

فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی / سال دوم / شماره ۵ / بهار ۸۹ / صفحات ۹۳-۷۶

## تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران با استفاده از روش همجمعی

مجید عظیمی \*

فرزاد کریمی \*\*

محمد نوروزی \*\*\*

تاریخ پذیرش: ۸۹/۳/۹

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۲/۲

### چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای اقتصاد کلان، شامل نرخ تورم، حجم پول، نرخ ارز، نرخ بهره کوتاه مدت و بلندمدت و شاخص تولیدات صنعتی می باشد. برای تشریح روابط بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی از اطلاعات فصلی سری زمانی سال های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ و تکنیک همجمعی با استفاده از روش های انگل - گرنجر و جوهانسن - جوسیلیوس استفاده شده است. پرسش اصلی پژوهش این است که آیا تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در ایران بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران، در بلند مدت اثر گذار است یا خیر. نتایج حاصل از برآورد مدل بر اساس روش انگل - گرنجر تأیید کننده وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها است. همچنین نتایج حاصل از روش جوهانسن - جوسیلیوس نیز نشان از وجود دو بردار همجمعی می دهد که در مجموع مؤید تأثیر مثبت تغییرات نرخ ارز، نرخ تورم، حجم پول و میزان تولیدات صنعتی بر تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و رابطه منفی تغییرات نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ بهره بلند مدت می باشد.

\* مربی و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مبارکه

\*\* استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مبارکه (نویسنده مسئول)

Email: F\_karimi110@yahoo.com

\*\*\* کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد مبارکه

واژه های کلیدی: متغیرهای اقتصاد کلان، شاخص قیمت بورس وراق بهادار تهران، روش همگرایی.

## ۱- مقدمه

بخش مالی اقتصاد در هر کشور تأمین کننده منابع مالی مورد نیاز جهت گسترش فعالیت های حقیقی اقتصادی محسوب می شود و به طور کلی شامل بازار پول و بازار های مالی است. یکی از معیارهای مهم در ارزیابی بازارهای مالی کشورهای مختلف چگونگی وضعیت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار است که می تواند به عنوان یک ابزار مهم در بررسی بازخوردهای درونی و بیرونی در بورس اوراق بهادار مورد استفاده قرار گرفته و مبنایی جهت تصمیم گیری سرمایه گذاران باشد. از آنجایی که عرضه و داد و ستد سهام مؤسسات و واحدهای تولیدی و اقتصادی در بورس اوراق بهادار صورت می گیرد، از این رو شاخص قیمت سهام، کاربردی وسیع و با اهمیت، هم از دیدگاه سرمایه گذاران برای سرمایه گذاری در سهامی خاص و هم به عنوان یک شاخص اقتصادی از دید اقتصاد کلان، دارد. با توجه به این موضوع و همچنین با آگاهی به اهمیت سیاست ها و متغیرهای اقتصاد کلان، که می تواند تأثیر بسزایی در بازار سرمایه به جای گذارند، لذا در این مقاله به بررسی ارتباط برخی از متغیرهای پولی از جمله حجم پول<sup>۱</sup>، نرخ بهره کوتاه مدت<sup>۲</sup> و نرخ بهره بلند مدت<sup>۳</sup> و متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله عوامل نرخ ارز<sup>۴</sup>، نرخ تورم<sup>۵</sup> و تولیدات صنعتی<sup>۶</sup> و شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از تکنیک همجمعی<sup>۷</sup> و با استفاده از داده های دوره زمانی ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۷، به صورت فصلی، پرداخته می شود. برای این منظور در ادامه به بررسی ادبیات موضوع پرداخته می شود. سپس فرضیه ها و روش پژوهش بیان می شود. قسمت بعد به تصریح مدل و تجزیه و تحلیل نتایج اختصاص دارد. نتیجه گیری پایان بخش مقاله است.

- 
1. Money Supply (MS)
  2. Short-term Interest Rates
  3. Long-term Interest Rates
  4. Exchange Rate
  5. Inflation
  6. Industrial Production (IP)
  7. Co integration

## ۲- ادبیات موضوع

شاخص قیمت بورس تهران (TEPIX)<sup>۱</sup>، یکی از اصلی ترین شاخص های بازار اوراق بهادار تهران است که بر اساس قیمت سهام تمام شرکت های پذیرفته شده در بورس محاسبه می شود. بورس اوراق بهادار تهران با وجود سابقه طولانی اش، تنها از اوایل سال ۱۳۶۹ به محاسبه شاخص قیمت دست زد. در بورس اوراق بهادار تهران برای محاسبه شاخص از رابطه لاسپیرز و از مبنای ۱۰۰ در سال پایه (۱۳۶۹) استفاده می شود. این شاخص، سهام تمام شرکت های پذیرفته شده در بورس را در بر گرفته و در صورتی که نماد شرکتی بسته باشد یا برای مدتی معامله نشود، قیمت آخرین معامله آن در شاخص لحاظ می گردد.

