



## تأثیر خبر افزایش قیمت خوراک پتروشیمی بر شاخص بازار سهام تهران

سعید نایب<sup>۱</sup>

منیژه هادی نژاد<sup>۲</sup>

فرشته شمس صفا<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۹/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۸/۵

### چکیده

بازار سرمایه به مثابه پل ارتباطی بین «پس‌انداز کنندگان انفرادی و نهادی» و «سرمایه‌گذاران نیازمند وجوه» با انجام دو وظیفه مهم «تامین منابع مالی دراز مدت» و «مدیریت خطرپذیری (ریسک)» نقش بسزایی در افزایش ضریب اطمینان و حجم سرمایه‌گذاری‌ها، به ویژه در فعالیتهای بلندمدت اقتصادی ایفا می‌نماید. امروزه صنعت پتروشیمی با سهم ۲۱ درصدی از میانگین ارزش معامله‌های روزانه بورس تهران در سال ۱۳۹۲ از جایگاه ویژه‌ای در بازار سرمایه برخوردار است. این صنعت علاوه بر ارزش‌افزوده‌ای که در مقابل خام‌فروشی منابع عظیم نفتی و گازی ایجاد می‌نماید، سهم قابل توجه‌ای را در معامله‌های بازار بورس از طریق جمع‌آوری پس‌اندازهای خرد جامعه بر عهده داشته است.

افزایش قیمت خوراک گاز پتروشیمی به دلیل ترس و نگرانی بر عملکرد این صنعت از مدت‌ها پیش مورد نقد کارشناسان و تصمیم‌گیران اقتصادی در محافل علمی و سیاست‌گذاری بوده است. این سیاست در سال ۱۳۹۲ توسط مجلس شورای تصویب و بر اساس بودجه سال ۱۳۹۳ اجرایی شد. هدف بررسی پژوهش حاضر بررسی تأثیر خبر افزایش قیمت خوراک پتروشیمی بر شاخص‌های بازار سهام تهران است. در این تحقیق داده‌های سری‌زمانی به صورت روزانه، از تاریخ ۹۱/۷/۱ تا ۹۳/۷/۳۰ از طریق مدل‌های خانواده ARCH و با استفاده از متغیرهای مجازی تحلیل شده است. یافته‌های الگو مبین اثر معنادار خبر افزایش قیمت خوراک پتروشیمی قبل از تصویب بر شاخص‌های بازار سهام تهران است که بازدهی این صنعت را با روند مثبتی تحت تأثیر قرار داده است.

**واژه‌های کلیدی:** خبر، شاخص بازار سهام، سری‌زمانی، مدل‌های ARCH.

**طبقه بندی JEL:** C32, G14, M48

۱- استادیار اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی، (نویسنده مسئول) S.nayeb@iauctb.ac.ir

۲- استادیار اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی، man.hadinejad@iauctb.ac.ir

۳- کارشناس ارشد اقتصاد از دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی، Shamsf13@yahoo.com

## ۱- مقدمه

امروزه بازار سرمایه در کنار بازار پول به عنوان تشکیل‌دهندگان بازارهای مالی نقش انکارناپذیری در اقتصاد بر عهده‌دارند. بازار سرمایه با انجام دو وظیفه مهم «تامین منابع مالی دراز مدت» و «مدیریت خطرپذیری (ریسک)» نقش بسزایی در افزایش ضریب اطمینان و حجم سرمایه‌گذاری‌ها، به ویژه در فعالیت‌های بلند مدت اقتصادی ایفا می‌نماید. بازار سرمایه در واقع به مثابه پل ارتباطی بین «پس‌انداز کنندگان انفرادی و نهادی» و «سرمایه‌گذاران نیازمند وجوه» است. (امیرعباس ربیعی، ۱۳۸۶، ص ۶)

شرکت‌های پتروشیمی امروزه بزرگ‌ترین صنعت بورس را تشکیل می‌دهند. این صنعت بیشترین سهم را در اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی مبنی بر خصوصی‌سازی شرکت‌های زیرمجموعه داشته است. ارزش جاری این صنعت تا اول مردادماه سال ۱۳۹۲ در بورس معادل ۴۰۶ هزار میلیارد ریال بود. این صنعت حدود ۴۹/۲ درصد ارزش کل بازار سهام را در بر دارد. میانگین ارزش معامله‌های روزانه این صنعت نیز ۲۱ درصد کل ارزش معامله‌های روزانه بورس است. از نظر سودآوری، صنعت پتروشیمی بعد از صنعت قند و شکر با رشد ۱۳۸۴ درصدی از ابتدای سال ۱۳۸۸ تاکنون در رتبه دوم قرار دارد. در خلال ۴ سال گذشته بازدهی این صنعت حدود ۱۴ برابر بوده است. بخش پتروشیمی در جمع‌آوری پس‌اندازهای خرد جامعه با توجه به آمارهای موجود در بورس و با توجه به کمیت و کیفیت منابع و ذخایر نفتی و موقعیت نسبی ایران دارای سهم قابل توجه‌ای است.

طبق آخرین آمارهای سال ۱۳۹۳ بورس اوراق بهادار تهران شرکت پتروشیمی خلیج‌فارس با ارزشی معادل ۱۱/۸ میلیارد دلار و اختلاف زیاد در رده نخست و بعد از آن در رتبه دوم پالایش نفت بندرعباس با ۵ میلیارد دلار ارزش و نفت و گاز و پتروشیمی تأمین با ارزش ۴/۳ و سرمایه‌گذاری غدیر با ارزش ۳/۸ و گسترش نفت و گاز پارسیان با ارزش ۳/۷ میلیارد دلار در رده‌های بعدی در جمع ارزشی معادل ۲۸/۶ میلیارد دلار از بازار بورس را از آن خود نموده‌اند.

