زالدونو[۹] (۲۰۰۶) با استفاده از مدل VECM نشان داد که قیمت واقعی نفت برنت، در میان سایر عوامل، به یکی از علل اصلی تعیین نرخ ارز واقعی تعادلی متغیر نسبت به زمان در ونزوئلا تبدیل شده است. کامارزو و تامریت[۱۰] (۲۰۰۲)، با استفاده از تکنیک‌های همجمعی پانل، دریافتند که علاوه بر نرخ بهره‌ی واقعی، قیمت نفت نیز باید به عنوان یکی از عوامل اصلی تعیین کننده‌ی نرخ ارز واقعی پزوتای اسپانیا مد نظر قرار گیرد. با توجه به مطالعات انجام شده در رابطه با تأثیر هر یک از متغیرهای نفت‌خام، ارز و طلا بر هم، بررسی تأثیر تکانه‌های مثبت و منفی هر یک از این بازارها بر هم نیز اهمیت پیدا می‌کند. با توجه به این مهم، بررسی اثرات تکانه‌های منفی(اخبار بد) و تکانه‌های مثبت (اخبار خوب) موجود در بازارهای نفت خام ایران و طلای جهانی بر روی نوسانات نرخ ارز ایران ضرورت می‌یابد. در این مطالعه تلاش شده تا با استفاده از مدل TGARCH (واریانس شرطی اتو رگرسیو آستانه‌ای) این مسأله مورد بررسی قرار گیرد.

مطالعات مختلف نشان از ارتباط متقابل بین قیمت نفت، نرخ ارز و بازار طلا دارد. مطالعه‌ای که بطور همزمان این سه متغیر را با هم بررسی نموده و اثرات آنها را محاسبه نماید در کشور مشاهده نشده است. هدف این مطالعه بررسی آثار همزمان قیمت طلا و نفت خام ایران بر نوسانات نرخ ارز کشور می‌باشد.

۳- روش تحقیق و معرفی مدل و متغییرها

شناخت نحوه ارتباط بازارهای مالی و چگونگی تأثیرگذاری آنها بر یکدیگر از دو جنبه اهمیت فراوانی دارد. جنبه اول از دیدگاه سرمایه‌گذاران و فعالین بازار است که به منظور مدیریت سبد دارایی‌ها و مدیریت ریسک نحوه تعامل بازارهای مالی را دنبال می شود. جنبه دوم نیز از دیدگاه سیاستگذاران اقتصادی است که بدنبال تثبیت نوسانات اقتصادی می‌باشند. با توجه به اینکه درآمدهای حاصل از صادرات نفت بخش عمده اعظم درآمدهای دولت را تشکیل می‌دهد و همچنین درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت سهم بسیار بالایی در تراز پرداختها و تأمین ارز مورد نیاز کشور دارد، لذا قیمت نفت خام و نوسانات آن که به صورت برونزا تعیین می‌شود، در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی کشور نقش بسزایی دارد. همچنین همانطور که اشاره شد ارتباط تنگاتنگ و تأثیر و تأثر متقابلی بین بازار نفت با سایر بازارهای مالی از جمله طلا و ارز وجود دارد. از این رو بررسی نحوه تعامل بازار نفت با این دو بازار، در مدیریت نوسانات برونزایی که از ناحیه درآمدهای نفتی به اقتصاد تزریق می‌شود، از اهمیت فراوانی برخوردار است.

زمانی‌که از الگوهای سری‌های زمانی استفاده می‌شود، در گام اول باید ریشه واحد برای آزمون پایایی متغیرهای الگو بررسی شود و همچنین زمانی که داده‌های الگو دارای شکست باشد، آزمون‌های معمول برای تست پایایی نظیر ADF (دیکی و فولر، ۱۹۸۱) وPP (فیلیپس پرون،۱۹۸۸) وKPSS (کویاتکوسکی، ۱۹۹۲) برای تست پایایی متغیرها

ناتوان می‌باشد و بجای آن‌ها باید از آزمون ریشه واحد زیووت-اندریوز[11] استفاده شود. بطوریکه پرون (۱۹۸۹) با استفاده از آزمون‌های شبیه‌ساز بیان می‌کند که آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته [12] (ADF) در شرایطی که داده‌ها دارای نوسانات پایدار در اطراف روند داشته و یا دارای شکست ساختاری باشند، تمایلی به رد فرضیه H_0 ندارد. برای این منظور پرون با وارد کردن متغیرهای مجازی در الگوی ADF سعی در دخالت دادن شکست ساختاری موجود در داده‌ها داشت. در ادامه زیووت و اندریوز (۱۹۹۲) توانستند شکست ساختاری برونزا را الگوسازی نمایند. آنها با استفاده از الگوریتم نقطه شکست را تعیین نمودند. در حقیقت آزمون ZA شکل دیگری از الگوی آزمون ریشه واحد پرون می‌باشد که با وجود شکست ساختاری در داده‌ها می‌باشد. برای انجام آزمون ریشه واحد با وجود شکست ساختاری ZA مراحل زیر طی می‌شود (زیووت و اندریوز، ۱۹۹۲):

