Archive of SID

بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر روی ارزش معاملات شرکت بورس کالای ایران با استفاده از رهیافت خود رگرسیو برداری

زهرا شیری
دانش آموخته مقطع کارشناسی ارشد مدیریت فناوری اطلاعات دانشگاه علامه طباطبائی
zahrashiri89@yahoo.com
حمید تقی زاده
دانشجوی مقطع دکتری علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان
eco.taghizadeh@gmail.com

چکیده

در این مقاله به بررسی آثار کوتاه مدت و بلندمدت نوسانات ارزی، نفتی، قیمتی و پولی بر روی ارزش معاملات شرکت بورس کالای ایران پرداخته می شود. پیچیدگی بررسی رفتار قیمتی در بازارهای مالی به دلیل در هم تنیدگی روابط فیمابین این بخش از اقتصاد با سایر بخش های اقتصادی باعث شده است در سال های اخیر (به ویژه با رشد و توسعه بازارهای مالی در سال های پس از بروز بحران مالی ۲۰۰۷ میلادی) مطالعات گسترده ای در این حوزه شکل بگیرد. بازار بورس کالای ایران نیز به عنوان یک نهاد نوپا که در آن کلیه محصولات کالایی هم‌چون نفتی و پتروشیمی، فلزات اساسی و محصولات کشاورزی بصورت نقد و سلف مورد دادوستد واقع می‌گردد از این نوسانات و تغیرات قیمتی اثرپذیر خواهد بود. لذا هدف اصلی این مطالعه بررسی وجود یا عدم وجود روابط بلندمدت پایدار بین متغیرهای قیمت نفتی اوپک، نرخ ارز غیررسمی، تسهیلات اعطایی، شاخص بهای تولید کننده و ارزش معاملات بازار فیزیکی بورس کالای ایران می‌باشد. برای این منظور، از آزمون های هم‌گرایی (هم‌انباشتگی) و علیت متغیرها به صورت ماهانه برای دوره ۴ ساله ۱۳۹۲:۱ تا ۱۳۹۵:۱۰استفاده شده است. نتایج مطالعه براساس رابطه بلندمدت نشان می دهد که افزایش ۱ درصد در لگاریتم نرخ ارز موجب کاهش۷,۶۷ درصدی در لگاریتم ارزش معاملات بورس کالای ایران می‌شود. جهت علیت نیز از متغیر نرخ ارز به ارزش معاملات است. هم‌چنین افزایش ۱ درصد در لگاریتم شاخص بهای تولیدکننده نیز موجب افزایش ۲,۱۷ درصد در لگاریتم ارزش معاملات بورس کالای ایران خواهد شد. جهت علیت نیز از متغیر ارزش معاملات به شاخص بهای تولیدکننده می باشد. تخمین رابطه تصحیح خطای کوتاه مدت برای ارزش معاملات نیز موید معناداری آماری جزء تصحیح خطا می باشد.

واژگان کلیدی: بازار بورس کالای ایران، قیمت سبد نفت اوپک، آزمونهای همگرایی، خودرگرسیو برداری

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

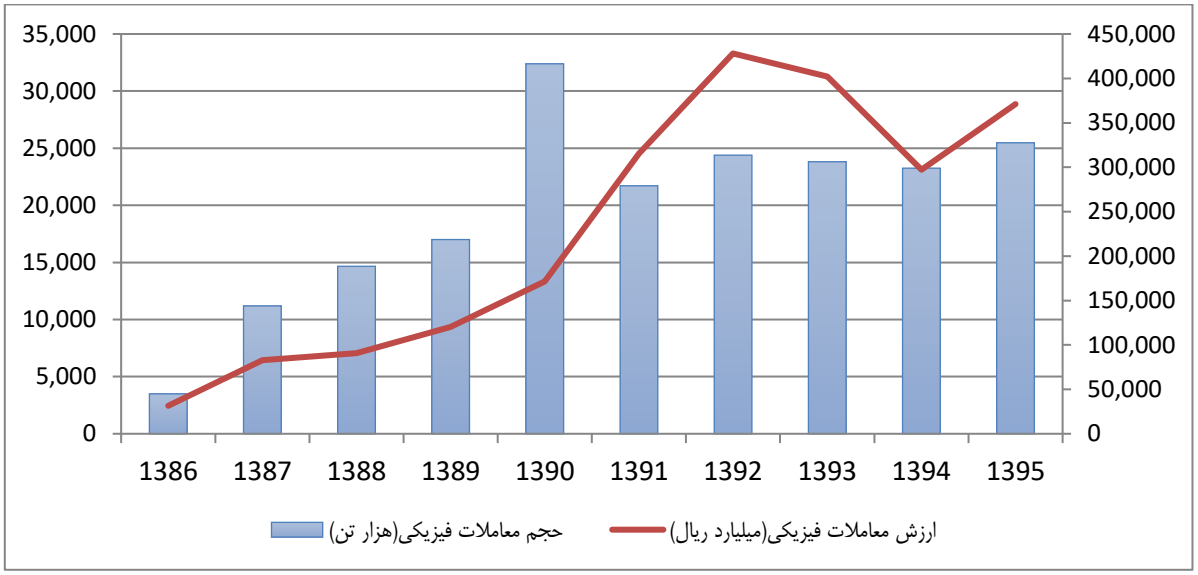
امروزه نقش مهم و تاثیرگذار بازارهای سرمایه در رشد و توسعه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، انکار ناپذیر است. مطالعات تجربی نشان می دهد هرچه درجه توسعه یافتگی کشوری بالاتر باشد، انسجام بازارهای پولی و مالی در آن بیشتر و بازارهای سرمایه دارای عمق و گستردگی بیشتری هستند. تاثیر متقابل بازار سرمایه و رشد و ثبات اقتصادی بر کسی پوشیده نیست. هر چقدر اقتصاد یک کشور بتواند در منابع تامین مالی بخش های مختلف تنوع بیشتری ایجاد نماید، دارای ثبات بیشتری بوده و تاثیرگذاری شوک های اقتصادی- سیاسی بر متغیرهای کلان آن کمتر می شود. بورس به عنوان یکی از منابع تامین مالی طرح ها و بنگاه‌های کوچک می تواند نقش بسیار بزرگی در تامین مالی کشورهای در حال توسعه ایفا کند. اما ماجرای اهمیت بازارهای سرمایه به اینجا ختم نمی شود، چرا که یک رابطه دو سویه بین فضای اقتصادی کشور و بورس ها وجود دارد. یعنی از یک سو روند متغیرهایی هم‌چون تورم، رشد اقتصادی و مولفه های سیاستی بر بورس ها موثر است و از سوی دیگر این بورس‌ها می باشند که می توانند در ثبات اقتصادی کشور نقش مهمی را ایفا نمایند از این رو تحلیل و پیش بینی این بازارها برای فعالان اقتصادی و سیاست‌گذاران اهمیتی ویژه دارد.

بازارهای بورس کالایی از جمله اجزاء مهم تشکیل دهنده بازارهای سرمایه می باشند که به عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد (در قالب بازارهای مالی)، تابع آن می باشد. چنانچه این بازار رابطه منطقی با سایر بخش‌های اقتصاد نداشته باشد، معضلات و کاستی‌هایی در عملکرد آن پیش خواهد آمد. از سویی، رکود و رونق های بازارهای بورس نه تنها اقتصاد ملی، بلکه اقتصاد جهانی را نیز می توانند تحت تاثیر قرار دهند. هرچند یک دهه از آغاز فعالیت شرکت بورس کالا در ایران می گذرد، اما این بازار نوپا توانسته است نوید بخش تاثیرگذاری هرچه بیشتر کارکردهای این بازار در رشد و توسعه اقتصاد کشور باشد. این بورس به عنوان یکی از مهم ترین ارکان بازار سرمایه به خوبی توانسته است نقش پررنگ و اثرگذاری در اقتصاد کشور به خصوص در زمینه برآورده ساختن نیاز صنایع و بخش های مختلف اقتصاد از قبیل صنایع فولاد، پتروشیمی، معدن و کشاورزی ایفا نماید. کشف قیمت بر مبنای عرضه و تقاضا، کاهش هزینه های مبادلات به واسطه دسترسی به اطلاعات بازار، افزایش نقدشوندگی بر پایه ایجاد بازار ثانویه برای معاملات، ایجاد سازوکار تامین مالی و سوق دادن آن به سمت صنایع توجیه پذیر و همچنین ایجاد امکان پوشش ریسک ، از جمله کارکرد های بورس کالای ایران هستند که می توانند رونق اقتصاد ملی را در پی داشته باشند.

اقتصاد ایران در سال های اخیر به واسطه تحریم، تاثیر قابل توجهی از محیط اقتصاد بین الملل پذیرفته است که آثار خود را در شرایط اقتصاد کلان و محیط کسب و کار نشان داده است. لذا لزوم بررسی آثار برخی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی طی سال‌های اخیر بر روی روند فعالیت بازارهای بورس از جمله بورس کالای ایران ضروری می باشد.