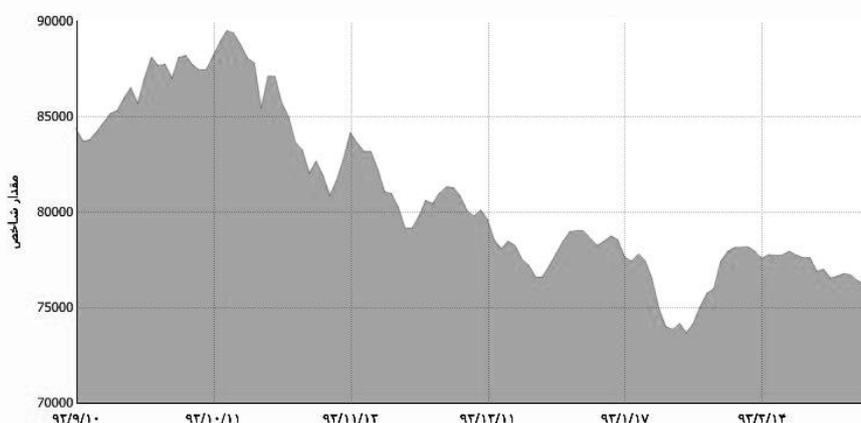
با توجه به وزن بالای صنعت پتروشیمی در ساختار بورس تهران بررسی موضوع تغییر نرخ خوراک صنایع پتروشیمی به عنوان ماده اولیه تولید موضوعی تأثیرگذار در ترسیم فعالیت این صنعت در آینده است. دولت در سال ۱۳۸۹ و در راستای اجرای فاز اول طرح هدفمندسازی یارانه‌ها، تصمیم گرفت تا قیمت خوراک گاز پتروشیمی‌ها را افزایش دهد، به طوری که قیمت گاز مصرفی پتروشیمی‌ها معادل ۲۹ درصد قیمت گاز صادراتی باشد و سالانه چهار درصد به ضریب سال قبل اضافه شود تا در نهایت، پس از نه سال، قیمت خوراک گاز پتروشیمی‌ها برابر ۶۵ درصد قیمت گاز صادراتی باشد. در آغاز اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، قیمت هر مترمکعب خوراک گاز صنایع پتروشیمی ۷ سنت و معادل ۷۰۰ ریال تعیین شد اما در اثر چانه‌زنی‌های بخش خصوصی و به دلیل برخی ملاحظه‌ها، این سیاست اجرایی نشد. در چنین شرایطی ستاد تدابیر ویژه اقتصادی دولت تصمیم گرفت تا نرخ خوراک پتروشیمی‌ها را به ۱۳ سنت افزایش دهد. این سیاست هم توسط شرکت‌های پتروشیمی اجرایی نگردید. بالاخره در بهمن سال ۱۳۹۲ در مجلس شورای اسلامی تغییر نرخ خوراک به تصویب رسید. از زمان مطرح‌شدن موضوع افزایش قیمت خوراک گاز، به هنگام

ارائه آن توسط دولت به مجلس در سال ۱۳۹۲، با بررسی نمودار شاخص، بازار سهام نسبت به انتشار این خبر واکنش نشان داده و شاخص بازار سهام (مطابق با نمودار ۱) رو به کاهش گذاشت. با توجه به وابستگی ۴۰ درصدی بودجه دولت به درآمدهای حاصل از نفت و گاز و همچنین هدفمندی یارانه‌ها مهم‌ترین بخش‌های لایحه بودجه هر سال کل کشور می‌باشد، احتمال توجه دولت، مجلس و سایر ارکان تصمیم‌سازی و تصمیم‌گیری به موضوع تعیین قیمت خوراک گاز پتروشیمی‌ها در بودجه‌های سال‌های آتی زیاد است، از این‌رو، مطالعه حاضر با تشریح برخی از جنبه‌های سیاست‌گذاری در حوزه قیمت خوراک گاز در جهت انتخاب سیاست درست می‌تواند راه‌گشا باشد.

جدول ۱- رده‌بندی شرکت‌های بورسی سال ۹۳

ردیف	نام شرکت	ارزش (هزار میلیارد تومان)	ارزش (میلیارد دلار)
۱	صنایع پتروشیمی خلیج فارس	۳۸.۹۳۰	۱۱/۸
۲	پالایش نفت بندرعباس	۱۶.۶۷۳	۵
۳	فولاد مبارکه اصفهان	۱۵.۲۵۶	۴/۶
۴	نفت و گاز و پتروشیمی تأمین	۱۴.۱۹۸	۴/۳
۵	سرمایه‌گذاری غدیر	۱۲.۶۱۸	۳/۸
۶	گسترش نفت و گاز پارسیان	۱۲.۱۵۷	۳/۷
۷	مخابرات	۱۱.۹۸۶	۳/۶
۸	گل‌گهر	۱۱.۸۹۲	۳/۶
۹	ملی‌مس	۱۱.۰۰۰	۳/۳
۱۰	همراه اول	۱۰.۷۵۴	۳/۲

منبع: Boursnews.ir



نمودار ۱- شاخص کل بازار سهام تهران

منبع سایت: www.tse.ir

## ۲- ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

بدون شک کارآمدی نظام مالی به عنوان زیرمجموعه‌ای از نظام اقتصادی یک کشور حائز اهمیت است. بازارهای متشکل سرمایه با فراهم آوردن امکان معامله‌های اوراق بهادار میان مدت و بلندمدت یکی از اهم‌های قوی در اقتصاد کشورها محسوب شده و به منظور تسریع روند توسعه صنعتی، به خصوص در کشورهای روبه رشد عمل می‌نمایند (ابونوری و همکاران ۱۳۸۵، ص ۲۱۱). شاخص‌های قیمت سهام در تمامی بازارهای مالی بین‌المللی، به مثابه یکی از مهمترین معیارهای سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار، از اهمیت و توجه ویژه‌ای برخوردارند. شاخص بازار سهام یک معیار مفید و خلاصه‌شده‌ای از انتظارات جاری در مورد آینده سهام می‌باشد که آثار پدیده‌های سیاسی، اقتصادی و غیره را منعکس می‌نماید. (احمدپور و همکاران، ۱۳۸۶)