مدسن<sup>۲</sup> (۲۰۰۲) با استفاده از مدل فاما به بررسی رابطه بین بازدهی سهام و متغیرهای کلان اقتصادی برای کشورهای OECD و در محدوده زمانی (۱۹۹۵-۱۹۶۲) پرداخته است. نتایج حاصله از این پژوهش حاکی از وجود رابطه مثبت نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد درآمد ملی و بازدهی سهام و ارتباط منفی نرخ تورم و تفاضل نرخ بهره و بازدهی سهام بود. گرهارد<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) به بررسی رابطه علی بین بازار سهام و متغیرهای اقتصاد کلان با به کار بردن مدل تصحیح خطا (VECM)<sup>۴</sup> در بازار اندونزی می پردازد. شاخص قیمت در بورس جاکارتا (JSE)<sup>۵</sup> به عنوان متغیر مجازی برای بازده سهام در نظر گرفته شده است. متغیرهای مستقل این پژوهش، شاخص قیمت مصرف کننده، حجم پول، قیمت نفت، تولید ناخالص ملی، نرخ بهره، نرخ ارز و صادرات می باشد. دوره زمانی مورد مطالعه از (۲۰۰۱ - ۱۹۹۰) است. نتایج حاصل نشان می دهد که JSE با متغیرهای اقتصادی همجمعند و در کل رفتار بازار سهام اندونزی تحت تأثیر عوامل پولی، عوامل بین المللی و متغیرهای اقتصاد کلان است. کیم و این<sup>۶</sup> (۲۰۰۵)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین نرخ تورم و شاخص اسمی و واقعی قیمت در آمریکا پرداختند آن ها با استفاده از یک دوره ۱۳۲ ماه (۱۹۹۱-۲۰۰۳) به بررسی رابطه این دو متغیر در کوتاه مدت و میان مدت پرداختند که نتایج حاکی از آن بود که در کوتاه مدت به یک رابطه منفی و در بلند مدت به یک رابطه مثبت دست پیدا کردند. و در نتیجه گیری کلی خود اظهار کردند که رابطه بین تورم و شاخص قیمت در طول زمان متغیر بوده و بسته به مدت زمانی

- 
1. Tehran Price Index
  2. Madsen
  3. Gerhard
  4. Vector Error Correction Model
  5. Stock Exchange Jakarta
  6. Kim and In

است که قرار است رابطه بین آن ها بررسی شود. گان و دیگران<sup>۱</sup> (۲۰۰۶)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین شاخص سهام نیویورک و هفت متغیر کلان اقتصادی با استفاده از آزمون همبستگی در دوره زمانی (۱۹۹۰-۲۰۰۳) پرداخته است. نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه معنا دار بین شاخص بازار سهام و متغیرهای مستقل در طی دوره مورد بررسی است. لیو<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان شامل نرخ ارز، نرخ تورم، تولیدات صنعتی، نرخ بهره کوتاه مدت و بلند مدت و حجم پول با شاخص بورس شانگهای (SHSE)<sup>۳</sup> و شاخص بورس شنزن (SZSE)<sup>۴</sup> برای دوره زمانی ۱۰ سال (۲۰۰۱ - ۱۹۹۲) مورد بررسی قرار داده است. نتایج پژوهش حاکی از ارتباط مثبت بین قیمت سهام و حجم پول، تولیدات صنعتی و ارتباط منفی بین قیمت سهام و نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره کوتاه مدت و بلند مدت است. ضمن آنکه تحلیل کلی نشان دهنده ارتباط بلند مدت بین متغیرهای اقتصاد کلان و عملکرد بورس اوراق بهادار در چین است. ارمان<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۰۹)، در پژوهشی به بررسی رابطه شاخص بورس ترکیه و متغیرهای اقتصادی در آن کشور پرداختند. آن ها با استفاده از مدل (ARDL) به تخمین مدل رابطه شاخص قیمت و شاخص تولیدات صنعتی، هزینه های مصرفی، سرمایه گذاری های انجام شده و نرخ تورم در طی دوره (۱۹۸۷-۲۰۰۶) در ترکیه پرداختند. نتایج پژوهش نشان دهنده وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای اقتصادی و شاخص بازار بورس در ترکیه است. شواهد و مدارک زیادی وجود دارد که رابطه بین بازار سهام و تورم بعد از سال ۱۹۵۳ منفی است. شوارت<sup>۶</sup> (۱۹۹۰)، بیلسون و دیگران<sup>۷</sup> (۲۰۰۱)، گلیجر و تیلور<sup>۸</sup> (۲۰۰۴) آرنولد و دیگران<sup>۹</sup> (۲۰۰۶)، جرجسن و دیگران<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۶)، همگی شواهدی ارائه دادند که بازده های ماهانه تعداد زیادی از سهام عادی بورس اوراق بهادار نیویورک دارای رابطه منفی با هر دو مؤلفه نرخ تورم منتظره و غیرمنتظره است. همچنین بیلسون و دیگران (۲۰۰۱)، چن<sup>۱۱</sup> (۱۹۹۱) در مطالعات خود شواهدی مبنی بر ارتباط مثبت بین حجم پول و قیمت سهام ارائه کرده اند.

- 
1. Gan, et al.
  2. Liu
  3. Shanghai Stock Exchange
  4. Shenzhen Stock Exchange
  5. Erman, et al.
  6. Schwert
  7. Bilson, et al.
  8. Gallagher and Taylor
  9. Arnold, et al.
  10. Jorjensen, et al.
  11. Chen

## ۳- فرضیه های مطالعه

- ۱- بین تغییرات نرخ ارز، تغییرات نرخ تورم، تغییرات در میزان تولیدات صنعتی و تغییرات حجم پول با تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت و
- ۲- بین تغییرات نرخ بهره کوتاه مدت و تغییرات نرخ بهره بلند مدت با تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی وجود دارد.

