دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست وسوم، شمارۀ11، بهار و تابستان 1395

انتخاب تابع مناسب جهت بررسی عوامل مؤثر بر قیمت سهام معامله‌شده در بازار بورس اوراق بهادار و پیش‌بینی آتی این قیمت‌ها

حمیدرضا ایزدی[1]
عضو هیئت‌علمی گروه اقتصاد دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار و دانشجوی دکتری اقتصاد پولی دانشگاه شیراز
مریم ایزدی[2]
دانشجوی دکتری اقتصادسنجی دانشگاه سمنان

تاریخ دریافت:1393/11/20 تاریخ پذیرش:1394/10/7

چکیده

با توجه به اهمیت تغییرات قیمت نفت در درآمدهای نفتی ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت و در نتیجه اثرات آن بر اقتصاد نفتی کشور، هدف این مقاله بررسی اثرات شوک‌های نفتی بر تغییرات مهم‌ترین شاخص بورس اوراق بهادار در ایران، یعنی شاخص کل قیمتی است. بررسی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار و به‌تبع آن بررسی و کنترل بازار سرمایه که بخشی مهمی از بازارهای مالی در هر کشور است، به عنوان عامل پر اهمیتی در سیاست‌گذاری و اعمال سیاست‌های کلان اقتصادی نقش دارد. این بازارها با کنترل و هدایت پس‌اندازها و نقدینگی موجود به بخش‌های مختلف اقتصاد ملی، سبب سرمایه‌گذاری و انتقال سرمایه به شرکت‌ها، بنگاه‌ها و فعالان اقتصادی شده و چشم اندازه آتی این سازمان‌های اقتصادی را نشان می‌دهند. با توجه به اینکه در کوتاه‌مدت شوک و شدت جابجایی نقدینگی و سرمایه بخش خصوصی و افراد جامعه از بخش‌های اقتصادی به غیراقتصادی بسیار بالاست، لذا شناسایی و معرفی اطلاعات، ساختار و پیش‌بینی این بازار کوتاه‌مدت جهت تعیین سیاست‌های مناسب

1- نویسنده مسئول: izadi@cmu.ac.ir

2- nazanin42817@yahoo.com

بسیار حیاتی است. در این مقاله سعی شده است با نگاهی بر داده‌های آماری ماهانه 1380:1 تا 1392:12به بررسی عوامل مؤثر بر ارزش سهام در بورس بپردازد که در اینجا با استفاده از آزمون غیرآشیانه‌ای مدل بهینه و مناسب جهت بررسی عوامل مؤثر بر ارزش سهام در بورس انتخاب شده و رابطه موجود برمبنای روش خود توضیح برداری VARتخمین زده می‌شود. از طرفی با توجه به اینکه از طریق پیش‌بینی این‌گونه بازارهای مالی و سرمایه‌ای که با ثبات و کارآمد هستند، می‌توان چارچوبی جهت رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی ارائه کرد. این مقاله به بررسی ثبات ساختاری و پیش‌بینی این بازار بر مبنای فرایند خودتوضیح جمعی با میانگین متحرک ARIMA پرداخته و بر اساس نتایج به دست آمده، سیاست‌های کاربردی پیشنهاد می‌گردد.

کلیدواژه‌ها: شوک نفتی، شاخص بازار بورس، سری‌های زمانی.
طبقه‌بندی JEL: E19, E39, G11, G12

مقدمه

یکی از نهادهای اصلی بازار سرمایه در ایران بورس اوراق بهادار است؛ ازاین‌رو شناخت عوامل تأثیرگذار بر متغیرهای مهم در این بازار امری ضروری به نظر می‌رسد. بازار سهام جایی است که در آن به صورت عملی مکانیزم کنترل شرکت‌های سهامی اتفاق می‌افتد؛ چراکه در این بازار میزان فعالیت‌های اقتصادی شرکت‌ها مشخص است که با استفاده از قیمت سهام آنها نمود می‌یابد و در نتیجه مدیران شرکت‌ها تلاش می‌کنند تا مشکلات و مسائل مربوط به واسطه‌ها و نمایندگی‌های خود را حداقل و از طرف دیگر دارایی (رفاه) سهامداران خود را حداکثر نمایند.

در میان بازارهای مالی که وظیفهٔ تنظیم جریان پولی متناسب با میزان فعالیت‌های اقتصادی را برعهده دارند، بازار سرمایه با انجام دو وظیفهٔ مهم تأمین منابع مالی درازمدت و مدیریت ریسک از طریق به کارگیری ابزارهای مشتق، نقش به سزایی در افزایش حجم سرمایه‌گذاری‌ها به‌ویژه در مصارف فعالیت‌های درازمدت اقتصادی و نیز کاهش نا اطمینانی دارد که از اصول رشد اقتصادی درون‌زا و بادوام به شمار می‌آید. بازار سرمایه با فراهم آوردن انگیزه‌های قوی‌تر برای پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری‌ها در مقابل شیوه‌های دیگر، زمینه را برای به حرکت در آوردن سرمایه‌های داخلی مهیا می‌کند. این بازارها همچنین می‌توانند به عنوان ابزاری برای جذب سرمایه‌های خارجی عمل کنند. بدین ترتیب بازار اوراق بهادار – به مفهوم گسترده‌تر بازار سرمایه – در یک اقتصاد مبتنی بر بازار، در نقش سازوکار تأمین سرمایه ظاهر می‌شود و ناتوانی در حفظ انسجام این بازار، سازوکار توزیع صحیح سرمایه را با مشکل مواجه می‌کند و درنهایت کاهش رشد اقتصاد را به

دنبال دارد.

بدین ترتیب وظیفه اولیه بورس تدارک سرمایه برای دولت، بخش خصوصی و صنعت است که در قالب جمع‌آوری پس‌اندازهای راکد و نقدینگی بخش خصوصی، به‌منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت صورت می‌گیرد. بورس، مرجع رسمی و مطمئنی است که دارندگان پس‌انداز راکد می‌توانند محل نسبتاً مطمئن سرمایه‌گذاری را جستجو و مازاد وجوه خود را برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها به‌کارانداخته و یا با خرید اوراق قرضه، از سود معین و تضمین‌شده‌ای برخوردار شوند؛ به‌عبارت‌دیگر بورس سهام عملکردی دوگانه در ساختار اقتصاد آزاد ایفا می‌کند: کمک به افزایش سرمایه دولت و بخش خصوصی از یکسو و ایجاد بازار ثانویه برای برخورد و ملاقات سرمایه‌داران بالقوه و بالفعل از سوی دیگر. بررسی، کنترل و هدایت این بازار می‌تواند منابع مالی را به سمت بازار سرمایه و سرمایه‌گذاری جهت رشد و توسعه اقتصادی هدایت نموده و بر مبنای سیاست‌های اهداف کلان اقتصادی برنامه‌ریزی شود.

به عقیده اقتصاددانان، یکی از دلایل توسعه‌نیافتگی کشورهای در حال توسعه، پایین بودن سطح سرمایه‌گذاری است. در این راستا نقش بازار سرمایه به عنوان مهم‌ترین مرکز جذب پس‌اندازها، انکارناپذیر است. بر این اساس بایستی عوامل تأثیرگذار در این بازار شناسایی شده، سپس با اتخاذ سیاست‌های مناسب اقتصادی موجبات رشد وشکوفایی این بازار را فراهم نمود.

رسیدن به رشد و توسعهٔ اقتصادی مطلوب، بدون تجهیز منابع مالی بلندمدت، امری غیرممکن است. در این راستا، توجه به جایگاه و نقش کلیدی بازار سرمایه، از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار است. بازار سرمایه که همان بازار عرضه و تقاضای منابع مالی است، زمانی می‌تواند نقش حیاتی خود را به‌خوبی ایفا نماید که فرایند عرضه و تقاضای منابع مالی آن از تخصیص بهینه برخوردار باشد. پیش شرط اصلی تخصیص بهینهٔ منابع در بازار سرمایه، وجود کارایی در عملکرد آن است. تفاوت بازارهای مؤثر و کارآمد سرمایه با بازارهای ناکارآمد، ناشی از پدیدهٔ اطلاعات و میزان دسترسی به آن است. هر چه اطلاعات مرتبط با بازار سرمایه (به صورت جامع، منسجم و تأثیرگذار بر فعالیت بازار)، بیشتر باشد، تأثیرگذاری بازار سرمایه بر رشد و توسعهٔ اقتصادی نیز بیشتر خواهد شد.