بازار بورس کالای ایران نیز در کنار تاثیر پذیری از روند کاهشی نرخ های جهانی محصولات اساسی طی چندسال اخیر، به‌دلیل حاکم بودن فضای رکودی در اقتصاد داخلی با مشکلات اساسی دست به گریبان بوده که موجبات کاهش چشمگیر حجم و ارزش معاملات آن گردیده است. همان طور که در نمودار ۱ مشاهده می شود، حجم و ارزش معاملات در این بازار از بدو تاسیس تا سال ۱۳۹۲ همواره روند صعودی در پیش داشته اما به یکبار از سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ این روند کاهشی گردیده و از ۱۳۹۴ به بعد دوباره آهنگ صعودی به خود گرفته است. هر چند برآیند کلی طی یک دهه از فعالیت این بورس صعودی و مثبت ارزیابی می‌گردد اما لزوم توجه به عملکرد سال های اخیر و عوامل تاثیرگذار بر روی آن ضروری می باشد.

www.SID.ir



نمودار (۱). روند تغییرات حجم و ارزش معاملات شرکت بورس کالای ایران از بدو تاسیس تا سال ۱۳۹۵

منبع داده ها: گزارشات آماری شرکت بورس کالای ایران

در این مقاله سعی خواهد شد به این سوال پاسخ داده شود که آیا حجم و ارزش معاملات در این بازار، صرفا از تغییرات نرخ های جهانی محصولات اساسی تاثیر می پذیرد و یا در کنار تاثیرپذیری از نرخ های جهانی، تحت تاثیر نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی نیز می باشد. از این رو در این مطالعه، آثار برخی از عوامل و متغیرهای تاثیرگذار و مهم داخلی همچون تغییرات نرخ ارز، قیمت های سبد نفت اوپک، گاز طبیعی، تسهیلات بانک های تخصصی، تورم بخش تولید بر روی ارزش معاملات فیزیکی بورس کالای ایران طی سال های اخیر بررسی خواهد شد. بدین منظور از داده های ماهیانه متغیرهای مذکور برای دوره زمانی فروردین ۱۳۹۲ تا دی ۱۳۹۵ که دوران افول معاملات در بازار بورس کالای ایران است، استفاده می گردد. لذا هدف این پژوهش، آزمون جریان انتقال اطلاعات در بین بازار بورس کالای ایران است. بدین منظور، نخست عملکرد برخی از شاخص های جهانی محصولات اساسی و عوامل تاثیرگذار بر روی آنها طی سال های اخیر بررسی شده و سپس به تخمین و تحلیل الگوی مورد بررسی با استفاده از تکنیک خود رگرسیو برداری و بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای مدل پرداخته خواهد شد.

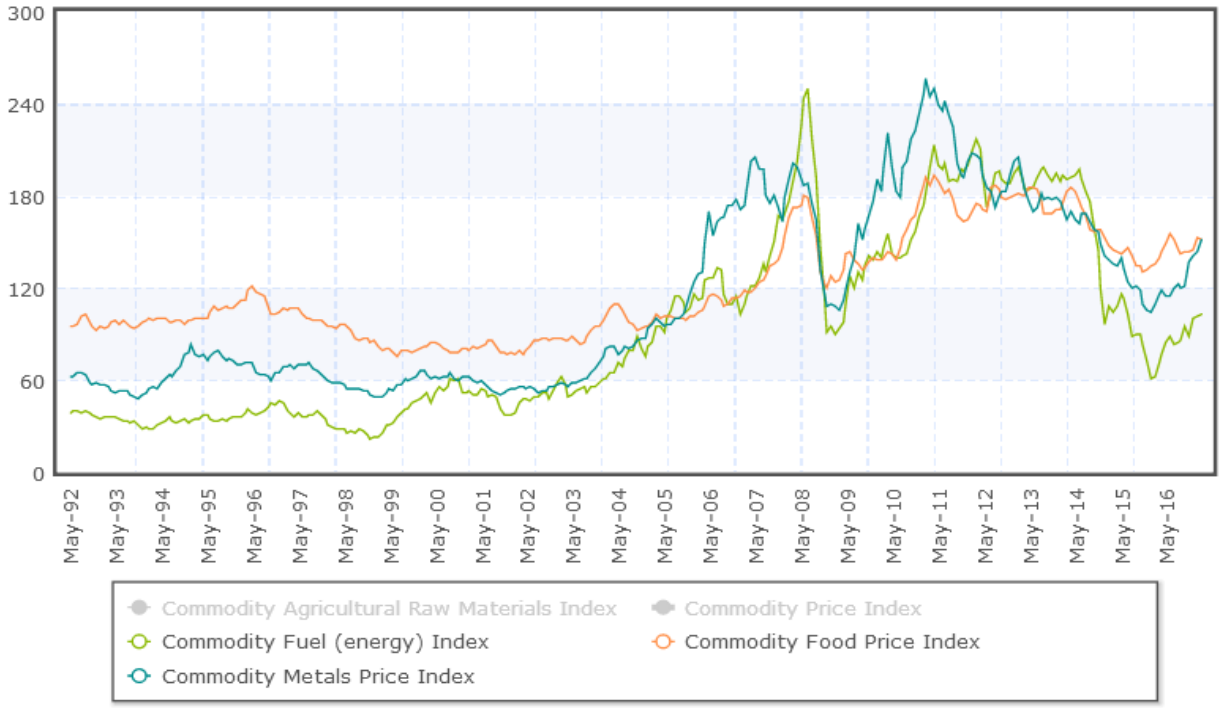
تغییر شاخص قیمت های جهانی کالاهای اساسی

با توجه به نمودار (۲)، بررسی روند قیمت های جهانی گروه های کالایی انرژی، فلزات و غذا نشان از روند کاهشی آن ها از سال ۲۰۱۴ میلادی دارد. در این میان شاخص قیمت انرژی (برمبنای قیمت های سال ۲۰۰۵) با بیشترین کاهش همراه بوده است. قیمت فلزات نیز تقریبا به سطح قیمت های سال ۲۰۰۵ کاهش یافته و شاخص قیمت محصولات غذایی نیز از سطوح بیش از

www.SID.ir

Archive of SID

۱۵۰ واحد در سال ۲۰۱۴ به زیر ۱۳۰ واحد در سال ۲۰۱۵ رسیده است. پیش بینی های صندوق بین المللی پول و بانک جهانی در زمینه تغییرات شاخص های قیمت این سه گروه کالایی حاکی از آن است که در سال ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ میلادی قیمت انرژی رشدی نسبی، غذا روندی با ثبات و قیمت فلزات اندکی کاهش خواهد داشت. لذا می توان انتظار داشت که صنایع مرتبط با تولیدات کالاهای بخش انرژی طی سال های پیش رو از رشد نسبی این بخش منتفع گردند.



نمودار (۲). روند تغییرات شاخص های جهانی انرژی، فلزات و غذا از سال ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۷ میلادی

همان طور که در نمودارهای (۱) و (۲) مشاهده گردید، کاهش ارزش معاملات در بورس کالای ایران طی سال های ۱۳۹۲ به بعد با کاهش شاخص های جهانی محصولات اساسی همراه بوده است و به نظر می رسد این امر، عمدتا به دلیل قیمت گذاری پایه ای برای محصولات عرضه شده در این بازار برمبنای نرخ های جهانی باشد. در جدول (۱) حجم و ارزش معاملات در بازار فیزیکی بازار بورس کالا نشان داده می شود. با توجه به کاهش اندک در حجم معاملات برای سال های پس از ۱۳۹۲ و کاهش قابل ملاحظه در ارزش معاملات، موید اثرپذیری ارزش معاملات در این بازار از نرخ های جهانی است.

www.SID.ir

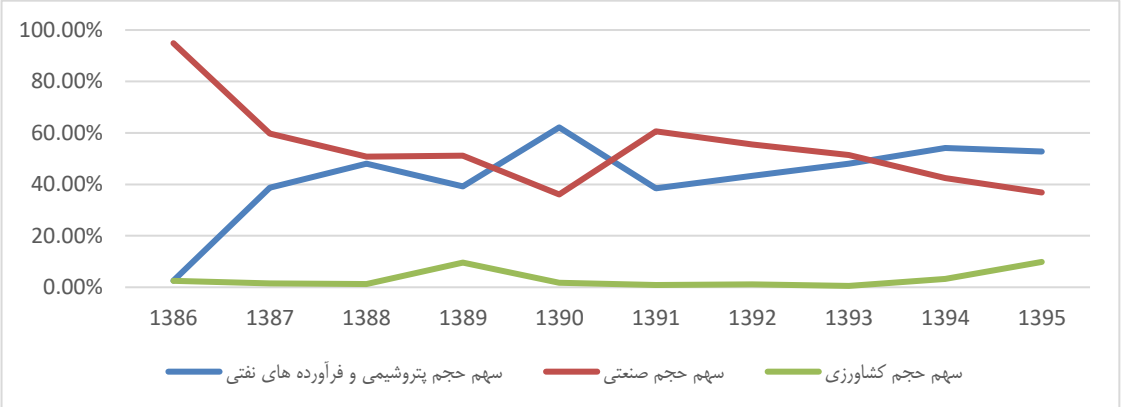
Archive of SID

جدول (۱). تغییرات حجم و ارزش معاملات در بورس کالای ایران از بدو تاسیس

سال	حجم معاملات فیزیکی(هزار تن)	درصد تغییرات	ارزش معاملات فیزیکی(میلیارد ریال)	درصد تغییرات
1386	3,493.3	-	31,456.8	-
1387	11,192.4	220.39%	82,685.3	162.85%
1388	14,663.2	31.01%	90,777.5	9.79%
1389	17,004.9	15.97%	120,443.2	32.68%
1390	32,391.3	90.48%	171,416.9	٪42.32
1391	21,711.1	-32.97%	315,110.1	83.83%
1392	24,393.6	12.36%	428,076.2	35.85%
1393	23,815.9	-2.37%	401,923.8	-6.11%
1394	23,254.1	-2.36%	297,248.5	-26.04%
1395	25,475.0	9.55%	371,007.3	24.81%