## ۴- روش آزمون فرضیه ها (روش پژوهش)

به منظور بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران از روش همجمعی استفاده می شود. با توجه به آنکه معمولاً سری های زمانی اقتصاد کلان اکثراً ناپایا<sup>۱</sup> هستند، به کارگیری روش های متداول اقتصاد سنجی همچون روش حداقل مربعات معمولی<sup>۲</sup> (OLS) برای سری های زمانی ناپایا بسیاری از اوقات به تفسیر نادرست نتایج منجر و باعث بروز رگرسیون کاذب می شود. برای بررسی پایایی یا ناپایی هر سری زمانی از آزمون ریشه واحد<sup>۳</sup> استفاده می شود. از رایج ترین آزمون های ریشه واحد، آزمون دیکی فولر<sup>۴</sup> (DF) و دیکی فولر تعمیم یافته<sup>۵</sup> (ADF) است که نتایج حاصله از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) قابلیت اعتماد بیشتری دارد.

برای تعیین ارتباط بلند مدت بین متغیرها از تکنیک همجمعی استفاده می شود. مفهوم اقتصادی همجمعی آن است که دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می شوند تا یک رابطه تعادلی بلند مدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سری های زمانی دارای روندی تصادفی بوده باشند (ناپایا باشند) اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می کنند به گونه ای که تفاضل بین آن ها با ثبات (پایا) است. بنابراین مفهوم همجمعی تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می کند. روش های متعددی برای آزمون همجمعی پیشنهاد شده است. در این مطالعه برای انجام این آزمون از دو روش انگل - گرنجر (EG) و روش جوهاسن - جوسیلیوس (JJ) استفاده شده است.

1. Non-Stationary
2. Ordinary Least Squares
3. Unit Root Test
4. Dickey-Fuller Test
5. Augmented Dickey-Fuller Test

روش  $EG$ ، یک روش دو مرحله ای برای مدل سازی فرآیند های همجمعی است. در مرحله اول این روش، با استفاده از آزمون های ریشه واحد متغیرها را پایا کرده و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی معادله مورد نظر تخمین زده می شود. در مرحله دوم نیز با استفاده از آزمون های ریشه واحد، پایایی جملات خطا را آزمون می شود. اگر جملات خطا پایا باشد آنگاه نتیجه گیری خواهد شد که متغیرهای مورد بحث همجمعند و رابطه بلند مدت بین آن ها وجود دارد در غیر این صورت رابطه بلند مدت بین متغیرها تأیید نمی شود.

روش  $EG$  اگرچه یکی از ساده ترین روش های همجمعی است ولی دارای معیابی است که از آن جمله عبارتند از؛ تخمین های انجام شده کارآیی مجانبی ندارند، آزمون فرضیه را به طور مستقیم روی ضرایب انجام داد و اگر بیش از یک بردار تعادلی وجود داشته باشد، روش  $OLS$  تخمین های سازگاری از هیچ یک از بردارهای همجمعی ارائه نمی کند. اما با استفاده از محدودیت های یاد شده برطرف می شود. بر خلاف روش  $EG$  که تنها یک بردار همجمعی را مشخص می کند، در روش  $JJ$  این امکان وجود دارد که بیش از یک بردار همجمعی مشخص شود.

در روش  $JJ$  تعیین و برآورد بردارهای همجمعی بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خود توضیح برداری<sup>۱</sup> ( $VAR$ ) بین آن ها صورت می گیرد. ارتباط موجود بین الگوی  $VAR$  و همجمعی این امکان را فراهم می آورد تا به سادگی بردارهای همجمعی را از روی ضرایب الگوی  $VAR$  به دست آورد. در این روش برای به دست آوردن رابطه بلند مدت متغیرها ابتدا با استفاده از دو آماره حداکثر مقدار ویژه<sup>۲</sup> و آزمون اثر<sup>۳</sup>، وجود همجمعی و تعداد بردارهای همجمعی مشخص می شود.

## ۵- تصریح مدل

به منظور آزمون رابطه بلند مدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی از مدل رگرسیون چند متغیره پرداخته استفاده می شود. در این مطالعه تأثیر عمده ترین متغیرهای کلان اقتصادی که عبارتند از نرخ ارز، نرخ تورم، میزان عرضه پول و نقدینگی، نرخ

- 
1. Vector Auto-Regressive
  2. Maximal Eigenvalue Test
  3. Trace Test

بهره کوتاه مدت و بلند مدت و تولیدات صنعتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار در نظر گرفته می شود.

**نرخ ارز:** در این پژوهش نرخ برابری دلار با ریال در بازار غیر رسمی (آزاد) به عنوان نرخ ارز در نظر گرفته شده است. بر اساس مبانی نظری، انتظار بر این است که بین تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت بورس یک رابطه مثبت وجود داشته باشد (هائو<sup>۱</sup> و دیگران، ۲۰۰۴). از آنجایی که نرخ ارز بر قیمت کالاهای داخلی و خارجی تأثیر گذار است، دارای اهمیت است. وقتی ارزش پول داخلی یک کشور در برابر ارزهای خارجی افزایش یابد؛ ارزش میزان صادرات افزایش خواهد یافت که منتج به آن خواهد شد که جریان های نقدی برای شرکت هایی که در زمینه صادرات کالاها و خدمات فعالیت دارند، بهبود یابد و ارزش سهام آن ها و به دنبال آن شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار افزایش یابد. بر عکس اگر ارزش پول داخلی یک کشور در برابر ارزهای خارجی کاهش یابد، ارزش میزان صادرات کاهش خواهد یافت همچنین جریان های نقدی برای شرکت هایی که در زمینه صادرات کالاها و خدمات فعالیت دارند کاهش می یابد و ارزش سهام آن ها و به دنبال آن شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار کاهش می یابد. در مورد شرکت هایی که حیطه فعالیت آن ها در زمینه واردات کالا و خدمات است؛ وقتی ارزش پول داخلی کشور در برابر ارزهای خارجی افزایش یابد، بهای کالاها و خدمات وارداتی بیشتر خواهد شد که کاهش جریان های نقدی این شرکت ها را به دنبال دارد و باعث کاهش ارزش سهام آن ها و به دنبال آن کاهش شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار می شود. و بر عکس اگر ارزش پول داخلی یک کشور در برابر ارزهای خارجی کاهش یابد، بهای کالاها و خدمات وارداتی کاهش خواهد یافت و باعث بهبود جریان های نقدی برای شرکت هایی که در زمینه صادرات کالاها و خدمات فعالیت دارند می شود که به افزایش ارزش سهام آن ها و به دنبال آن بهبود شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار منتج می شود (لیو، ۲۰۰۸).