سرمایه‌گذاری از عوامل مهم و کلیدی مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی کشورها محسوب می‌شود. تجهیز و هدایت وجوه موجود در کشورها، به سوی بخش‌های تولیدی و صنعتی هر کشوری

امری اجتناب ناپذیر است. این وظیفه را در کشورها، بازار سرمایه به عهده دارد. تقریباً در اکثر کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، بازار سرمایه به صورت منسجم و کارآمد وجود ندارد و به دلیل فعالیت در سطحی ابتدایی و محدود، عملاً نمی‌توانند نقش قابل ملاحظه‌ای در تجهیز و هدایت وجوه موجود در اقتصاد کشور ایفا نمایند. بورس اوراق بهادار تهران به عنوان یکی از بخش‌های اصلی بازار سرمایه در کشور ایران محسوب می‌شود، وظیفه جذب و هدایت پس‌اندازها و نقدینگی سرگردان و پراکنده جامعه به مسیر بهینه را به عهده دارد.

سازماندهی مقاله بدین صورت است که در بخش 2، به بررسی پیشینه تحقیق موجود در این زمینه پرداخته خواهد شد. در بخش 3، مبانی نظری تحقیق مورد بحث قرار می‌گیرد. بخش 4 به تحلیل و برآورد الگو می‌پردازد و سرانجام در بخش 5 جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

پیشینه تحقیق

لی (Lee,1992) رابطه علّی میان بازدهی سهام، نرخ بهره، فعالیت‌های واقعی و تورم در کشور ایالات متحده را برای دوره زمانی ژانویه 1947 تا دسامبر 1987 به کمک آمار فصلی مورد بررسی قرار داده است. وی براساس یک مدل خود توضیح برداری (VAR)[1] برای متغیرهای کلان اقتصادی شامل رشد تولیدات صنعتی، نرخ تورم، نرخ واقعی بهره اقدام به بررسی وجود رابطه علّیت گرنجری بین این متغیرها و بازده سهام پرداخته است. نتایج مطالعه وی حاکی از این است که بین بازده اسمی سهام و تورم و نیز بین بازده واقعی سهام و تورم همبستگی منفی وجود دارد؛ اما همبستگی بین بازده سهام و رشد تولیدات صنعتی مثبت می‌باشد. همچنین مطالعه لی نشان داد که بین نرخ بهره اسمی و تورم و بین نرخ واقعی بهره با رشد تولیدات صنعتی رابطه مثبت برقرار می‌باشد، اما بین نرخ بهره اسمی و رشد تولیدات صنعتی و بین تورم با رشد تولیدات صنعتی رابطه منفی وجود دارد.

گجرد و سایتم (Gjerde & Sættem, 1999) به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام در کشور نروژ پرداخته‌اند. آنها به کمک یک مدل خود توضیح برداری (VAR) و با استفاده

1 - Vector Autoregressive.

از آمار ماهانه بیش از 20 سال (1974 تا 1994) برای متغیرهای نرخ بهره سه ماهه، نرخ تورم، بازده حقیقی سهام، تغییرات تولیدات صنعتی، تغییرات مصرف، تغییرات شاخص تولیدات صنعتی کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD)[1]، تغییرات نرخ ارز و تغییرات قیمت نفت، الگوی مورد نظر خود را برآورد نموده‌اند. نتایج نمودارهای واکنش ضربه‌ای[2] نشان می‌دهد که نرخ بهره و نرخ تورم بر بازده سهام تأثیر منفی دارند اما افزایش تولیدات صنعتی (داخلی و خارجی) و قیمت نفت (به دلیل وابستگی اقتصاد نروژ به نفت) تأثیر مثبتی بر بازده سهام دارند و متغیر نرخ ارز بر بازده سهام اثری ندارد.

کوان و همکاران (Kwon., Shin & Bacon, 1997) در تحقیقی ارتباط بین بازار سهام کرده و عوامل اصلی اقتصادی را با به‌کارگیری تحلیل رگرسیون بررسی کردند. در این بررسی نشان داده شد که بازده سهام در کشور کره تحت تأثیر برخی از عوامل اقتصاد کلان مانند ارز، عرضه پول و قیمت نفت قرار می‌گیرد.

آروری و همکاران(Arouri, Lahiani &Nguyen,2011) به بررسی و انتقال نوسانات بین قیمت نفت و بازارهای سهام کشورهای شورای همکاری (GCC) حوزه خلیج با استفاده از مدلVAR-GARCH پرداخته و ارتباط قابل توجهی بین نوسانات قیمت نفت در جهان و بازارهای سهام کشورهای شورای همکاری حوزه خلیج تأیید می‌شود.

باشر و همکاران (Basher, Haug & Sadorsky,2012) به بررسی رابطه بین قیمت بازار سهام و قیمت نفت و نرخ ارز با استفاده از یک مدل ساختاری VAR پرداخته و رابطه پویا بین این متغیرها بررسی می‌شود.

فیلس (Filis, 2010) به بررسی روابط میان نوسانات ادواری بازار سهام و قیمت نفت می‌پردازد و رابطه میان شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید صنعتی، بازار سهام و افزایش قیمت نفت در یونان در چارچوب یک مدل VAR چند متغیره برای بررسی ارتباط میان‌دوره‌ای مطالعه می‌کند.

هنریکویس و سادورسکی (Henriques & Sadorsky, 2008) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین قیمت سهام انرژی جایگزین، قیمت سهام فن‌آوری، قیمت نفت و نرخ بهره با استفاده از مدل

1- Organization for Economic Co-operation andDevelopment (OECD).
2- Impulse Responses.

VAR پرداخته‌اند. مطالعه آنها نشان می‌دهد رابطه علیت گرنجر بین قیمت سهام تکنولوژی و قیمت نفت وجود دارد.

ونگ بانگ پو و شارما (Wongbangpo & Sharma, 2002) با مطالعه خود بر روی کشورهای آسیای جنوب شرقی (ASEAN) نشان دادند که ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین شاخص‌های قیمت سهام و مجموعه‌ای از متغیرهای منتخب کلان اقتصاد مانند تولید، ناخالص ملی، عرضه پول، نرخ بهره و نرخ ارز در طی سال‌های (1986- 1985) وجود دارد.

ورما و اُزونا (Verma & Ozuna, 2005) در مطالعه‌ای با استفاده از یک مدل خود توضیح برداری VAR به بررسی رابطه متقابل میان بازارهای سهام و متغیرهای کلان اقتصادی برای چهار کشور آمریکای لاتین (آرژانتین، برزیل، شیلی و مکزیک) پرداخته‌اند. آنها در مدل خود از آمار ماهانه 1993 الی 2003 برای شاخص بازده بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی نرخ بهره، تغییر در نرخ ارز، تغییرات عرضه پول و تغییر در شاخص قیمت مصرف‌کننده بهره جسته‌اند. در مدل برآوردی آنها، با توجه به موضوع مورد نظر تحقیق، فقط معادلات بازده سهام کشورها یعنی چهار معادله بررسی شده است. ورما و اُزونا پس از تخمین معادلات به دلیل تعداد زیاد پارامترهای برآورد شده، بدون ارائه نتایج برآورد مدل، تنها با استفاده از نمودارهای واکنش ضربه‌ای تأثیر تمام متغیرها را بر شاخص بازده سهام کشورهای متفاوت، مورد بررسی قرار داده‌اند و درنهایت نتیجه گرفته‌اند که متغیرهای کلان اقتصادی (به جز نرخ ارز) تأثیر کمی بر بازار سهام کشورهای مورد بررسی داشته‌اند و تنها بازار سهام مکزیک بر بازارهای سه کشور دیگر به صورت یک‌طرفه تأثیر می‌گذارد. نرخ ارز هر کشور نیز تنها بر بازار سهام همان کشور مؤثر می‌باشد و بر بازار سهام سایر کشورها اثرگذار نمی‌باشد.

