

بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص قیمت سهام در ایران (رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری)

دکتر زهرا نصراللهی، دکتر خدیجه نصراللهی و سید مرتضی میرزابابایی*

تاریخ وصول: ۱۳۹۰/۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۹/۲۸

چکیده:

در این تحقیق به تجزیه و تحلیل تأثیر برخی از متغیرهای اقتصادی مانند: *CPI*، نرخ ارز، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت طلا و ارزش افزوده بخش صنعت، بر شاخص بورس اوراق بهادار با استفاده از الگوی بردارهای خود رگرسیون (VAR) و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) در دوره‌ی زمانی ۸۵-۱۳۷۰ (با استفاده از داده‌های فصلی) پرداخته شده است. بر اساس نتایج این تحقیق در کوتاه مدت شاخص قیمت سهام تحت تأثیر مقدار شاخص قیمت سهام در دوره‌های قبل، نرخ ارز و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت قرار داشته است. اما در بلندمدت شاخص قیمت سهام تحت تأثیر شاخص قیمت طلا، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، نرخ ارز، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و صادرات قرار دارد

طبقه‌بندی JEL: G10, G15, E44, B22

واژه‌های کلیدی: بازار بورس اوراق بهادار، اقتصاد کلان، متغیرهای اقتصادی، شاخص قیمت سهام

*به ترتیب، استادیاران اقتصاد دانشگاه یزد و اصفهان، و کارشناس ارشد حسابداری

masrolaz@yahoo.com

۱- مقدمه

امروزه نقش و اهمیت بازارهای سرمایه و بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از ارکان اصلی این بازار بر کسی پوشیده نیست. تجربه‌ی کشورهای توسعه یافته نیز نشان داده که ارتباط مستقیمی بین توسعه‌ی صنعتی این اقتصادها و توان جذب منابع مالی به بازار بورس اوراق بهادار وجود دارد. توان جذب منابع مالی به این بازار نیز به اعتماد و اطمینان سرمایه‌گذاران بستگی دارد. از جمله مهمترین متغیرهای مورد توجه سرمایه‌گذاران ریسک مشارکت در یک سرمایه‌گذاری است. بر طبق نظریه‌ی پرتفوی، ریسک در بازار سرمایه شامل دو بخش ریسک سیستماتیک و ریسک غیرسیستماتیک است. سرمایه‌گذاران قادرند با ایجاد تنوع در سبد دارایی خود ریسک غیرسیستماتیک را که مرتبط با صنایع و بنگاه‌های موجود در بازار است حذف نمایند. اما ریسک سیستماتیک که مرتبط با تحولات و متغیرهای اقتصاد کلان است قابل اجتناب نمی‌باشد. بنابراین نحوه‌ی عملکرد بازار بورس و نحوه‌ی تعامل آن با متغیرهای اقتصاد کلان برای سیاست‌گذاران اقتصادی و سرمایه‌گذاران اهمیت فراوانی دارد.

ارزش واقعی سهام به ارزش حال سود و بازدهی سهام بستگی دارد. نرخ تنزیل و توانایی شرکت در ایجاد سود تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی است. از جمله متغیرهای اقتصادی که می‌تواند بر بازدهی سهام تأثیرگذار باشد عبارتند از:

- متغیرهایی که بر تقاضای کل و در نتیجه بر فروش و درآمد بنگاه‌ها اثرگذارند، مانند حجم نقدینگی، هزینه‌های دولت و ارزش افزوده‌ی بخش‌های مختلف اقتصاد.
- متغیرهایی که از سمت اقتصاد بین الملل بر اقتصاد داخلی تأثیرگذارند مانند درآمد ناشی از صادرات و نرخ ارز. در حالیکه درآمدهای صادراتی بر جریان نقدی بنگاه مؤثر است، تغییرات نرخ ارز می‌تواند درآمدها و هزینه‌های بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار دهد.
- متغیرهایی که وضعیت ثبات فضای اقتصادی و فضای کسب و کار را نشان می‌دهد و می‌تواند بر بازدهی اوراق بهادار تأثیر گذار باشد مانند شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی یا نرخ تورم.
- عملکرد بازارهایی که می‌توانند جانشین بازار بورس باشند مانند بازار مسکن، بازار سکه و طلا و بازار دارایی‌های واقعی.