منبع: گزارشات آماری شرکت بورس کالای ایران

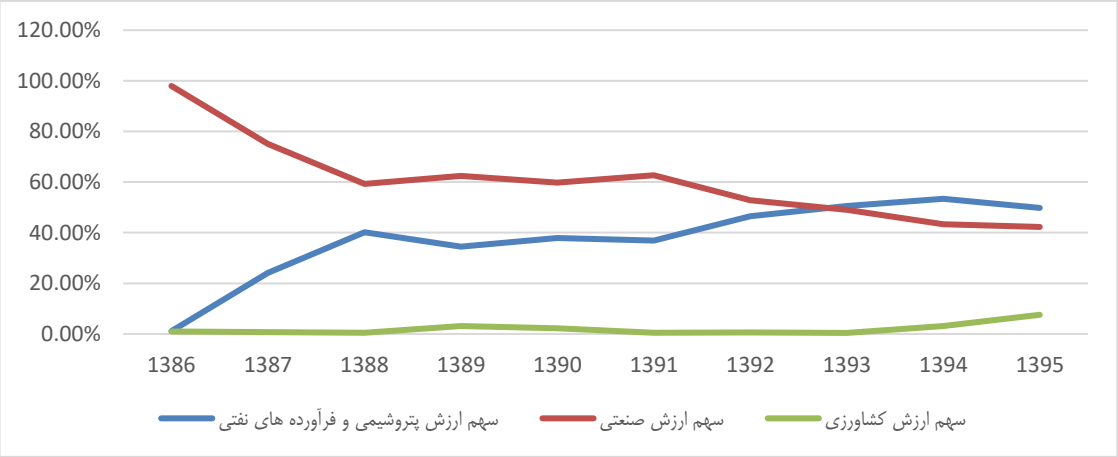
از سویی دیگر بررسی عملکرد معاملاتی بازار بورس کالای ایران به تفکیک رینگ های معاملاتی طی یک دهه فعالیت، نشان از روند کاهش سهم حجم و ارزش معاملات محصولات صنعتی و معدنی و افزایش سهم حجم و ارزش معاملات محصولات پتروشیمی و فرآورده های نفتی از کل معاملات بازار فیزیکی در این بازار دارد. همان طور که در نمودار (۳) و (۴) نشان داده می شود، این نسبت از حجم و ارزش معاملات برای محصولات صنعتی و معدنی از ۹۵ درصد در سال ۱۳۸۶ به ۴۰ درصد در پایان سال ۱۳۹۵ رسیده است، در حالی که این نسبت برای محصولات پتروشیمی و فرآورده های نفتی روندی معکوس بوده و از حوالی ۳ درصد در سال ۱۳۸۶ به رقم ۵۰ درصد در پایان سال ۱۳۹۵ رسیده است.



نمودار (۳). روند تغییرات سهم حجم معاملات به تفکیک رینگ های معاملاتی از کل حجم معاملات بازار فیزیکی

منبع: داده های آماری شرکت بورس کالای ایران

www.SID.ir



نمودار (۴). روند تغییرات سهم ارزش معاملات به تفکیک رینگ های معاملاتی از کل حجم معاملات بازار فیزیکی

منبع: داده های آماری شرکت بورس کالای ایران

بنابراین آنچه مشخص و مبرهن می باشد، با توجه به افزایش سهم حجم و ارزش معاملات محصولات پتروشیمی و فرآورده های نفتی در بازار بورس کالای ایران و برخورداری از مزیت نسبی در تولید این گونه محصولات در ایران می توان انتظار، افزایش ضریب تاثیر پذیری بیشتر بازار بورس کالای ایران از قیمت های جهانی انرژی به ویژه نفت و مشتقات آن را داشت. از این رو بررسی و شناسایی عوامل تاثیرگذار به ویژه قیمت های جهانی نفت، گازطبیعی و.... می تواند جهت سیاست گذاری های کلان در این بازار توسط متولیان امر، مناسب ارزیابی گردد.

مبانی نظری و مطالعات پیشین

انرژی در حیات اقتصاد صنعتی جوامع، نقش زیربنایی ایفا نموده، به این معنا که هرگاه انرژی به مقدار کافی و به موقع در دسترس باشد، توسعه اقتصادی نیز میسر خواهد بود. در این بین نفت به عنوان مهم‌ترین منبع تامین انرژی بشر امروزی، از اهمیت ویژه ای برخوردارند(رامبرگ و پارسون[۱]، ۲۰۱۱). این در حالی است که در سال های اخیر با افزایش جمعیت و رشد صنعت موجبات استفاده ی بیش از اندازه از منابع انرژی مذکور را فراهم آورده و این امر دارای تبعاتی هم‌چون، تبعات زیست محیطی نظیر آلودگی بیشتر محیط زیست، باران اسیدی، سوراخ شدن لایه اوزن، گرم شدن سطح کره زمین و نیز تغییر اقلیم ها(مهذب ترابی و نجف زاده، ۱۳۹۰)، تبعات اقتصادی هم‌چون افزایش قیمت ناشی از کمیاب شدن این منابع(دهقانی، ۱۳۸۶)، لزوم افزایش سرمایه‌گذاری ها جهت استخراج منابع غیر قابل کشف در گذشته به کمک بکارگیری تکنولوژی های جدید(کلت و همکاران[۲]، ۲۰۰۷) و نیز تبعات سیاسی از قبیل بحران های سیاسی و جنگ را در برداشته است.

---

[۱] Ramberg & Parsons(2011)
[۲] Keltt & et al.(2007)

www.SID.ir

Archive of SID

بازار نفت خام و بازار فرآورده های نفتی از دو طریق ارتباط تنگاتنگی با هم دیگر دارند، از یک سو نفت خام اصلی ترین نهاده پالایشگاه هاست و لذا تغییرات قیمت آن بر قیمت فرآورده ها به عنوان ستاده، پالایشگاه ها تاثیر قابل توجهی دارد و از سوی دیگر نفت خام تنها به صورت فرآورده های نفتی قابل استفاده بوده و تقاضای فرآورده تعیین کننده‌ی تقاضا برای نفت خام است، بنابراین بین این دو بازار ارتباط زیادی وجود دارد و لذا انتظار می رود اطلاعات ایجاد شده از طریق دادوستد در هر یک از این دو بازار، یکی از عوامل موثر در تعیین عرضه و تقاضا و بنابراین قیمت در بازار دیگر باشد(جلالی نائینی و اسکندری[۳]، ۲۰۰۹). بررسی رابطه بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده های نفتی در تحلیل بازار از نظر علامت دهی[۴] و عکس العمل قیمت ها حائز اهمیت است و در ادبیات اقتصادی مطالعات زیادی جهت بررسی تعامل بین تغییرات قیمت نفت خام و تغییرات قیمت فراورده های نفتی انجام شده است. پس از نفت، گازطبیعی که خوراک اصلی محصولات پتروشیمی می باشد، جایگاه دومین انرژی مهم در جهان را دارا است. امروزه انرژی گاز به دلیل دارا بودن مزایای فراوان به ویژه از نظر شاخص های زیست محیطی، مزیت عمده ای را نسبت به سایر حامل های انرژی دارد. اهمیت گازطبیعی تنها به دلیل ارزش سوختی و پایین بودن آلایندگی زیست محیطی آن نبوده و این ماده مهم خام اولیه به‌دلیل ایجاد ارزش افزوده بالاتر نیز مورد توجه کاربران بخش صنعت بوده است. بدین معنی که با تغییرات شیمیایی و فیزیکی بر روی هیدروکربورهای نفتی و گازی می توان ارزش محصول را به میزان ۱۰ تا ۱۵ درصد افزایش داد(پورکاظمی، ۱۳۸۵).

از سویی نارسایی های بازار سنتی به شکل نوسانات کاذب و عدم شفافیت در کشف قیمت و فقدان تضمین های لازم برای معامله‌گران از یک طرف و مزایا و منافع ایجاد و راه اندازی بورس های کالا و توانمندی آن ها در رفع مشکلات فوق الذکر از طرف دیگر، مهمترین انگیزه و عواملی بودند که موجب پدیدار شدن بورس های کالا در صحنه اقتصاد کشورهای مختلف گشته اند. از این رو، موجبات بررسی های کارشناسانه در جهت رشد و توسعه این گونه از بازارها که به عنوان پل ارتباطی برای بازارهای حقیقی با بازارهای مالی هستند، قوت گرفت که در ادامه سعی خواهد شد به برخی از این مطالعات در سال های اخیر اشاره گردد.

با بررسی ادبیات موجود در زمینه بررسی آثار نااطمینانی و متغیرهای اقتصادی بروی بازار بورس کالا می توان به دو گروه اصلی از مقالات اشاره کرد که در آن اهمیت و نقش نااطمینانی در قیمت های نفت در جهت توضیح نوسانات اقتصاد پررنگ شده است. گروه نخست از این مطالعات مبتنی بر بی ثباتی قیمت حقیقی نفت در افق میان و بلندمدت می باشد که برای تصمیمات سرمایه‌گذاری و خرید مناسب ارزیابی می شوند. در این طیف، مدل های تئوریکی برنانکه[۵](۱۹۸۳) و پیندیاک[۶](۱۹۹۱)، نااطمینانی قیمت نفت به عنوان عامل اصلی بروز بحران ۱۹۸۰ و ۱۹۸۲ معرفی می گردد. گروه دوم از این مطالعات تجربی بوده و مبتنی بر نااطمینانی های کوتاه مدت می باشد. الدر و سرلتیس[۷](۲۰۰۹و۲۰۱۰) نخستین مدل در این گروه را برای بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت بروی تولید ناخالص داخلی با استفاده از یک مدل خودرگرسیو بردار ساختاری و برای داده های سال های