تقوی و جنانی (Taghavi & Jenani,2000) رابطه هم تجمعی میان شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای کلان اقتصادی را بررسی نموده‌اند. آنها برای این هدف در یک مدل خودتوضیح برداری و به کمک آمار فصلی 1369:1 الی 1377:4 از متغیرهای شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، نرخ ارز در بازار موازی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره در مناطق شهری کشور و تعداد پروانه‌های بهره‌برداری از واحدهای صنعتی در کل کشور بهره برده‌اند؛ اما نتایج تقوی و جنانی نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای مستقل با متغیر وابسته دارای رابطه ضعیفی می‌باشند و بدین ترتیب نتیجه

می‌گیرند شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر قابل توجهی از متغیرهای مورد بررسی آنها نمی‌گیرد.

محرابیان (Mehrabiyan, 2004) در مقاله‌ای حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی را در کشور ایران مورد بررسی قرار داده است. وی در مقاله خود از مدل خودتوضیح برداری VAR و آمارهای فصلی 1369 تا 1379 برای متغیرهای شاخص بورس سهام، قیمت دلار در بازار آزاد، شاخص قیمت خرده‌فروشی، تولید ناخالص داخلی به قیمت عوامل، سرمایه‌گذاری کل به قیمت جاری، واردات کالا و خدمات و صادرات کالا و خدمات استفاده نموده است. نتایج توابع عکس‌العمل آنی در مطالعه او نشان می‌دهد تمامی متغیرها به جز واردات کالا و خدمات که اثری منفی بر شاخص قیمت سهام دارد، دارای اثر مثبت بر شاخص قیمت سهام می‌باشند. همچنین از نتایج تجزیه واریانس، نتیجه می‌گیرد که در کوتاه‌مدت متغیر ارزش دلار در بازار آزاد و در بلندمدت متغیر تولید ناخالص داخلی، نسبت به یکدیگر، دارای اثر بیشتری بر شاخص قیمت سهام می‌باشند.

برزانی و همکاران(Barzani, Dalali,Samadi & Faaljo, 2006) به بررسی ارزش بازار سهام و رابطه آن با متغیرهای مخارج دولت، حجم پول، نرخ ارز و مالیات‌ها برای سال‌های 1384-1373پرداخته است. نتایج مطالعه فوق حاکی از این بود که رابطه بین متغیر وابسته و متغیرهای مخارج دولت و حجم پول مستقیم و با دیگر متغیرها رابطه عکس دارد.

اسلاملوئیان و زارع(Eslamloueian & Zare, 2007) به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام، شاخص تولیدات صنعتی، نسبت قیمت داخل به خارج، حجم پول و قیمت نفت، ارز خارجی، قیمت سکه طلا و قیمت مسکن برای سال‌های1382- 1372 پرداخت‌اند. نتایج نشان داد که تأثیر متغیرهای نسبت قیمت داخل به خارج، قیمت مسکن حجم پول و قیمت نفت و قیمت سکه طلا بر قیمت سهام مثبت و متغیرهای نرخ ارز خارجی و حجم پول اثر منفی بر این متغیر دارند.

مبانی نظری

الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)

در الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، قیمت هر دارایی ازجمله سهام نشان‌دهنده

قیمت جاری بازده مورد انتظار آن دارایی می‌باشد، لذا در بحث قیمت سهام هر عاملی که بر بازده انتظاری سهام تأثیرگذار باشد بر قیمت سهام نیز مؤثر خواهد بود. کیا(Kia,2003a)[1]، اسلاملوئیان و زارع (Eslamloueian & Zare, 2007) و بسیاری از مطالعات دیگر جهت برآورد الگوی تعیین عوامل مؤثر بر شاخص قیمت بازار سهام، مبانی نظری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را از مقاله لوکاس (Lucas, 1987)[2] اقتباس نموده‌اند.

لوکاس در مقاله خود یک اقتصاد کاملاً ساده که دارای یک کالا و یک مصرف‌کننده می‌باشد را با شرایط زیر در نظر می‌گیرد. در این اقتصاد مصرف‌کننده تابع مطلوبیت خود را که به صورت زیر می‌باشد، حداکثر می‌نماید:

$$E\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t u(c_t)\right\} \qquad (1)$$

که در آن c_t میزان مصرف در دوره tام، $u(.)$ تابع مطلوبیت، β عامل تنزیل و E عملگر امید می‌باشد. در این اقتصاد تولید کالای مورد نظر (y) توسط n واحد تولیدی انجام می‌گیرد که می‌توان تولید آنها را در دوره tام به صورت بردار $y_t=(y_{1t},y_{2t},\ldots,y_{nt})$ در نظر گرفت؛ بنابراین در مورد میزان مصرف در دوره tام خواهیم داشت:

$$0 \le c_t \le \sum_{i=1}^{n} y_{it} \qquad (2)$$

همچنین مالکیت هر یک از واحدهای تولیدی به صورت سهام در یک بازار رقابتی و در هر دوره تعیین می‌گردد. قیمت سهام هر واحد بر مبنای پرداخت حقیقی آتی به هر سهم تعیین می‌شود و قیمت سهام این واحدها برای دوره tام را به صورت بردار $p_t=(p_{1t},p_{2t},\ldots,p_{nt})$ نشان می‌دهیم. از سوی دیگر سهم یک مصرف‌کننده از مالکیت این واحدها در دوره tام را با بردار $z_t=(z_{1t},z_{2t},\ldots,z_{nt})$ نمایش می‌دهیم.

لوکاس بیان می‌کند در این اقتصاد که تنها یک کالا و مصرف‌کننده وجود دارد، تمامی

1- Kia (2003a).
2- Lucas (1978).

محصولات معین هستند و به‌عبارت‌دیگر مصرف هر دوره برابر تولید آن دوره ($c_t = \sum_{i=1}^{n} y_{it}$) و سهم مصرف‌کننده از تمامی واحدهای تولیدکننده برابر یک برای همه دوره‌های زمانی می‌باشد($z_t=(1,1,\ldots,1)$ برای همه دوره‌های t)، بنابراین تنها نکته اصلی تحلیل، تعیین رفتار قیمت سهام خواهد بود.

لوکاس برای حل این مشکل بر این نکته تأکید که همه اطلاعات پیرامون وضعیت فیزیکی حال و آینده در مورد این اقتصاد، در بردار تولید جاری (y) جمع گردیده است و ازآنجاکه ترجیحات به صورت بازگشتی تعیین شده‌اند، در بازار سهام یک مشکل یکسان برای تمامی دوره‌ها حل می‌گردد. قیمت تعادلی (به شرط آنکه همواره از رفتار سیستماتیک تبعیت کند) باید به صورت تابعی از شرایط اقتصادی ($p_t=p(y_t)$) نشان داده شود.