**نرخ تورم:** یکی از متغیرهایی که تقریباً تمامی مطالعات انجام شده بر وجود رابطه آن با سهام اذعان دارند، تورم است. نتایج بررسی های انجام شده نشان داده که در کوتاه مدت بین تورم و قیمت سهام رابطه منفی بوده است. علت وجود این رابطه آن است که در کوتاه مدت افزایش تورم، میل به سرمایه گذاری را کاهش می دهد، زیرا در شرایط تورمی امکان پس انداز کم می شود و درآمدهای افراد بیشتر به مصرف می رسد (لیو، ۲۰۰۸). اما در بلند مدت با

افزایش نرخ تورم یعنی افزایش سطح عمومی قیمت ها در یک اقتصاد، قیمت دارایی ها و نهاده های تولیدی شرکت ها همچنین درآمد و اندوخته های شرکت ها برابر با نرخ تورم افزایش پیدا می کند، در نتیجه سهام نیز که نماینده بخشی از دارایی های شرکت است طبعاً افزایش ارزش پیدا می کند که این منجر به افزایش قیمت سهام آن ها می شود (صادق وزیری، ۱۳۸۵).

**عرضه پول:** بر اساس مبانی نظری، تأثیر میزان نقدینگی و عرضه پول بر شاخص قیمت سهام از دو دیدگاه قابل بررسی است، از یک طرف تأثیر بر نرخ بهره که منجر به ایجاد رابطه منفی بین تغییرات میزان نقدینگی و تغییرات شاخص قیمت بورس می شود (این ارتباط منفی در پژوهش هایی توسط فاما<sup>۱</sup> (۱۹۸۱) و چن<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) مورد تأیید قرار گرفته است) و از طرف دیگر تأثیر میزان نقدینگی و عرضه پول بر نرخ تورم که باعث تأثیر مثبت تغییرات میزان نقدینگی بر تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران خواهد بود (هائو و دیگران، ۲۰۰۴).

**نرخ بهره** در این پژوهش نرخ سود علی الحساب سپرده های یک ساله نزد بانک های دولتی به عنوان نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ سود علی الحساب سپرده های پنج ساله نزد بانک های دولتی به عنوان نرخ بهره بلند مدت در نظر گرفته شده است. بر اساس مبانی نظری بین تغییرات نرخ بهره به عنوان یک عامل مالی در بنیادهای اقتصادی و شاخص قیمت سهام رابطه منفی وجود دارد که به دلیل تأثیر آن بر هزینه فرصت نگهداری پول است که انگیزه برای نگهداری پول به صورت نقد را تحت تأثیر خود قرار می دهد (لیو، ۲۰۰۸).

**تولیدات صنعتی:** در این مطالعه این تولیدات بر اساس میزان تولیدات کارگاه ها و کارخانجاتی که بیش از ۱۰۰ کارگر دارند محاسبه شده است و به معنای ایجاد تغییرات در منابع خام و اولیه موجود و تبدیل آن به صورت محصولات، به منظور رفع نیازها و احتیاجات است (آرما<sup>۳</sup> و دیگران، ۲۰۰۸). تعیین رابطه بین تغییرات در میزان تولیدات صنعتی بر شاخص قیمت سهام را می توان بدین صورت بیان کرد که، افزایش در تولیدات صنعتی در نهایت موجب افزایش در شاخص قیمت سهام می شود. بنابراین بین تغییرات در میزان تولیدات صنعتی با تغییرات شاخص قیمت سهام رابطه مثبت وجود دارد.

بر این اساس، مدل رگرسیون مورد نظر برای بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در این مطالعه به صورت زیر تصریح می شود:

- 
- 1 . Fama
  - 2 . Chen
  - 3 . Arma, et al.



**Archive Of SID**

$$LTEPX_t = \alpha + \beta_1 LM_{2t} + \beta_2 LER_t + \beta_3 LCPI_t + \beta_4 LSIR_t + \beta_5 LLIR_t + \beta_6 LIP_t + U_t \quad (1)$$

که در آن:

$$LTEXPI_t = \text{لگاریتم طبیعی شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران}^1.$$

$$LM_{2t} = \text{لگاریتم طبیعی حجم پول}$$

$$LSIR_t = \text{لگاریتم طبیعی نرخ بهره کوتاه مدت.}$$

$$LLIR_t = \text{لگاریتم طبیعی نرخ بهره بلند مدت.}$$

$$LIP_t = \text{لگاریتم طبیعی تولیدات صنعتی.}$$

$$LER_t = \text{لگاریتم طبیعی نرخ ارز.}$$

$$LCPI_t = \text{لگاریتم طبیعی شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی.}$$