هدف این پژوهش بررسی و شناسایی عوامل تأثیرگذار بر شاخص قیمت سهام با استفاده از الگوی طراحی شده است. این الگو با استفاده از متغیرهای شاخص قیمت سکه و طلا، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، نرخ ارز، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، صادرات و شاخص قیمت سهام بر اساس داده‌های فصلی برای دوره‌ی زمانی ۸۵-۱۳۷۰ برآورد شده است. پس از مقدمه، مدل‌های *VAR* و *VECM* به اختصار معرفی می‌شوند. سپس مروری بر مطالعات تجربی انجام شده می‌شود و در بخش چهارم روش تحقیق و نتایج و در بخش پنجم خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

در اغلب مطالعات خارجی بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازدهی بازار سهام وجود رابطه‌ی بین متغیرهای اقتصاد کلان مانند تولیدات بخش صنعت، تورم، نرخ بهره و صرف ریسک با بازدهی سهام مورد تأیید قرار گرفته شده است. برای مثال می‌توان به مطالعات فاما^۱ (۱۹۸۱-۱۹۹۰)، فاما و فرنچ^۲ (۱۹۸۹) و اسکورت^۳ (۱۹۹۰) اشاره کرد. براون^۴ (۱۹۸۹) با استفاده از روش تحلیل عامل به این نتیجه رسیده است که تعداد عوامل مؤثر بر بازدهی سهام بیشتر از پنج فاکتور نبوده است. چن^۵ و دیگران (۱۹۸۶) رابطه‌ی بین بازدهی سهام و متغیرهای اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه اثر متغیرهای تورم، تولید بخش صنعت، نرخ بهره، تغییرات در مصرف و قیمت نفت بر بازدهی سهام مورد بررسی قرار گرفته است. آنها در مدل خود متغیرهایی را که جریان درآمد حاصل از دارایی یا نرخ تنزیل را تحت تأثیر قرار می‌دهد، لحاظ کرده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه‌ی آنها نشان داد که متغیرهای تغییر در مصرف و قیمت نفت بر قدرت توضیح دهندگی مدل اثر ندارد.

¹ Fama

² Fama and French

³ Schwert

⁴ Brown

⁵ Chen

ماخرج و ناکا^۶ (۱۹۹۵)، چانگ و نگ^۷ (۱۹۹۸)، ناصح و استراس^۸ (۲۰۰۰)، مک میلان^۹ (۲۰۰۱) و چادهاری و اسمیلز^{۱۰} (۲۰۰۴) در مطالعات خود به این نتیجه رسیده‌اند که یک رابطه‌ی بلندمدت معنادار بین قیمت سهام و متغیرهای اقتصاد کلان (داخلی و بین‌المللی) در کشورهای فرانسه، آلمان، ایتالیا، هلند و سوئیس وجود دارد. در این مطالعات ضرایب تولیدات صنعتی، شاخص قیمت سهام و نرخ بهره‌ی کوتاه مدت مثبت و ضریب نرخ بهره‌ی بلندمدت منفی است. در مطالعه‌ی هامپ و مک میلان^{۱۱} (۲۰۰۷) به‌منظور بررسی نحوه‌ی تغییرات بلندمدت بازار سهام در کشورهای امریکا و ژاپن این بازارها را در طی چهل و پنج سال اخیر مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافته‌اند که قیمت سهام در هر دو کشور تحت تأثیر تولیدات بخش صنعت و شاخص قیمت مصرف کننده قرار دارد. همچنین نتایج به‌دست آمده حاکی از این است که در امریکا شاخص قیمت سهام به میزان زیادی تحت تأثیر تولیدات صنعتی و نرخ‌های بهره‌ی بلندمدت قرار داشته، در حالی که در ژاپن قیمت سهام عمدتاً تحت تأثیر *CPI* و تولیدات صنعتی بوده است.

مراد اوغلو و متین^{۱۲} (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره‌ی زمانی ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۳ به بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس استانبول با نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ ارز و حجم پول پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آنان نشان داد که رابطه‌ی بین شاخص قیمت سهام بورس با حجم پول مثبت، اما با نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ ارز منفی است.

چانگ و نگ (۱۹۹۸) با استفاده از داده‌های فصلی و کاربرد آزمون همجمعی جوهانسون به بررسی رابطه‌ی بین شاخص قیمت سهام و قیمت واقعی نفت، مصرف واقعی، عرضه‌ی پول واقعی و تولید ناخالص داخلی واقعی برای پنج کشور امریکا، آلمان، ایتالیا، ژاپن و کانادا پرداخته‌اند. آنها در این تحقیق به این نتیجه رسیدند که بین این متغیرهای همسویی بلندمدت وجود دارد.