(۱)

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma DU_t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

الگوی شکسته[13]:

در رابطه فوق، Δ علامت تفاضل، p تعداد وقفه بهینه که توسط معیارهای AIC،[14] SCB،[15] و آماره دوربین-واتسون[16] تعیین می‌شود و y_t هم سری مورد بررسی می‌باشد. در این آزمون ρ=۱یا H_0:δ=۰ مورد بررسی قرار می‌گیرد. مقادیر بدست آمده برای δ با مقادیر محاسبه شده توسط دیکی و فولر، مقایسه می‌شوند. در معادله (۱) فقط متغیر DU_t متغیر مجازی می‌باشد که برای سال‌های بزرگتر از نقطه شکست (TB) مقدار یک و برای بقیه نقاط مقدار صفر دارد. این الگو نشان دهنده تغییرات ناگهانی در عرض از مبدا تابع روند می‌باشد.

(۲)

$$y_t = \alpha + \beta_t + \lambda DT_t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

الگوی تغییرات رشد[17]:

در معادله (۲) متغیر DT_t متغیری است که برای زمان‌های بزرگتر از TB، مقدار t-TB دارد و در دیگر نقاط صفر می‌شود. این الگو نشان دهنده یک تغییر در شیب تابع روند بدون تغییر در عرض ازمبدأ می باشد.

الگوی ترکیبی[18]:

(۳)

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma DU_t + \lambda DT_t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

معادله (۳) بیانگر الگوی ترکیبی از معادله (۲) و (۱) است که اجازه تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند را دارد و بیانگر یک تغییر ناگهانی در عرض از مبدأ همراه با تغییر در شیب نیز می‌باشد. در هر سه مدل فرض H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد بدون شکست ساختاری است (δ=۱). معنی‌دار بودن δ با حداقل آماره t که احتمال وجود شکست را دارد، مقایسه می‌شود. ZA پیشنهاد کردند که برای اطمینان بیشتر از نتیجه آزمون با نمونه محدود شده (T ،۰/۹ ۰/۱T) از بالا و پایین کار شود. برای تعیین حدود k نیز از معیار معرفی شده توسط هال (۱۹۹۴)، t sig استفاده می‌شود. در این آزمون شکست ساختاری متغیر برون زا بوده و از قبل تعیین می‌شود (هال، ۱۹۹۴).

آزمون‌های همجمعی انگل-گرنجر و جوهانسون دارای محدودیت‌هایی می‌باشند. وقتی داده‌ها در طول زمان بررسی می‌شوند، امکان وجود تغییرات سیاستی، بحران‌های مالی و هر گونه تغییرات ناگهانی وجود دارد. گریگوری و همکاران (۱۹۹۶) نشان دادند که با وجود شکست ساختاری در داده‌های مورد بررسی آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته به شدت اریب دارد. بر همین اساس گریگوی و هانسن (۱۹۹۶) بحث می‌کنند که اگر در داده‌های مورد بررسی شکست ساختاری وجود داشته باشد، محقق به اشتباه هم‌جمع بودن متغیرهای هدف را رد خواهد نمود. در صورتی که این رد شدن به خاطر همجمع نبودن متغیرها نمی‌باشد بلکه به خاطر وجود شکست ساختاری است. بنابراین گریگوری و هانسن آزمون همجمعی را بر اساس وجود شکست ساختاری ارائه نمودند. در الگوی گریگوری و هانسن سه رگرسیون برای دو متغیر y_1 و y_2 به شکل زیر برآورد می‌شود.

الگوی C (تغییر سطح[19]) (گریگوی و هانسن، ۱۹۹۶):

(۴)

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \varphi_{t\tau} + \gamma y_{2t} + \varepsilon_t$$

الگوی C/T (تغییر سطح با روند[20]):

(۵)

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \gamma y_{2t} + \varepsilon_t \quad t = 1, \ldots, n$$

در معادله (۵) عبارت روند (t) نیز به معادله اضافه می‌شود.