ذکر این نکته ضروری است که روش های  $EG$  و  $JJ$  در صورتی به نتایج قابل اتکا دست خواهند یافت که معادله (۱) دارای واریانس های برابر یا اصطلاحاً دارای واریانس همسانی باشد. لذا قبل از تخمین بردارهای همجمعی ابتدا به بررسی و آزمون واریانس همسانی پرداخته می شود. وجود رابطه واریانس همسانی را می توان با استفاده از آزمون ضریب لاگرانژ<sup>۲</sup> ( $LM$ ) بر روی جمله خطای معادله (۱) آزمون کرد. اگر نتیجه آزمون، وجود واریانس ناهمسانی باشد، در این صورت با کمک رابطه (۲) و با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیون تعمیم یافته ( $GARCH(1,1)$ )<sup>۳</sup> ضمن حذف واریانس ناهمسانی، مدل تخمین زده می شود.

$$LTEPX_t = \alpha + \beta_1 LM_{2t} + \beta_2 LER_t + \beta_3 LCPI_t + \beta_4 LSIR_t + \beta_5 LLIR_t + \beta_6 LIP_t + U_t \quad (2)$$

$$\sim N(0, h_t) \quad h_t = \omega_0 + \omega_1 h_{t-1} + \omega_2 \varepsilon_{t-1}^2 U_t | \Omega_{t-1}$$

## ۶- تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها

### - بررسی پایایی سری های زمانی متغیرها

برای انجام آزمون های مربوط به انگل- گرنجر ( $EG$ ) و جوهانسن- جوسیلیوس ( $JJ$ ) ابتدا باید با انجام آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته ( $ADF$ ) و بررسی پایایی یا ناپایایی به درجه جمعی متغیرها<sup>۴</sup> پی برد. نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح و تفاضل

۱. شاخص کل قیمت سهام مورد استفاده شده به صورت میانگین فصلی محاسبه شده است.

2. Lagrange Multiplier Test

3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

4. The Order of the Variables

مرتبه‌ی اول متغیرها برای تعیین وقفه های بهینه با استفاده از معیار شوارز-بیزین<sup>۱</sup> (SBC) در جداول (۱) و (۲) ارائه شده است.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) روی سطح متغیرها

عرض از مبدا با روند		عرض از مبدا بدون روند		متغیر
آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی	
-۳/۱۶۹۷	-۳/۴۷۶۹	-۲/۰۷۴۲	-۲/۹۰۴	LTEPIX
-۲/۸۴۳۸	-۳/۴۷۶۹	-۱/۹۰۸۴	-۲/۹۰۴۸	LM <sub>2</sub>
-۱/۴۹۰۵	-۳/۴۷۶۹	-۲/۷۸۳۳	-۲/۹۰۴۸	LER
-۲/۳۴۸۴	-۳/۴۷۶۹	-۱/۰۴۱۰	-۲/۹۰۴۸	LCPI
-۱/۹۶۱۵	-۳/۴۷۶۹	-۱/۶۸۶۳	-۲/۹۰۴۸	LSIR
-۳/۰۱۶۲	-۳/۴۷۶۹	-۲/۰۲۹۰	-۲/۹۰۴۸	LLIR
-۲/۴۰۶۰	-۳/۴۷۶۹	-۱/۲۰۵۱	-۲/۹۰۴۸	LIP

(مأخذ محاسبات پژوهشگر)

نتیجه آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) روی سطح متغیرها نشان می دهد که کلیه متغیرها ناپایا هستند. لذا تفاضل مرتبه اول دیکی فولر تعمیم یافته محاسبه و مجدداً آزمون ریشه واحد بر روی متغیرها انجام می گیرد.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

عرض از مبدا با روند		عرض از مبدا بدون روند		متغیر
آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی	
-۱۰/۷۲۵۸	-۳/۴۷۷۹	-۱۰/۳۱۳۹	-۲/۹۰۵۵	LTEPIX
-۱۵/۷۱۹۳	-۳/۴۷۷۹	-۱۴/۹۹۸۷	-۲/۹۰۵۵	LM <sub>2</sub>
-۸/۸۵۳۱	-۳/۴۷۷۹	-۷/۹۸۳۷	-۲/۹۰۵۵	LER
-۵/۶۳۳۶	-۳/۴۷۷۹	-۴/۸۷۷۶	-۲/۹۰۵۵	LCPI
-۸/۳۶۴۵	-۳/۴۷۷۹	-۸/۴۱۵۱	-۲/۹۰۵۵	LSIR
-۸/۳۶۴۵	-۳/۴۷۷۹	-۸/۳۸۲۴	-۲/۹۰۵۵	LLIR
-۳/۸۲۶۷	-۳/۴۷۷۹	-۳/۲۱۱۰	-۲/۹۰۵۵	LIP

(مأخذ محاسبات پژوهشگر)

**Archive Of SID**

همان گونه که از جدول (۲) ملاحظه می شود تفاضل مرتبه اول متغیرها پایا هستند. به عبارت دیگر متغیرهای ناپایا با یک بار تفاضل گیری پایا شدند و در نتیجه متغیرهای الگو جمعی از مرتبه یک  $I(1)$  می باشند.