⁶ Mukherjee and Naka

⁷ Cheung and Ng

⁸ Nasseh and Strauss

⁹ Mcmillan

¹⁰ Chaudhuri and Smiles

¹¹ Humpe and Macmillan

¹² Muradoglu and Metin

مدسن^{۱۳} (۲۰۰۲) به بررسی رابطه‌ی علی شاخص قیمت سهام بمبئی و متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ ارز، ذخایر ارزی و تراز تجاری پرداخته‌اند. آنان با بررسی اطلاعات دوره‌ی زمانی آوریل ۱۹۹۰ الی ۲۰۰۱ به این نتیجه رسیده‌اند که بین متغیرهای مذکور و شاخص قیمت سهام رابطه‌ی علی وجود ندارد. در ایران نیز در این خصوص مطالعاتی انجام شده است. برزنده (۱۳۷۸) در پایان نامه‌ی خود اثر نرخ ارز، شاخص قیمت و سائط نقلیه‌ی موتوری و شاخص قیمت مسکن را بر شاخص قیمت سهام مورد بررسی قرار داده است. نتایج این تحقیق نشان داد که بین بازارهای و سائط نقلیه‌ی و ارز با بازار سهام ارتباط علی وجود دارد. اسلاملوئیان و زارع (۱۳۸۵) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر متغیرهای اثر گذار بر شاخص قیمت سهام در بورس تهران طی فصل سوم سال ۱۳۷۲ تا فصل اول سال ۱۳۸۲ پرداخته‌اند. متغیرهای توضیحی مورد استفاده در این مقاله عبارتند از: شاخص تولیدات صنعتی، نسبت قیمت داخل به خارج، حجم پول، قیمت نفت، قیمت سکه و طلا و قیمت مسکن نتایج به‌دست آمده در این تحقیق وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای مورد نظر را تأیید می‌کند. کریم زاده (۱۳۸۵) با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۱ به بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای کلان پولی (نرخ ارز، نرخ سود واقعی، و نقدینگی) و شاخص قیمت سهام پرداخته است. نتایج مطالعه‌ی او نشان داد که یک رابطه‌ی مثبت معنی‌دار بین نقدینگی و شاخص قیمت سهام و رابطه‌ی منفی معنی‌دار بین نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی و شاخص قیمت سهام وجود دارد. صمدی و دیگران (۱۳۸۶) نیز با استفاده از قاعده فیلتر میزان کارایی در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کرده‌اند. عباسیان و دیگران (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ ارز، تراز تجاری، تورم، نقدینگی و نرخ بهره) طی دوره‌ی زمانی ۸۴-۱۳۷۷ پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق نشان دهنده‌ی اثر مثبت نرخ ارز و تراز تجاری در بلندمدت بر بورس اوراق بهادار و اثر منفی تورم، نقدینگی و نرخ بهره است. موسایی و دیگران (۱۳۸۹) در مقاله‌ای با استفاده از اطلاعات دوره‌ی زمانی ۱۳۷۰-۸۵ به بررسی رابطه‌ی بین عرضه‌ی پول، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز

¹³ Madsen

پرداختند. آنها در مدل خود نشان داده‌اند که یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل و شاخص کل قیمت سهام وجود دارد.

۳- مبنای نظری مدل تصحیح خطای برداری و مفهوم همجمعی

مدل تصحیح خطای برداری که جزء مدل‌های پویا به شمار می‌رود، مبنای آماری استفاده از این مدل‌ها وجود همجمعی^{۱۴} بین متغیرهای اقتصادی است. مدل‌های پویای تصحیح خطای برداری امکان تعیین روابط بلندمدت بین متغیرهای درون‌زا را ایجاد می‌کنند. فرم کلی مدل تصحیح خطای برداری به شکل زیر است:

$$Y_t = b_1 \Delta Y_{t-1} + b_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + b_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \pi Y_{t-p} + \phi D_t + V_t \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق، b_1, b_2, \dots, b_{p-1} ماتریس‌های $K \times K$ ضرایب ΔY است. ΔY نیز بردارهای $1 \times K$ تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها و D_t متغیرهای مجازی است. در این رابطه p بیانگر تعداد وقفه‌ها و V_t بردار $1 \times K$ اجزای استوکاستیک مدل است. ماتریس π نیز حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. جمله βY_{t-p} جمله‌ی تصحیح خطا (ECT) است.

۴- بررسی‌های تجربی و برآورد مدل

در این بخش با استفاده از چهارچوب نظری و دیدگاه‌های ارائه شده در بخش اول و همچنین شواهد تجربی موجود در دیگر کشورها که مرور شد، ارتباط و نحوه‌ی تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار در اقتصاد ایران برای سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ (به صورت فصلی) بررسی شده است. معادله‌ی شاخص بورس اوراق بهادار به صورت لگاریتمی و به شکل زیر ارائه شده است:

$$LTEPIX = f(LCOIN, LHOUSE, LCPI, LEX, LVAIND, LEXPORT, S_1, S_2, \dots) \quad (2)$$

در رابطه‌ی فوق، $LTEPIX$ نشانگر لگاریتم شاخص قیمت سهام، $LCOIN$ لگاریتم شاخص قیمت سکه، $LHOUSE$ لگاریتم شاخص قیمت مسکن، $LEXPORT$ لگاریتم صادرات، $LCPI$ لگاریتم شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، LEX لگاریتم نرخ ارز، $LVAIND$ لگاریتم ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و S_1 و S_2 .