الگوی C/S (تغییر رژیم[21]):

(۶)

$$y_{1t} = \alpha_1 + \alpha_2 \varphi_{t\tau} + \gamma_1^T y_{2t} + \gamma_2^T y_{2t} \varphi_{t\tau} + \varepsilon_t \quad t = 1, \ldots, n$$

در معادله (۶) γ_1 نشان دهنده ضریب رگرسیون قبل از تغییر رژیم بوده و γ_2 نشان دهنده تغییر ضریب زاویه شیب است. متغیر مجازی $\varphi_{t\tau}$ به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\varphi_{tt=} \begin{matrix} 0 & \text{if} \\ t\leq[n\tau] & \\ 1 & \text{if} \\ t>[n\tau] & \end{matrix} \qquad (۷)$$

در معادله (۷) پارامتر τ ناشناخته است که در بازه (۰،۱) قرار دارد که نسبت زمانی تغییر را نشان می‌دهد. [ ] نیز بیانگر جزء صحیح می‌باشد. آماره آزمون همجمعی برای هر تغییر ممکن در رژیم ($\epsilon\tau T$) مقدار کمی در طول تمامی نقاطی که امکان شکست دارد، می‌باشد. گریگوری و هانسن برای اطمینان بیشتر از نتایج آزمون پیشنهاد می‌کنند که برای نقاطی که در طول بازه ([0.15n], [0.85n]) قرار می‌گیرند، آزمون انجام شود. فرض صفر در این آزمون عدم وجود بردار هم‌جمعی با وجود شکست ساختاری می‌باشد.

برای اینکه بتوان از سری مدل‌های ARCH و GARCH استفاده نمود باید از آزمون LM-Test این مسأله بررسی شود. این آزمون توسط بروش (۱۹۷۹) و گادفری (۱۹۸۸) ارائه شده، که با استفاده از آماره Q به بررسی همبستگی سریالی بین اجزای اخلال مدل می‌پردازد و بر خلاف آماره دوربین واتسون که فقط به بررسی AR(۱) می‌پردازد، با LM-Test می‌توان مراتب بالاتر اجزای اخلال را در مدل‌هایARMA را مورد بررسی قرار دارد. بنابراین هنگامی که در مورد خودهمبستگی اجزای اخلال نگرانی وجود دارد باید از این آزمون استفاده شود. فرضیه H_0 در این آزمون عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال سری مورد نظر می‌باشد. در این آزمون با فرض تخمین رگرسیون به شرح ذیل، اقدام به تخمین جزء اخلال شود (بروش، ۱۹۷۹ و گادفری، ۱۹۸۸):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t,1} + \beta_2 X_{t,2} + u_t \qquad (۸)$$

قبل از پیشنهاد بروش و گادفری، برای محاسبه اجزاء اخلال از الگوی AR(p) استفاده می‌شد. اما بروش و گادفری برای محاسبه جزء باقیمانده فرمول AR(p) را بهبود بخشیده و فرمول زیر را پیشنهاد دادند (بروش، ۱۹۷۹ و گادفری، ۱۹۸۸):

$$\hat{u}_t = \beta_0+\beta_1 X_{t,1}+\beta_2 X_{t,2}+\rho_1\hat{u}_{t-1}+\rho_2\hat{u}_{t-2}+\ldots+\rho_p\hat{u}_{t-p}+\varepsilon_t \qquad (۹)$$

بعد از تخمین مدل، R^2 برآورد شده از فرمول ۹ در n ضرب می‌شود و با آماره χ^2 مقایسه می‌شود.

$$nR^2 \sim \chi^2_p \qquad n=T-p \qquad (۱۰)$$

در فرمول فوق T، تعداد مشاهدات و p تعداد وقفه‌های معنی‌دار در فرمول ۹ می‌باشد. با محاسبه nR^2 و مقایسه آن با χ^2_p در مورد رد یا پذیرش فرض H_0 قضاوت می‌شود. اگر فرض H0 رد شود، آنگاه در جملات اخلال همبستگی وجود داشته و باید برای برآورد آن از الگوی ARCH و یا GARCH استفاده شود.