### - نتایج آزمون روش انگل - گرنجر (EG)

انجام روش انگل - گرنجر (EG) در مرحله اول مستلزم تخمین یک رابطه بلند مدت با استفاده از روش  $OLS$  است و در مرحله دوم با انجام آزمون پایایی بر روی پسماند حاصل از معادله مرحله اول ادامه می یابد. بر این اساس در ابتدا مدل مورد نظر به روش  $OLS$  تخمین زده شده است، نتایج تخمین در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل برای متغیر وابسته شاخص قیمت

متغیر	ضرایب	آماره t
$INPT^1$	۰/۴۰۴۲۶	-۰/۴۱۵۳۳
$DLM_2$	۰/۳۱۰۰۴	۲/۲۳۴۷
$DLER$	۰/۱۰۵۸۲	۰/۱۳۶۳۳
$DLCPi$	۲/۳۹۴۲	۱/۱۴۲۸
$DLSIR$	۰/۲۰۳۸۶	۰/۱۳۵۶۱
$DLLIR$	-۳/۲۲۸۳	-۲/۱۶۵۷
$DLIP$	-۰/۰۰۷۱۵۳۷	۰/۱۹۲۹۵
$R^2$		۰/۱۹۷۱۸
$\overline{R^2}$		۰/۱۲۱۹۲
$DW$		۱/۶۹۹۶

(مأخذ محاسبات پژوهشگر)

در مرحله بعد به بررسی پایایی جمله پسماند حاصل از رگرسیون بالا پرداخته می شود. نتایج حاصل از انجام این آزمون پایا بودن جمله پسماند حاصل از رگرسیون بالا را تأیید می کند. بنابراین با توجه به نتیجه به دست آمده می توان گفت که رابطه بلند مدت بین متغیرهای موجود تأیید می شود.

بر اساس نتایج به دست آمده تنها ضرایب به دست آمده مربوط به حجم پول و میزان نقدینگی ( $DLM$ ) و نرخ تورم ( $DLCPI$ ) معنا دار هستند که بیانگر وجود رابطه مثبت بین تغییرات این دو متغیر با تغییرات شاخص قیمت سهام است. برای سایر متغیرها با توجه به ضرایب به دست آمده، فرض معنا دار نبودن آنها پذیرفته می شود.

با مشاهده آماره های تشخیصی<sup>۱</sup> نتایج مربوط به رگرسیون، آماره  $LM$  برای تشخیص واریانس همسانی یا واریانس نا همسانی برابر با  $۱۰/۲۳۹۲$  و حداقل سطح معنا داری این آماره  $۰/۰۶۲$  به دست آمده است. با در نظر گرفتن سطح خطای  $۵\%$  درصد، فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی پذیرفته می شود.

#### - نتایج آزمون روش جوهانسن - جوسلیوس ( $JJ$ )

در تحلیل چند متغیره سری های زمانی، روش انگل - گرنجر ( $EG$ ) توانایی لازم برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی را به طور مستقیم نخواهد داشت، زیرا این روش مبتنی بر وجود تنها یک بردار همجمعی است. در ادامه برای تعیین رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل از روش جوهانسن - جوسلیوس ( $JJ$ ) استفاده می شود. برای به دست آوردن بردارهای همجمعی به روش جوهانسن - جوسلیوس ( $JJ$ ) انجام مراحل زیر ضروری است:

(۱) تعیین مرتبه جمعی متغیرها.

(۲) تعیین طول وقفه الگوی  $VAR$ .

(۳) تعیین تعداد بردارهای همجمعی.

برای تعیین وقفه بهینه الگوی  $VAR$ ، معیار شوارز - بیزین ( $SBC$ ) به کار برده می شود. جدول زیر این آزمون را نشان می دهد.

## جدول ۴: آزمون تعیین مرتبه VAR

مرتبه VAR	معیار شوارز - بیزین SBC (Schwarz Bayesian Criterion)	معیار آکایک AIC (Akaike Information Criterion)
۰	۴۶۴/۵۷	۴۶۴/۵۷
۱	۴۷۴/۶۴	۵۴۸/۶۵
۲	۴۶۰/۷۵	۵۶۸/۷۸
۳	۴۹۳/۰۴	۶۳۵/۰۹
۴	۴۶۸/۹۵	۶۸۵/۰۱

(مأخذ محاسبات پژوهشگر)

با ملاحظه جدول فوق مشخص می شود که مقدار حداکثر معیار شوارز - بیزین در مرتبه سوم قرار دارد. لذا براساس این معیار تعداد وقفه های بهینه VAR برابر سوم است. آخرین مرحله قبل از برآورد الگو، تعیین تعداد بردارهای همجمعی است که به وسیله آزمون حداکثر مقدار ویژه<sup>۱</sup> و آزمون اثر<sup>۲</sup> انجام می پذیرد. آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر، فرضیه صفر وجود  $r$  بردار همجمعی را در برابر فرضیه مقابل  $r+1$  بردار همجمعی مورد آزمون قرار می دهد. جداول (۵) و (۶) نتایج این آزمون را نشان می دهند.

## جدول ۵: آزمون همجمعی بر اساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه

فرضیه صفر $H_0$	فرضیه مقابل $H_1$	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪	کمیت بحرانی در سطح ۹۰٪
$0 = r$	$1 = r$	۴۶/۲۲	۴۲/۳	۳۹/۳۹
$1 \leq r$	$2 = r$	۳۹/۴۹	۲۶/۲۷	۳۳/۴۸
$2 \leq r$	$3 = r$	۲۸/۵۲	۲۹/۹۵	۳۷/۵۷
$3 \leq r$	$4 = r$	۲۴/۸۵	۲۳/۹۲	۲۱/۵۸
$4 \leq r$	$5 = r$	۲۰/۶۶	۱۷/۶۸	۱۵/۵۷
$5 \leq r$	$6 = r$	۸/۹۸	۱۱/۰۳	۹/۲۸
$6 \leq r$	$7 = r$	۱/۲۸	۴/۱۶	۳/۰۴

(مأخذ محاسبات پژوهشگر)