¹⁴ Cointegration

متغیرهای مجازی هستند. استفاده از متغیرهای مجازی از آن جهت است که اثر تغییر فصل (با توجه به این که در برخی از فصول سال مجمع تشکیل شده و بنابراین انتشار خبر توزیع سود بر شاخص قیمت سهام تأثیرگذار است) در مدل دیده شود.

۵- آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر

براساس نظریه‌ی همجمعی، ایستا بودن همه‌ی متغیرهای درون‌زای الگو از درجه‌ی یک، $I(1)$ ، ضروری است. برای این منظور از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است.

نتایج آزمون ADF در سطح و تفاضل مرتبه‌ی اول سری‌های زمانی الگو، در جداول ۱ و ۲ ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته در سطح متغیرها

عنوان متغیر	آماره دیکی-فولر	مقدار بحرانی	وضعیت متغیر
<i>LTEPIX</i>	-۱/۱	-۲/۶	ناایستا
<i>LCOIN</i>	-۳/۰۶	-۳/۱۷	ناایستا
<i>LHOUSE</i>	-۰/۹	-۳/۱۷	ناایستا
<i>LCPI</i>	-۲/۱۶	-۳/۱۷	ناایستا
<i>LEX</i>	-۱/۳۹	-۳/۱۷	ناایستا
<i>LVAIND</i>	-۲/۶۶	-۳/۱۷	ناایستا
<i>LEXPORT</i>	-۴/۰۹	-۴/۱۱	ناایستا

نشانگر سطح ۹۵ درصد اطمینان است.

ماخذ: نتایج تحقیق

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته در تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها

عنوان متغیر	آماره دیکی-فولر	مقدار بحرانی	وضعیت متغیر
<i>LTEPIX</i>	-۳/۶۴	-۳/۵۴	ایستا
<i>LCOIN</i>	-۳/۲۱	-۳/۱۷	ایستا
<i>LHOUSE</i>	-۳/۹۸	-۳/۴۸	ایستا
<i>LCPI</i>	-۳/۵۱	-۳/۴۹	ایستا
<i>LEX</i>	-۳/۷۲	-۳/۴۸	ایستا
<i>LVAIND</i>	-۳/۹۲	-۳/۴۸	ایستا
<i>LEXPORT</i>	-۸/۸	-۴/۱۱	ایستا

ماخذ: نتایج تحقیق

براساس نتایج آزمون مربوط، مشخص می‌شود که فرض صفر وجود ریشه‌ی واحد برای همه‌ی متغیرها و در تمامی سطوح بحرانی رد نمی‌شود، اما تکرار همین آزمون برای تفاسل مرتبه‌ی اول متغیرها نشان می‌دهد که فرض صفر برای همه‌ی متغیرهای الگو رد می‌شود. بنابر این، می‌توان پذیرفت که متغیرهای مورد نظر الگو همگی دارای درجه‌ی ایستایی یکسان و ایستا از درجه‌ی یک، $I(1)$ ، می‌باشند.

۶- تعیین وقفه‌ی بهینه در مدل VAR

برای تعیین وقفه‌ی مناسب برای سیستم، با توجه به کم بودن حجم نمونه، ضابطه‌ی شوارتز-بیزین (SBC) ملاک عمل قرار می‌گیرد، بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۳ کمترین مقدار آماره‌ی SBC مربوط به وقفه‌ی اول است.

جدول ۳: تعیین وقفه‌های بهینه

طول وقفه	HQ	AIC	SBC
۰	-۴/۶۲	-۴/۹	-۴/۱۶
۱	-۲۱/۷	-۲۲/۶۵	-۲۰/۲۱
۲	-۲۲/۴۲	-۲۴/۰۴	-۱۹/۹
۳	-۲۲/۴۹	-۲۴/۷۸	-۱۸/۹۲
۴	-۲۲/۳۵	-۲۵/۳۱	-۱۷/۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۷- آزمون همجمعی یوهانسن - جوسیلیوس

نتایج آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر در روش جوهانسن - جوسیلیوس (جدول ۴) نشان می‌دهند در سطح ۹۵ درصد، سه بردار همگرایی وجود دارد.