---

[۳] Jalali-Naini and Eskandari(2009)
[۴] Signaling
[۵] Bernanke (1983)
[۶] Pindyck (1991)
[۷] Elder and Serletis(2009,2010)

www.SID.ir

Archive of SID

پس از ۱۹۸۰ تبیین کرده و چنین نتیجه گیری می کنند، نااطمینانی در خصوص قیمت نفت موجب کاهش در ستاده، سرمایه گذاری و مصرف در آمریکا و کشورهای عضو جی۷ بصورت نامتقارن شده است. همان گونه که بیان شد، اینگونه مدل های اولیه با برخی محدودیت هایی در زمینه توضیح نااطمینانی در قیمت های نفت و آثار آن بر روی فعالیت های اقتصادی روبرو بوده و صرفا آثار سایر عوامل را نادیده می‌گرفته اند. از سویی دیگر، آثار معکوس نااطمینانی های اقتصادکلان برروی نوسانات قیمت نفت به طور گسترده مورد استفاده قرار نمی گرفت. دیدگاه نو با تبیین، قیمت نفت به عنوان یک موئلفه درون‌زای مهم شکل گرفت. در خصوص مقالات تئوریک نخست، (i) پیندیاک[۸](۱۹۸۰) در خصوص مبانی نظری نااطمینانی مرتبط با تقاضا نفت و ذخایر در ارتباط با رفتار قیمتی نفت بحث می کند. (ii) لیتزنبرگ و رابینز[۹](۱۹۹۵) رفتار پس سویی[۱۰] قیمت قراردادهای آتی نفت را بررسی کرده اند و (iii) آلکیست و کیلیان[۱۱](۲۰۱۰) درون‌زایی تسهیل کنندگی عملکرد و درون‌زایی موجودی تائید شده و بر نااطمینانی کمبود عرضه نسبت به تقاضا تاکید شده است. در خصوص مقالات تجربی نیز، می توان به مطالعه(i) کیلیان(۲۰۰۹) و کیلیان و مرفی[۱۲](۲۰۱۴) اشاره کرد که در آن یک شوک تقاضای احتیاطی طراحی شده که این شوک نشان دهنده جابجایی در نااطمینانی و مداوای نااطمینانی اقتصاد کلان می باشد.

سلواکاشمی و آرموگان[۱۳](۲۰۱۴) طی مقاله ای با عنوان "آثار تغییرات سطوح قیمتی در بازار بورس کالای هند" به موضوع بررسی اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر روی سطح قیمت های بورس کالا در هند پرداخته اند آن‌ها بدین منظور از داده های روزانه بازه زمانی ۵ ساله ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ برای متغیرهای موجودی سهام، عرضه و تقاضا، کارایی اقتصادی، قیمت کالاها، روندهای جهانی، قیمت کالاهای جایگزین، پس انداز و سرمایه گذاری، ستاده بخش کشاورزی استفاده می کنند.

خیروالانور بن سکاری و همکاران[۱۴](۲۰۱۵) طی مقاله ای با عنوان "رابطه بین عوامل اقتصادکلان منتخب و قیمت طلا در مالزی" و با بکارگیری متغیرهای قیمت نفت خام، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی حقیقی و نرخ تورم با مقاطع فصلی برای سال های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ و با بکارگیری تکنیک رگرسیون خطی چندگانه به این موضوع پرداخته اند. نتایج بدست آمده نشان از وجود رابطه معنادار مثبت بین قیمت نفت خام و قیمت طلا و رابطه منفی معنادار بین نرخ ارز و قیمت طلا دارد. همچنین رابطه بین تولید ناخالص داخلی حقیقی و قیمت طلا هر چند به لحاظ آماری معنادار بوده، اما موید اثرگذاری مثبت اندک می باشد. تورم نیز دارای یک رابطه معنادار اندک منفی با قیمت طلا بوده است.

میهیرداش[۱۵](۲۰۱۵) با بکارگیری داده های روزانه دوره زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۱ بازار بورس کالای هند و استفاده از تکنیک GARCH به بررسی رفتار بازار کالایی، قیمت محصولات و عوامل تاثیرگذار بر روی آن پرداخته است. بدین منظور آثار حجم معاملاتی و تورم بر روی قیمت محصولات کالایی مورد آزمون واقع شده و نتیجه گیری می گردد که در بخش فلزات گران‌بها، قیمت طلا با دلار آمریکا رابطه معکوس داشته و سرمایه گذاران در شرایط بحران های سیاسی و اقتصادی و اجتماعی اقدام به

[۸] Pindyck (1980)
[۹] Litzenberger and Rabinowitz (1995)
[۱۰] backwardation behavior
[۱۱] Alquist and Kilian (2010)
[۱۲] Kilian and Murphy (2014)
[۱۳] SELVALAKSHMI,ARUMUGAM(2014)
[۱۴] Muhamad Khairul Anuar bin Sukri and et al(2015)
[۱۵] Mihir Dash(2015)

www.SID.ir

Archive of SID

نگهداری آن می کنند. قیمت نقره نیز به تبعیت از قیمت طلا، گرایش به تغییر دارد. در بخش فلزات اساسی، قیمت این محصولات عمدتا تحت تاثیر تغییرات موجودی کالا، رشد جهانی و تقاضا صنایع مصرف کننده اصلی خواهد بود. هم‌چنین، تولیدات جدید و ناآرامی های مصرف کنندگان نیز بر روی قیمت این محصولات اثرگذار می باشند. در بخش انرژی(نفت خام و گازطبیعی) نیز، قیمت نفت خام تحت شرایط فصلی و آب و هوایی تغییر نموده و از سایر عوام هم‌چون، میزان تولیدات کشورهای عضو OPEC ، میزان عرضه کشورهای غیر عضو، نوسانات واحد پول داخلی و.... تاثیر می پذیرد. قیمت گاز طبیعی نیز به تبعیت از قیمت نفت خام تمایل به تغییرپذیری داراست.

میگنون و همکاران[۱۶](۲۰۱۵)، طی مقاله ای با عنوان "آیا بی ثباتی قیمت های کالایی، منعکس کننده نااطمینانی اقتصادکلان می‌باشد؟" به بررسی آثار نااطمینانی های اقتصاد کلان بر روی نمونه ای بزرگ از ۱۹ بازار بورس کالایی پرداخته اند. آن‌ها با تخمین یک مدل TVAR(خودرگرسیوساختاری آستانه ای) چنین ارزیابی می نمایند که میزان آثار و اثرگذاری نااطمینانی اقتصاد کلان بر روی بازدهی قیمت کالایی به درجه نااطمینانی وابسته می باشد. یافته های آنها، نشان دهنده نقش امن برای فلزات گران‌بها را تائید می کنند پس از آن بازارهای محصولات کشاورزی و صنعتی به ترتیب بیشترین حساسیت را در قبال تغییرپذیری و سطوح نااطمینانی اقتصادکلان دارا می باشند.

در خصوص مطالعات داخلی مطالعاتی با موضوعیت این مقاله صورت نگرفته و عمدتا به بررسی اثرات متغیرهای منتخب کلان اقتصادی بر روی بازدهی بازار بورس اوراق بوده است.

روش شناسی

روش شناسی استفاده شده در این مقاله از نوع پس رویدادی(Ex-PostFacto) است که با تجزیه و تحلیل داده های مشاهده شده، انجام می گیرد. نحوه جمع آوری داده ها در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول (۲): نحوه جمع آوری داده ها

نام متغیر	نماد	پایگاه جمع آوری داده
نرخ ارز غیررسمی(دلار)	Ex	بانک مرکزی، نشریه شاخص های ماهانه اقتصادی سامانه اتحادیه طلا، جواهر و سکه تهران(www.tgju.org)
قیمت جهانی نفت	Oil	سامانه سازمان کشورهای صادرکننده نفت(www.opec.org)
تسهیلات اعطایی بانک های تخصصی	Loan	بانک مرکزی، ،آمار بخش پولی و بانکی

[۱۶] Marc Joets,Valerie Mignon&Tovonoy Razafindrabe(2015)

www.SID.ir

شاخص بهای تولید کننده	PPI	بانک مرکزی، نشریه نماگرهای اقتصادی
ارزش معاملات بازار بورس کالای ایران	Kala	سامانه شرکت بورس کالای ایران(www.ime.co.ir)

قلمرو زمانی تحقیق از فروردین ماه ۱۳۹۲ تا دی ماه ۱۳۹۵ است. لازم به ذکر می باشد که جهت کاهش ناهمسانی واریانس و جلوگیری از داده های غیرضروری از لگاریتم داده ها استفاده شده است.

با توجه به اهداف تحقیق، برای بررسی معنادار بودن رابطه بین ارزش معاملات بورس کالای ایران و متغیرهای کلان اقتصادی از مدل رگرسیون استفاده می شود. از آنجا که ایستایی و ناایستایی متغیرها برای جلوگیری از جعلی بودن برآورد مهم است، پیش از تخمین مدل لازم است از آزمون های ریشه واحد برای بررسی ایستایی و ناایستایی استفاده شود. الگوی اقتصادسنجی در این پژوهش تکنیک VAR[۱۷] می باشد و در ادامه با استفاده از روش جوهانسون-جوسیلیوس رابطه‌ی بلند مدت و هم‌گرایی(هم-انباشتگی) داده های مدل بررسی خواهد شد. از مکانیزم تصحیح خطا نیز برای بازبینی تعادل کوتاه مدت و هم چنین مرتبط کردن رفتار کوتاه مدت با رفتار بلند مدت در این تحقیق استفاده خواهد شد. رابطه علی بین متغیرها نیز با آزمون انگل-گرنجر مشخص می شود. در نهایت، برای فهم شوک های ایجاد شده در متغیرهای مستقل و تاثیر بر روند آتی متغیرهای وابسته از آزمون عکس‌العمل های آنی استفاده خواهد شد.

تحلیل داده ها

با توجه به موضوع این مطالعه، نخست در جدول(۳) توصیف کیفی از متغیرهای استفاده شده در این مقاله ارائه می شود. سپس در جدول(۴) با توجه به اهمیت بررسی همبستگی بین متغیرها، ماتریس همبستگی نشان داده می شود.