در الگوی ARCH/GARCH فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی غیر همبسته است ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته خود متغیر، شکل می‌گیرد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های ARCH، وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های اقتصادی (مانند نرخ ارز، تورم، سهام و ...) می‌باشد. به طوریکه ممکن است سری مذکورطی سال‌های مختلف رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارد. به مفهوم دیگر، دربرخی سال‌ها دارای نوسان کم و در برخی از سال‌های دیگر دارای نوسان زیاد باشد (اندرز، ۲۰۱۰). درچنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در واقع مزیت مدل‌هایARCH در این است که می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود متغیر و واریانس آن توضیح دهد. مدل ARCH به خاطر ویژگی‌هایی که دارد، در کاربردهای اقتصادسنجی دارای محبوبیت خاصی می‌باشد. این مدل در پیش‌بینی‌های اقتصادسنجی به محقق این توانایی را می‌دهد که بتواند تغییرات را از روی دوره‌ای خاص به دوره مورد نظر خود تعمیم دهد (اندرز، ۲۰۱۰). به نظر مک‌نیز(۱۹۷۹)در شرایطی که جامعه مورد مطالعه با دوره‌های پیش‌بینی متفاوت و تصادفی سروکار دارد و یک عدم اطمینان ذاتی[۲۲] در جامعه وجود داشته باشد، مدل ARCH به طور گسترده و وسیع می‌تواند مورد استفاده قرار بگیرد. همچنین مک‌نیز بیان می‌دارد که اجزای اخلال بزرگ و کوچک تمایل دارند که به صورت خوشه‌ای رفتار نمایند، یعنی محققان در مطالعات سری زمانی در دوره‌ای شاهد نوسانات شدید سری بوده و در دوره‌ای دیگر با افول این نوسانات مواجه بوده‌اند. مطالعات مک‌نیز نشان‌دهنده مفید بودن مدل ARCH برای بررسی این گونه سری‌های زمانی بوده است. و بعد از آن بولرسلیو و همکاران (۱۹۹۲)، برا و هیگینز (۱۹۹۳)، بولرسلیو و همکاران (۱۹۹۴) و دی‌بولد و لوپز (۱۹۹۵) این مدل را بهبود و گسترش دادند.

اساس این الگو بر این است که حوادث بزرگ اثر دارند اما اتفاقات کوچک دارای اثر نیستند. این الگو به GARCH آستانه‌ای معروف است. TARCH[۲۳] یا ARCH آستانه‌ای و

GARCH آستانه‌ای توسط زاکویان (۱۹۹۴) و گلوستن و همکاران (۱۹۹۳) به طور مستقل معرفی شد. شکل عمومی واریانس شرطی بصورت معادله (۱۱) بیان شده‌است.

در این مدل، اخبار خوب، $\varepsilon_t^2 > 0$ و اخبار بد $\varepsilon_t^2 < 0$ است. که تأثیرات مختلفی روی واریانس شرطی دارد؛ بطوری‌که اخبار خوب اثر α_i و اخبار بد دارای اثر $\alpha_i + \gamma_i$می‌باشد. اگر $\gamma_i > 0$ نوسانات اخبار بد بیشتر می‌باشد. و تأثیر اخبار بد روی متغیر وابسته بیشتر است. اگر$\gamma_i \neq 0$ باشد، اخبار اثر سیستماتیک دارد.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \epsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^- \quad (۱۱)$$

جایی که $I_t^- = 1$ if $\epsilon_t < 0$ و سایر موارد= ۰

در الگوی فوق اثرات به صورت مجزا محاسبه می‌شود. k آستانه می‌باشد. تائو و گرین(۲۰۱۲) نیز در مطالعات خود از این مدل استفاده کرده‌اند. الگوی TARCH نیز مانند الگوی فوق می‌باشد با این تفاوت که از دو معادله واریانس آن بخش σ_{t-1}^{2} آن حذف می‌شود و در الگوی فوق اثرات به صورت مجزا محاسبه می‌شود. K آستانه می‌باشد.

الگوی تجربی تحقیق:

(۱۲)

$$L_{exchange,t} = \beta_0 + \beta_1 L_{gold,t} + \beta_2 L_{oil,t} + \beta_3 \sum_1^p L_{exchange,t-p}$$

رابطه (۱۲) معادله میانگین تحقیق را نمایش می‌دهد. معادله واریانس نیز برای اجزای اخلال نوشته شده و فارغ از متغیرهای مستقل مطالعه می‌باشد. در رابطه (۱۲) L علامت لگاریتم بوده و p نیز وقفه بهینه تعیین شده در الگو می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از بازه زمانی ۴/۶: ۱۳۹۱ تا ۵/۱۹: ۱۳۹۲ مربوط به قیمت روزانه بازار نفت، طلا و ارز می‌باشد. داده‌ها از سایت (Research.stlouisfed.org) جمع‌آوری شده‌اند. کلیه تجزیه و تحلیل‌ها با استفاده از نرم‌افزار Eviews8 و Rats انجام شده‌است.