جدول ۴: آزمون‌های تعیین تعداد بردارهای همگرایی

احتمال (درصد)	مقدار بحرانی ۹۵٪	آماره اثر (λ_{trace})	آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max})	فرضیه صفر
۰/۰۰	۱۵۹/۵۳	۲۴۸/۸۲	۰/۷۳	None *
۰/۰۰	۱۲۵/۶۲	۱۶۷/۷۲	۰/۵۹	At most 1 *
۰/۲۱	۹۵/۷۵	۱۱۲/۶۶	۰/۵۳	At most 2 *
۹/۹۲	۶۹/۸۲	۶۵/۸۷	۰/۳۹	At most 3
۴۰/۶۵	۴۷/۸۶	۳۵/۸۰	۰/۲۸	At most 4
۷۲/۰۲	۲۹/۸۰	۱۵/۸۹	۰/۱۴	At most 5
۵۶/۴۴	۱۵/۵۰	۷/۱۲	۰/۱۰	At most 6
۵۸/۴۳	۳/۸۵	۰/۳۰	۰/۰۰۵	At most 7

مأخذ: نتایج تحقیق

بردار همجمعی نرمال شده بر روی متغیر لگاریتم شاخص قیمت سهام (جدول ۵) نشان می‌دهد که ضرایب برآوردی در بردار همجمعی نرمال شده بر روی لگاریتم شاخص قیمت سهام، با نظریه‌های اقتصادی منطبق بوده است و انتظارات مورد نظر را از تخمین الگو برآورده می‌کند. ضرائب متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت سکه و شاخص قیمت مسکن که به‌عنوان بازارهای جایگزین بازار بورس عمل می‌کنند، منفی است؛ به این معنا که رونق بازار سکه و بازار مسکن اثر منفی بر بازار سهام دارد.

از طرفی رابطه‌ی بین شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی و شاخص قیمت سهام مثبت می‌باشد. رابطه‌ی بین نرخ ارز، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و صادرات با شاخص قیمت سهام مثبت است. در واقع می‌توان ادعا کرد، افزایش نرخ ارز، با تهییج صادرات غیرنفتی می‌تواند باعث افزایش درآمد و سود بنگاه‌ها شود. افزایش ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و صادرات نیز می‌تواند به معنای افزایش درآمد و در نتیجه سودآوری بنگاه‌ها تلقی شود.

جدول ۵: بردار همجمعی نرمال شده براساس متغیر شاخص قیمت سهام

عنوان متغیر	LTEPIX	LCOIN	LHOUSE	LCPI	LEX	LVAIND	LEXPORT
ضرایب	۱	-۳/۹۵	-۱۴/۰۴	۱۴/۶۲	۱/۷۳	۱۱/۶	۳/۲۳
انحراف معیار	-	۰/۶۲	۲/۰۸	۲/۲۷	۰/۷۵	۱/۸۱	۰/۶۴
آماره t	-	-۶/۳۷	-۶/۷۵	۶/۴۵	۲/۳	۶/۴۱	۵/۰۳

پس از تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودرگرسیون برداری *VECM* با تعداد یک وقفه همراه با عرض از مبدأ و دو متغیر مجازی برآورد شده است (جدول شماره‌ی ۶). همان‌طور که با توجه به جدول ۶ مشخص است، آماره‌ی *F* معنی دار بودن ضرایب را در مجموع تأیید می‌کند. ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۵ است که نشان دهنده‌ی قدرت توضیح دهنده‌ی نسبتاً مناسب الگو می‌باشد. همان‌طور که با توجه به جدول ۶ مشخص است، علاوه بر مقدار با وقفه‌ی شاخص قیمت سهام و ضریب جمله‌ی تصحیح خطا، متغیرهای نرخ ارز و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت نیز از نظر آماری معنی دار هستند، به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه مدت رابطه‌ی معنی داری بین متغیرهای مورد

نظر و شاخص قیمت سهام وجود دارد اما برای سایر متغیرها رابطه‌ی معناداری در کوتاه مدت مشاهده نمی‌شود و فرآیند اثرگذاری این متغیرها بر شاخص قیمت سهام یک فرآیند طولانی مدت و زمان بر است. اما معنی‌دار بودن جمله‌ی تصحیح خطا به این معنی است که در هر دوره ۰/۰۷۵ درصد از عدم تعادل در دوره‌ی بعد تعدیل می‌شود. به عبارتی دیگر، سرعت تعدیل در مدل تصحیح خطا برای شاخص قیمت سهام ۰/۰۷۵ درصد است که نشان می‌دهد ۰/۰۷۵ درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده، به سمت رابطه‌ی بلندمدت نزدیک می‌شود. دو متغیر مجازی S_2 و S_4 (اثر فصل تابستان و اثر فصل زمستان) در الگوی شاخص قیمت سهام، از نظر آماری معنادار نمی‌باشد. ضریب مثبت نشان دهنده‌ی هم جهت بودن فصل مورد نظر با شاخص قیمت سهام و ضریب منفی نمایانگر جهت خلاف فصل مورد نظر با شاخص قیمت سهام است.