همچنین لوکاس بیان می‌کند این انتظار وجود دارد که میزان مصرف و تصمیم در مورد سبد دارایی یک مصرف‌کننده (z_{t+1},c_t) به سبد دارایی اولیه او (z_t)، قیمت‌هایی که با آنها روبرو است (p_t) و اطلاعاتی که در مورد وضعیت کنونی و آینده اقتصاد دریافت کرده است (y_t) بستگی دارد. لذا رفتار او را می‌تواند به وسیله قوانین ثابت تصمیم‌گیری $c(.)$ و $g(.)$ به صورت زیر توضیح داد:

$$c_t = c(z_t, y_t, p_t) \quad , \quad z_{t+1} = g(z_t, y_t, p_t)$$

بنابراین اگر رفتار آینده قیمت‌ها تعیین و مشخص باشد ($p(y_t)$) آنگاه مصرف‌کننده توانایی بهینه نمودن توابع مذکور را دارد. با توجه به مطالب فوق از یک سو با داشتن قیمت‌ها می‌توان رفتار مصرف‌کننده را مشخص نمود و از سوی دیگر با تعیین شدن قواعد تصمیم‌گیری مصرف‌کننده ($c(.)$ و $g(.)$) می‌توان قیمت‌های جاری را که باعث تسویه بازار می‌گردند، تعیین نمود.[1]

با توجه به مطالب فوق یک الگوی نزدیک به مدل ارائه شده توسط لوکاس را به صورت زیر نشان داد که در آن قیمت سهام ارزش جاری سود مورد انتظار سهام می‌باشد[2]:

پرتال جامع علوم انسانی

1- Lucas (1978), p. 1431.
2-Kia (2003), p. 38.

$$P_t = E_t\left[\frac{D_{t+1} + P_{t+1}}{(1+R_t)}\right] \quad (3)$$

که در آن

P_t: قیمت سهام در زمان t

D_{t+1}: سود پرداختی بین دوره t و $t+1$ (به نگهدارنده سهام بین دو دوره)

R_t: نرخ بهره در زمان t

E_t: عملگر امید براساس اطلاعات در زمان t

می‌باشند. با فرض اینکه ارزش جاری قیمت انتظاری سهام در آینده برابر صفر باشد $(Lim_{n\to\infty}E_t[(1+R_{t+n-1})^{-n}(P_{t+n})]=0)$ آنگاه قیمت جاری سهام برابر رابطه زیر خواهد بود:

$$P_t = E_t\left[\sum_{n=1}^{\infty}\frac{D_{t+n}}{(1+R_{t+n-1})^n}\right] \quad (4)$$

به دلیل آنکه سود پرداختی و نرخ بهره در آینده مشخص نیست، با توجه به مدل لوکاس قیمت سهام را به صورت تابعی از شرایط اقتصادی در نظر می‌گیریم.

4. تجزیه‌وتحلیل برآورد الگو

در بررسی مربوط به تابع شاخص قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت سهام معامله شده به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است همچنین متغیرهای مانند شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای کالاهای صادراتی، رشد قیمت سکه طلا، رشد قیمت دلار و قیمت نفت را به عنوان متغیرهای توضیح دهنده به کار گرفته شده‌اند. انتظار می‌رود که طبق تئوری‌های اقتصادی، رابطه بین متغیر شاخص ارزش سهام معامله شده و متغیرهای شاخص بهای کالاها و خدمات، شاخص بهای کالاهای صادراتی، رشد قیمت سکه طلا، قیمت نفت مستقیم و با متغیرهای رشد قیمت دلار و دامی مربوط به سیاست‌های دولت حاکم و تحریم‌های کشورهای غربی رابطه معکوس وجود داشته باشد. تابع فوق به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$LPSI= f (LCP, LGP, LDP, LOP, D_1, D_2, D_3, D_4, D_5, D_6, D_7)$$

لگاریتم شاخص قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس LPSI

لگاریتم شاخص بهای کالاها و خدمات LCP

لگاریتم قیمت سکه طلا LGP

لگاریتم قیمت دلار LDP

لگاریتم قیمت نفت LOP

با توجه به شرایط در ایران متغیرهای مجازی سیاست‌های دولت در مدل لحاظ شده است.

متغیر دامی مربوط به سیاست مسکن مهر در مهر 1386توسط دولت D_1

متغیر دامی مربوط به سیاست هدفمندی یارانه‌ها در سال 1388 توسط دولت D_2

متغیر دامی مربوط به سیاست افزایش حجم پول در سال1384و 1385 توسط دولت D_3

متغیر دامی مربوط به سیاست سهام عدالت در خرداد 1387 توسط دولت D_4

متغیر دامی مربوط به سیاست مالیاتی در مهر 1387 توسط دولت D_5

متغیر دامی مربوط به بیشترین انحراف دولت از بودجه در سال $D_6$1387

متغیر دامی مربوط به کاهش هزینه‌های IT مؤسسات در سال1386 D_7

توجه به آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها دیکی فولر تعمیم یافته ADF و فلیپس پرون PP نتایج این آزمون‌ها با مقادیر بحرانی (در سطح 5%) در مورد متغیرهای این مقاله به‌صورت جدول نمایش داده شده‌است:

مدل‌های غیر آشیانه‌ای[1]

به‌طور کلی توزیع‌های t و نرمال در موقعیت‌هایی که یک ترکیب خطی از ضرایب در فرضیه‌های صفر و مقابل وجود دارد به کار گرفته می‌شود. در این چارچوب ساده‌ترین مثال در قالب رگرسیون‌های چند متغیره برابری همه ضرایب رگرسیون‌ها برابر با صفر است. در این حالت فرضیه صفر به‌صورت

$H_0: \beta_2=0; \beta_3=0; \ldots; \beta_k=0$

1- Non-Nested Models

جدول (1): آزمون ریشه واحد دیکی فولر و فلیپس پرون

نام متغیر	ADF			PP		
	Intercept			Intercept		
		آزمون در سطح	مقدار بحرانی در سطح 95%		آزمون در سطح	مقدار بحرانی در سطح 95%
LPSM	*I* (1)	-1/7016	-2/8872	*I* (1)	-2/4054	-2/8872
LDP	*I* (1)	-1/9598	-2/8872	*I* (1)	-2/6756	-2/8872
LGCP	*I* (1)	-1/4069	-2/8872	*I* (1)	-2/0879	-2/8872
LOIP	*I* (1)	-1/5194	-2/8872	*I* (1)	-2/2036	-2/8872
LCPI	*I* (1)	-1/9072	-2/8872	*I* (1)	-2/6452	-2/8872
LEPI	*I* (1)	-1/4560	-2/8872	*I* (1)	-2/1021	-2/8872

* نتایج حاصل از محاسبات تحقیق

و فرضیه مقابل به‌صورت زیر است:

H_a: at least one of $\beta_j \neq 0$, j=2, 3, …, k

توجه داریم که H_0 فضای پارامتر H_a از طریق اعمال قید برابری همه ضرایب برابر با صفر محدود می‌کند. در این آزمون H_a، H_0 را به عنوان یک حالت خاص در بر گرفته است($H_a \sqsubset H_0$) بنابراین می‌توان عنوان کرد که مدل ارائه شده در فرضیه صفر حالت خاصی از مدل ارئه شده در فرضیه مقابل(مدل عمومی‌تر) است. پذیرش فرضیه صفر به معنای پذیرش مدل خاص و رد فرضیه صفر به معنای پذیرش مدل عمومی‌تر است. این مدل‌ها را مدل‌های آشیانه‌ای می‌نامند. ولی در بسیاری از موقعیت‌های عملی با مدل‌هایی مواجه هستیم که مدل‌های آشیانه‌ای نیستند. به عنوان مثال مدل زیر را در نظر می‌گیریم:

M_1: $y=X\beta+u_1$ $u_1 \equiv N(0, \delta_1^2 I)$
M_2: $y=Z\Upsilon+u_2$ $u_2 \equiv N(0, \delta_2^2 I)$

که در آن X یک ماتریس n.k و Z یک ماتریس n.1 است. به‌طور کلی این مدل‌ها می‌توانند برخی متغیرهای توضیحی یکسان داشته باشند؛ بنابراین می‌توانیم بنویسیم:

$X=[X_1\ X_*]$, $Z=[X_1\ Z_*]$

*X یا *Z مجموعه تهی باشند یک مدل حالت خاص مدل دیگر خواهد بود بنابراین می‌توان از روشهای استنباط آماری مرسوم استفاده کرد. ولی در این حالت کاملاً واضح است که هیچ یک از مدل‌ها نمی‌تواند از طریق اعمال قیود به مدل دیگر مبدل گردد. چنین مدل‌هایی را مدل-های

غیر آشیانه‌ای می‌نامند. با توجه به محاسبه تعدادی آماره آزمون[1] تحت عنوان مدل‌های رگرسیون خطی غیر آشیانه‌ای و مقایسه آمارهای شوارزبیزین[2] و آکاییک[3] برای مقایسه مدل‌های رقیب، مدل انتخاب می گردد. (تشکینی،1384)

در این مقاله باتوجه به متغیرهای و مبانی نظری موجود و با توجه به متغیرهای دامی مربوط مدل‌های پیشنهادی به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است.