1. Maximal Eigen value Test
2. Trace Test

جدول ۶: آزمون همجمعی بر اساس آزمون اثر

کمیت بحرانی در سطح ۹۰٪	کمیت بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره آزمون اثر	فرضیه مقابل $H_1$	فرضیه صفر $H_0$
۱۰۵/۴۴	۱۱۰/۱	۱۲۸/۰۲	$1 = F$	$0 = F$
۷۸/۴۷	۸۳/۱۸	۱۰۴/۷۹	$2 = F$	$1 \leq F$
۴۲/۵۵	۵۹/۳۳	۵۴/۳	$3 = F$	$2 \leq F$
۳۶/۶۹	۳۹/۸۱	۳۵/۷۸	$4 = F$	$3 \leq F$
۲۱/۴۶	۲۴/۰۵	۲۰/۹۴	$5 = F$	$4 \leq F$
۱۰/۲۵	۱۲/۳۶	۱۰/۲۷	$6 = F$	$5 \leq F$
۳/۰۴	۴/۱۶	۱/۲۸	$7 = F$	$6 \leq F$

(مأخذ محاسبات پژوهشگر)

بر اساس اطلاعات مندرج در جداول (۵) و (۶) وجود دو بردار همجمعی پذیرفته می شود که نشان دهنده روابط بلندمدتی هستند که در بین متغیرهای الگو برقرار است. جدول (۷) نشان دهنده بردارهای همجمعی رابطه تعادلی بلندمدت است.

جدول ۷: تخمین بردارهای همجمعی و نرمال شده

بردار (۲)	بردار (۱)	متغیرها
۰/۶۴۳۳۴	۰/۱۳۱۲۹	<i>DLTEPIX</i>
(۱)	(۱)	
۰/۷۳۱۴۴	۰/۱۰۱۶۸	<i>DLM</i>
(۱/۱۳۶۹)	(۰/۷۷۴۴۷)	
۰/۶۱۳۶۵	۱/۷۹۳۸	<i>DLER</i>
(-۰/۹۵۳۸۶)	(۳/۶۶۲۷)	
-۱/۷۳۸۹	۳/۷۰۲۹	<i>DLCPI</i>
(۲/۷۰۳۰)	(۸/۲۰۳۵)	
۰/۴۸۷۶۴	-۲/۱۵۱۷	<i>DLSIR</i>
(۰/۷۵۷۹۸)	(-۱/۳۸۸۹)	
-۱/۳۴۱۹	-۰/۷۶۹۱۳	<i>DLLIR</i>
(-۲/۰۸۵۸)	(-۲/۸۵۸۱)	
-۰/۸۵۸۹۰	۳/۴۱۲۲	<i>DLIP</i>
(-۱/۳۳۵۱)	(۵/۹۸۹۸)	

(مأخذ محاسبات پژوهشگر)

## Archive Of SID

سؤالی که به هنگام وجود  $r$  بردار همجمعی مطرح می گردد این است که کدام یک از بردارهای همجمعی باید به عنوان رابطه تعادلی بلند مدت انتخاب شود؟ در پاسخ باید گفت آن بردار همجمعی توسط پژوهشگر انتخاب می گردد که دارای بهترین توجیه و تفسیر اقتصادی و انطباق بیشتری با مبانی نظری داشته باشد. لذا در این پژوهش از بین دو بردار همجمعی برآورد شده، بردار همجمعی زیر به عنوان نشان دهنده رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو انتخاب گردید.

جدول ۸: بردارهای همجمعی و نرمال شده

<i>DLTEPLX</i>	<i>DLM<sub>2</sub></i>	<i>DLER</i>	<i>DLCPI</i>	<i>DLSIR</i>	<i>DLLIR</i>	<i>DLIP</i>
۱	۰/۷۷۴۴۷	۳/۶۶۲۷	۸/۲۰۳۵	-۱/۳۸۸۹	-۲/۸۵۸۱	۵/۹۸۹۸

(مأخذ محاسبات پژوهشگر)

به دلیل اینکه مدل برآوردی به شکل لگاریتمی است لذا ضریب هر متغیر، کشش آن را نشان می دهد. بنابراین ضرایب الگو به این صورت تفسیر می گردد: چنانچه حجم پول و میزان نقدینگی ۱ درصد افزایش یابد، شاخص قیمت سهام ۰/۷۷ درصد افزایش خواهد یافت. افزایش در نرخ ارز به میزان ۱ درصد موجب افزایش شاخص قیمت سهام به میزان ۳/۶۶ درصد است و بیانگر حساسیت بالای شاخص قیمت سهام بورس نسبت به نرخ ارز است. همچنین ۱ درصد افزایش در نرخ تورم و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی ۸/۲۰ درصد افزایش در شاخص قیمت سهام بورس منجر شده و افزایش ۱ درصدی در نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ بهره بلند مدت به ترتیب به میزان ۱/۳۸ درصد و ۲/۸۵ درصد موجب کاهش شاخص قیمت سهام می گردد. افزایش ۱ درصدی شاخص تولیدات صنعتی نیز باعث افزایش به میزان ۵/۹۸ قیمت سهام افزایش می گردد که نشان از حساسیت بالای قیمت سهام نسبت به شاخص تولیدات صنعتی و میزان تولیدات صنعتی است. نتایج برآورد الگو، به طور کلی تأیید کننده فرضیات پژوهش است.