۴- نتایج برآورد مدل

هدف مطالعه بررسی آثار قیمت نفت خام و طلا بر نرخ ارز کشور می‌باشد. متغیرهای مطالعه نیز شامل قیمت نفت خام ایران که از مرکز اطلاعات OPEC اخذ شده، نرخ ارز آزاد ایران برگفته از سامانه سنا و قیمت طلا انس به دلار امریکا نیز از اتحادیه طلا و جواهر کشور بدست آمده است. با توجه به ماهیت مطالعه ابتدا ریشه واحد متغیرهای هدف بررسی شده است. برای اینکه از واریانس ناهمسانی داده‌ها کاسته شود از لگاریتم متغیرها به عنوان متغیرهای هدف استفاده شد. برای اینکه بتوان از وجود شکست ساختاری هم در عرض از مبدأ و هم در روند متغیرهای هدف اطمینان حاصل نمود، الگوی ترکیبی آزمون ریشه واحد زیووت-اندریوز (رابطه ۳) برآورد شد. همانطور که نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد مقدار t محاسباتی متغیرهای هدف کمتر از مقدار بحرانی t می‌باشد. در نتیجه متغیرهای نرخ برابری دلار امریکا به ریال، قیمت طلا(انس به دلار امریکا) و قیمت نفت خام ایران به دلار امریکا دارای ریشه واحد بوده و همه-ی آن‌ها دارای درجه ایستایی I(1) می‌باشند. با توجه به این‌که آزمون زیووت-اندریوز دارای این قدرت می‌باشد که نقطه شکست هر متغیر را نشان دهد، نقطه شکست برای همه‌ی متغیرها در جدول (۱) گزارش شده‌است. بطوری‌که نقطه شکست برای متغیرهای نرخ برابری دلار امریکا به ریال، قیمت طلا و قیمت نفت خام به ترتیب در تاریخ‌های ۱۳۹۱/۷/۴، ۱۳۹۱/۷/۶ و ۱۳۹۱/۷/۱۵ بوده است. دلیل این شکست‌ها تکانه‌های ارزی اتفاق افتاده در مهر ماه سال ۱۳۹۱ بوده است. با توجه به پیوند این بازارها به هم باعث شده‌است تا در هر سه بازار نقطه شکست در همان ماه باشد. بعد از یک مرتبه تفاضل‌گیری متغیرهای هدف ایستا شدند. بنابراین در مطالعه از سطح متغیرها استفاده نشده و تغییرات متغیرهای هدف مورد بررسی بوده است.

جدول (۱): آزمون ریشه واحد لگاریتم متغیرها با استفاده از آزمون زیووت-اندریوز (ریشه واحد با وجود شکست ساختاری):

	Mixed Model		
متغیر	t محاسباتی	نقطه شکست	درجه ایستایی
نرخ برابری دلار امریکا به ریال	-۴/۱۱	۱۳۹۱/۷	I(1)
قیمت طلا(انس به دلار امریکا)	-۳/۷۹	۱۳۹۱/۷	I(1)
قیمت نفت خام ایران به دلار امریکا	-۳/۸۷	۱۳۹۱/۷	I(1)
t محاسباتی برای الگو در سطح ۵ ٪	-۵/۰۸		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): آزمون هم‌جمعی با وجود شکست ساختاری برای متغیرهای هدف با استفاده از روش گریگوری و هانسن

متغیر	الگوی C/T		
	حداقل t محاسباتی	t جدول در سطح ۵ ٪	نقطه شکست
نرخ برابری دلار امریکا به ریال، قیمت طلا (انس به دلار امریکا)، قیمت نفت خام ایران به دلار امریکا	-۹/۲۳۷	-۵/۹۶	۱۳۹۱/۷
فرضیه H_0: عدم وجود رابطه هم‌جمعی با وجود شکست ساختاری			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به این‌که متغیرهای هدف دارای ریشه واحد و همگی متغیرها دارای درجه ایستایی I(1) می‌باشند، برای اینکه بتوان از متغیرها در سطح استفاده نمود، اقدام به برآورد بردار هم‌جمعی بین متغیرهای هدف با استفاده از آزمون هم‌جمعی گریگوری و هانسن شد که نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است، فرضیه H_0 مبنی برعدم وجود رابطه هم‌جمعی با وجود شکست ساختاری بین متغیرهای هدف مسأله رد و هم‌جمع بودن متغیرهای هدف مسأله تأیید شده است.

بر اساس نتایج جدول (۳) که فرآیند ARMA متغیر لگاریتم نرخ برابری دلار امریکا به ریال را نشان می‌دهد، بر خلاف آماره دوربین واتسون که فقط به بررسی AR(۱) می‌پردازد، با LM-Test می‌توان مراتب بالاتر اجزای اخلال را در مدل‌های ARMA مورد بررسی قرار داد. بنابراین هنگامی که در مورد خودهمبستگی اجزای اخلال نگرانی وجود دارد باید از این آزمون استفاده شود. فرضیه H_0 در این آزمون عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال سری مورد نظر می‌باشد که نشان می‌دهد بین اجزای اخلال لگاریتم نرخ ارز خود همبستگی وجود دارد.