(M1): $LPSI= f (LCP, LGP, LDP, LOP, D_1, D_3, D_5)$
(M2): $LPSI= f (LCP, LGP, LDP, LOP, D_1, D_2, D_3)$
(M3): $LPSI= f (LCP, LGP, LDP, LOP, D_1, D_3, D_4)$
(M4): $LPSI= f (LCP, LGP, LDP, LOP, D_1, D_3, D_6)$
(M5): $LPSI= f (LCP, LGP, LDP, LOP, D_1, D_3, D_7)$

نتایج آزمون غیرآشیانه‌ای جهت مقایسه و انتخاب مدل از بین مدل‌های موجود در جدول زیر نمایش داده شده است.

جدول (2): نتایج آزمون غیر آشیانه‌ای

	Akaike's Information Criterion	Schwarz's Bayesian Criterion
MODEL M2	favours M1M1 versus M2=7/4346	favours M1M1 versus M2=7/4346
MODEL M3	favours M1M1 versus M3=-0/32314	favours M1M1 versus M3=-0/323114
MODEL M4	favours M1 M1 versus M4=3/3425	favours M1M1 versus M4=3/3425
MODEL M5	favours M1 M1 versus M5=12/7852	favours M1M1 versus M5=12/7852

* نتایج حاصل از محاسبات تحقیق

با توجه به محاسبه آماره آزمون تحت عنوان مدل‌های رگرسیون خطی غیر آشیانه‌ای و مقایسه آمارهای شوارزبیزین و آکاییک، مقایسه مدل‌ها انجام شده و مدل اول بر تمام مدل‌ها ترجیح داده-شده است؛ بنابراین ما به تخمین مدل انتخابی M1 خواهیم پرداخت.

در روش خود توضیح برداری(VAR)[4] نیاز به دانستن وقفه بهینه می‌باشد. با نگاهی به جدول زیر و معیارهای موجود آکاییک و شوارزبیزین جهت انتخاب وقفه بهینه، حداکثر میزان آماره

1- Pesaran (1974), Davidson and MacKinnon (1981), Fisher and McAleer (1981), and Godfrey and Pesaran (1983)

2- Schwarz's (1978)

3- Akaike's (1973)

4- مدل خود توضیح برداری (Vector Autoregressive Model) که اغلب معادلات ساختاری نیز نامیده می‌شوند

انتخاب می‌گردد. با توجه به جدول زیر که نتایج آزمون انتخاب وقفه بهینه را نشان می‌دهد وقفه یک برای مدل انتخاب می‌گردد.

جدول (3): نتایج آزمون انتخاب وقفه بهینه

order	LL	AIC	SBC
11	71/3317	461/5772	751/5772
10	85/9757	442/5793	707/5793
9	124/9286	447/8904	687/8904
8	169/9020	459/2219	674/2219
7	193/6066	449/2847	639/2847
6	238/6967	460/7329	625/7329
5	277/4896	465/8839	605/8839
4	321/3484	476/1009	591/1009
3	370/1900	491/3007	581/3007
2	421/8931	509/3619	574/3619
1	469/6227	523/4497	563/4497
0	23/3419	3/1568	11/8432

* نتایج حاصل از محاسبات تحقیق

با توجه به مطالب فوق و مبانی نظری مذکور و درجه مانایی متغیرها، جهت بررسی و وجود روابط بین متغیرهای تابع از روش خود توزیع برداری(VAR) و وقفه یک انتخاب و استفاده شده است. به‌منظور بررسی و تعیین رفتار شاخص قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس الگوی تابع زیر به‌صورت $LPSI= f (LCP, LGP, LDP, LOP, D_1, D_3, D_5)$ در نظر گرفته شده و تخمین زده می‌شود.

نتایج تخمین حاکی از آن است که شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی بر شاخص ارزش سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار تأثیر مستقیم و مثبت دارد. ضریب برآورد شده برای شاخص قیمت‌ها (2/02) با علامت مثبت می‌باشد به بیان دیگر، یک درصد افزایش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به اندازه (2/02) درصد قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار افزایش می‌دهد و دیدگاه‌های اقتصادی را تأیید می‌کند. این ارتباط ناشی از این است که در شرایط تورمی ارزش دارایی‌های شرکت‌ها افزایش می‌یابد و افزایش جاری دارایی‌های

موجب افزایش ارزش سهام شرکت‌ها در بورس می‌گردد. از طرفی افزایش سطح قیمت‌ها، انتظار افزایش سطح فعالیت‌ها و در نتیجه رونق اقتصادی را به دنبال دارد و این امر به‌نوبه خود باعث افزایش سود مورد انتظار بنگاه‌ها و در نتیجه افزایش شاخص سهام می‌گردد.

جدول (4): تخمین تابع

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آزمون
LPSM(-1)	0/0854	0/1250	(0/496)0/ 683
LCP(-1)	2/028	0/610	(0/00)4/958
LOP(-1)	1/319	0/845	(0/122)1/560
LDP(-1)	-1/973	0/955	(0/035)-2/066
(1-)LGP	0/484	0/213	(0/025) 2/276
C	1/261	6/231	(0/840)0/202
D_1	0/707	0/386	(0/070)1/829
D_3	-0/760	0/354	(0/035)-2/143
D_5	-0/627	0/243	(0/012)-2/572

* نتایج حاصل از محاسبات تحقیق

سکه طلا به عنوان یکی از دارایی‌های اساسی و مهم در اقتصاد کشور ما می‌باشد. ضریب برآورد شده برای رشد قیمت سکه(0/48) با علامت مثبت است که بیانگر اثر این متغیر در ادبیات اقتصادی است؛ بنابراین افزایش یک درصدی قیمت سکه به اندازه (0/48) درصد قیمت سهام در سازمان بورس اوراق بهادارافزایش می‌دهد. باتوجه به شکل‌گیری انتظارات و انگیزه‌های سفته‌بازی افزایش قیمت سهام در سازمان بورس اوراق بهادار قابل توجیه می‌باشد.

با توجه به آماره به دست آمده برای متغیرقیمت نفت (1/3) مثبت و معنی‌دار می‌باشد و می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر بر شاخص قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار تأثیر داشته و علامت مثبت آن اشاره به اقتصاد وابسته به نفت ایران دارد و بیان می‌کند که افزایش منابع تأمین مالی دولت، گسترش سرمایه‌گذاری‌ها، رونق بخش خارجی ناشی از افزایش قیمت نفت با تأثیر بر فعالیت‌های اقتصادی، قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس را افزایش می‌دهد. درحقیقت شکل‌گیری این انتظارات می‌تواند باعث افزایش سود مورد انتظار شرکت‌ها و در نتیجه شاخص قیمت سهام گردد.

دلار به عنوان یکی از ارزهای اساسی و مهم در اقتصاد کشور ما و دیگر کشورها می‌باشد.

ضریب برآورد شده برای رشد قیمت دلار(1/97-) با علامت منفی است که بیانگر اثر این متغیر در ادبیات اقتصادی است؛ بنابراین افزایش یک درصدی قیمت دلار به اندازه (1/97) درصد قیمت سهام در سازمان بورس اوراق بهادار کاهش می‌دهد. باتوجه به اینکه این تغییر باعث افزایش هزینه-های تولید(مواد اولیه، خرید تجهیزات، تکنولوژی تولید) و کاهش سطح تولید می‌گردد لذا کاهش قیمت سهام در سازمان بورس اوراق بهادار قابل توجیه می‌باشد. همچنین افزایش ارزش دلار، سفته‌بازی و تمایل به کاهش ریسک سرمایه‌گذارها می‌تواند تقاضای افراد برای سرمایه‌گذاری در بازار غیر رسمی را افزایش داده و منابع مالی را از بازار رسمی سرمایه به دیگر بازارهای غیر رسمی که سودآورتر بوده، منتقل کند؛ بنابراین بازار ارز خارجی می‌تواند به عنوان جایگزینی برای بازار سهام بورس باشد و تقاضای سهام را کاهش دهد.