## ۷- نتیجه گیری

در این مقاله اثر متغیرهای کلان اقتصادی روی شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت. نتایج در مجموع نشان دهنده این است که در بازار اوراق بهادار تهران متغیرهای پوای و حقیقی کلان اقتصادی شامل نرخ ارز، نرخ تورم، حجم پول، نرخ بهره کوتاه

مدت و بلند مدت و شاخص تولیدات صنعتی تأثیرات معناداری را بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران بر جای گذارده اند، به طوری که نرخ از، نرخ تورم، حجم پول و شاخص تولیدات صنعتی تأثیرات مثبت و نرخ بهره کوتاه مدت و بلند مدت به صورت معکوس شاخص قیمت بازار را تحت تأثیر قرار داده اند. در این میان نرخ تورم عمده ترین عامل تأثیر گذار بر شاخص قیمت بازار بوده به گونه ای که یک درصد افزایش در نرخ تورم شاخص قیمت بازار را  $\frac{8}{2}$  درصد افزایش می دهد و شاخص تولیدات صنعتی (با ضریب اهمیت ۶ درصد) و نرخ ارز (با ضریب اهمیت  $\frac{3}{66}$  درصد) در رده های بعدی اهمیت قرار دارند. با توجه به نتایج حاصل از آزمون همجمعی، عوامل و متغیرهای کلان اقتصادی بر بورس اوراق بهادار تأثیر گذار هستند که پیشنهاد می شود دولت نسبت به سیاست گذاری و هدایت صحیح این متغیرها توجه ویژه ای را مبذول دارد همچنین سرمایه گذارانی که به دنبال کسب سود بیشتری در بازار سرمایه هستند؛ می توانند در تحلیل های خود اثر متغیرهای اقتصادی همچون نرخ بهره یا نرخ تورم و نرخ ارز را لحاظ کنند.



## منابع :

- صادق وزیری، بروسکه. (۱۳۸۵). " بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران ". پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه الزهرا.
- عباسی نژاد، حسین. (۱۳۸۰). "اقتصادسنجی : مبانی و روشها". تهران. مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران. چاپ اول.
- وبگاه سازمان بورس اوراق بهادار تهران قابل دسترسی در نشانی

<http://www.irbourse.com>

- Asprem, M. (1989), " Stock Prices, Asset Portfolios and Macro economic Variables in ten European Countries " , **Journal of Banking and Finance**, Vol. 13, PP. 589-612.
- Arnold, M. Geske, R. and Roll, R. (2006), "The fiscal and monetary link between stock returns and inflation", **Journal of Finance**, Vol. 38, PP. 1-33.
- Arma.A and Teresiene.D and Dubauskas.G (2008), " Relationship Between Stock Market and Macroeconomic Volatility ", **Journal of Transformations in Business and Economic**, Vol. 7, No. 2 , PP. 102 - 114.
- Bilson, L. K. Bulmash, S.B. and Trivoli, G.W. (2001), "Time lagged interactions between stock prices and selected economic variables", **Journal of Portfolio Management**, Vol. 17, PP. 61-7.
- Chen, N. F. (1991), " Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy " , **Journal of Finance**, Vol. 46 , PP. 529-554.
- Erman, E. and Okuyan, H. and Kadioglu,O. (2009), " Real Macro Economic Variables and Stock Prices: Test of Proxy Hypothesis in Turkey", **Journal of Managerial Finance**, Vol. 35, No. 12, PP. 999-1010.
- Fama, E.F. Schwert, G.W. (1977), "Stock prices, expected returns, and real activity", **Journal of Finance**, Vol. 45, PP. 1089-108.
- Fama, E.F. (1981), " Stock Prices, Real Activity, Inflation and Money " , **Journal of American Economic Review**, Vol.71, PP. 545-65.
- Gan, C. and Lee ,M. and Yong, H. and Zhang, J. (2006), " Macro Economic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence", **Investment Management and Financial Innovations**, Vol. 3, NO. 4, PP. 89-101.
- Gerhard, O. F. (2004), " Causal Rlations Among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small Open Economy " , **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, Vol. 9 , PP 61-74.

- Gallagher, B. Taylor, T. W. (2004), "On stock market returns and monetary policy", **Journal of Finance**, Vol. 52, PP. 635-53.
- Howe, L. Ch. And Maysami, R. C. and Hamzah, M. A. (2004), " Relationship Between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices ", **Jurnal Pengurusan**, Vol. 24 , PP. 47-77.
- Jorjensen, N. F. Roll, R. and Ross, S. (2006), "Economic forces and the stock market" , **Journal of Business**, Vol. 59, PP. 383-403.
- Kim, S. and In, F. (2005) "The Relationship Between Stock Returns and Inflation: New Evidence From Wavelet Analysis", **Journal of Empirical Finance**, Vol. 12, PP. 435 -444.
- Liu, M. H. (2008)," Analysis of the Long-term Relationship Between Macroeconomic Variables and the Chinese Stock Market Using Heteroscedastic Cointegration " , **Jurnal Managerial Finance**, Vol. 34, No. 11, PP. 744-755.
- Merikas, A.G. (2006). "Stock Prices Response to Real Economic Variables", **Journal of Managerial Finance**, VOL. 32, NO.5, PP. 446 – 450.
- Madsen, F. (2002), "Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns", **Global Finance Journal**, Vol. 10 No. 1, PP. 71-81.
- Robert D. and Gay, J. (2008), " Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China " , **International Business & Economics Research Journal** , Vol. 7, No. 31 , PP. 1-8.
- Sadeg Vaziri, Boroskeh (1385). Survey the Effect of croeconomics Variable on Tehran Stock Price Index , M.A. Dissertation, Alzahra University.
- Schwert, G.W. (1990), "Stock returns and real activity: a century of evidence", **Journal of Finance**, Vol. 45, PP. 1237-57.