جدول (۳): نتایج فرآیند ARMA برای متغیر لگاریتم نرخ ارز

متغیر	ضرایب	سطح‌معنی‌داری
عرض از مبدا	۰/۰۳۵	۰/۱۵
لگاریتم نرخ ارز با یک وقفه	۱/۱۴	۰/۰۰۰
لگاریتم نرخ ارز با دو وقفه	-۰/۱۴	۰/۰۰۲
R^2 = ۰/۹۹ ، Durbin-Watson=۱/۹۷		F Statistic = ۴۹۸۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که لگاریتم نرخ ارز دارای واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال خود می‌باشد، بنابراین از الگوی TARCH برای بررسی روند اثرات تکانه‌های منفی و مثبت استفاده می‌شود.

جدول(۴): نتایج آزمون LM برای وجود اثرات ARCH در لگاریتم نرخ ارز

آزمون	مقدار آماره	معنی‌داری
F	۸۸/۲۷	۰/۰۰
$\chi^2= nR^2$	۷۲/۸۳	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۵) برآورد مدل واریانس شرطی آستانه‌ای متغیر لگاریتم نرخ ارز را نشان می‌دهد. نتایج تخمین نشان می‌دهد که قیمت طلا بر روی نرخ ارز حساسیت (کشش)

جدول (۵): نتایج برآورد الگوی TGARCH با متغیر وابسته لگاریتم نرخ ارز

متغیر	ضرایب	Z محاسباتی
عرض از مبدا	۰/۰۲۵^{ns}	۰/۳۸
لگاریتم قیمت طلا	۰/۰۱*	۱/۶۶
لگاریتم قیمت نفت	-۰/۰۲*	-۱/۷۲
لگاریتم نرخ ارز با یک وقفه	۱/۱۷***	۲۸/۸۳
لگاریتم نرخ ارز با دو وقفه	-۰/۱۳***	-۳/۴۴
معادله واریانس		
عرض از مبدا	۰/۰۰۰۱***	۱۵/۶۷
α_i	۰/۹۱***	۴/۵۶
γ_i	-۰/۵۹***	-۲/۷۵
R^2 = ۰/۵۹، Log Likelihood =۱۱۳۳، Durbin-Watson=۱/۹۴		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مثبت دارد و کشش قیمت نفت خام روی نرخ ارز منفی می‌باشد. همچنین با توجه به معادله واریانس که در این مطالعه بیانگر تأثیر تکانه‌های مثبت (اخبار خوب) و تکانه‌های منفی (اخبار بد) بازارهای طلا و نفت خام بر روی نرخ ارز می‌باشد. به‌طوری‌که α_i نشان‌دهنده تکانه‌های مثبت یا اخبار خوب (۰/۹۱) و $\gamma_i+\alpha_i$ نشان‌دهنده اخبار بد می‌باشد (۰/۳۲) که در این مطالعه نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت(اخبار خوب) تأثیر بیشتری بر نوسانات در طول دوره داشته است. نشان می‌دهد که اخبار خوب اثرات بیشتری روی لگاریتم نرخ ارز دارد. باعث نوسانات بیشتری بر واریانس شرطی متغیر نرخ ارز دارد. با توجه به اینکه γ_i منفی است می‌گویند اخبار خوب قوی‌تر از اخبار بد روی نوسانات نرخ ارز تأثیر می‌گذارد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

ارزش دلار آمریکا، قیمت نفت خام و قیمت طلا سه متغیر مهم اقتصادی هستند که تغییرات آن‌ها تأثیرات عمده‌ای در روند رشد اقتصادی جهان برجای می گذارد. علاوه بر این، نفت و دلار به عنوان دو دارایی جایگزین یکدیگر می توانند در سبد دارایی افراد و مؤسسات مختلف وارد شوند. در این پژوهش با توجه به تاثیرات بازارهای جهانی نفت‌خام، طلا و نرخ ارز روی هم، به بررسی برآیند تأثیر تکانه‌های مثبت(اخبار خوب) و تکانه‌های منفی(اخبار بد) حاصل از دو بازار نفت ایران و طلای جهانی بر نوسانات نرخ ارز ایران پرداخته شده است. با توجه به این‌که مدل گارچ توانایی جداسازی اخبار خوب و بد از هم را ندارد(سبیروزامان، ۲۰۱۰)، در این پژوهش برای جداسازی اخبار خوب و بد بازارهای مالی طلا و نفت بر نرخ ارز از مدل واریانس شرطی آستانه‌ای(TGARCH) استفاده شده است. نتایج بیانگر تأثیر بیشتر تکانه‌های مثبت بازارهای نفت خام و بازار طلا بر روی نوسانات نرخ ارز می‌باشد. بطوری‌که تأثیر تکانه‌های مثبت (اخبار خوب) بازارهای طلای جهانی و نفت خام ایران سه برابر تکانه‌های منفی (اخبار بد) بر روی نوسانات نرخ ارز ایران اثر دارد.