جدول ۶: نتایج برآورد مدل تصحیح خطای برداری

عنوان متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
ECM	۰/۰۷۵	-۰/۰۲	۳/۷۸
D(LTEPIX)	-۰/۰۷۲	-۰/۱۱	-۶/۸
D(LCOIN)	-۰/۰۷۰	-۰/۱۹	-۰/۳۷
D(LHOUSE)	۰/۰۶۹	-۰/۰۹۵	۰/۷۳
D(LCPI)	۰/۰۱۹	-۰/۰۶۵	۰/۲۹
D(LEX)	-۰/۰۶۳	-۰/۰۳۲	-۱/۹۹
D(LVAIND)	۰/۰۳۵	-۰/۰۱۹	۱/۸۶
D(LEXPORT)	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۹	-۰/۱۵
C	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵	-۱/۰۱
S2	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۵	۰/۳
S4	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۳	۰/۵۱

S.D. dependent	Mean dependent	Schwarz SC	Akaike AIC	Log likelihood	F-statistic	S.E. equation	Sum sq. resid	Adj. R-squared	R-squared
۰/۱۲۲۲	۰/۰۴۸۱	-۱/۴۴۷	-۱/۸۲۵	۵۶۷/۶۷	۷/۱۷	۰/۰۸۹۷	۰/۴۱۰۵	۰/۵۰۲۸	۰/۵۸۴۳

ماخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از الگو، تغییرات متغیرها عمدتاً ناشی از تغییرات متغیر در دوره‌های قبل است. به عبارتی دیگر، می‌توان گفت متغیرهای الگو بیشتر از هر متغیر دیگری به تغییرات خود وابسته‌اند. با توجه به آزمون دیکی- فولر انجام

گرفته بر روی جزء باقیمانده در الگوهای اول و دوم می‌توان گفت که هر دو الگو در بلند مدت پایدار هستند. در ادامه توابع عکس العمل ضربه-پاسخ و تجزیه‌ی واریانس برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۸- توابع عکس العمل آنی (ضربه-پاسخ)

در بررسی عکس العمل آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر را روی متغیرهای دیگر بررسی می‌کنیم. جدول (۷) عکس العمل *TEPIX* را نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای شاخص قیمت سکه، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، نرخ ارز، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و صادرات نشان می‌دهد. ستون اول جدول (۷) نشان می‌دهد که یک تغییر ناگهانی یا تکانه به اندازه‌ی یک انحراف معیار در شاخص قیمت سهام باعث افزایش شاخص قیمت سهام به میزان ۰/۱۱ واحد می‌شود، اثر این تکانه در فصول بعد به همین ترتیب تفسیر می‌شود. ستون دوم جدول، اثر تکانه وارد به شاخص قیمت سهام از طرف شاخص قیمت سکه است، اگر شاخص قیمت سکه به اندازه‌ی یک انحراف معیار افزایش یابد، در فصل اول بر شاخص قیمت سهام تأثیر نمی‌گذارد، در فصل دوم ۰/۲۲ واحد شاخص قیمت سهام را افزایش می‌دهد و اثر این تکانه در فصول بعد به همین ترتیب تفسیر می‌شود. ستون سوم جدول (۷) مبین این مطلب است که یک تغییر ناگهانی به اندازه‌ی یک انحراف معیار در شاخص قیمت مسکن اثر خود را بر شاخص قیمت سهام از فصل دوم سال نشان می‌دهد و باعث کاهش شاخص قیمت سهام به میزان ۰/۰۳۸ واحد می‌شود، اثر این تکانه پس از ده دوره تعدیل می‌شود. ستون چهارم جدول، نشان دهنده‌ی اثر یک تکانه به اندازه‌ی یک انحراف معیار در شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی است، با توجه به نتایج جدول، تکانه‌ی وارد شده در دوره‌ی اول بر شاخص قیمت سهام تأثیر ندارد. ولی در دوره‌ی دوم تا دهم موجب افزایش شاخص قیمت سهام و از آن به بعد باعث کاهش شاخص می‌شود. تکانه‌ی ارزش افزوده‌ی بخش صنعت در کوتاه مدت باعث کاهش شاخص قیمت سهام و در بلندمدت باعث افزایش آن می‌شود. تکانه‌ی وارد شده به صادرات نیز باعث افزایش شاخص قیمت سهام می‌شود.