ضریب متغیر دامیD_3 مربوط به سیاست حجم پول دولت (0/62-) به دست آمده‌است. ضریب این دامی به منفی و با معنی به دست آمده که نشان دهنده رابطه معکوس بین این متغیر و قیمت سهام شرکت‌ها می‌باشد. افزایش حجم پول دولت می‌تواند بر ارزش سهام در بورس مؤثر باشد. باتوجه به ترکیب نگهداری دارایی‌های، فرد همواره تلاش به حداکثر نمودن بازدهی دارایی‌ها و انتخاب بین پول و سهام می‌نماید. افزایش حجم پول سهم سهام در سبد انتخابی فرد را کاهش یافته و فرد تقاضای سهام خود را کاهش می‌دهد. از طرفی افزایش حجم پول و نقدینگی به لحاظ جنبه روانی نیز بر ارزش سهام معامله شده در بورس اثر منفی می‌گذارد.

نتایج تخمین ضریب متغیر دامیD_1 مربوط به سیاست مسکن مهر دولت بر شاخص ارزش سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار تأثیر مستقیم و مثبت دارد. ضریب برآورد شده (0/70) با علامت مثبت می‌باشد به بیان دیگر، یک درصد افزایش این متغیربه اندازه (7/70) درصد قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار افزایش می‌دهد و دیدگاه‌های اقتصادی را تأیید می‌کند. این ارتباط ناشی از این است که با توجه به اینکه بازار مسکن به عنوان یکی از سودآورترین سرمایه‌گذاری‌ها مورد توجه قرار گرفته‌است، بنابراین رونق این بازار و سرمایه-گذاری در صنایع وابسته به این بازار تحت تأثیر قرارگرفته و بازار صنایع وابسته و مرتبط با ساخت‌وساز رونق می‌یابد. این افزایش می‌تواند موجب افزایش ارزش سهام معامله شده شرکت‌ها صنایع وابسته در بورس و افزایش شاخص قیمت سهام می‌گردد.

ضریب متغیر دامیD_5 مربوط به سیاست مالیاتی دولت (0/62-) به دست آمده‌است. ضریب

متغیر دامی مربوط به این سیاست دولت منفی و با معنی به دست آمده که نشان دهنده رابطه معکوس بین این متغیر و قیمت سهام شرکت‌ها می‌باشد. سیاست مالیاتی می‌تواند با افزایش هزینه-های بنگاه و کاهش سودآوری این مؤسسات بر کاهش ارزش سهام این شرکت‌ها در بورس مؤثر باشد. باتوجه به این تأثیر، دولت باید در اعمال سیاست‌های مالیاتی تأمل و تعمق بیشتری انجام دهد.

جدول (5): آزمون‌ها و آماره‌های تشخیص

Serial Correlation	Functional Form	Normality	Heteroscedasticity
12/57(0/401)	0/043(0/835)	4/968(0/068)	0/133(0/714)

* نتایج حاصل از محاسبات تحقیق

با توجه به آمارهای تشخیص (Diagnostic Tests) می‌توان گفت که مدل از لحاظ فروض کلاسیک و آماره شکست ساختاری دارای بهترین حالت می‌باشد و با مشکلی روبه‌رو نیست.

به‌منظور تبیین تابع و بررسی معنادار بودن ضرایب متغیرهای برون‌زا و درون‌زا، آزمون صفر بودن ضرایب انجام شده و نتایج زیر حاصل شده است:

جدول (6): آزمون‌های ضرایب متغیرهای درون زا و برون زا

LR Test of Deletion of Deterministic/Exogenous Variables in the VAR	LR Test of Block Granger Non-Causality in the VAR
(0/000)56/286= CHSQ(15)	(0/000)31/208 = CHSQ(4)

* نتایج حاصل از محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج آزمون فوق صفر نبودن ضرایب متغیر برون زا و اثر معنادار این ضرایب در مدل پذیرفته می‌شود. همچنین صفر نبودن ضرایب متغیر درون زا و معناداری این ضرایب در مدل تأیید و فرضیه انتقال اثر شوک از متغیرهای توضیحی به متغیر وابسته پذیرفته می‌شود. در حقیقت هرگونه تغیر و یا افزایش در هریک از متغیرها منجر به تغیر قیمت سهام خواهد شد.

با توجه به اینکه متغیر قیمت نفت تأثیری معنادار بر شاخص قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار داشته و از طرفی ما این متغیر را درون‌زا در نظر گرفته‌ایم لازم است تا آزمون برون‌زایی این متغیر انجام گیرد. بر این اساس ما از آزمون وو-هاسمن[1] استفاده کرده و نتایج آماره

1- The Wu-Hausman Test

در جدول زیر ارائه شده است.

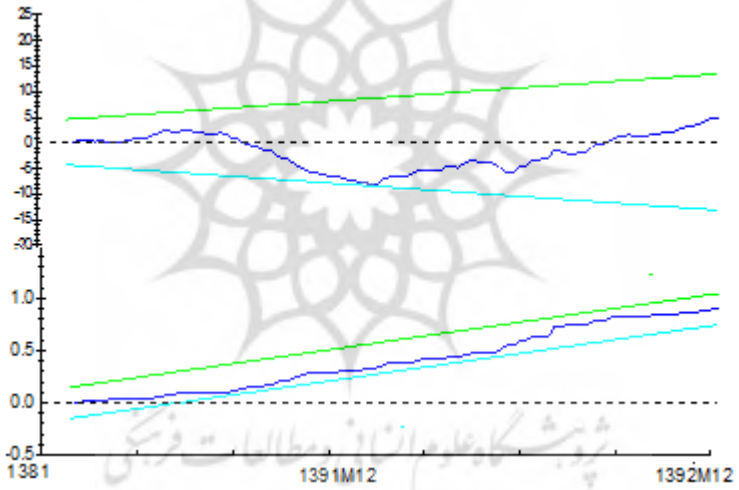
جدول (7): آزمون برون‌زایی (افزایش متغیر)

Lagrange Multiplier Statistic	Likelihood Ratio Statistic	F Statistic
(0/022)5/265= CHSQ(1)	(0/020)5/383 = CHSQ(1)	F(115,1)=5/232(0/024)

* نتایج حاصل از محاسبات تحقیق

در حقیقت استقلال رگرسیون قیمت نفت از جملات اختلال بررسی می‌شود. بر اساس آماره‌های محاسبه شده فرضیه صفر مبنی بر برون‌زایی متغیر قیمت نفت رد می‌شود.

همچنین در این مقاله آزمون ریشه واحد پرون[1] به هنگام وجود شکست ساختاری برای متغیر قیمت سهام انجام گرفته است. با توجه به سال 86، آزمون ریشه واحد جهت بررسی تغیر عرض از مبداء تابع روند مفادیر بحرانی با توجه به کمیت **λ** که نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه **(λ=0/46)** محاسبه و با توجه به آماره Y=-4/07 که با توجه به مقایسه مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره آزمون Y در سطوح مختلف معناداری، مقدار محاسبه شده کوچک‌تر از مقادیر بحرانی بوده و بنابراین می‌توان پذیرفت سری زمانی مورد بحث دارای ریشه واحد است.



نمودار (2): آزمون مجموع تجمعی و نمودار آزمون مجموع مجذور تجمعی

1-Perron

با توجه نمودار آزمون‌های مجموع تجمعی (CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی (USUMSQ)، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری پذیرفته و عدم وجود آن رد می‌شود و در حقیقت وجود ثبات ساختاری تأیید می‌شود. از طرفی با توجه به این ثبات می‌توان گفت با اعمال سیاست‌های پولی و مالی، احتمال رسیدن به هدف این سیاست‌ها بسیار بالا بوده و رسیدن به نقطه هدف با کمترین وقفه سیاست‌گذاری امکان‌پذیر است.