بنابراین با توجه به اینکه در سال‌های اخیر بحث تثبیت و کنترل نوسانات نرخ ارز مطرح شده است، بررسی این موضوع که چه عواملی روی نرخ ارز اثر می‌گذارد مهم می‌باشد. با توجه به نتایج مشخص می‌شود که لگاریتم قیمت طلا اثرات مثبت و معنی‌داری رو لگاریتم نرخ ارز دارد. بنابراین با توجه به مثبت بودن این اثر، می‌توان با کنترل بازار طلا و ایجاد ثبات در این بازار به تثبیت وکنترل نرخ ارز نیز کمک نمود. لگاریتم قیمت نفت نیز اثر معنی‌دار و منفی روی لگاریتم نرخ ارز دارد. بنابراین با کنترل بازار نفت می‌توان به کنترل نوسانات بازار نرخ ارز کمک نمود. با توجه به نتایج مشخص می‌شود که لگاریتم نرخ ارز با دوقفه اثرات قابل توجهی بر لگاریتم نرخ ارز در زمان حال دارد. نکته‌ای که مهم به نظر می‌رسد، این است که می‌توان با کنترل نرخ ارز به کاهش نوسانات نرخ ارز کمک نمود، چون نرخ ارز به وقفه‌های گذشته خود وابسته است، اگر وقفه‌های گذشته نوسانات کمتری داشته باشند، آنگاه نوسانات کمتری به نرخ ارز در زمان حال منتقل خواهد شد. یعنی کنترل الان نرخ ارز به کنترل آتی نرخ ارز کمک خواهد نمود. این مطالعه نشان داد اخبار بد منتشر شده از سوی بازار طلا و نفت اثرات معنی‌داری روی بازار نرخ ارز دارد، بنابراین اگر بتوان بازارهای نفت و طلا را کنترل کرد، اثرات این کنترل در بازار نرخ ارز نیز مشاهده خواهد شد. اخبار خوب اثار معنی‌دار و بزرگتری نسبت به اخبار بد دارند. اگر بتوان بازارهای نفت و طلا را به بزارهای فعال و پویا تبدیل نمود آثار و اخبار این تعدیل به بازار نرخ ارز نیز کمک شایانی خواهد نمود.

منابع

ابونوری، ع. و کیان پیشه، الف. (۱۳۹۵). تاثیر نا اطمینانی قیمت نفت بر بازارهای مالی در ایران. فصلنامه انرژی ایران ، سال نوزدهم، شماره ۵۹: ۷۵-۸۷.

جعفرزاده، م. و صباحی، الف. (۱۳۹۴). عوامل موثر بر قیمت طلا در ایران. نشریه اقتصاد پولی، مالی ، سال بیست و سوم، شماره ۱۱: ۸۳-۹۹.

داور زاده، م. (۱۳۸۶). پیش بینی شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: رویکردی بر تحلیل تکنیکی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

صمدی، س، شیرانی فخر، ز.و داورزاده، م. (۱۳۸۶). بررسی میزان اثرپذیری شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدلسازی و پیش بینی). فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره۴، شماره۲، تابستان۸۶.

کشاورزحداد، غ.و معنوی، ح. ۱۳۸۷. تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تکیه بر تأثیر تکانه‌های نفتی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دوازدهم، شماره ۳۷.

هوشمند، م.، فهیمی، ر. (۱۳۸۹). تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا. مجله دانش و توسعه، سال هفدهم، شماره ۳۰.

نوروزی، م. ص. (۱۳۹۰). نوسانات قیمت طلا و رابطه آن با بازار نفت خام. ماهنامه اکتشاف و تولید، ۸۳: ۱۳.

Atkins, F.J. (1989). Co-integration, Error Correction and the Fisher Effect, Applied Economics, 21:1611 – 1620.

Beyer, A., Haug, A.A., and Dewald, W.G. (2009). Structural Breaks, Co-integration and the Fisher Effect", European Central Bank Working Paper Series, No. 1013.

Coudert, V., Mignon, V., Penot, A. (2008). Oil Price and the Dollar. Energy Studies Review, Vol 15:2.

Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root. American Statistical Association, 74: 427-431.

Dikhey, D.A., and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, 49 (4), pp 1057–1072.

Dorndusch, R., and Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account, Am Economic Rev, 70, 960-71

Enders, W. (1996). RATS Handbook for Econometric Time Series, New York: John Wiley and Sons Inc.

Engle, R.F., and Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, 55(2):251-276.

Fisher, Irving (1930). The Theory of Interest. New York: Macmillan.

Fratzscher, M., Schneider, D and Robays, I.V. (2014). Oil Prices, Exchange Rates and Asset Prices. Working Paper SerieS NO 1689, European Central Bank.