جدول ۷: توابع عکس‌العمل شاخص قیمت سهام

افق	TEPIX	COIN	HOUSE	CPI	EX	VAIND	EXPORT
۱	۰/۱۲ ۰/۰۱	۰ ۰	۰ ۰	۰ ۰	۰ ۰	۰ ۰	۰ ۰
۲	۰/۱۲ ۰/۰۲	۰/۰۲ ۰/۰۱	-۰/۰۰۳ ۰/۰۰۷	۰/۰۱ ۰/۰۱	۰/۰۰۷ ۰/۰۰۷	-۰/۰۱ ۰/۰۲	۰/۰۴ ۰/۰۱
۳	۰/۱۲ ۰/۰۲	۰/۰۴ ۰/۰۱	-۰/۰۰۵ ۰/۰۱	۰/۰۱ ۰/۰۱	۰/۰۱۴ ۰/۰۱	-۰/۰۳ ۰/۰۲	۰/۰۴ ۰/۰۲
۴	۰/۱۲ ۰/۰۲	۰/۰۵ ۰/۰۲	-۰/۰۰۶ ۰/۰۱	۰/۰۱ ۰/۰۱	۰/۰۲ ۰/۰۱	-۰/۰۴ ۰/۰۳	۰/۰۴ ۰/۰۲
۵	۰/۱ ۰/۰۳	۰/۰۶ ۰/۰۳	-۰/۰۰۶ ۰/۰۱	۰/۰۱ ۰/۰۲	۰/۰۲ ۰/۰۲	-۰/۰۴ ۰/۰۳	۰/۰۴ ۰/۰۲
۶	۰/۰۹ ۰/۰۳	۰/۰۷ ۰/۰۳	-۰/۰۰۶ ۰/۰۱	۰/۰۱ ۰/۰۲	۰/۰۱۶ ۰/۰۲	-۰/۰۴ ۰/۰۳	۰/۰۴ ۰/۰۲
۷	۰/۰۸ ۰/۰۳	۰/۰۷ ۰/۰۳	-۰/۰۰۵ ۰/۰۱	۰/۰۱ ۰/۰۲	۰/۰۱ ۰/۰۲	-۰/۰۴ ۰/۰۳	۰/۰۳ ۰/۰۲
۸	۰/۰۶ ۰/۰۳	۰/۰۸ ۰/۰۴	۰/۰۰۴ ۰/۰۱	۰/۰۱ ۰/۰۲	۰/۰۱ ۰/۰۲	-۰/۰۴ ۰/۰۳	۰/۰۳ ۰/۰۲

ماخذ: نتایج تحقیق

۹- تجزیه و تحلیل واریانس

با استفاده از ابزار تجزیه واریانس می‌توان سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل تکنانه‌ی وارده به هر یک از متغیرهای دیگر الگو را تعیین نمود. در جدول (۸) ستون اول که با $S.E$ مشخص شده، خطای پیش‌بینی متغیرهای مورد نظر را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد، منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکنانه‌های آتی است. خطای پیش‌بینی در دوره‌ی اول به اندازه‌ی ۰/۱۱ درصد و در دوره‌ی دوم ۰/۱۷ درصد است و طی زمان افزایش می‌یابد. ستون دوم جدول نشان می‌دهد که در دوره‌ی اول صددرصد تغییرات شاخص قیمت سهام ناشی از خود متغیر است. در دوره‌ی دوم ۹۲/۵ درصد از تغییرات شاخص قیمت سهام مربوط به خود متغیر و بقیه ناشی از سایر متغیرها است. در واقع، طی ده دوره (فصل) مشخص می‌شود که بیشترین بی‌ثباتی در شاخص قیمت سهام توسط خود شاخص قیمت سهام ایجاد شده است، به گونه‌ای که طی زمان حدود ۵۸ درصد از تغییرات شاخص قیمت

سهام توسط خود متغیر ایجاد شده است و بقیه مربوط به سایر متغیرها می‌باشد. بعد از شاخص قیمت سهام به ترتیب شاخص قیمت سکه و طلا و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و صادرات بیشترین تاثیر را در بی‌ثباتی شاخص قیمت سهام داشته‌اند.

جدول ۸: نتایج تجزیه‌ی واریانس لگاریتم شاخص قیمت‌ها

دوره	SE	TEPIX	COIN	HOUSE	CPI	EX	VAIND	EXPORT
۱	۰/۱۲	۱۰۰/۱۰۰	۰/۱۰۰	۰/۱۰۰	۰/۱۰۰	۰/۱۰۰	۰/۱۰۰	۰/۱۰۰
۲	۰/۱۷	۹۲/۵۴	۱/۶۳	۰/۰۴۹	۰/۳۳	۰/۱۸	۰/۷۷	۴/۴۹
۳	۰/۲۲	۸۶/۲۲	۴/۲۳	۰/۰۹۴	۰/۵۱	۰/۵۱	۲/۲۳	۶/۲
۴	۰/۲۶	۸۰/۶۲	۷/۲۴	۰/۱۲۶	۰/۶۱	۰/۸	۳/۷	۶/۸۹
۵	۰/۲۹	۷۵/۶۱	۱۰/۴۲	۰/۱۴۶	۰/۶۶	۰/۱	۴/۹۷	۷/۱۸
۶	۰/۳۲	۷۱/۱۵	۱۳/۶۳	۰/۱۵۷	۰/۷۱	۱/۱	۵/۹۹	۷/۲۶
۷	۰/۳۴	۶۷/۲۱	۱۶/۷۹	۰/۱۶	۰/۷۲	۱/۱	۶/۷۸	۷/۲۲
۸	۰/۳۶	۶۳/۷۵	۱۹/۸۵	۰/۱۶	۰/۷۳	۱/۰۶	۷/۳۳	۷/۱۱