جدول(۳). آمار توصیفی از داده متغیرهای استفاده شده در مطالعه

	شاخص بهای تولید کننده	قیمت جهانی نفت	تسهیلات اعطایی	ارزش معاملات بورس کالا	نرخ ارز غیررسمی
میانگین	204.29	70.61	17,091.46	31,086,370	33,888.05
میانه	209.10	58.72	16,594.90	31,524,003	33,930.15
بیشترین	233.30	109.81	44,300.00	46,521,527	39,848.00
کمترین	163.70	27.92	537.60	18,818,014	29,498.16
انحراف معیار	17.97	29.45	7,287.63	7,009,109	2,529.76

[۱۷] Vector Auto Regressive

www.SID.ir

Archive of SID

چولگی	-0.70	0.15	0.83	0.07	0.10
کشیدگی	2.49	1.29	6.33	2.48	2.39
آماره ژاکو برا[۱۸]	4.25	5.78	26.48	0.55	0.80
احتمال آماره	0.12	0.06	0.00	0.76	0.67
مشاهدات	46	46	46	46	46

جدول(۴). ماتریس همبستگی

Correlation t-Statistic	ارزش معاملات بورس کالا	نرخ ارز غیررسمی	قیمت جهانی نفت	شاخص بهای تولید کننده	تسهیلات اعطایی
ارزش معاملات بورس کالا	1 -----				
نرخ ارز غیررسمی	-0.39 -2.81	1 -----			
قیمت جهانی نفت	0.55 4.36	-0.79 -8.57	1 -----		
شاخص بهای تولید کننده	-0.35 -2.53	0.64 5.66	-0.82 -9.65	1 -----	
تسهیلات اعطایی	0.27 1.87	0.16 1.11	-0.3 -2.09	0.29 2.04	1 -----

با توجه به جدول(۴)، بین ارزش معاملات بورس کالای ایران به عنوان متغیر وابسته و قیمت جهانی نفت اوپک و تسهیلات اعطایی بانک های تجاری رابطه مستقیم و با شاخص بهای تولیدکننده و نرخ ارز رابطه منفی وجود دارد. یکی از مواردی که در ماتریس همبستگی مهم است، ضرایب متغیرهای مستقل می باشد. اگر ضریب بین متغیرهای مستقل از ۰,۵ (۵۰درصد) بیشتر باشد، بین متغیرها همخطی وجود دارد. به این معنی که متغیر مستقل تابعی از متغیرهای مستقل دیگر است (کردلویی و عالیپور، ۱۳۹۳). از این رو، می توان چنین استنباط کرد که به جزء متغیر تسهیلات اعطایی بانک های تجاری، بقیه متغیرها دارای همخطی بالایی می‌باشند.

[۱۸] Jarque-Bera

www.SID.ir

تصریح مدل

آزمون های ریشه واحد[۱۹]

از آنجایی که اغلب متغیرهای کلان اقتصادی ناایستا هستند و در مدل های هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس همه متغیرهای مدل بایستی انباشته از درجه اول باشند تا بتوان از این روش استفاده کرد، لذا ابتدا نشان می دهیم که تمامی متغیرها دارای این ویژگی هستند و لذا استفاده از روش فوق در این مقاله بلامانع می باشد.

در این بخش به بررسی خواص ایستایی[۲۰](مانایی) متغیرها از آزمون های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته[۲۱] و فیلیپس-پرون[۲۲] می پردازیم. یک متغیر سری زمانی وقتی ایستاست که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت بماند. به عبارت دیگر، چنانچه شوکی وارد شد، در یک سری ایستا آن شوک اثر ماندگار نخواهد داشت و پس از مدتی دوباره سری زمانی به میانگین خود برمی گردد.

آزمون های دیکی – فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون برای سری زمانی لگاریتم قیمت نفت اوپک، لگاریتم قیمت گازطبیعی و لگاریتم قیمت گازمایع نشان می دهد که هر سه متغیر در سطح داده ها ناایستا هستند. وقتی ناایستا بودن یک متغیر سری زمانی به اثبات رسید، شوک های تصادفی، اثری دائمی بر آن متغیر خواهند داشت، یعنی اگر شوکی به متغیر سری زمانی مورد نظر وارد شود، قادر خواهد بود تا سطح متغیر را تغییر دهد. زیرا تاثیر شوک دائمی بوده و سطح متغیر را از روند قبلی دور می کند. عدم ایستایی، در مورد بیش تر داده های اقتصادی و به ویژه متغیرهای اقتصاد کلان که دارای روندی تصادفی هستند، اتفاق می افتد. در جدول ذیل نتایج آزمون های دیکی – فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون آمده است.

جدول(۵).آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF و PP

متغیر	سطح		یک بار تفاضل‌گیری	
	ADF	PP	ADF	PP
Kala	-2.22	-5.66***	-15.3***	-20.55***
Oil	-1.33	-1.10	-3.26**	-3.38**
Ex	-0.97	-0.67	-4.4***	-4.4***
Loan	-5.68***	-5.65***	-6.04***	-21.47***
PPI	-1.86	-2.25	-4.55***	-4.54***

*معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد***معنی‌دار در سطح ۱ درصد

پس از یکبار تفاضل گیری از متغیرهای سری های زمانی مورد نظر در مدل، همگی ایستا می شوند. به این ترتیب فرضیه‌ی ناایستایی در تفاضل اول در ۳ سطح بحرانی رد می شود. متغیر های ارائه شده در مدل چنان که در جدول زیر آمده است. همگی ایستا از مرتبه (۱)اهستند، به عبارت دیگر داده ها دارای روند ایستای تفاضلی اند.[۲۳]هرچند شرط ایستایی متغیرهای سری زمانی

---

[۱۹] Unit Root Test
[۲۰] Stationary
[۲۱] Augmented Dicky-Fuller(ADF)
[۲۲] Phillips- Peron(PP)
[۲۳] Difference Stationary.

www.SID.ir

Archive of SID

یک رابطه رگرسیونی را می توان از طریق تفاضل گیری تامین کرد، اما کار خاصی برای حفظ اطلاعات بلندمدت در رابطه با سطح متغیرها نمی توان انجام داد. زیرا با تفاضل گیری، اطلاعات ارزشمندی را در مورد سطح متغیرها در بلندمدت از دست می دهیم. در اینجا هم انباشتگی سری های زمانی باید ثابت شود، تا بتوان رگرسیونی را بدون هراس از کاذب بودن آن برآورد کرد. مفهوم اقتصادی هم انباشتگی این است که وقتی دو یا چند سری زمانی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هرچند ممکن است خود این سری های زمانی دارای روند تصادفی بوده باشند (ناایستا باشند)، ولی یکدیگر را در طول زمان به خوبی دنبال می کنند، به گونه ای که تفاضل بین آنها با ثبات (ایستا) است. در چنین حالتی جزء هم‌انباشتگی، اطلاعات ارزشمندی را برای روابط بلندمدت فراهم می کند که عدم احتساب آن می تواند تخمین را ناکارا کند و یا ارتباط بلندمدت میان متغیرها در برآورد نادیده گرفته شود.

انگل و گرنجر(۱۹۸۷) بیان کردند که اگر آزمون دیکی- فولر را روی پسماندهای مدل انجام دهیم و سری زمانی پسماند ایستا شود، آنگاه ترکیب سری‌ها ایستا است و دو سری هم انباشته اند، یعنی حاوی اطلاعات بلندمدت هستند. نتایج آزمون هم انباشتگی انگل- گرنجر بر روی پسماندهای سری ها نشان می دهد که پسماند سری ها، ایستا و در نتیجه ترکیب سری ها هم انباشته است.

هم چنین قبل از آن که رابطه بلندمدت بین چند متغیر را تخمین بزنیم، باید مطمئن شویم که این متغیرها می توانند یکدیگر را توضیح دهند، به عبارت دیگر رابطه علیت بین متغیرها و جهت آن، شناسایی شده باشد. ارتباط علیت بین دو متغیر نیز نشان می‌دهد که تغییرات در یک متغیر منجر به تغییرات در متغیر دیگر می شود. برای این که بدانیم جهت رابطه علیت بین متغیرها چگونه است، از آزمون علیت انگل- گرنجر استفاده کرده ایم.

جدول(۵). آزمون علیت گرنجر بین متغیرهای مستقل با متغیر وابسته با دو وقفه

فرضیه صفر	تعداد مشاهده	آماره F	Prob
متغیر Kala علیت گرنجر متغیر Oil نیست	۴۴	۱,۴	۰,۲۵
متغیر Oil علیت گرنجر متغیر Kala نیست		۲,۲	۰,۱۱
متغیر Kala علیت گرنجر متغیر Ex نیست	۴۴	۰,۲۵	۰,۷۷
متغیر Ex علیت گرنجر متغیر Kala نیست		۰,۰۹	۰,۹۱
متغیر Kala علیت گرنجر متغیر Loan نیست	۴۴	۲,۱۸	۰,۱۲
متغیر Loan علیت گرنجر متغیر Kala نیست		۰,۶۱	۰,۵۴
متغیر Kala علیت گرنجر متغیر PPI نیست	۴۴	۳,۱۷	۰,۰۵
متغیر PP علیت گرنجر متغیر Kala نیست		۲,۱۱	۰,۱۳

منبع: یافته های تحقیق

www.SID.ir

در جدول(۵) نتایج آزمون علیت گرانجر کازالیتی آورده شده است. به طوری که براین اساس، تنها فرضیه صفر "متغیر ارزش معاملات بورس کالا علیت گرنجر متغیر شاخص بهای تولیدکننده نیست" در سطح زیر ۵ درصد رد گردیده است و می توان چنین استنباط نمود که صرفا یک رابطه یک سویه از ارزش معاملات بورس کالا به سمت شاخص بهای تولیدکننده قابل قبول است. هم‌چنین در سطح آماری زیر ۱۲درصد دو فرضیه صفر "متغیر قیمت نفت اوپک علیت گرنجر متغیر ارزش معاملات بورس کالا نیست" و "متغیر ارزش معاملات بورس کالا علیت گرنجر متغیر تسهیلات اعطایی نیست" نیز رد خواهد شد و موید دو رابطه زیر خواهد بود؛

- متغیر قیمت نفت اوپک علت تغییرات در ارزش معاملات بورس کالا می باشد.
- متغیر ارزش بورس کالا علت تغییرات در تسهیلات اعطایی بانک های تجاری می باشد.