Glosten, L. R., R. Jaganathan., and D.Runkle (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks. Journal of Finance, 48, 1779-1801.

Gregory, A.W., Nason, J.M., and Watt, D. (1996). Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships, Journal of Econometrics, 71:321-341

Hale, T., and Chang, Y. (2011). Oil and gold prices: correlation or causation? Economic Growth Centre Working Paper Series, pp 1-36.

Hall, A.D. (1994). Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection, Journal of Business and Economic Statistics, 12:461-470.

Hatemi-J, A., and Irandoust, M. (2008). The Fisher Effect: A Kalman Filter Approach to Detecting Structural change, Applied Economics Letters, 15:619-624.

Hwan Kim., Myeong. And Dilts, D.A. (2011). The relationship of the value of the dollar, and the prices of gold and oil: a tale of asset risk. Economics Bulletin. 31(2), pp 1151-1162.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, Journal of Economic Dynamics and Control 12:231-254.

Kwiatkowski, D., Philips P.C.B., Schmidt P., and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. Journal of Econometrics, 54, pp 159–178.

Mishkin, F.S. (1992). Is the Fisher effect for real? A re-examination of the Relationship between Inflation and interest rates, Journal of Monetary Economics, 30:195 – 215.

Oresotu. (1992). Interest rates Behavior under a Programme of Financial Reform: The Nigerian Case. CBN Economic and Financial Review, 30(2):109-125.

Perron, P. (1997). Further Evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, Journal of Econometrics, 80:355-385.

Philips, P.C.B., and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75 (2), pp 335–346.

Sari, R., Hammoudeh, S., and Soytas, U. (2010). Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate. Energy Economics, 32, pp 351-362.

Shaaria, M.Sh., Hussainb, E. and Abdul Rahim, H. (2013). The Effects of Oil Price Changes and Exchange Rate Volatility On Unemployment: Evidence From Malaysia. International Journal of Research in Business and Social Science IJRBS Vol.2 No.4: 2147-4478.

Soytas, U., Sari R., Hammoudeh, S., and Hacihasanoglu, E. (2009). World oil prices, Precious metal prices and macroeconomy in Turkey. Energy Policy, 37, pp 5557-5566.

Tao, J., and Green, C.J. (2012). Asymmetries, causality and correlation between FTSE100 spot and futures:A DCC-TGARCH-M analysis. International Review of Financial Analysis.24, pp 26-37.

Toyoshima, Y., and Hamori, Sh. (2011). Panel cointegration analysis of the Fisher effect: Evidence from the US, the UK, and Japan. Economic Bulletin, Volume 31, Issue 3: 2674-2682.

Uchendu, O.A. (1993). Interest Rate Policy, Savings and Investment in Nigeria, Central

Bank of Nigeria Economic and Financial Review, 31(1):34-52.
Wallace, M.S., and Warner, J.T. (1993). The Fisher Effect and the term Structure of Interest Rates: Tests of Co-integration", The Review of Economics and Statistics,75,(2):320-324.
Zakoin, J., M. (1994). Threshold Heteroskedastic Models. Journal of Economic Dynamics and Control. 18, 931-944.
Zalduendo, J. (2006). Determinates of Venezuela's Equilibrium Real Exchange Rate.IMF WP.
Zhang, Y.J., and Wei, Y.M. (2010). The crude oil market and the gold market: Evidence for cointegration, causality and price discovery. Resources Policy, 35, pp 168-177.
Zivot, E., and Andrews, D.W.K. (1992). Further evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock, and the Unit Root Hypothesis, Journal of Business and Economic Statistics, 10(3): 251-270.

یادداشت‌ها

[1] *Fratzscher, M. And et. al (2014)*
[2] *Shaaria and et. al (2013)*
[3] *Hale, T., and Chang, Y. (2011)*
[4] *Hwan Kim., Myeong. And Dilts, D.A. (2011)*
[5] *Sari and et. al (2010)*
[6] *Zhang, Y.J and et.al (2010)*
[7] *Soytas, U. and et.al (2009)*
[8] *Coudert, V. and et.al (2008)*
[9] *Zalduendo, J. (2006)*
[10] *Camaro V. And Tamritt, N. (2002)*
[11] *Zivot-Andrews*
[12] *Augmented Dickey-Fuller test*
[13] *Crash Model*
[14] *Akaike Information Criterion*
[15] *Schwarz's Bayesian Criterion*
[16] *Durbin-Watson*
[17] *Changing Growth Model*
[18] *Mixed Model*
[19] *Level Shift*
[20] *Level Shift with Trend*
[21] *Regime Shift*
[22] *Inherent Uncertainty*
[23] *Threshold Arch*