ماخذ: نتایج تحقیق

۱۰- جمع بندی و نتیجه‌گیری

در واقع هدف این مطالعه بررسی رابطه‌ی میان شاخص قیمت سهام و متغیرهای اقتصاد کلان شامل متغیرهای شاخص قیمت سکه و طلا، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، نرخ ارز، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و صادرات بر اساس داده‌های فصلی برای دوره‌ی زمانی ۸۵-۱۳۷۰ بوده است. برای دست یابی به این اهداف، بررسی تجربی موضوع در ایران و آزمون فرضیات از روش جوهانسن-جوسیلیوس (۱۹۹۰) استفاده شد.

بر اساس آزمون ایستایی، همه‌ی متغیرهای الگو، ایستا از درجه‌ی یک می‌باشند. بردار همگرایی وجود یک رابطه‌ی بلند مدت مثبت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، نرخ ارز، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و صادرات و یک رابطه‌ی منفی میان شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت سکه و طلا و شاخص قیمت مسکن (منطبق بر نظریه‌ی اقتصادی) مورد تأیید قرار گرفت. نتایج به‌دست آمده حاکی از عدم تأیید اثر فصول تابستان و زمستان بر شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار ایران است. بر اساس نتایج حاصل از تخمین الگو و توابع عکس العمل ضربه-پاسخ و تجزیه‌ی واریانس می‌توان گفت در افق کوتاه مدت تکانه‌های شاخص قیمت سهام نقش مؤثری بر شاخص قیمت سهام دارند.

فهرست منابع:

اسلاملوئیان، کریم و هاشم زارع. (۱۳۸۵). بررسی تاثیر متغیرهای کلان و داراییهای جایگزین بر قیمت سهام در ایران یک الگوی خودهمبسته با وقفه های توزیعی. پژوهش های اقتصادی ایران، ۸(۳): ۵۵-۶۷.

برزنده، محمد. (۱۳۷۸) اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام. پایان نامه کارشناسی ارشد، اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

صمدی، سعید، زهرا نصر اللهی و امین زاد مهر. (۱۳۸۶). آزمون کارایی وجود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران. اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۴(۴): ۱۱۳-۹۱.

عباسیان، عزت الله، مهدی مراد پور اولادی و وحید عباسیون. (۱۳۸۷). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳۶: ۱۵۲-۱۳۵.

کریم زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام با استفاده از روش همجمعی. مطالعات اقتصادی ایران، ۲۶: ۴۱-۵۴.

موسایی، میثم، نادر مهرگان و حسین امیری. (۱۳۸۹). رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۸(۵۴): ۹۴-۷۳.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.

Brown, S.J. (1989). The Number of Factors in Security Returns. The journal of Finance, 5:1247-1262.

Chaudhuri, K. & S. Smile. (2004). Stock Market and Aggregate Economic Activity: Evidence from Australia. Applied Financial Economics, 14: 121-129.

Chen, N.F., R. Roll. & S.A. Ross. (1986). Economic Forces and the Stock Market. Journal of Business, 59: 383-403.

Cheung, Y. & L. Ng. (1998). International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity. Journal of Empirical Finance, 5: 281-296.

Fama, E. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. American Economic Review, 71: 545-565.

- Fama, E. (1990). Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity. *Journal of Finance*, 45: 1575-1617.
- Fama, E. & K.R. French. (1989). Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 25: 23-49.
- Humpe, A. & P. Macmillan. (2007). Can Macroeconomic Variables Explain Long Term Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan. University of St Andrews.
- McMillan, D. G. (2001). Cointegration Relationships between Stock Market Indices and Economic Activity: Evidence from US Data. Discussion Paper from the Department of Economics, University of St.
- Madsen B.J (2002). Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. *Applied Financial Economics*, 12: 565-574.
- Mukherjee, T.K. & A. Naka. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model. *The Journal of Financial Research*, 2: 223-237.
- Muradoglu, Y. G. & K. Metin. (1996). Efficiency of the Turkish Stock Exchange with Respect to Monetary Variables: A Cointegration Analysis. *European Journal of Operational Research*, 90: 566-576.
- Nasseh, A. & J. Strauss. (2000). Stock Prices and Domestic and International Macroeconomic Activity: A Cointegration Approach. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40: 229-245.
- Schwert, W. (1990). Stock Returns and Real Activity: a Century of Evidence. *Journal of Finance*, 45: 1237-1257.