تصریح مدل VECM و بررسی پویائی های کوتاه مدت و استخراج رابطه بلندمدت[۲۴]

در این بخش به استخراج و بررسی رابطه ی بلندمدت بین ارزش معاملات در بورس کالای ایران و متغیرهای اثرگذار بر آن یعنی قیمت نفت اوپک، تسهیلات پرداختی، نرخ ارز و شاخص بهای تولیدکننده پرداخته می شود، هم چنین تاثیر تکانه ها و شوک های بلندمدت بر این متغیر مورد بررسی قرار خواهد گرفت. تعیین وقفه‌ی بهینه، بررسی رابطه‌ی بلندمدت از روش جوهانسن-جوسیلیوس از زیر بخش های این قسمت است. از آنجا که متغیرهای مدل در سطح ایستا نبوده، ولی هم انباشته اند، بنابراین بهتر است که از یک مدل VECM به جای مدل VAR استفاده گردد اما پیش از برآورد باید تعداد وقفه بهینه تعیین گردد.

تعیین وقفه‌ی بهینه با استفاده از مدلVAR

برای تخمین مدل VECM، تعیین وقفه‌ی بهینه مدل، بسیار مهم می باشد. بدین منظور برای تعیین وقفه‌ی مناسب با استفاده از مدلVARو از معیارهای اطلاعات آکائیک (AIC)[۲۵] ، بیزین-شوارتز(SC)[۲۶] ، حنان کوئین(HQ)[۲۷] و آزمون نسبت درست نمایی تعدیل شده(LR)[۲۸] استفاده می شود. آماره های مذکور جهت تعیین وقفه ی بهینه در جدول زیر ارائه شده اند. اما در تحقیق حاضر به دلیل دقت مناسب از معیار بیزین- شوارتز به عنوان معیار گزینش وقفه ی بهینه استفاده شده است. که نتایج آزمون براساس این معیار، مبین یک وقفه برای مدل خواهد بود.

جدول(۶). آزمون تعیین وقفه ی بهینه

---

[۲۴] برای مطالعه‌ی بیشتر در زمینه‌ی مدل VAR به منابع زیر مراجعه شود:
Enders(1995), Greene (1997), Patterson(2000)

[۲۵] Akaike Information Criterion
[۲۶] Schwarz Information Criterion
[۲۷] Final Prediction Error
[۲۸] Sequential Modified Likelihood Ratio Test Statistic

www.SID.ir

Lag	LogL	LR	AIC	SC	HQ
1	296.99	NA	-12.65	-11.62*	-12.27*
2	327.09	46.19*	-12.88	-10.84	-12.13
3	349.4	29.05	-12.76	-9.69	-11.63
4	381.30	34.12	-13.08*	-8.98	-11.57

منبع: یافته های تحقیق

بررسی رابطه‌ی بلندمدت از روش جوهانسن- جوسیلیوس[۲۹]

این روش برای استخراج رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها مورد استفاده قرار می گیرد. ابتدا با استفاده از دو آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه[۳۰]و آزمون اثر[۳۱]، وجود همگرائی و تعداد روابط همگرائی مشخص می شود. تعیین دو آماره یاد شده در پنج حالت مختلف، از نامقیدترین تا مقیدترین حالت امکان پذیر است. تفاوت عمده ی این حالات، لحاظ و یا عدم لحاظ عرض از مبداء یا روند در مدل VAR و رابطه ی بلندمدت است. به هر حال با توجه به نتایج به دست آمده، معنی‌دارترین حالت، حالتی است که رابطه‌ی بلندمدت، دارای عرض از مبداء و بدون روند لحاظ شود. در آزمون حداکثر مقدار ویژه، به ترتیب فرضیه‌ی صفر عدم وجود رابطه‌ی همگرائی در مقابل وجود یک رابطه‌ی همگرائی و وجود یک یا کمتر از یک رابطه‌ی همگرائی در مقابل وجود دو رابطه‌ی همگرائی و.... آزمون می شود. در آزمون اثر نیز به ترتیب فرضیه‌ی عدم وجود رابطه‌ی همگرائی در مقابل وجود یک یا بیشتر از یک رابطه‌ی همگرائی و وجود یک یا کمتر از یک رابطه‌ی در مقابل وجود دو یا بیشتر از دو رابطه‌ی همگرائی و.... آزمون می شود. اگر آماره های آزمون مربوط به این متغیرها از مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد بیش تر باشد، فرضیه‌ی مقابل پذیرفته می شود. براساس آن‌چه عنوان شد، نتایج حاصل از آزمون های اثر و حداکثر مقدار ویژه همراه با فرضیه های صفر و یک(فرضیه ی مقابل) در جداول زیر بطور خلاصه ارائه شده است.

جدول(۷).بررسی تعداد روابط همگرائی با استفاده از آزمون های اثر و حداکثر مقدار ویژه

روش آزمون	آزمون اثر[۳۲]		آزمون حداکثر مقدار ویژه[۳۳]	
	آماره آزمون	مقادیر بحرانی (در سطح ۹۵ درصد)	آماره آزمون	مقادیر بحرانی (در سطح ۹۵ درصد)
آزمون عدم وجود رابطه بلندمدت(r=0))	*۱۱۱,۸۵	۶۹,۸۱	*۵۰,۰۲۹	۳۳,۸۷
آزمون عدم وجود رابطه بلندمدت(r=1)	*۶۱,۸۲	۴۷,۸۵	*۳۲,۰۳۲	۲۷,۵۸
آزمون وجود حداقل دو رابطه ی	۲۹,۷۸	۲۹,۷۹	۱۸,۲۱	۲۱,۱۳

[۲۹] Johansen-Juselius
[۳۰] Eigen Value Statistic
[۳۱] Trace Statistic
[۳۲] Trace Statistic
[۳۳] Maximum Eogenvalue

www.SID.ir

بلندمدت(r≥2)				

*رد فرضیه صفر و پذیرش فرضیه مقابل مبنی بر وجود یک رابطه بلندمدت

منبع: یافته های تحقیق

نتایج ارائه شده در جدول(۷) براساس هر دو آماره آزمون اثر و آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه، دو بردار همگرائی(هم انباشتگی) را در حالت ایده آل دارای عرض از مبدا وبدون روند تائید می کند.

با توجه به موارد مطرح شده در بالا، رابطه ی بلندمدت برآورده شده بصورت زیر بدست آمده است:

$$Kala=24.32–0.97*Oil– 3.78*Ex – 0.54*PPI + 0.5*Loan$$
$$(3.09)(2.74)(0.56)\ (5.27)$$

(۱)

همان طور که ملاحظه می شود رابطه بلندمدت بدست آمده دارای ضرایب مثبت ۰,۵ برای تسهیلات اعطایی می باشد که از لحاظ آماری معنی‌دار می باشد. همچنین ضرایب منفی ۰,۹۷ ، ۳,۷۸ و 0.54 برای قیمت جهانی نفت اوپک، نرخ ارزغیررسمی و شاخص بهای تولیدکننده می باشد که از لحاظ آماری به ترتیب معنی دار ، معنی دار و بی معنی می‌باشند. (عدد داخل پرانتز بیانگر آماره t استیودنت است که چون بصورت سرانگشتی بزرگتر از ۲ می باشد، لذا فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن شیب معادله در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می شود و مقادیر ضرایب بدست آمده معنی دار است.)

تفسیر مدل استخراج شده‌ی فوق به شرح ذیل است:

۱- با توجه به علامت ضرایب، افزایش قیمت نفت اوپک در بلندمدت بر ارزش معاملات بورس کالا اثر منفی دارد.

۲- با توجه به علامت ضرایب، افزایش نرخ ارز غیر رسمی در بلندمدت بر ارزش معاملات بورس کالا اثر منفی دارد.

۳- با توجه به علامت ضرایب، افزایش تسهیلات اعطایی در بلندمدت بر ارزش معاملات بورس کالا اثر مثبت دارد.

۴- اگر لگاریتم قیمت نفت اوپک به اندازه‌ی ۱ درصد افزایش یابد، لگاریتم ارزش معاملات بورس کالاکمتر از ۱ درصد کاهش خواهد رفت.

۵- اگر لگاریتم نرخ ارزغیرسمی به اندازه‌ی ۱ درصد افزایش یابد، لگاریتم ارزش معاملات بورس کالا به میزان ۳,۷۸درصد کاهش خواهد رفت.

۶- اگر لگاریتم تسهیلات اعطایی به اندازه‌ی ۱ درصد افزایش یابد، لگاریتم ارزش معاملات بورس کالا نیم درصد افزایش خواهد رفت.

۷- ضریب محاسبه شده برای شاخص بهای تولیدکننده به لحاظ آماری معنادار نبوده و قابلیت اتکاء ندارد.

همگرائی و مکانیزم تصحیح خطا[۳۴]

وجود هم گرایی(هم انباشتگی) بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم

[۳۴] Error Correction Mechanism(ECM)

www.SID.ir

می‌آورد. به طوری که بنا به قضیه گرنجر، متناظر با هر رابطه بلندمدت اقتصادی باید یک رابطه کوتاه مدت بصورت مکانیسم تصحیح خطا برای حصول به تعادل بلندمدت وجود داشته باشد. این مفهوم نخستین بار توسط فیلیپس[۳۵] در سال ۱۹۵۷ میلادی مطرح گردید. همانطور که در بررسی ها مشخص شد متغیرهای مستقل مدل و ارزش معاملات بورس کالای ایران هم گرا(هم انباشته) هستند و وجود حداقل دو رابطه‌ی بلندمدت بین آن ها مورد تائید است. برای بررسی تعادل در کوتاه مدت، ضروری است تا با به کارگیری جمله‌ی خطای تعادل، نسبت به مرتبط کردن رفتار کوتاه مدت با رفتار بلندمدت اقدام کنیم. به این عملیات، مکانیزم تصحیح خطا گفته می شود.