به منظور سرمایه‌گذاری منطقی لازم است سرمایه‌گذاران اطلاعات موجود را در اختیار داشته باشند. این اطلاعات، مشتمل بر شاخص‌های شناخته‌شده و نیز برآوردهایی در مورد آینده است. فارغ از شکل اطلاعات می‌توان آن را کلید تعیین قیمت سهام و در نتیجه هسته مرکزی مفهوم بازار کارآمد دانست (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳).<sup>۱</sup> در یک بازار کارا، قیمت سهام در بورس اوراق بهادار از طریق تلاقی عرضه فروشنده با تقاضای خریدار تعیین می‌شود. در واقع هیچ قاعده مشخصی وجود ندارد که بیان‌کننده رفتار قیمت سهام باشد، ولی چند عامل مشخص که موثر بر قیمت سهام وجود دارد. این عوامل در سه دسته کلی قرار می‌گیرند: متغیرهای بنیادی، متغیرهای تکنیکی و متغیرهای احساسی. ورود یا انتشار خبر در بازار سه تأثیر کلی بر رفتار فضای عمومی بازار دارد. نخست، باعث شکل‌گیری روند صعودی قیمت‌ها می‌شود؛ دوم، باعث تضعیف و کاهش قیمت سهام خواهد شد؛ و سوم، ورود خبرهای ضد و نقیض به محیط بازار، باعث سردرگمی و ایجاد «مکت» در روند حرکتی بازار می‌شود. (محسن ایلچی، ۱۳۸۸).

باربریز، شلیفر و ویشنی<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) بیان می‌کنند که سرمایه‌گذاران از قاعده اکتشافی همانندی<sup>۳</sup> پیروی کرده و انتظارات خود از سودهای آتی شرکت و بر اساس یافته‌های قبلی می‌سازند. در نتیجه، سرمایه‌گذار بر مبنای اطلاعات قبلی خود نسبت به یک اخبار واکنش بیش از حد یا کمتر از حد نشان می‌دهد؛ اما در سال‌های اخیر توجه بسیاری به مدل هانگ و استین<sup>۴</sup> (۱۹۹۹) شده است (اسپرنگر و ولپ، ۲۰۱۱، ص ۵-۷).<sup>۵</sup> در این مدل ارتباط متقابل بین دو گروه از افراد با رفتار غیرعقلایی یا به عبارتی دو عامل با عقلانیت کران‌دار را نشان دادند: بینندگان خبری<sup>۶</sup> و معامله‌گران لحظه‌ای<sup>۷</sup>؛ اگر اطلاعات مبهمی وارد بازار شود؛ بینندگان خبری قادر نیستند به طور کامل و سریع این اطلاعات را از قیمت‌های اوراق بهادار استخراج کنند؛ در نتیجه به اطلاعات، کمتر از حد مورد انتظار واکنش نشان می‌دهند. از سوی دیگر معامله‌گران لحظه‌ای سعی می‌کنند از واکنش گروه قبل استفاده کرده و قیمت‌ها را بیش از حد مورد انتظار تخمین می‌زنند (هیبتی و زندیه، ۱۳۹۰، ص ۸۱).

تاکنون پژوهشی در زمینه بررسی انتشار خبر مصوبه افزایش قیمت خوراک پتروشیمی بر شاخص سهام صورت نگرفته است. تمایز این مطالعه از سایر پژوهش‌ها بررسی تأثیر یک خبر خاص بر عملکرد بازار سهام و تأثیر آن بر شاخص کل و شاخص همان صنعت خاص است. تحقیقاتی که باهدف بررسی اخبار و اطلاعیه‌ها در بازار بورس بر شاخص قیمت سهام، مورد سنجش انجام شده است می‌توان به ادیرنگتون و لی (۱۹۹۳) اشاره کرد. آن‌ها نشان دادند که بی‌ثباتی در آینده نرخ ارز و نرخ بهره بازار در عرض یک دقیقه از اعلام اخبار اقتصاد کلان افزایش می‌دهد و تأثیر آن حدود ۱۵ دقیقه طول می‌کشد. همچنین نوفسینگر و پروکایک (۲۰۰۴) به این نتیجه رسیدند که اخبار غیرمنتظره‌ی بد اقتصاد کلان مسئول بیشترین حجم معامله‌های روزانه غیرطبیعی در گزینه شاخص S & P 100 هستند. کالو همکاران. (۲۰۰۴) نشان داد که مدل GARCH پیشنهادشده توسط بلرسلو (۱۹۸۶) را می‌توان با اضافه کردن یک متغیری که تعداد اطلاعیه‌های مطبوعاتی منتشرشده در بازار در عرض ۳۰ دقیقه قبل ذخیره کرده و آن را بهبود ارتقاء دهند. میترمایر (۲۰۰۴) اثر اطلاعیه مطبوعاتی بورس نیویورک و نزدک را بررسی و مشخص کرد که محتوای خبرها را می‌توان برای پیش‌بینی، با دقت مناسب به کاربرد. پیرس و رولی (۱۹۸۴) به بررسی واکنش روزانه قیمت‌های سهام نسبت به اعلان میزان عرضه پول، تورم، فعالیت‌های اقتصادی و نرخ تنزیل پرداختند. (روبرتسون و همکاران، ۲۰۰۶)<sup>۸</sup>

### ۳- متدولوژی تحقیق

در مدل‌های سری زمانی یک متغیره تلاش می‌شود تا متغیرهای اقتصادی و مالی را بر اساس مقادیر گذشته و جاری آن متغیر و همچنین مقادیر جاری و گذشته جملات خطا، مدل‌سازی و پیش‌بینی نمایند. دسته مهمی از این مدل‌ها مربوط به خانواده مدل‌های ARIMA<sup>۹</sup> هستند که بیشتر بر مبنای روش باکس و جنکینز<sup>۱۰</sup> (۱۹۷۶) مدل‌سازی می‌شوند. کتابی که توسط باکس و جنکینز (۱۹۷۶) تحت عنوان «تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی پیش‌بینی و کنترل» نوشته شده است.

### ۳-۱- روش برآورد سری زمانی در بازارهای مالی

عمومی‌ترین مدل تعمیم‌یافته در تحلیل بازارهای مالی، مدل خانواده ARCH می‌باشد. مدل واریانس ناهمسان شرطی خود همبسته ARCH اولین بار توسط اینگل<sup>۱۱</sup> (۱۹۸۲) پیشنهاد گردید. در این مدل، یک ساختار خودهمبسته برای معادله واریانس شرطی ارائه شد که به شوک‌های تلاطم اجازه می‌داد در طول زمان دیرپایی داشته باشند و به سرعت محو نشوند. سپس این مدل توسط بلسلو<sup>۱۲</sup> (۱۹۸۲) تعمیم یافت که وقفه در واریانس شرطی<sup>۱۳</sup> را نیز شامل می‌شد. توانایی این دسته از مدل‌های ARCH که برای شناسایی الگوهای تلاطم خوشه‌ای تعمیم یافته بود، منجر به کاربرد گسترده آن برای بازده بازار سهام در بازارهای توسعه یافته<sup>۱۴</sup> و در وسعت کمتر برای بازارهای در حال توسعه<sup>۱۵</sup> گردید.

گرچه تئوری‌های موجود در مدل‌سازی قیمت‌های بازار سهام کامل نیست، لیکن مدل‌های تجربی‌ای موجود به طور عام در تحلیل پدیده‌های مالی و به گونه‌ای خاص در تحلیل تلاطم بازارهای سهام مورد استفاده قرار می‌گیرند.

یکی از قوی‌ترین و درعین حال پیچیده‌ترین گروه از مدل‌های سری‌های زمانی، خانواده مدل‌های ARCH می‌باشد که به طور مبسوطی توسط برا و هیگینس<sup>۱۶</sup> (۱۹۹۳) و همچنین بلسلو، چو و کروئر<sup>۱۷</sup> (۱۹۹۲) مورد بازنگری قرار گرفته‌اند. مدل‌های رده ARCH، قابلیت استفاده از مزایای انحراف معیار نمونه را به ما می‌دهد و واریانس شرطی،  $h_t$ ، سری زمانی را از طریق روش حداکثر راست نمایی فرموله می‌کند. با استفاده از بهترین وقفه از طریق آکائیک (AIC) شوارتز بیزین (SBC) شاخص‌های کل و شاخص شیمیایی را مدل‌سازی کرده و مانایی و تعیین بهترین مدل را با استفاده از متغیرهای مختلف برازش نموده‌ایم. داده‌ها از سایت بورس به آدرس TSE.ir و به صورت روزانه از تاریخ ۹۱/۷/۱ تا ۹۳/۷/۳۰ جمع‌آوری شده هر کدام مشتمل بر ۵۰۶ داده هستند. خبرها از خبرگزاری فارس [www.farsnews.ir](http://www.farsnews.ir) و بورس نیوز [www.boursenews.ir](http://www.boursenews.ir) و روند اخبار از تاریخ ۹۱/۷/۱ تا ۹۳/۷/۳۰ بررسی شده است.

### ۳-۲- آزمون ریشه واحد

آزمون مانایی برای هر یک از متغیرها از جمله بازدهی شاخص کل، شاخص شیمیایی برآورد شد. در این تحقیق از آماره آزمون دیکی فولر برای آزمون مانایی استفاده شده است. طبق نتایج آزمون در جدول ۲، فرض صفر وجود ریشه واحد سری‌های مذکور رد شده و سری مانا می‌باشد.

### ۳-۳- مدل تحقیق

با استفاده از روش GARCH داده‌ها را تخمین زده؛ که در این حالت مدل را به شکل ذیل تعریف می‌نماییم.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^q \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \delta_n h_{t-n} + V_t, \quad (1)$$

معادله فوق، به صورت تابعی متشکل از قسمت‌های ذیل می‌باشد:

$\alpha_0$  به عنوان جزء ثابت،  $\varepsilon_{t-1}^2$  معرفی کننده عبارت ARCH که نشان‌دهنده تلاطم از دوره‌های گذشته می‌باشد و از طریق وقفه‌های توان دوم پسماندهای معادله میانگین محاسبه می‌شود،

$h_{t-n}$  معرفی کننده عبارت GARCH که نشان‌دهنده واریانس دوره‌های گذشته می‌باشد.

و متغیر خبر را به صورت متغیر دامی وارد مدل نموده‌ایم، به طوری که  $DUM_1$  را به عنوان خبرهای قبل از تصویب از بازه ۹۱/۷/۳ تا ۹۲/۱۰/۸ در نظر گرفته به طوری که برای  $DUM_1 < ۹۲/۱۰/۸$ ،  $DUM_1 = 1$  و باقی روزها صفر و برای خبرهای تصویب و مداخله توسط مجلس در بودجه از تاریخ ۹۲/۱۰/۸ تا ۹۳/۷/۳۰ در نظر گرفته به طوری که  $DUM_2 \geq ۹۲/۱۰/۸$ ،  $DUM_2 = 1$  و باقی روزها صفر اختصاص داده شده‌است. جهت اطمینان از مثبت بودن واریانس این مدل نیز باید شرایط ذیل برقرار باشد:

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \forall i, \delta_j \geq 0, \forall j \quad (۲)$$

همچنین برای اطمینان از مانایی پروسه، لازم است شرایط ذیل برقرار باشد:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \delta_j < 1 \quad (۳)$$

در این مدل بررسی تأثیر خبر افزایش قیمت خوراک پتروشیمی بر بازدهی شاخص کل و شاخص شیمیایی بازار سهام تهران است. این دو سری زمانی را به ترتیب  $\{Index1_t\}$  و  $\{Chemical1_t\}$  می‌نامیم.

### ۳-۳ نتایج تحقیق

نتایج حاصل در جدول ۳ و ۴ مشاهده می‌شود

جدول ۳- نتایج تخمین الگوی نوسان شاخص کل

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	Prob
AR(1)	۰/۳۸۰۷۰۶	۰/۰۴۴۴۶۳	۸/۵۶۲۲۶۵	۰/۰۰۰۰
MA(2)	- ۰/۱۴۰۷۹۷	۰/۰۴۸۶۹۳	- ۲/۸۹۱۵۲۸	۰/۰۰۳۸
DUM1	۰/۴۴۳۵۹۰	۰/۰۵۶۲۶۲	۷/۸۸۴۴۳۹	۰/۰۰۰۰
DUM2	- ۰/۰۳۶۹۹۵	۰/۰۴۵۹۸۰	- ۰/۸۰۴۵۷۹	۰/۴۲۱۱
C	۰/۰۰۵۷۱۶	۰/۰۰۲۷۷۵	۲/۰۵۹۷۳۳	۰/۰۳۹۴
GARCH(-1)	۰/۸۴۰۲۹۳	۰/۰۳۴۱۱۴	۲۴/۶۳۱۹۷	۰/۰۰۰۰
Resid(-1) <sup>2</sup>	۰/۱۷۲۸۰۸	۰/۰۴۸۵۱۸	۳/۵۶۱۷۳۲	۰/۰۰۰۴
Log likelihood	AIC	SC	HQ	D-W
- ۵۶۶/۴۸۷۴	۲/۲۷۵۱۹۸	۲/۳۴۲۱۲۱	۲/۳۰۱۴۴۷	۲/۱۱۶۳۷۶

جدول ۴- نتایج تخمین الگوی نوسان شاخص شیمیایی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	Prob
AR(1)	۰/۳۶۱۳۴۹	۰/۰۳۸۰۹۹	۹/۴۸۴۴۸۷	۰/۰۰۰۰
MA(2)	- ۰/۱۰۱۱۴۱	۰/۰۴۰۶۶۰	- ۲/۴۸۷۴۶۰	۰/۰۱۲۹
DUM1	۰/۴۰۳۲۲۳	۰/۰۷۹۷۱۷	۵/۰۵۸۱۵۱	۰/۰۰۰۰
DUM2	- ۰/۰۴۷۵۸۴	۰/۰۵۱۳۸۴	- ۰/۹۲۶۰۳۴	۰/۳۵۴۴
C	- ۰/۰۰۲۳۷۹	۰/۰۰۲۹۲۳	- ۰/۸۱۳۸۵۵	۰/۴۱۵۷
GARCH(-1)	۰/۹۴۶۲۰۷	۰/۰۱۶۷۰۶	۵۶/۶۳۸۷۹	۰/۰۰۰۰
Resid(-1) <sup>2</sup>	۰/۰۵۷۷۸۱	۰/۰۱۹۳۱۸	۲/۹۹۰۹۹۹	۰/۰۰۲۸
Log likelihood	AIC	SC	HQ	D-W
- ۷۳۶/۳۷۵۵	۲/۹۴۸۰۲۲	۳/۱۴۹۴۵	۲/۹۷۴۲۷۱	۱/۹۸۷۳۵۲

منبع: محاسبات محقق

## ۳-۳-۱ نتایج تخمین معادله در بازدهی شاخص کل

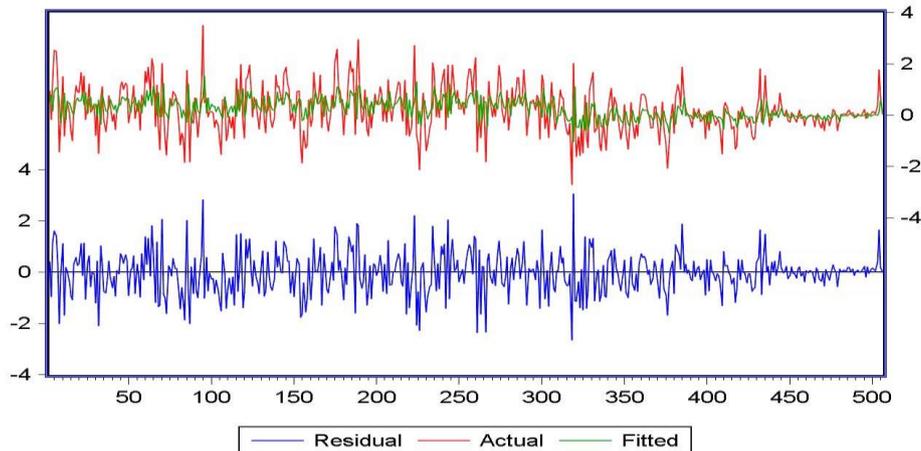
AR(1) نشان‌دهنده همبستگی بازدهی شاخص کل نسبت به روز قبل خودش با ضریب معنی‌دار ۰/۳۸۰۷۰۶ می‌باشد. MA(2) نشان‌دهنده همبستگی منفی بازدهی شاخص کل نسبت به جمله‌های اختلالش با ضریب معنی‌دار ۰/۱۴۰۷۹۷- می‌باشد که به ازای  $2 \leq q$  میانگین عایدی فرد از سهم برابر ۰/۱۴۰۷۹۷- بوده است و به ازای سایر مقادیر برابر صفر می‌باشد.

DUM1 کلیه خبرهای افزایش قیمت خوراک پتروشیمی قبل از تصویب در مجلس را برآورد می‌نماید که نتایج حاصل نشان‌دهنده همبستگی مثبت بین نشر این‌گونه خبرها با بازدهی شاخص کل با ضریب مثبت و معنی‌دار ۰/۴۴۳۵۹۰ می‌باشد.

DUM2 کلیه خبرهای تصویب در مجلس را نشان می‌دهد که این خبرها با تأثیرهای بسیار جزئی روند کاهشی بر بازدهی شاخص سهام با ضریب ۰/۳۶۹۹۵- داشته که نتیجه آن معنی‌دار نبودن شدید ضریب معادله می‌باشد.

## • نتایج در معادله واریانس شرطی بازدهی شاخص کل:

- مقدار ثابت آن ( $\alpha_0$ ) برابر با ۰/۰۰۵۷۱۶ که حدود صفر می‌باشد؛
- $\varepsilon_{t-m}^2$  نشان‌دهنده تلاطم از دوره‌های گذشته با ضریب معنی‌دار ۰/۱۷۲۸۰۸ می‌باشد؛
- $h_{t-n}$  نشان‌دهنده واریانس دوره‌های گذشته با ضریب معنی‌دار ۰/۸۴۰۲۹۳ می‌باشد که با-GARCH(1) در جدول نشان داده شده است، بنابراین مدل GARCH(1,1) انتخاب‌شده، مدل مناسبی است.



نمودار ۲-روند واقعی داده‌ها، باقی‌مانده‌ها و تخمین مدل برای شاخص کل حاصل از EViews

منبع: محاسبات محقق

### ۳-۲- نتایج تخمین معادله بر بازدهی شاخص شیمیایی

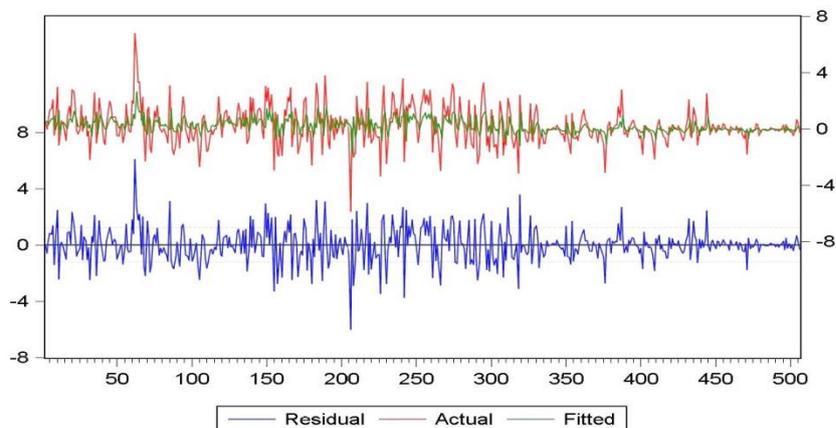
AR(1) نشان‌دهنده همبستگی بازدهی شاخص کل نسبت به روز قبل خودش با ضریب معنی‌دار  $0/361349$  می‌باشد. MA(2) نشان‌دهنده همبستگی منفی بازدهی شاخص کل نسبت به جمله‌های اختلالش با ضریب معنی‌دار  $-0/101141$  می‌باشد که به ازای  $q \leq 2$  میانگین عایدی فرد از سهم برابر  $0/101141$  بوده است و به ازای سایر مقادیر برابر صفر می‌باشد.

DUM1 کلیه خبرهای افزایش قیمت خوراک پتروشیمی قبل از تصویب در مجلس را برآورد می‌نماید که نتایج حاصل نشان‌دهنده همبستگی مثبت بین نشر این‌گونه خبرها با بازدهی شاخص کل با ضریب مثبت و معنی‌دار  $0/403223$  می‌باشد.

DUM2 کلیه خبرهای تصویب در مجلس را نشان می‌دهد که این خبرها با تأثیرات بسیار جزئی روند کاهشی بر بازدهی شاخص سهام با ضریب  $-0/47584$  داشته که نتیجه آن معنی‌دار نبودن شدید ضریب معادله می‌باشد.

- نتایج در معادله واریانس شرطی بازدهی شاخص کل:

- مقدار ثابت آن ( $\alpha_0$ ) برابر با  $-0/02379$  که حدود صفر می‌باشد.
- $\epsilon_{t-m}^2$  نشان‌دهنده تلاطم از دوره‌های گذشته با ضریب معنی‌دار  $0/57781$  می‌باشد.
- $h_{t-n}$  نشان‌دهنده واریانس دوره‌های گذشته با ضریب معنی‌دار  $0/946207$  می‌باشد که با GARCH(1,1) (در جدول نشان داده شده است، بنابراین مدل GARCH(1,1) انتخاب شده، مدل مناسبی است.



نمودار ۳- روند واقعی داده‌ها، باقی‌مانده‌ها و تخمین مدل برای شاخص شیمیایی حاصل از EViews  
منبع: محاسبات تحقیق

### ۳-۴- نتایج آزمون ARCH-LM

نتایج آزمون ARCH-LM حاصل از تخمین و برآورد مدل با ورود متغیرهای مجازی در جدول ۵ و ۶ در مورد مشاهده می‌شود؛ که برای بررسی وجود یا عدم وجود ناهمسانی شرطی (ARCH) بر اساس باقیمانده‌های استانداردشدهی معادله از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. به عبارتی دیگر، بر اساس این آزمون، در صورت مشخص بودن واریانس معادله، نباید هیچ حالتی از ARCH در باقیمانده‌های استانداردشده وجود داشته باشد. فرضیات این آزمون به صورت زیر است.

در مدل جزء ARCH و GARCH وجود دارد  $H_0 =$

در مدل جزء ARCH و GARCH وجود ندارد  $H_1 =$

جدول ۵- نتایج آزمون ARCH-LM TEST تاثیر خبر بر شاخص کل

۰/۲۰۹۳	Prob	۱/۵۸۰۲۷۴	آماره‌ی F	
۰/۲۰۸۵	Prob	۱/۵۸۱۵۹۱	$R^2(NR^2) \times$ مشاهدات	
Prob	آماره‌ی t	انحراف معیار	ضریب	متغیر
۰/۰۰۰۰	۸/۶۹۱۴۰۵	۰/۱۰۹۹۷۹	۰/۹۵۵۸۶۹	C
۰/۲۰۹۳	۱/۲۵۷۰۸۹	۰/۰۴۴۵۶۵	۰/۰۵۶۰۲۲	WGT_RESID*2(-1)

منبع: محاسبات محقق

## جدول ۶- نتایج آزمون ARCH-LM TEST تاثیر خبر بر شاخص شیمیایی

۰/۷۲۶۹	Prob	۰/۱۲۲۲۵۹	آماره‌ی F	
۰/۷۲۶۱	Prob	۰/۱۲۲۲۷۱۶	$R^2(NR^2) \times$ مشاهدات	
Prob	آماره‌ی t	انحراف معیار	ضریب	متغیر
۰/۰۰۰۰	۸/۲۸۲۵۶۵	۰/۱۲۴۵۶۹	۱/۰۳۱۷۴۹	C
۰/۷۲۶۷	۰/۳۴۹۶۵۵	۰/۰۴۴۶۲۰	۰/۰۱۵۶۰۲	WGT_RESID*2(-1)

منبع: محاسبات محقق

با توجه به نتایج جدول ۵ و ۶، در مدل جزء ARCH و GARCH وجود ندارد. به عبارت دیگر نوسانات ناشی از انتشار خبرها که منجر به انحراف و نوسان شاخص قیمت سهام می‌شود، از مدل بیرون کشیده شده است و در مدل وجود ندارد.

## ۳-۵- نتایج آزمون هم‌انباشتگی

همان‌طور که در اقتصادسنجی محرز است یک مدل GARCH برآورد شده نه تنها می‌بایست دارای برازش خوبی باشد؛ بلکه لازم است تمامی جنبه‌های پویای مرتبط با مدل میانگین و واریانس را نیز داشته باشد. پسماندهای برآورد شده نباید دارای همبستگی پیاپی باشند و نمی‌بایست هیچ‌گونه رفتاری ناظر به وجود نوسان‌های شرطی از خود بروز دهند. یک راه ساده برای آزمون آن این است که مدل برآورد شده دارای خصوصیات فوق را با استاندارد نمودن پسماندها آزمون نماییم. نتایج آزمون هم‌انباشتگی حاصل از تخمین و برآورد مدل با ورود متغیرهای مجازی در جدول ۷ در مورد مشاهده می‌شود.

## جدول ۷- نتایج آزمون هم‌انباشتگی

متغیر شاخص	آماره t		Prob
شاخص کل	- ۲۳/۸۱۴۲۷		۰/۰۰۰۰
شاخص شیمیایی	- ۲۲/۲۶۵۶۹		۰/۰۰۰۰
Test Critical Values	سطح ۱٪	سطح ۵٪	سطح ۱۰٪
	- ۳/۴۴۳۰۹۸	- ۲/۸۶۷۰۵۵	- ۲/۵۶۹۷۶۹

منبع: محاسبات محقق

با توجه به جدول ۷ از آنجا که قدر مطلق مقادیر ADF یا آماره t در شاخص کل و شاخص شیمیایی از مقادیر بحرانی بیشتر است، لذا وجود ریشه واحد در باقیمانده‌ها یا نا مانایی باقیمانده‌ها رد می‌شود. بنابراین متغیرهای مدل، هم‌انباشته هستند و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی در این مدل وجود دارد.

## ۴- نتیجه‌گیری

یافته‌ها حاکی از آن است که خبرهای افزایش قیمت خوراک پتروشیمی قبل از تصویب بر بازدهی شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران، در شاخص سهام کل با ضریب معنادار  $0/443590$  و شاخص سهام شیمیایی با ضریب معنادار  $0/403223$  تأثیر مثبت و معنادار داشته است. انتظار بر این بود که این خبرها منجر به افت شاخص سهام گردد درحالی‌که باعث رشد شاخص سهام شده است. می‌توان علت آن را در تحلیل‌های کارشناسان از جهت‌دهی این اخبار مبنی بر تأثیرگذاری کوتاه مدت این خبر بر افزایش قیمت محصول‌های و سودآوری تا اجرا و نهایی شدن خبر و همزمان بودن علل مختلف در این بازه زمانی دانست. برای نمونه، انتشار همزمان اخباری چون نتیجه‌بخش بودن مذاکرها در مورد حذف تحریم‌های بین‌المللی علیه ایران و سایر عوامل مربوط به سیاست‌گذاری در ایران دانست.

در مورد خبرهای بعد از تصویب نیز انتظار بر این بود که اثر این خبرها بر شاخص کل و شاخص شیمیایی معنادار باشد. خبرهای تصویب در مجلس با تأثیرهای بسیار جزئی روند کاهشی بر بازدهی شاخص سهام داشته و نتیجه آن معنادار نبودن ضریب معادله با ضریب  $0/36995$  - برای بازدهی شاخص کل و با ضریب  $0/47584$  - برای شاخص شیمیایی است. می‌توان در تئوری این‌گونه استنباط کرد که بخش اعظم شرکت‌های بزرگ معاملاتی در بورس همچون هلدینگ گسترش نفت و گاز پارسیان، سرمایه‌گذاری تأمین، سرمایه‌گذاری غدیر، خلیج‌فارس و کلیه شرکت‌های پتروشیمی از اواسط بهمن ۱۳۹۲ تا اواسط اسفند ۱۳۹۲ متوقف بوده و در دوره‌های بعد نیز نمادهای این گروه با توقف‌های زیادی از جمله برگزاری مجامع و ... که در اطلاعیه‌های سازمان بورس مشاهده شده همراه بوده‌اند. همچنین محدودیت‌های اعمال‌شده ناشی از بازگشایی این نمادها در فاصله زمانی بررسی دانست که شوک ناشی از خبرهای تصویب آن را در این روند قیمت تا حدی کنترل نموده و تأثیر آن را محدود ساخته است. در این مدل به برآورد کلیه خبرها اعم از تحلیل‌های کارشناسی، شایعات و نظریات تصمیم‌گیران اقتصادی و تصمیمات دولتی به طور کلی توجه شده است. این موضوع نشان‌دهنده تأثیر متفاوت هر کدام برخلاف انتظار پژوهشگران در روند بازار سهام از این اخبار می‌باشد. از آنجا که برای سرمایه‌گذاران خبرهای نهایی تأثیرگذار بر روند سوددهی و بازدهی شرکت‌ها مهم می‌باشد، در این میان اخبار قابل‌اعتماد دولتی ناشی از تصمیم‌گیری و اجرایی شدن خبرها در بدنه تصمیم‌گیرندگان اقتصادی (همچون همگرایی تصمیمات مجلس و دولت) بیشتر مورد توجه است. در نهایت، مشکل بازار سرمایه خبر سیاست‌گذاری افزایش قیمت خوراک پتروشیمی نیست بلکه ابهامات و نامشخص بودن خبرهای آن در بین تصمیم‌گیران اقتصادی می‌باشد که به واکنش‌های نامساعد در بازار توسط بازیگران اقتصادی می‌انجامد به طوری که در خبرهای انتشار به وضوح این امر دیده می‌شود زیرا این نااطمینانی‌ها در تئوری‌های مختلف اقتصادی محرز شده است<sup>۱۸</sup> (نصراللهی و همکاران، ۱۳۹۰، ص ۸۹). حتی می‌توان عنوان کرد که صنایع نیز مخالف افزایش قیمت منطقی آن نمی‌باشند اما به طور قطع با بی‌ثباتی و تغییر مکرر قوانین و عدم اجرایی شدن و انتشار خبرهای مختلف و شوک آنی به بازار و بعد لغو مصوب‌ها و سایر شروط و نامحدود بودن دخالت قانون‌گذار در کلیه امور کشوری و مالکیت خصوصی و عدم وجود قوانین

محدودکننده قانون‌گذار را می‌توان از مشکل‌های برنامه‌ریزی برای این صنایع برشمرد که در مورد این موضوع در مطالعه حاضر به خوبی محرز گردید.

از منظر روانی، بازار مرتبط با انتشار اخبار، کمبود شرکت‌های رتبه‌سنجی در بورس نیز وجود دارد. در حال حاضر به دلیل عدم رتبه‌بندی شرکت‌ها و صنایع کلیه شرکت‌های یک صنعت در بورس از یک منظر نگریسته می‌شوند. در شرایط موجود شرکت‌هایی در بورس یافت می‌شوند که از بازدهی خوبی برخوردارند و به دلیل بروز مشکل‌های اخیر در نرخ خوراک، کارگزاران بازار سهام به آن‌ها بی‌توجهی می‌کنند. از طرفی هر معامله‌گری به دنبال افزایش مطلوبیت و سود و منافع شخصی است مادامی که تصمیم‌گیران عرصه اقتصادی بر این حوزه به صورت دستوری وارد شده و خبرهای آن را به صورت ناگهانی بدون هیچ آزمون و خطایی وارد بازار نموده و از سیستم‌های کارای خود استفاده نکنند اعتماد سرمایه‌گذاران جلب نخواهد شد.

### فهرست منابع

- ۱) ابونوری، اسماعیل، مشرفی، گللاه (۱۳۸۵). اثر شاخص اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی ایران با استفاده از مدل ARDL، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۱، ص ۲۰۹-۲۲۸
- ۲) آل عمران، رویا، آل عمران، سید علی (۱۳۹۲). اثرپذیری بازار سهام در نتیجه رشد نامنظم حجم نقدینگی، فصلنامه بورس اوراق بهادار، ش ۲۲، سال ۶، ص ۵-۲۴
- ۳) احمدپور، احمد، غلامی کیان، علیرضا، سلیمی، فرشاد (۱۳۸۶). شاخص های بورس اوراق بهادار، چاپ اول، انتشارات ترمه
- ۴) اندرس، والتر، اقتصادسنجی سریهای زمانی (۱۳۸۶). ترجمه مهدی صادقی و سعید شوالپور، جلد ۱ و ۲، چاپ اول، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)
- ۵) ایلچی، محسن، مصری، کتایون (۱۳۸۸). تکنیک های خبرنگویی در بورس، چاپ اول، انتشارات چالش
- ۶) سوری، علی، اقتصادسنجی کاربردی (۱۳۹۱). چاپ چهارم، تهران، نشر فرهنگ شناسی
- ۷) ربیعی، امیر عباس (۱۳۸۶). بازار سرمایه و چگونگی تعامل با نظام بانکی، هفته نامه برنامه، سال ۵، ش ۲۱۰، شنبه ۲۵ فروردین، ص ۹
- ۸) روزنامه دنیای اقتصاد (۱۳۹۲). نگاهی به پتانسیل های صنعت پتروشیمی، شماره ۲۹۷۴، ۱۰۵۰۱، ۹۲۰۵۰۱
- ۹) گجراتی، دامودار، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، چاپ نهم، انتشارات دانشگاه تهران
- ۱۰) نصراللهی، زهرا، نصراللهی، خدیجه، میرزابابایی، سیدمرتضی (۱۳۹۰). بررسی رابطه ی بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص قیمت سهام در ایران (رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری)، مجله اقتصاد مقداری، شماره ۳۰، ص ۸۹-۱۰۴
- ۱۱) والی نژاد، مرتضی (۱۳۸۸). مقدمه ای بر بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار، مجله بانک و اقتصاد، ش ۱۰۴، ص ۶۴-۶۸
- ۱۲) هبیتی، فرشاد، وحید، زندیه (۱۳۹۰). بیش واکنش سرمایه گذاران بازار سهام ایران به اخبار بحران مالی جهانی، نشریه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)، دوره ۴، ش ۹، ص ۷۵-۱۰۰
- 13) Bollerslev, T, 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, Journal of Econometrics, 31, 307-327
- 14) Engle, R.F. 1982, Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, Econometrica, 50, 987-1008
- 15) Fama and Ferenc, " Multi Factor Explanation of Assets Pricing anomalies" The Journal of Finance Volume 51, Issue 1, pages 55-84, March 1996
- 16) Robertson, Calum (et al), 2006, What Types of Events Provide the Strongest Evidence that the stock Markets is Affected by Company Specific News, Fifth Australasian Data Mining
- 17) <http://www.farsnews.com>
- 18) <http://www.boursenews.ir>
- 19) <http://www.donya-e-eqtasad.com>
- 20) <http://www.tse.ir>
- 21) <http://www.codal.ir>
- 22) <http://www.mefa.ir>

- <sup>1</sup>. Fama and French
- <sup>2</sup>. Barberis, Shleifer and Vishny
- <sup>3</sup>. Representative Heuristic
- <sup>4</sup>. Hong and Stien
- <sup>5</sup>. Sprenger and Welp
- <sup>6</sup>. Newswatchers
- <sup>7</sup>. Momentum Traders
- <sup>8</sup>. Robertson, Calum (et al), 2006
- <sup>9</sup>. Autoregressive Integrated Moving Average
- <sup>10</sup>. Box – Jenkins Methodology
- <sup>11</sup>. Engle, 1982
- <sup>12</sup>. Billerslev, 1986
- <sup>13</sup>. Lagged conditional variances

<sup>۶</sup> برای مثال مراجعه کنید به: Bollerslev, Chou and Kroner (1992), and Chappel, Padmore and Pidgeon (1998):

<sup>۷</sup> برای مثال مراجعه کنید به: De Santis and Imrohorglu (1997), and Su and Fleisher (1998):

- <sup>16</sup>. Bera and Higgins, 1993

- <sup>17</sup>. Bollerslev, Chou, Kroner T 1992

<sup>۱۸</sup>. برای مطالعه بیشتر به بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران در فصلنامه اقتصاد مقداری دوره ۸، ش ۳، پاییز ۹۰ ص ۸۹-۱۰۳ مراجعه نمایید.