برآورد الگوی پیش‌بینی

بررسی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار و به‌تبع آن بررسی و کنترل بازار سرمایه می‌توانند با کنترل و هدایت پس‌اندازها و نقدینگی موجود به بخش‌های مختلف اقتصاد ملی، سبب سرمایه‌گذاری و انتقال سرمایه به شرکت‌ها شده و چشم انداز آتی بنگاه‌های اقتصادی را ارائه کنند. با توجه به اینکه در کوتاه‌مدت شوک و شدت جابجایی نقدینگی و سرمایه بخش خصوصی و افراد جامعه از بخش‌های اقتصادی به غیراقتصادی بسیار بالاست لذا شناخت ساختار و پیش‌بینی بازار کوتاه‌مدت جهت تعیین سیاست‌های مناسب جهت جلوگیری از این بحران بسیار مهم می‌باشد. با توجه به اینکه روش باکس-جنکینز بر اصل صرفه‌جویی استوار است و جهت انتخاب مدل بهتر و مناسب‌تر سیکل تشخیص آزمایشی تخمین و تشخیص دقت برازش تا زمانی که مدل مناسب نهایی یافت شود انجام می‌گیرد، جهت پیش‌بینی مدل از روش ARIMA[1] استفاده شده است. در این مقاله برای پیش‌بینی از مدل ARIMA در سطح استفاده می‌شود. پس از بررسی و مقایسه مدل‌های با وقفه‌های مختلف، مدل انتخابی ما ARIMA(3,1,1) می‌باشد. جدول پیش‌بینی به صورت زیر می‌باشد:

نمودار پیش‌بینی متغیر در مقابل مقادیر واقعی به صورت زیر ترسیم شده‌است:

نتایج حاکی از آن است که شاخص قیمت سهام در سازمان بورس دارای روندی افزایشی بوده و روندی افزایشی در کوتاه‌مدت طی می‌کند و می‌توان گفت این عدم ثبات مسیر و عدم کاهش

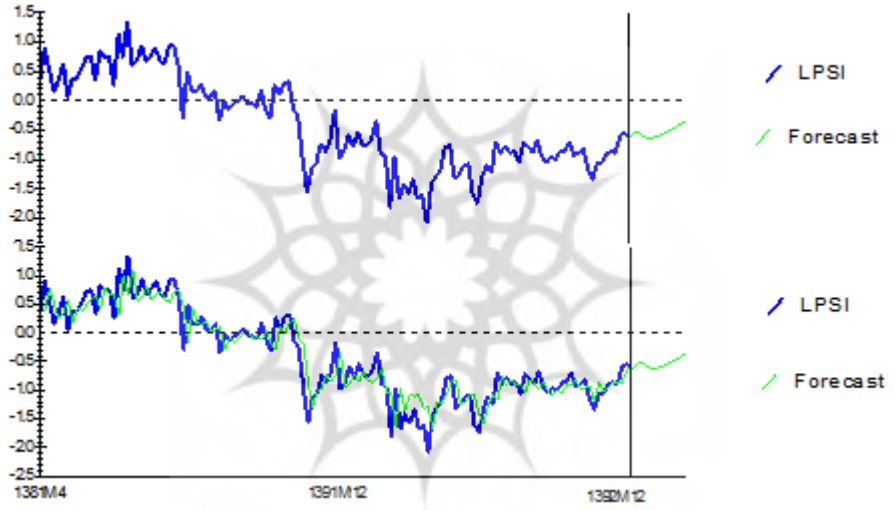
---

1 -در آمار و اقتصادسنجی و به‌ویژه در آنالیز سری‌های زمانی یک "میانگین متحرک خودگردان یکپارچه (ARIMA)"یک مدل گسترده‌تر از میانگین متحرک خود توضیح (ARMA) است. این مدلها در سریهای زمانی برای فهم بهتر مدل یا پیش‌بینی آینده به کار می‌روند. این مدلها در جایی که داده‌ها غیر ایستا (non-stationary) باشند به کار می‌روند.

ارزش سهام، از جابجایی سرمایه توسط افراد از بازار اقتصادی به غیراقتصادی به سبب وجود زیان ناشی از کاهش ارزش سهام جلوگیری می‌نماید.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نهاد اصلی بازار سرمایه در ایران بورس اوراق بهادار است. ازاین‌رو شناخت عوامل تأثیرگذار بر متغیرهای مهم در این بازار و پیش‌بینی آن امری ضروری به نظر می‌رسد. این مقاله به بررسی نحوه تأثیرگذاری متغیرهایی مانند شاخص بهای کالاها و خدمات، شاخص بهای کالاهای صادراتی، رشد قیمت دلار، قیمت سکه، قیمت نفت و دامی مربوط به سیاست‌های دولت حاکم قیمت سهام در بورس اوراق بهادار پرداخته شده و سپس ثبات و پیش‌بینی این تابع صورت گرفته است.



نمودار (3): پیش‌بینی متغیر قیمت سهام

نتایج تخمین حاکی از آن است که شاخص بهای کالاها و خدمات و قیمت سکه طلا بر شاخص قیمت سهام در سازمان بورس اوراق بهادار تأثیر مستقیم و مثبت دارد. همچنین آماره به دست آمده برای متغیر قیمت نفت و دامی مسکن مهر دولت مثبت و با معنی می‌باشد. از طرفی ضریب برآورد شده برای رشد قیمت دلار دارای علامت منفی است. از طرفی ضریب متغیرهای

دامی مربوط به سیاست‌های حجم پول و مالیاتی دولت حاکم منفی و معنی‌دار می‌باشد.

شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی بر شاخص ارزش سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار تأثیر مستقیم و مثبت دارد. افزایش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار افزایش می‌دهد. این ارتباط ناشی از این است که در شرایط تورمی ارزش دارایی‌های شرکت‌ها افزایش می‌یابد و افزایش جاری دارایی‌های موجب افزایش ارزش سهام شرکت‌ها در بورس می‌گردد. افزایش سطح قیمت‌ها، انتظار افزایش سطح فعالیت‌ها و در نتیجه رونق اقتصادی را به دنبال دارد و این امر به نوبه خود باعث افزایش سود مورد انتظار بنگاه‌ها و در نتیجه افزایش شاخص سهام می‌گردد.

سکه طلا به عنوان یکی از دارایی‌های اساسی و مهم در اقتصاد کشور ما می‌باشد. افزایش قیمت سکه قیمت سهام در سازمان بورس اوراق بهادارافزایش می‌دهد. باتوجه به شکل‌گیری انتظارات و انگیزه‌های سفته‌بازی افزایش قیمت سهام در سازمان بورس اوراق بهادار قابل توجیه می‌باشد.

با توجه به متغیر قیمت نفت می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر بر شاخص قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار تأثیر داشته و علامت مثبت آن اشاره به اقتصاد وابسته به نفت ایران دارد و بیان می‌کند که افزایش منابع تأمین مالی دولت، گسترش سرمایه‌گذاری‌ها، رونق بخش خارجی ناشی از افزایش قیمت نفت با تأثیر بر فعالیت‌های اقتصادی، قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس را افزایش می‌دهد. درحقیقت شکل‌گیری این انتظارات می‌تواند باعث افزایش سود مورد انتظار شرکت‌ها و در نتیجه شاخص قیمت سهام گردد.

دلار به عنوان یکی از ارزهای اساسی و مهم در اقتصاد کشور ما و دیگر کشورها می‌باشد. افزایش قیمت دلار قیمت سهام در سازمان بورس اوراق بهادار کاهش می‌دهد. باتوجه به اینکه این تغییر باعث افزایش هزینه‌های تولید(مواد اولیه، خرید تجهیزات، تکنولوژی تولید) و کاهش سطح تولید می‌گردد لذا کاهش قیمت سهام در سازمان بورس اوراق بهادار قابل توجیه می‌باشد. همچنین افزایش ارزش دلار، سفته‌بازی و تمایل به کاهش ریسک سرمایه‌گذارها می‌تواند تقاضای افراد برای سرمایه‌گذاری در بازار غیر رسمی را افزایش داده و منابع مالی را از بازار رسمی سرمایه به دیگر بازارهای غیر رسمی که سودآورتر بوده، منتقل کند؛ بنابراین بازار ارز خارجی می‌تواند به عنوان جایگزینی برای بازار سهام بورس باشد و تقاضای سهام را کاهش دهد.