معمولا تخمینی از مقدار باقیمانده به عنوان جمله‌ی خطای تعادل در مدل استفاده می شود. این جمله با یک دوره وقفه‌ی زمانی در طرف راست معادله وارد می شود. در این حالت متغیرهای اصلی کوتاه مدت مدل را نشان می دهد و جمله‌ی تصحیح خطا تغییرات بلندمدت را در مدل منعکس می کند. اگر ضریب جمله‌تصحیح خطا به لحاظ آماری معنی دار باشد، نشان می دهد که چه نسبتی از عدم تعادل متغیر وابسته در یک دوره، در دوره بعدی تصحیح خواهد شد. با توجه به توضیحات ارائه شده، نتایج حاصل از رابطه‌ی متغیرهای مدل به صورت زیر بدست آمده است:

جدول(۸).تخمین الگوی تصحیح خطا

Error Correction:	D(KALA)	D(OIL)	D(EX)	D(PPI)	D(LOAN)
CointEq1	-0.495198	0.079084	-0.015757	-0.006277	0.214057
	-0.15809	-0.06607	-0.0198	-0.00638	-0.50311
	[-3.13232]	[1.19704]	[-0.79585]	[-0.98408]	[0.42547]
D(KALA(-1))	0.017429	0.413585	0.022402	0.024742	-1.228577
	-0.32962	-0.13775	-0.04128	-0.0133	-1.04898
	[0.05288]	[3.00248]	[0.54270]	[1.86033]	[-1.17121]
D(OIL(-1))	-0.091146	-0.766028	0.430789	-0.020913	-5.079977
	-1.17405	-0.49063	-0.14703	-0.04737	-3.73628
	[-0.07763]	[-1.56130]	[2.92993]	[-0.44146]	[-1.35963]
D(EX(-1))	-4.259102	0.180882	-0.147058	0.333564	-3.679085
	-3.65841	-1.52885	-0.45816	-0.14761	-11.6425
	[-1.16419]	[0.11831]	[-0.32098]	[2.25974]	[-0.31601]

[۳۵] Philipps, P.C.B. and Perron, P. "Stabilization policy and time form of lagged responses"., *The Economic Journal*, Vol. 67 (1957): 265-277.

www.SID.ir

D(PPI(-1))	0.050454	-0.052818	-0.011241	0.000585	0.087547
	-0.0467	-0.01952	-0.00585	-0.00188	-0.14863
	[1.08033]	[-2.70622]	[-1.92194]	[0.31053]	[0.58904]
D(LOAN(-1))	0.046807	-0.007067	0.00304	0.005681	0.063841
	-0.04285	-0.01791	-0.00537	-0.00173	-0.13636
	[1.09238]	[-0.39468]	[0.56651]	[3.28615]	[0.46818]
C	-0.495198	0.079084	-0.015757	-0.006277	0.214057
	-0.15809	-0.06607	-0.0198	-0.00638	-0.50311
	[-3.13232]	[1.19704]	[-0.79585]	[-0.98408]	[0.42547]
R-squared	0.551574	0.390295	0.312052	0.292078	0.584559
Adj. R-squared	0.48077	0.294026	0.203429	0.1803	0.518963
F-statistic	7.790134	4.054205	2.872788	2.613034	8.9115
Log likelihood	13.32368	52.5869	106.8145	157.7827	-38.76969
Akaike AIC	-0.281052	-2.026084	-4.436202	-6.701455	2.034208
Schwarz SC	-1.60E-05	-1.745048	-4.155165	-6.420419	2.315245
Mean dependent	0.012663	-0.014172	0.002592	0.007873	0.043611
S.D. dependent	0.271776	0.097402	0.027479	0.008728	0.898574

منبع:یافته های تحقیق

براین اساس معادله کوتاه مدت برآورد شده به صورت زیر قابل شناسایی است:

$$D(Kala)= 0.05–0.49*D(Kala(-1))+0.017*D(Oil(-1))–0.09*D(Ex(-1))–4.25*D(PPI(-1))+ 0.05*D(Loan(-1)) – 0.21*CointEq1 \quad (۲)$$

نتایج الگوی کوتاه مدت نشان می دهد ضریب جمله تصحیح خطای منفی و معنادار است. (آماره t استیودنت جمله تصحیح خطا ۲,۴۸- می باشد که براساس قاعده سرانگشتی بزرگتر از ۲ می باشد، لذا فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن شیب معادله در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می شود.) جمله تصحیح خطای منفی به معنای میل به سمت مقدار بلندمدت، در صورت ایجاد انحراف در متغیر وابسته را نشان می دهد. اندازه این ضریب بیانگر سرعت تعدیل به سوی تعادل بلندمدت را نشان می دهد. در

www.SID.ir

Archive of SID

مدل مورد بررسی، ارزش معاملات بورس کالا در صورت انحراف از روند بلندمدت خود در هر دوره (ماه) ۰,۲ درصد از این انحراف را جبران خواهد شد. بنابراین با دانستن سرعت تعدیل کوتاه مدت ارزش معاملات به سمت بلندمدت آن، می توان مدت زمانی را که طول می‌کشد تا انحراف بوجود آمده از روند متغیر برطرف شود، به صورت تقریبی محاسبه کرد. هم‌چنین در رابطه کوتاه مدت بدست آمده، ضریب ارزش معاملات یک دوره گذشته به لحاظ آماری معنادار بوده و نشان دهنده اثرپذیری ارزش معاملات در دوره جاری از نیم درصدی ارزش معاملات دوره پیش دارد. سایر ضرایب برآورد شده برای متغیرهای مورد بررسی در دوره کوتاه مدت از لحاظ آماری معنادار نبوده و نشان از عدم تاثیرگذاری قابل توجه بر روی ارزش معاملات بورس کالای ایران در دوره مورد مطالعه دارد.

بررسی پویایی متغیرها در الگوی VAR

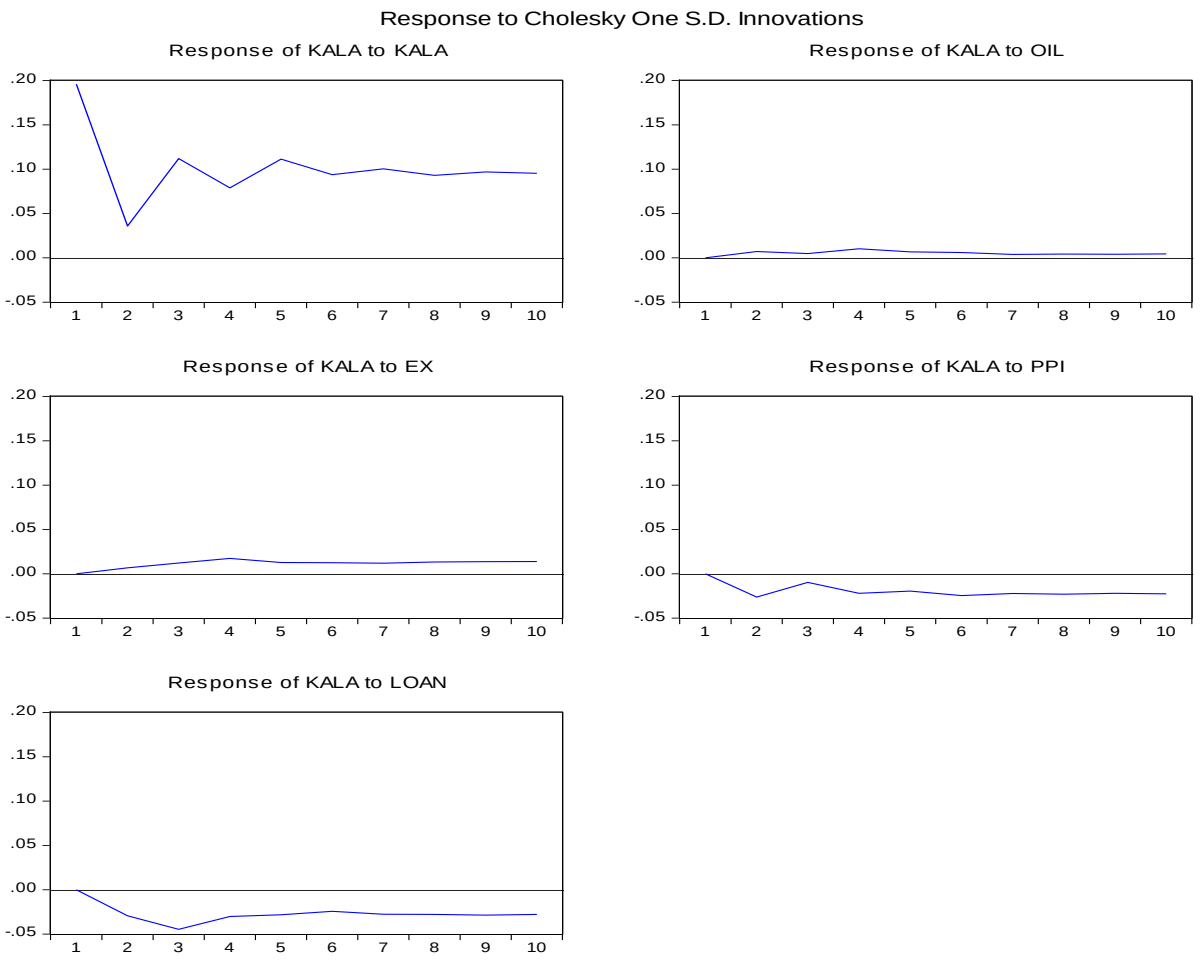
از جمله کاربرد های الگوی VAR این است که می تواند پویایی متغیرها (واکنش آنها) را نسبت به شوک وارده در طول زمان بررسی کند. اثر این شوک بر متغیر iام، نه تنها به طور مستقیم بر خود آن متغیر اثر می گذارد، بلکه تمام متغیرهای درون‌زا را در یک ساختار پویای VAR تحت تاثیر قرار می دهد. از دو معیار تابع واکنش آنی(ضربه ای)[۳۶] و تجزیه واریانس[۳۷] استفاده می کنیم.

الف) تابع عکس العمل ضربه ای(IRF)

توابع عکس العمل آنی رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (تکانه) واحد به هریک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد. این تکانه ها معمولا به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می شوند، لذا به آنها تکانه یا ضربه واحد می گویند. مبداء مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت پایدار دستگاه (بدون حضور تکانه) است. با استفاده از تابع عکس العمل آنی، پاسخ پویایی دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرهای دستگاه، مشخص می گردد.

[۳۶] Impulse-Response Function
[۳۷] Variance Decomposition

www.SID.ir



نمودار(۵). واکنش ارزش معاملات بورس کالای ایران نسبت به یک انحراف معیار شوک وارد از سوی متغیرهای توضیحی در ده دوره

همان طور که در نمودار (۵) مشاهده می کنیم، تغیر در یک انحراف معیار از هر پنج متغیر توضیحی مدل، چه تاثیری بر ارزش معاملات بورس کالای ایران (Kala) دارد. براین اساس، تغییری به اندازه یک انحراف معیار در قیمت نفت سبد اوپک(OIL) و نرخ ارز غیررسمی(Ex) در بلندمدت اثر قابل ملاحظه ای بر روی ارزش معاملات بورس کالای ایران ندارد. هم‌چنین تغییر یک انحراف معیاری در تسهیلات اعطایی(Loan) نیز موجب عکس العمل کاهشی در ارزش معاملات تا دوره سوم گردیده و پس از آن با اندکی افزایش در دوره چهارم تا پایان دوره دهم ثابت و پایدار باقی خواهد ماند و در نهایت تغییری به اندازه یک انحراف معیار در شاخص بهای تولیدکننده(PPI) نیز موجب می گردد، عکس العمل ارزش معاملات تا دوره چهارم، کاهشی و افزایشی بوده و پس از آن تا دوره دهم ثابت و بدون تغییر باقی بماند. اما برآیند اثرگذاری کاهشی خواهد بود. در میان شوک های وارده، عمده تاثیرپذیری ارزش معاملات بورس کالا از ارزش معاملات دوره های پیشین می تواند باشد، به طوری که تغییری به اندازه یک انحراف معیار توانایی کاهش ۱۵ درصدی از ۲۰ تا ۵ درصد از دوره اول تا دوره دوم را خواهد داشت. هرچند، اندکی از این

www.SID.ir

Archive of SID

کاهش در دوره سوم جبران خواهد شد، اما از دوره ۶ تا پایان دوره دهم در سطح ۱۰ درصد ثابت خواهد ماند.

ب) تجزیه واریانس

برخلاف توابع عکس العمل ضربه ای که اثرات یک شوک را بر یک متغیر درونزا و بر سایر متغیرهای VAR نشان می دهد، تجزیه واریانس اطلاعاتی درباره اهمیت نسبی هر تغییر تصادفی بر متغیرهای VAR می‌دهد. این معیار هم مانند حالت قبل یک تکانه (شوک) به میزان یک انحراف معیار از هر متغیر بر روی همان متغیر و سایر متغیرهای الگو وارد کرده و سپس مشخص می کند که اهمیت نسبی هر کدام از آن متغیرها در تغییرات متغیر(های) دیگر چقدر است. در جدول(۱۰) می توانیم نتیجه این معیار را برای تغییر در یک انحراف معیار از هر یک از متغیرهای توضیحی مشاهده کنیم.

جدول(۹).تجزیه واریانس ارزش معاملات بورس کالای ایران

Period	S.E.	KALA	OIL	EX	PPI	LOAN
1	0.20	100	0	0	0	0
2	0.20	95.99	0.12	0.11	1.68	2.10
3	0.24	93.01	0.13	0.33	1.40	5.12
4	0.25	91.07	0.27	0.76	1.99	5.90
5	0.28	90.87	0.28	0.83	2.13	5.88
6	0.30	90.35	0.29	0.91	2.57	5.88
7	0.32	90.05	0.27	0.94	2.77	5.97
8	0.33	89.60	0.26	1.02	3.00	6.13
9	0.35	89.29	0.25	1.08	3.13	6.25
10	0.36	89.01	0.24	1.14	3.27	6.34

منبع:یافته های تحقیق

در جدول بالا می توان سهم یا اهمیت نسبی هر یک از متغیرهای موثر بر ارزش معاملات بورس کالای ایران را مشاهده نمود. براساس نتایج بدست آمده می توان چنین بیان نمود که سهم تکانه های قیمتی ناشی از نفت اوپک و گاز طبیعی، نرخ ارز، تسهیلات اعطایی و شاخص بهای تولید کننده بر روی ارزش معاملات بورس کالای ایران اندک و ناچیز می باشد.

نتیجه گیری

همانطور که در مقدمه بیان شده است، این مقاله به دنبال جوابگویی به سوال زیر بوده است:

آیا بین ارزش معاملات در بازار فیزیکی بورس کالای ایران و متغیرهای مهم کلان اقتصادی رابطه معناداری وجود دارد یا خیر؟ در صورت تائید این پرسش، رابطه مذکور به چه صورتی خواهد بود.

نتایج بدست آمده از برآورد روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرهای قیمت جهانی نفت اوپک، نرخ ارز غیررسمی، تسهیلات

www.SID.ir

اعطایی بانک های تخصصی و شاخص بهای تولیدکننده با متغیر ارزش معاملات بورس کالا، موید این نکته می باشد، که مبادلات انجام گرفته در این بازار عمدتا تحت تاثیر نرخ های جهانی و تا حدودی ارزش معاملات دوره پیش خود بوده و کمتر از متغیرهای اقتصادی ذکر شده در دوره مورد، بررسی اثر پذیرفته است. هر چند برآورد رابطه بلندمدت نشان از معناداری آماری تاثیر متغیرهای قیمت نفت اوپک، نرخ ارز غیررسمی و تسهیلات اعطایی دارد، اما در تحلیل واکنش آنی و تجزیه واریانس مشاهده گردید، قدرت انتقال شوک از این متغیرها به سوی ارزش معاملات بازار فیزیکی چندان قوی و اثرگذار نیست. شاید عمده دلیل آن را کنترل قیمت گذاری محصولات در بازار، محدودیت در حجم تقاضای در برخی از محصولات و حاکم بودن فضای رکودی بر اقتصاد طی ۴ سال اخیر (دوره مورد بررسی این پژوهش) عنوان نمود. از این رو بنظر می رسد، جهت ارزیابی و بررسی های جامع و دقیق تر در خصوص حجم و ارزش معاملات بورس کالا، لزوم توجه به تغییرات جهانی قیمت محصولات اساسی لازم باشد.

منابع:

بدری،احمد، دولو،مریم ، دری نوکورانی،مریم. بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد بازار سهام، فصلنامه چشم انداز مدیریت مالی، شماره ۱۳، بهار ۱۳۹۵، صص۹-۳۵.

Mihir Dash,(2012), A Study on Commodity Market Behaviour, PriceDiscovery and Its Factors, ARTICLE in SSRN ELECTRONIC JOURNAL.

Marc Joëts, Valérie Mignon & Tovonony Razafindrabe(2015), Does the volatility of commodity prices reflect macroeconomic uncertainty?, CEPII Working Paper

SELVALAKSHMI.G, ARUMUGAM.A, Impact of Price Level Changes in Indian Commodity Market, GLOBAL RESEARCH ANALYSIS, Volume3, Issue4 ,April 2014 •

Muhamad Khairul Anuar bin Sukri, Nor Hazila binti Mohd Zain, THE RELATIONSHIP BETWEEN SELECTED MACROECONOMIC FACTORS AND GOLDPRICE IN MALAYSIA, International Journal of Business, Economics and Law, Vol. 8, Issue 1 (Dec.)

www.SID.ir

Archive of SID

The effects of macroeconomic variables on the Iran Mercantile Exchange trading value using the VAR approach

In this paper, we examine the short-term and long-term effects of exchange rate, oil prices and monetary variable fluctuations on trading value of Iran Mercantile Exchange(IME). Difficulties analysis of price behavior in financial markets because of the intertwining of relations between these sector of the economy with other sectors of the economy has caused wide studies done in this field in recent years especially with the growth and development of financial markets in the years following the 2007 financial crisis). Iran Mercantile Exchange as a new entity in which all commodity products such as petroleum and petrochemicals, basic metals and agricultural products trade in spot and the future Contract form, will be affected from volatility and price changes. The main objective of this study, The presence or absence of stable long-term relationships between the variables OPEC Oil price, unofficial exchange rate,loan, Producer Price Index and trading value of Iran Mercantile Exchange. For this purpose, to this end, tests of convergence (Co-integration) and causality of variables have been used for 5-year period, from 1392:1 to 1395:10. The results of the study based on long-term relationship show that an increase of 1 percent in the logarithm of unofficial exchange rate decreases 7.67 percent of the logarithm of the trading value of Iran Mercantile Exchange. The direction of causality is from unofficial exchange rate to trading value of Iran Mercantile Exchange. Moreover, 1% increase in PPI logarithm will increase 2.17 percent of the logarithm of the trading value of Iran Mercantile Exchange. The direction of causality is from trading value of Iran Mercantile Exchange to PPI. Estimating the relationship between short-term error corrections for the logarithm of trading value of Iran Mercantile Exchange also confirms statistically significant error correction component.

www.SID.ir