سیاست حجم پول دولت دارای ضریب منفی و با معنی بوده که نشان دهنده رابطه معکوس بین

این متغیر و قیمت سهام شرکت‌ها می‌باشد. افزایش حجم پول دولت می‌تواند بر ارزش سهام در بورس مؤثر باشد. باتوجه به ترکیب نگهداری دارایی‌های، فرد همواره تلاش به حداکثر نمودن بازدهی دارایی‌ها و انتخاب بین پول و سهام می‌نماید. افزایش حجم پول سهم سهام در سبد انتخابی فرد را کاهش یافته و فرد تقاضای سهام خود را کاهش می‌دهد. از طرفی افزایش حجم پول و نقدینگی به لحاظ جنبه روانی نیز بر ارزش سهام معامله شده در بورس اثر منفی می‌گذارد.

نتایج تخمین ضریب سیاست مسکن مهر دولت بر شاخص ارزش سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار با علامت مثبت می‌باشد که بیان می‌کند افزایش این متغیر قیمت سهام معامله شده در سازمان بورس اوراق بهادار را افزایش می‌دهد و دیدگاه‌های اقتصادی را تأیید می‌کند. این ارتباط ناشی از این است که با توجه به اینکه بازار مسکن به عنوان یکی از سودآورترین سرمایه‌گذاری‌ها مورد توجه قرار گرفته‌است، بنابراین رونق این بازار و سرمایه‌گذاری در، صنایع وابسته به این بازار تحت تأثیر قرارگرفته و بازار صنایع وابسته و مرتبط با ساخت‌وساز رونق می‌یابد. این افزایش می‌تواند موجب افزایش ارزش سهام معامله شده شرکت‌ها صنایع وابسته در بورس و افزایش شاخص قیمت سهام می‌گردد.

ضریب متغیر سیاست دولت منفی و با معنی است که نشان دهنده رابطه معکوس بین این متغیر و قیمت سهام شرکت‌ها می‌باشد. سیاست مالیاتی می‌تواند با افزایش هزینه‌های بنگاه و کاهش سودآوری این مؤسسات بر کاهش ارزش سهام این شرکت‌ها در بورس مؤثر باشد. باتوجه به این تأثیر، دولت باید در اعمال سیاست‌های مالیاتی تأمل و تعمق بیشتری انجام دهد.

به‌طور کلی بر اساس وجود ثبات ساختاری و معنی‌داری ضرایب متغیرهای مدل می‌توان گفت با اعمال سیاست‌های پولی و مالی، احتمال رسیدن به هدف این سیاست‌ها بسیار بالا بوده و رسیدن به نقطه هدف با کمترین وقفه سیاست‌گذاری امکان‌پذیر است. همچنین شاخص ارزش سهام در سازمان بورس دارای روندی افزایشی است و می‌توان گفت این عدم ثبات مسیر و عدم کاهش ارزش سهام، از جابجایی سرمایه توسط افراد از بازار اقتصادی به غیراقتصادی به سبب وجود زیان ناشی از کاهش ارزش سهام جلوگیری می‌نماید. همچنین صفر نبودن ضرایب متغیر درون زا و معناداری این ضرایب در مدل تأیید و فرضیه انتقال اثر شوک از متغیرهای توضیحی به متغیر وابسته پذیرفته می‌شود. در حقیقت هرگونه تغیر و یا افزایش در هریک از متغیرها منجر به تغیر قیمت سهام خواهد شد.

بنابراین، توجه به بورس اوراق بهادار و رشد شکوفایی آن، اعمال سیاست‌های دولتی، کنترل بازار ارز، جلوگیری از رشد بی رویه نقدینگی، حذف قوانین دست و پاگیر سرمایه‌گذاری، مشوق-های مالیاتی، برنامه‌ریزی و اجرای صحیح آن باید مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد. در این راستا ضروری است مدیران اقتصادی کشور با شناسایی متغیرهای کلان اقتصادی تأثیرگذار بر بورس اوراق بهادار به‌ویژه متغیرهای کنترلی دولت و نحوه تأثیرگذاری آنها بتوانند با سیاست-گذاری‌های مناسب و صحیح موجبات رونق این بازار مهم اقتصادی را فراهم کرده و زمینه رشد و شکوفایی اقتصادی را فراهم آورند.

References

[1] Arouri, M. E. H., Lahiani, A. and Nguyen, D. (2011).Return and volatility transmission between worlds oil prices and stock markets of the GCC countries. Economic Modelling, 28: 1815–1825.

[2] Akaike, H. (1973).Information Theory and the Extension of the Maximum Likelihood Principle. In Proceeding of the Second International Symposium on Information Theory, Eds B.N. Petrov and F. Csaki, Budapest, 267-81.

[3] Barzani, M.V, Dalali, R, Samadi, S. And Faaljo.H.R (2006). The Relationship between Macroeconomic Variables and Value of Shares Market on the Tehran securities Exchange.Economic Research Review.Economic Research Insttitue. (In Persian).

[4] Basher, S.A, Haug, A. A and Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets, Energy Economics, 34:227–240.

[5] Davidson, R. and J.G. MacKinnon (1981).Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypothesis. Econometrica, 49: 781-93.

[6] Eslamloueian, R.; Zare, H. (2007). The Impact of Macro Variables and Alternative Assets on Stock Price Movement in Iran: an ARDL Model. Iranian Economic Research, 29:17-46. (In Persian).

[7] Filis, G. (2010). Macro economy, stock market and oil prices: Do meaningful relationships exist among their cyclical fluctuations? .Energy Economics, 32: 877–886.

[8] Fisher, G.R. and M. McAleer, (1981).Alternative Procedures and Associated Tests of Significance for Non-Nested Hypotheses. Journal of Econometrics, 16: 103-19.

[9] Godfrey, L.G. and M.H. Pesaran (1983).Test of Non-Nested Regression Models: Small Sample Adjustments and Monte Carlo Evidence. Journal of Econometrics, 21: 133-54.

[10] Gjerde, ø. & F. Sættem. (1999). Causal Relations among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy. Journal of International Financial Markets Institutions and Money, 9: 61-74.

[11] Henriques, I. and Sadorsky, P. (2008).Oil prices and the stock prices ofalternative energy companies. Energy Economics, 30: 998–1010
[12] Kwon, C.S., Shin, T.S. & Bacon, F.W. (1997). The Effect of MarcoeconomicVariables on Stock Market Returns in Developing Market. Multinational Business Review, 5: 63-70.
[13] *Kia, A. (2003). Rational Speculators and Equity Volatility as a Measure of ex ante Risk. Global Finance Journal, 14: 135-157.*
[14] Lucas, R. E. (1978).Asset Prices in an Exchange Economy. Econometrica, 46, 6: 1426-1445.
[15] Lee, B. S. (1992). Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation. The Journal of Finance, 74, 4: 1591-1603.
[16] Mehrabiyan, A. (2004). Sensitivity stock market to the fiscal and monetary fluctuations. Economic Research Review.Economic Research Insttitue, 1, 1. (In Persian).
[17] Pesaran, M.H. (1974).On the General Problem of Model Selection. Review of Economic Studies, 41:153-71.
[18] Schwarz, G. (1978).Estimating the Dimension of a Model. Annals of Statistics, 6: 461-4.
[19] Taghavi, M and Jenani, M.H. (2000). Study of Cointegration Relationship between the Stock Price Index at Tehran securities Exchange and Macroeconomic Variables.Economics and Management, 44:77-90. (In Persian).
[20] Tashkini, A. (2005). Applied econometrics with microfit. Dibagaran Tehran publishing co. (In Persian).
[21] *Verma, R. & T. Ozuna. (2005).Are Emerging Equity Markets Responsive to Cross-Country Macroeconomic Movements? Evidence from Latin America. International Financial Markets Institutions and Money, 15: 73-87.*
[22] Wongbangpo, Subhashc. Sharma, S. (2002). Stock Market and Marcoeconomic Fundamental Dynamic Interactions: A SEAN-5 Countries. Journal of Asian Economic, 13.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی