

# الگوی هم‌جمعی متغیرهای اقتصاد کلان و بازار سهام ایران

نویسندگان: دکتر محمود یحیی زاده‌فر\*<sup>۱</sup>، احمد بابایی<sup>۲</sup>

۱. عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران - گروه مدیریت بازرگانی

۲. کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی دانشگاه مازندران

\* E-mail: M.yahyazadeh @umz.ac.ir

## چکیده

هدف از این تحقیق برآورد رابطه بین شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و مجموعه ای از متغیرهای اقتصاد کلان شامل، نرخ ارز، عرضه گسترده پول ( $M_2$ )، شاخص قیمت مصرف کننده، قیمت نفت و نرخ بهره اسمی بوده است. داده های مورد استفاده سریهای زمانی ماهانه از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۴ است. تجزیه و تحلیل داده ها با مدل خود رگرسیون برداری (VAR) و روش همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس صورت گرفته است. برای این منظور ابتدا پایایی داده ها با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) انجام شده است. سپس با تعیین مرتبه VAR و استخراج بردارهای همجمع، بردار بهینه با توجه به نظریه اقتصادی و سازگاری ضرایب متغیرها بدست آمده و در نتیجه رابطه متغیرها تعیین شده است. نتایج تحقیق نشان می دهد که رابطه بلند مدت بین شاخص کل قیمت سهام با عرضه گسترده پول ( $M_2$ )، شاخص قیمت مصرف کننده و قیمت نفت مثبت است، ولی رابطه بلند مدت بین شاخص کل قیمت سهام با نرخ ارز و نرخ بهره اسمی منفی بوده است. همچنین آثار شوک های توابع واکنش تحریک و تجزیه واریانس بررسی شد و معلوم شد که واکنش شاخص کل قیمت سهام به شوک های یک انحراف معیاری این متغیرها بسیار تدریجی و کند می باشد.

**واژه های کلیدی:** شاخص کل قیمت سهام، متغیرهای اقتصاد کلان، رویکرد همجمعی جوهانسن و جوسیلیوس.

دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی، نیازمند تجهیز و تخصیص بهینه منابع مالی در سطح اقتصاد ملی است و این امر بدون کمک بازارهای مالی، به ویژه بازار سرمایه گسترده و کارآمد به سهولت امکان پذیر نیست. موفقیت بورس اوراق بهادار و جذابیت آن برای

بورس اوراق بهادار یکی از ارکان اصلی بازار سرمایه در جمع آوری سرمایه و انتقال آن به افراد و واحدهای متقاضی وجوه است؛ بنابراین، مکانیزم بورس اوراق بهادار یکی از ابزارهای تأمین مالی شرکت های تولیدی محسوب می شود.

## ۱. مقدمه

# دانشور

رفتار

مدیریت و پیشرفت

Management and Achievement

• دریافت مقاله: ۸۶/۸/۱۲

• پذیرش مقاله: ۸۷/۱۱/۲۱

Scientific-Research  
Journal of  
Shahed University  
Eighteenth Year  
No. 47-1  
Jun.Jul.2011

دوماهنامه علمی - پژوهشی  
دانشگاه شاهد  
سال هجدهم - دوره جدید  
شماره ۴۷-۱  
تیر ۱۳۹۰

سرمایه‌گذاران بالقوه از طریق افزایش بازدهی و قیمت سهام امکان‌پذیر می‌شود. از سوی دیگر، نوسانات متغیرهای اقتصادی و بی‌ثباتی آن‌ها در طول زمان به ایجاد اشکال در تصمیمات و پیش‌بینی‌های اقتصادی شرکت‌ها باعث می‌شود، بنابراین شناسایی ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان و قیمت سهام می‌تواند راهنمایی، برای سرمایه‌گذاران برای برنامه‌ریزی آتی باشد و همچنین به مشارکت آن‌ها در این بازار منجر شود.

## ۲. بیان مسئله

قیمت بازار اوراق بهادار در بازاری قانونمند و آزاد، تخمین مناسبی از ارزش ذاتی آن‌ها بوده و این قیمت‌ها علائم مناسبی برای تخصیص منابع می‌باشند. چنانچه شرکتی عملکرد خوبی داشته‌باشد، طبعاً قیمت سهام آن افزایش می‌یابد و در صورت لزوم می‌تواند اقدام به افزایش سرمایه‌کند. از سوی دیگر، چنانچه سهام به قیمت روز به فروش رود، سهام‌داران دچار زیان نمی‌شوند؛ بنابراین، قیمت سهام شاخص تخصیص منابع می‌باشد.

در دهه‌های گذشته روابط بین قیمت سهام و متغیرهای اقتصاد کلان در سطح وسیعی مطالعه شد و فرضیه‌های متعددی در این زمینه ارائه شده‌است.

همان‌گونه که عزیز و ابراهیم (۲۰۰۳) اعلام کرده‌اند، رابطه بین عرضه پول و قیمت سهام می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. تغییرات عرضه پول ممکن است بر قیمت سهام از طریق تغییرات پرتفوی تأثیر مثبت داشته‌باشد ولی افزایش مداوم و غیرمنتظره در عرضه پول ممکن است موجب افزایش صرف زمان ریسک شده و امکان سقوط قیمت سهام را فراهم آورد (۶).

بر اساس مطالعه جلالی نائینی و قالیباف اصل (۱۳۸۲) بین تغییرات نرخ ارز و قیمت سهام در یک بازار انحصار چند جانبه با محدودیت‌های تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای گمرکی ارتباط مستقیم وجود دارد و ضریب ارتباطی شرکت‌های صادرات بالاتر از شرکت‌های غیرصادرات است (۱).

جعفری صمیمی و یحیی‌زاده‌فر (۱۳۷۸) بیان کردند که بر اساس تئوری اقتصاد و افکار عمومی واکنش قیمت سهام نسبت به شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ تغییرات آن مثبت است. در حقیقت سهام نوعی سپر تورم محسوب

می‌شود (۳).

قیمت نفت یکی از شاخص‌های مهم در اقتصاد است. اگرچه به رابطه قیمت نفت با فعالیت‌های اقتصادی در ایران توجه شده‌است، اما تحقیقات قابل‌توجهی درباره رابطه تغییرات و نوسانات قیمت نفت با بازارهای مالی انجام نشده‌است. از لحاظ نظری تأثیر نرخ بهره بر قیمت سهام منفی است. زیرا افزایش نرخ بهره باعث افزایش نرخ تنزیل می‌شود و در نهایت باعث کاهش قیمت سهام می‌شود.

با توجه به نکات فوق، در تحقیق حاضر روابط بین پنج متغیر اقتصادی شامل عرضه گسترده پول ( $M_2$ )، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز، قیمت نفت و نرخ بهره اسمی با شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌شود. در این مطالعه فرضیه اصلی زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

بین متغیرهای اقتصاد کلان (عرضه گسترده پول ( $M_2$ ))، نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت نفت، نرخ بهره اسمی) و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی‌دار وجود دارد.

در ادامه ادبیات موضوع تحقیق و مطالعات تجربی آن بررسی، و سپس بر پایه چارچوب نظری و فرضیه‌های پژوهش مدل مناسب تصریح و آنگاه پارامترهای مدل برآورد می‌شود و نتایج به‌دست‌آمده تجزیه و تحلیل می‌شود.

## ۳. محدودیت تحقیق

به جهت اینکه داده‌های بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان نظیر رشد تولید ناخالص ملی و رشد تولیدات صنعتی در کشور به صورت ماهانه در فاصله زمانی موردنظر وجود نداشته‌است، در تحقیق حاضر تعدادی از متغیرهای اقتصاد کلان؛ یعنی عرضه گسترده پول ( $M_2$ )، نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت نفت و نرخ بهره اسمی استفاده شده‌اند.

## ۴. مروری بر ادبیات موضوع تحقیق

یکی از مهمترین تحولات انجام‌شده به‌وسیله شارپ، موسین و لیبتنر در تئوری بازار سرمایه مدرن، مدل

۱۹۸۴ پارامترها را برآورد کرد. نتایج برآورد نشان داد که در همه کشورها همبستگی منفی بین نرخ‌های بهره اوراق قرضه بلندمدت و قیمت سهام وجود دارد و همچنین رابطه بین عرضه پول ( $M_1$ ) و قیمت سهام مثبت است (۵).

واسرفالن (۱۹۸۹) اثرات انحرافات غیرمنتظره در تعداد زیادی از متغیرهای اقتصادی را بر شاخص‌های قیمت سهام انگلستان، آلمان و سوئیس در فاصله زمانی ۱۹۸۵-۱۹۷۷ مورد ارزیابی قرار داد. نماینده شاخص قیمت سهام در انگلستان، شاخص مالی این کشور و در آلمان شاخص فرانکفورت و در سوئیس شاخص بانک ملی این کشور بود. او دریافت که در این کشورها تغییرات غیرمنتظره در نرخ‌های بهره اسمی و سطوح قیمت مصرف‌کننده تأثیر منفی بر بازار سهام دارد و اخبار قیمت‌های واردات اثر منفی بر قیمت سهام دارد، اما در سوئیس مصرف واقعی اثر منفی بر بازار سهام دارد (۱۷).

مرا داغلو و متین (۱۹۹۶) رابطه بلندمدت بین شاخص بازار سهام استانبول با نرخ بهره، نرخ ارز (دلار)، نرخ تورم را برای دوره زمانی ۱۹۹۳-۱۹۸۶ در اقتصاد ترکیه بررسی کردند. روش انگل-گرنجر و روش جوهانسن-جوسلیوس نشان داد که شاخص قیمت سهام با متغیرهای پولی رابطه بلندمدت دارد، که رابطه شاخص قیمت سهام با حجم پول مثبت و رابطه آن با نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم منفی است (۱۵).

چونگ و ان جی (۱۹۹۸) تغییرات هم‌زمان بین پنج شاخص ملی بازار سهام شامل کانادا، آلمان، ایتالیا، ژاپن و آمریکا و معیارهایی از فعالیت واقعی کل شامل قیمت واقعی نفت، عرضه پول واقعی ( $M_1$ ) و تولید واقعی (GNP) را با استفاده از آزمون جوهانسن هم‌جمعی و داده‌های فصلی از ژانویه ۱۹۵۷ تا فوریه ۱۹۹۲ بررسی کردند. نتایج بین شاخص‌های سهام و متغیرهای کلان در پنج کشور مذکور نشان می‌دهد که رابطه بین قیمت نفت و قیمت سهام در کشورهای ایتالیا، ژاپن و آمریکا مثبت است، اما بین قیمت نفت و قیمت سهام در کشورهای کانادا و آلمان رابطه منفی وجود دارد. این یافته با مشاهده عادی که افزایش قیمت نفت عموماً باعث افزایش هزینه‌های محصول و یک شکست بعدی در کل فعالیت اقتصادی می‌شود، سازگار است. رابطه بین قیمت

قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بوده است. با وجود اینکه این مدل پایه بیش از یکصد مقاله آکادمیک را تشکیل داده است و تأثیر مهمی نیز بر جامعه غیرآکادمیک گذاشته است، انتقاداتی بر این مدل از نظر تئوریک و تجربی وارد است؛ زیرا این مدل فرض می‌کند که سرمایه‌گذاران پرتفوی خود را بر اساس معیار میانگین-واریانس مارکوویتز انتخاب می‌کنند. این مدل تأثیر تمام عوامل را بر بازار سهام در یک عامل خلاصه می‌کند در حالی که بازار سهام تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار می‌گیرد. این عوامل به دو دسته عوامل کلان مانند رشد اقتصادی، عرضه پول، نرخ بهره، نرخ ارز، و... دسته دوم عوامل خرد است که مربوط به مسائل درونی شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادی مانند تقسیم سود، برنامه‌های شرکت و ... می‌باشد (۱۴). همچنین نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) که به وسیله راس (ROSS) ارائه شد و نظریه چندعاملی که به وسیله فاما و فرنچ ارائه گردید، بر این مدعا صحه گذاشتند و هر یک از متغیرهای اقتصادی مذکور می‌توانند بر قیمت سهام تأثیر بگذارند. در این مطالعات تأثیر متغیرهایی مانند نرخ تورم، شاخص قیمت مصرف‌کننده، عرضه پول، تولیدات صنعتی، نرخ ارز، GNP، قیمت نفت، نرخ‌های بهره بلندمدت و کوتاه‌مدت، تراز تجاری، نرخ اشتغال و غیره بر قیمت سهام بررسی شده‌اند (۱۰).

جونز و نونل (۱۹۸۷) با استفاده از آزمون گرنجر رابطه علی بین بازده سهام و عرضه پول را از می ۱۹۷۴ تا دسامبر ۱۹۸۳ در آمریکا مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که بازار سهام از این حیث کارا است و رابطه علی بین بازده سهام و عرضه پول وجود ندارد، یعنی اینکه اطلاعات جاری و گذشته راجع به عرضه پول در قیمت‌های جاری اوراق بهادار منعکس است؛ بنابراین، سرمایه‌گذاران با داشتن اطلاعات تغییرات عرضه پول قادر به توسعه قواعد تجاری سودآور نیستند (۱۳).

آسپیرم (۱۹۸۹) رابطه بین شاخص‌های قیمت سهام با متغیرهای اقتصاد کلان را در ۱۰ کشور اروپایی مانند آلمان، انگلستان، ایتالیا، سوئیس، فرانسه، سوئد، فنلاند، هلند، نروژ و دانمارک مطالعه کردند. او با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و اطلاعات فصلی از ۱۹۶۸ تا

سهام و مصرف واقعی مثبت است. با این وجود، تأثیرات عرضه پول واقعی و GNP بر بازار سهام مبهم است (۷). اوستین جرده و فرود ساتم (۱۹۹۹) به بررسی رابطه علی بین بازده سهام و متغیرهای اقتصادی کلان در بازار نروژ با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری (VAR) پرداختند. آن‌ها اعلام کردند که تغییرات نرخ واقعی بهره بر تورم و بازده سهام تأثیر دارد و بازار سهام به تغییرات قیمت نفت واکنش نشان می‌دهد. آن‌ها اشاره داشتند که نرخ بهره با بازده سهام رابطه عکس دارد؛ همچنین بازده سهام کمی بر نرخ تورم تأثیر می‌گذارد (۱۱).

سادوروسکی (۲۰۰۱) تأثیر نرخ ارز، قیمت نفت و نرخ بهره را بر بازده صنعتی نفت و گاز کانادا با استفاده از مدل چندعاملی بازار بررسی کرده است. او دریافت که افزایش قیمت نفت به افزایش قیمت سهام منجر می‌شود، اما نرخ ارز و نرخ بهره بر قیمت سهام نفت و گاز کانادا تأثیر منفی دارد (۱۶).

وُنگ بَنگپو و شارما (۲۰۰۲) تأثیر برخی از متغیرهای اقتصاد کلان مانند تولید ناخالص ملی (GNP)، شاخص قیمت مصرف‌کننده، عرضه پول، نرخ بهره کوتاه‌مدت و نرخ ارز را بر قیمت سهام در کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند با استفاده از داده‌های ماهانه از ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۶ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از نتایج آزمون جوهانسن - جوسیلیوس نشان دادند که در همه کشورها رشد تولید بر شاخص‌های قیمت سهام اثر مثبت دارد، اما تأثیر شاخص قیمت مصرف‌کننده بر قیمت سهام منفی است. توضیح اینکه در یک اقتصاد رقابتی، تورم به افزایش هزینه‌های تولید شرکت منجر می‌شود که به موجب آن جریان‌های نقدی آینده کاهش می‌یابد و از عایدات و درآمدهای شرکت کاسته می‌شود و در نهایت قیمت سهام پایین می‌آید. در فیلیپین، سنگاپور و تایلند رابطه‌ای منفی بین قیمت سهام و نرخ‌های بهره مشاهده شده است. این امر حاکی از این است که در این کشورها نرخ بهره کوتاه‌مدت، فرصت‌های سرمایه‌گذاری جایگزین را نشان می‌دهد؛ یعنی اینکه با افزایش نرخ بهره سرمایه‌گذاران در صدد تبدیل کردن سهام هستند که در نتیجه باعث افت قیمت سهام می‌شود؛ همچنین فرض کنید نرخ بهره کوتاه‌مدت به عنوان نرخ تنزیل است. در مالزی و اندونزی نرخ‌های بهره بر قیمت سهام اثر مثبتی دارند. رشد

پول در اندونزی و فیلیپین به طور منفی بر عملکرد بازار سهام تأثیر می‌گذارد، زیرا در این دو کشور نرخ تورم بالا است و اثرات منفی عرضه پول بر قیمت سهام از طریق افزایش تورم بیشتر از تأثیر مطلوب عرضه پول بر قیمت سهام از طریق افزایش عایدات، تحریک اقتصاد و جانشین سازی پرتفوی است در حالی که رابطه بین عرضه پول و قیمت سهام در مالزی، سنگاپور و تایلند مثبت است، زیرا در این کشورها نرخ تورم پایین است. در نهایت اینکه نرخ ارز در کشورهای اندونزی، مالزی و فیلیپین به طور مثبت بر قیمت سهام تأثیر دارد، زیرا تنزل و کاهش رویه اندونزی، رینجیت مالزی و پَسوفیلیپین در مقابل دلار آمریکا کیفیت رقابت داخلی موجود را در بازار صادرات جهانی بهبود می‌بخشد که باعث افزایش قیمت سهام آنها می‌شود. از سوی دیگر در کشورهای سنگاپور و تایلند نرخ ارز به طور منفی به قیمت سهام وابسته است، که این می‌تواند از طریق نظریه دارایی نرخ ارز که تقاضا و قیمت پول‌های رایج محلی به وسیله تمایل سرمایه‌گذاران خارجی به نگهداری دارایی‌های محلی سوق داده شده‌اند، توجیه شود (۱۸).

عزیز و ابراهیم (۲۰۰۳) ارتباطات پویای بین قیمت سهام و چهار متغیر تولیدات صنعتی، عرضه پول، شاخص قیمتی مصرف‌کننده و نرخ ارز را برای بازار سهام مالزی به صورت ماهانه از ژانویه ۱۹۷۷ تا اگوست ۱۹۹۸ مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت بین قیمت سهام و تولیدات صنعتی وجود دارد، همچنین رابطه بین قیمت سهام و شاخص قیمتی مصرف‌کننده مثبت است. با این وجود، بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای منفی وجود دارد. در کوتاه‌مدت اثرات نقدینگی بر روی قیمت سهام مثبت، اما در بلندمدت، قیمت سهام به طور منفی تحت تأثیر نقدینگی است (۶).

الشریف و دیگران (۲۰۰۵) رابطه بین قیمت نفت خام و بازده سهام را در بخش نفت و گاز، با استفاده از داده‌های مربوط به انگلستان که بزرگ‌ترین تولیدکننده نفت در اتحادیه اروپا است، بررسی کردند. در این تحقیق از داده‌های روزانه که از ژانویه ۱۹۸۹ تا ژوئن ۲۰۰۱ را پوشش می‌دهد، استفاده شده است. هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر قیمت نفت بر بازده سهام بخش نفت و گاز است و از اهداف فرعی این تحقیق می‌توان بررسی اثرات

$$SP = a_0 + \beta_1 MON + \beta_2 CPI + \beta_3 EXC + \beta_4 OP + \beta_5 INT + U_t$$

که در آن،  $SP$  شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار،  $MON$  عرضه گسترده پول،  $CPI$  شاخص قیمت مصرف کننده،  $EXC$  نرخ ارز در بازار آزاد،  $OP$  قیمت نفت خام سبک ایران به دلار و  $INT$  نرخ سود سپرده های سرمایه گذاری پنج ساله (به عنوان نماینده نرخ بهره اسمی) هستند.

داده های استفاده شده سری های زمانی ماهانه از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۴ بوده است. داده های مربوط به نرخ ارز، عرضه پول، نرخ بهره و شاخص قیمت مصرف کننده به ترتیب از مؤسسه تحقیقات پولی بانک مرکزی، نشریات منتشره از طریق بانک مرکزی و گزارشات اقتصادی بانک مرکزی، و داده های مربوط به قیمت نفت ایران از سایت اداره کل اطلاعات انرژی (eia) به دست آمده است. این داده ها به وسیله نرم افزارهای Eviews و Microfit تجزیه و تحلیل شده است.

#### ۶. تجزیه و تحلیل داده های تحقیق

به منظور تجزیه تحلیل داده های تحقیق، ابتدا پایایی آن ها بررسی شد تا احتمال رگرسیون کاذب متفی شود. برای آزمون پایایی متغیرهای الگو از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده، و تعداد وقفه های بهینه برای آزمون ریشه واحد دیکی - فولر معیار شوارتز تعیین شده است، بدین ترتیب تعداد وقفه بهینه با بیشترین مقدار شوارتز انتخاب شده است.

فرایند خودرگرسیون متغیر  $y_t$  در آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته عبارت است از:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

که در آن  $y_t$  متغیر مورد نظر،  $y_{t-1}$  متغیر مورد نظر با یک وقفه زمانی و  $k$  تعداد وقفه زمانی می باشند.  $\Delta y_{t-i}$  وقفه های متغیر وابسته اند که برای رفع مشکل خود همبستگی به مدل اضافه شده است.  $\delta$  و  $\delta_i$  ضرایب رگرسیون و  $\varepsilon_t$  جمله پسماند می باشند. این مدل به روش OLS برآورد شد:  $H_0: \delta = 0$  فرضیه معنی داری ضریب  $y_{t-1}$  را در مقابل  $H_1: \delta \neq 0$  می آزمون. اگر قدر مطلق مقدار آماره دیکی - فولر تعمیم یافته به دست آمده، از مقدار

بازده پرتفوی بازار، نرخ ارز و نرخ بهره را بر بازده سهام بخش نفت و گاز نام برد. نتایج این تحقیق نشان داد که تأثیر قیمت نفت بر بازده سهام بخش نفت و گاز همیشه مثبت و اغلب معنی دار است. همچنین تأثیر پرتفوی بازار و نرخ بهره بر بازده سهام مثبت است، اما نرخ ارز اثر منفی بر بازده سهام دارد (۹).

ابوگری (۲۰۰۶) به بررسی رابطه بین تغییرات نرخ ارز و بازده سهام در چهار کشور آمریکای لاتین (آرژانتین، برزیل، شیلی و مکزیک) پرداخت و اعلام کرد که رابطه نرخ ارز و بازده سهام در کشورهای برزیل و مکزیک معنادار و منفی است، اما در شیلی و آرژانتین رابطه معنادار وجود ندارد (۴).

دینگ دیو (۲۰۰۶) رابطه بین بازده سهام و تورم را در آمریکا بررسی کرد. در این تحلیل از داده های فصلی طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۲۶ استفاده شده است و همه داده ها از پرونده اطلاعاتی CRSP به دست آمده است. دینگ دیو معتقد است نوسانات عرضه پول می تواند بازار سهام را از طریق تأثیر خود روی عدم اطمینان تورم تحت تأثیر قرار دهد و رابطه میان بازده سهام و تورم به سیاست پولی و هم به اهمیت نسبی شوک های عرضه و تقاضا بستگی دارد. او در یک چارچوب تحلیلی ساده اهمیت نسبی این دو عامل را تشریح کرد. یافته ها نشان داد که رابطه مثبت میان بازده سهام و تورم در سال ۱۹۳۰ عمدتاً به دلیل سیاست پولی شدیداً به سمت ادواری است. در صورتی که رابطه منفی و شدید بین بازده سهام و تورم در مدت سال های ۱۹۷۴-۱۹۵۲ تا حد زیادی به سبب شوک های عرضه که به طور نسبی در این دوره بیشتر مهم اند وجود دارد (۸).

#### ۵. روش تحقیق

از جهت اصول روش تحقیق، نوع تحقیق کاربردی و روش آن همبستگی است. زیرا همچون دیگر پژوهش های کاربردی در جستجوی دستیابی به یک هدف تجربی بوده و اطلاعات سودمندی را در زمینه واقعیات موجود به دست می دهد. همچنین از آنجا که این پژوهش به کشف همبستگی بین متغیرها و پیش بینی یک متغیر از روی یک یا چند متغیر دیگر می پردازد، روش به کار گرفته شده در این پژوهش، روش همبستگی می باشد. در راستای هدف پژوهش الگوی چندمتغیره زیر مطرح شده است:

معنا کمتر از ۵ درصد باشد، فرضیه  $H_0$  رد و فرضیه  $H_1$  پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل‌شده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای الگو در جدول (۱) خلاصه شده است.

بحرانی بیشتر باشد، فرضیه  $H_0$  رد می‌شود، یعنی متغیر موردنظر پایا است. با مراجعه به ستون prob نیز می‌توان رد یا تأیید فرضیه  $H_0$  را مشاهده کرد. ستون prob در حقیقت سطح معنای آزمون را نشان می‌دهد و معمولاً اگر سطح

جدول ۱. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای متغیرها

عرض از مبدأ با روند			عرض از مبدأ بدون روند			متغیر
prob	کمیت بحرانی (در سطح معنی‌داری ۰/۵)	آماره آزمون	prob	کمیت بحرانی (در سطح معنی‌داری ۰/۵)	آماره آزمون	
۰/۸۸۱۷	-۲/۸۸۶	-۰/۵۲۳	۰/۷۸۲۱	-۳/۴۴۸	-۱/۶۱۳	SP
۱/۰۰۰۰	-۲/۸۸۶	۸/۵۴	۱/۰۰۰۰	-۳/۴۴۸	۴/۲۱۹	MON
۱/۰۰۰۰	-۲/۸۸۶	۲/۵۸۶	۰/۹۳۷۳	-۳/۴۴۸	-۱/۰۱۴	CPI
۰/۲۸۴۷	-۲/۸۸۶	-۲/۰۰۴	۰/۹۲۰۸	-۳/۴۴۸	-۱/۱۱۹	EXC
۰/۹۹۱۱	-۲/۸۸۶	۰/۶۷۳	۰/۸۵۷۰	-۳/۴۴۸	-۱/۳۹۶	OP
۰/۷۵۴۷	-۲/۸۸۶	-۰/۹۹۱۶	۰/۵۹۵۱	-۳/۴۴۸	-۲/۰۰۰۰	INT

منبع: با استفاده از نرم‌افزار Eviews برآورد شده است.

آزاد، قیمت نفت خام سبک ایران به دلار و نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری پنج‌ساله می‌باشند، ناپایا هستند. از این رو، آزمون پایایی برای نخستین تفاضل متغیرها اجرا شده است و نتایج در جدول (۲) نشان داده شده است.

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، متغیرهای SP، MON، CPI، EXC، OP و INT که به ترتیب بیانگر شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار، عرضه گسترده پول، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز در بازار

جدول ۲. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها

عرض از مبدأ با روند			عرض از مبدأ بدون روند			متغیر
prob	کمیت بحرانی (در سطح معنی‌داری ۰/۵)	آماره آزمون	prob	کمیت بحرانی (در سطح معنی‌داری ۰/۵)	آماره آزمون	
-۷/۰۰۸	-۳/۴۴۸	۰/۰۰۰۰	-۷/۰۳۱	-۲/۸۸۶	۰/۰۰۰۰	D(SP)
-۱۰/۸۸۴	-۳/۴۴۸	۰/۰۰۰۰	۰/۳۶۵	-۲/۸۸۶	۰/۹۸۰۶	D(MON)
-۸/۰۹۹	-۳/۴۴۸	۰/۰۰۰۰	-۷/۳۹۱	-۲/۸۸۶	۰/۰۰۰۰	D(CPI)
-۹/۰۱۴	-۳/۴۴۸	۰/۰۰۰۰	-۸/۸۳۸	-۲/۸۸۶	۰/۰۰۰۰	D(EXC)
-۴/۷۷۱	-۳/۴۴۸	۰/۰۰۰۹	-۴/۲۹۸	-۲/۸۸۶	۰/۰۰۰۷	D(OP)
-۱۰/۸۱۶	-۳/۴۴۸	۰/۰۰۰۰	-۱۰/۸۶۳	-۲/۸۸۶	۰/۰۰۰۰	D(INT)

منبع: با استفاده از نرم‌افزار Eviews برآورد شده است.

پایایی متغیرهای سری زمانی با تفاضل‌گیری تأمین می‌شود، اما اطلاعات ارزشمندی در رابطه با ارتباط بلندمدت متغیرها از دست می‌رود تلاش دانشمندان اقتصادسنجی در راستای رفع این مشکل به پدیدارشدن روش جدیدی به نام روش هم‌جمعی منجر شده است؛ تا بتوان بر اساس آن بدون هراس از رگرسیون کاذب ضرایب الگو را بر اساس

همان‌گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، تمام متغیرها پس از یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. به عبارت دیگر جمعی از مرتبه یک می‌باشند.

رعایت پیش‌فرض پایایی متغیرها در به‌کارگیری روش‌های اقتصادسنجی وقتی تفاضل مرتبه اول متغیرهای سری زمانی به‌کار برده می‌شود که با مشکلاتی همراه باشد. گرچه شرط

جوهانسن و جوسیلیوس معیارهای آکاییک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC)، آماره LR و آماره LR تعدیل شده برای تعیین درجه بهینه VAR را ارائه داده اند (جدول ۱ پیوست). طبق معیارهای آکاییک و شوارتز-بیزین درجه بهینه مدل VAR به ترتیب درجه های ۲ و ۱ معرفی شده است (بیشترین مقادیر هر یک از این آماره ها، تعیین کننده درجه بهینه مدل است). بر اساس آماره LR تعدیل شده نیز درجه بهینه ۱ رده شده و درجه بهینه ۲ پذیرفته می شود. بنابراین درجه VAR(2) به عنوان مدل بهینه انتخاب شده است. در ادامه آزمون معنی دار بودن عرض از مبدأ و روند انجام شد (جدول ۲ پیوست) و مشخص شد که در سطح معنای ۵ درصد عرض از مبدأ معنی دار نیست، اما روند معنی دار می باشد. به دلیل معنی دار نبودن عرض از مبدأ، عرض از مبدأ و روند از مدل حذف شد. سرانجام از طریق آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر، وجود ۲ بردار هم جمع معلوم شده است.

متغیرها برآورد کرد. مفهوم هم جمعیتداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که، نظام اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می کند. (۲).

در تحلیل سری های زمانی چندمتغیره، ممکن است بیش از یک بردار هم جمعی بلند مدت وجود داشته باشد. در آن صورت روشهایی مثل انگل-گرنجر نمی تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیلگر، این بردارها را تعیین کند. جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) با فرموله کردن روشی برای هم جمعی برداری که در آن تعیین بردار هم جمعی از طریق حداکثر راست نمایی انجام می شود، توانستند نقایص موجود در روش انگل-گرنجر را حل کنند. در روش جوهانسن و جوسیلیوس، ابتدا یک مدل VAR در نظر گرفته می شود و سپس با تغییراتی بر روی آن، یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) درست برآورد می شود (۱۱). پس از تعیین پایایی متغیرها، مرتبه مدل VAR تعیین شد.

### جدول ۳. آزمون حداکثر مقادیر ویژه برای بررسی وجود بردارهای هم جمع

لیست مقادیر ویژه به ترتیب نزولی							
		۰/۰۵۶۱۳ E-۳	۰/۰۳۶۰۳۴	۰/۰۶۱۷۴۰	۰/۰۹۸۰۸۵	۰/۲۹۲۰۴	۰/۵۰۳۸۴
فرض صفر	فرض مقابل	آماره	سطح اطمینان ۹۵٪	سطح اطمینان ۹۰٪			
$r = 0$	$r = 1$	۸۲/۷۰۱۶	۳۶/۲۷	۳۳/۴۸			
$r \leq 1$	$r = 2$	۴۰/۷۵۴۱	۲۹/۹۵	۲۷/۵۷			
$r \leq 2$	$r = 3$	۱۲/۱۸۱۷	۲۳/۹۲	۲۱/۵۸			
$r \leq 3$	$r = 4$	۷/۵۱۹۹	۱۷/۶۸	۱۵/۵۷			
$r \leq 4$	$r = 5$	۴/۳۳۰۵	۱۱/۰۳	۹/۲۸			
$r \leq 5$	$r = 6$	۰/۰۶۶۲۵۷	۴/۱۶	۳/۰۴			

### جدول (۴) - آزمون اثر برای بررسی وجود بردارهای هم جمع

لیست مقادیر ویژه به ترتیب نزولی							
		۰/۰۵۶۱۳ E-۳	۰/۰۳۶۰۳۴	۰/۰۶۱۷۴۰	۰/۰۹۸۰۸۵	۰/۲۹۲۰۴	۰/۵۰۳۸۴
فرض صفر	فرض مقابل	آماره	سطح اطمینان ۹۵٪	سطح اطمینان ۹۰٪			
$r = 0$	$r \geq 1$	۱۴۷/۵۵۴۲	۸۳/۱۸	۷۸/۴۷			
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۶۴/۸۵۲۶	۵۹/۳۳	۵۵/۴۲			
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۲۴/۰۹۸۴	۳۹/۸۱	۳۶/۶۹			
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۱۱/۹۱۶۷	۲۴/۰۵	۲۱/۴۶			
$r \leq 4$	$r \geq 5$	۴/۳۹۶۸	۱۲/۳۶	۱۰/۲۵			
$r \leq 5$	$r = 6$	۰/۰۶۶۲۵۷	۴/۱۶	۳/۰۴			

نتایج حاصل از آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر در جدول‌های (۳) و (۴) وجود ۲ بردار هم‌جمع را در سطح معنای ۵ درصد نشان می‌دهد.

**جدول ۵.** بردارهای هم‌جمع برآوردشده (بردارهای نرمال‌شده در داخل پراتز آورده شده‌اند) به روش جوهانسن و جوسیلیوس

متغیر	SP	MON	CPI	EXC	OP	INT
	SP					
	MON					
	CPI					
	EXC					
	OP					
	INT					

همچنین از بین ۲ بردار هم‌جمع که بیانگر ۲ نوع رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهاست، با توجه به مقادیر معقول و سازگار ضرایب متغیرها و نظریه‌های اقتصادی، بردار بهینه هم‌جمع معلوم شد.

$$SP = 0.024 \text{ MON} + 217.487 \text{ CPI} - 2.744 \text{ EXC} + 545.925 \text{ OP} - 534.561 \text{ INT}$$

و فیلیپین رابطه معکوس بین قیمت سهام و عرضه گسترده پول وجود دارد. همچنین تأثیر شاخص قیمت مصرف‌کننده بر شاخص کل قیمت سهام در بازار سرمایه ایران مثبت است. توضیح اینکه اغلب در یک اقتصاد رقابتی، افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده به افزایش هزینه‌های تولید شرکت منجر می‌شود، که به موجب آن جریان‌های نقدی آتی کاهش می‌یابد و از عایدات و درآمدهای شرکت کاسته می‌شود و در نهایت قیمت سهام پایین می‌آید. با توجه به انحصار چند جانبه در اقتصاد ایران و فقدان رقابت کامل، افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده باعث افزایش جریان‌های نقدی و در نهایت افزایش قیمت سهام شرکت‌ها شده است. این یافته با نتایج حاصله از تحقیقات و اسرفالان (۱۹۸۹)، مراداغلو و متین (۱۹۹۶) در ترکیه و وُنگ بَنگپو و شارما (۲۰۰۲) مغایرت دارد، اما با نتیجه به‌دست‌آمده به‌وسیله عزیز و ابراهیم (۲۰۰۳) در کشور مالزی سازگار است. تأثیر قیمت نفت بر شاخص کل قیمت سهام مثبت است که این یافته با نتیجه به‌دست‌آمده به‌وسیله

ضرایب به‌دست‌آمده از بردار هم‌جمع بهینه حاکی از آن است که رابطه مثبت بین شاخص کل قیمت سهام، عرضه گسترده پول، شاخص قیمت مصرف‌کننده و قیمت نفت وجود دارد. اما رابطه شاخص کل قیمت سهام با نرخ ارز و نرخ بهره معکوس است.

## ۷- بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی رابطه بین شاخص کل قیمت سهام و مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصاد کلان شامل، نرخ ارز، عرضه گسترده پول ( $M_2$ )، شاخص قیمت مصرف‌کننده و قیمت نفت با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس در بورس اوراق بهادار تهران بوده است.

در این مطالعه رابطه شاخص کل قیمت سهام با عرضه گسترده پول مستقیم گزارش شده است که این یافته با نتیجه به‌دست‌آمده به‌وسیله اسپیرم (۱۹۸۹) در ۱۰ کشور اروپایی و وُنگ بَنگپو و شارما (۲۰۰۲) در کشورهای مالزی، سنگاپور و تایلند سازگار است، اما در کشورهای اندونزی



## ۸- پیشنهادات برای تحقیقات آتی

با وجود اینکه تحقیق حاضر به بررسی اثرات متغیرهای اقتصاد کلان بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد، هنوز سئوالاتی چند مطرح است که نیاز به انجام تحقیقات بیشتری وجود دارد. مواردی را که می‌توان در تحقیقات بعدی مورد توجه قرار داد بشرح زیر است.

۱- در این تحقیق که از نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری پنجساله به عنوان معیاری برای نرخ بهره اسمی در نظر گرفته شده است، پیشنهاد می‌شود که از معیارهای دیگری مانند نرخ بهره اوراق مشارکت و نرخ‌های بهره انواع سپرده‌های مدت‌دار برای نرخ بهره استفاده شود.

۲- با توجه به اینکه در این تحقیق برای بررسی روابط بین متغیرهای اقتصاد کلان و قیمت سهام با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و روش هم‌جمعی جوهانسن- جوسیلیوس انجام شده است، پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آتی از روش هم‌جمعی انگل-گرنجر تعمیم‌یافته نیز استفاده شود.

۳- از آنجایی که عوامل متعددی بر قیمت سهام شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد، پیشنهاد می‌شود که تأثیر متغیرهای دیگر اقتصادی نظیر تولیدات صنعتی، ذخایر ارزی، مصرف کل، نرخ اشتغال، تراز تجاری و... بر قیمت سهام بررسی شود.

## منابع

۱. جلالی نائینی، احمدرضا و حسن قالیباف اصل (۱۳۸۲)؛ «بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام در ایران»، مجله تحقیقات مالی، سال پنجم، ش ۱۵، ص ۳-۲۲
۲. نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)؛ «ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی»، چاپ اول، تهران: انتشارات رسا.
۳. جعفری صمیمی، احمد و یحیی‌زاده‌فر، محمود (۱۳۷۸)؛ «بررسی رابطه علی بین تورم و بازده سهام و شاخص قیمت سهام در ایران: یک تحلیل تجربی»، مدرس علوم انسانی دوره ۳، ش ۱، ص ۸۵-۱۱۲

4. Abugri, Benjamin A(2006), "Empirical Relationship Between Macroeconomic Volatility

سادورسکی (۲۰۰۱) در کانادا و الشریف و دیگران (۲۰۰۵) در انگلستان سازگار است. به علاوه رابطه شاخص کل قیمت سهام با نرخ ارز معکوس است که این یافته با نتیجه به‌دست‌آمده به‌وسیله مرادغلو و متین (۱۹۹۶) در ترکیه و ونگ بنگپو و شارما (۲۰۰۲) در کشورهای سنگاپور، تایلند و ابوگری (۲۰۰۶) در کشورهای برزیل و مکزیک سازگار است. در نهایت اینکه رابطه معکوس بین شاخص کل قیمت سهام و نرخ بهره اسمی وجود دارد که با نتایج تحقیقات آسپیرم (۱۹۸۹) و واسرفالن (۱۹۸۹)، مرادغلو و متین (۱۹۹۶) در ترکیه، جرده و ساتم (۱۹۹۹) در کشور نروژ و سادورسکی (۲۰۰۱) در کشور کانادا سازگار است.

این تحقیق نشان می‌دهد که در بین متغیرهای فوق نرخ بهره اسمی، قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده بیشترین تأثیر را بر شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران داشته‌اند. این یافته‌ها می‌تواند بینش‌های مفیدی را برای تنظیم و اجرای سیاست‌های اقتصادی (سیاست‌های پولی و مالی) دولت برای دستیابی به ثبات در بازار مالی فراهم آورد. با توجه به اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده... بر بازار مالی ضرورت دارد تا دولت با سیاست‌گذاری مناسب فضای لازم را برای گسترش بازار مالی در اقتصاد ایران فراهم آورد.

در قسمت پایانی تجزیه و تحلیل به منظور بررسی پویایی‌های سیستم، بر اساس شوک‌هایی که بر جمله اختلال هر معادله وارد شد، تغییرات پس از آن بررسی شده و پیش‌بینی لازم در مورد تبعات هر شوک به عمل آمد. لذا پس از تخمین مدل به روش هم‌جمعی به ترسیم پاسخگویی سیستم در قبال تکانه اعمال‌شده از سوی هر یک از متغیرهای سیستم پرداخته شد. به همین دلیل با شوک یک انحراف معیاری که به هر یک از متغیرها وارد آمد، آشکار شد که شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، تأثیر قابل توجهی از سایر متغیرها نمی‌پذیرد و نوسانات اندک تابع واکنش تحریک حول محور افقی در نمودار پیوست مشهود است. همچنین نتایج حاصل از تفکیک واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای سیستم برای ۴۸ دوره ماهانه مورد بررسی نشان داد که در بین متغیرهای موجود، قیمت نفت، نرخ بهره اسمی و شاخص قیمت مصرف‌کننده بیشترین تأثیر را بر متغیر وابسته داشته‌اند.

- Markets, Institutions & Money, pp. 61-74.
12. Johansen, S. and K. Juselius (1990), "The full information maximum likelihood procedure for inference on cointegration with application to the demand for money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, No. 2, PP. 169-210.
  13. Jones, Jonathan D. and Uri Noel (1987), "Money supply growth, stock returns and the direction of causality", Socio Economic Planning Sciences, Vol 21, No.5, PP. 321-325.
  14. Merton, Robert C.(1973) " An Intertemporal Capital Asset Pricing Model " Econometrica Vol.41, No.5, PP. 867-887.
  15. Muradoglu, Y.G. and K. Metin (1996), "Efficiency of the Turkish Stock Exchange with respect to monetary variables: A Cointegration Analysis", European journal of Operational Research. No. 90, PP.566-576.
  16. Sadorsky, Perry(2001), "Risky Factors in Stock Returns of Canadian Oil and Gas Companies, Energy Economics, Vol. 23, pp. 17-28.
  17. Wasserfallen, W. (1989), "Macroeconomic News and The Stock Market:Evidence from Europe", Journal of Banking and Finance Vol.13, No.4-5, PP. 613-626.
  18. Wongbangpo, P. and S. C . Sharma ( 2002), " Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries " , Journal of Asian Economics, 13, 27-51.
  - and Stock Returns: Evidence from Latin American Market, Journal of International Review of Financial Analysis, pp. 396-410.
  5. Asprem, M. (1989) , "Stock Prices ,Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries", Journal of Banking and Finance, Vol.13, No. 4-5, PP. 589-612.
  6. Aziz, H. and M. H. Ibrahim (2003) , "Macroeconomic variables and the Malaysian equity market " , Journal of Economic Studies, Vol. 30, No.1, PP. 6-27.
  7. Cheung, Y. W. and L. K. Ng (1998), "International evidence on the stock market and aggregate economic activity", Journal of Empirical Finance, Vol.5, No.3, PP. 281-296.
  8. Du, D. (2006), "Monetary policy, stock returns and inflation", Journal of Economics and Business, 58, 36-54.
  9. El-Sharif, I. and D. Brown and B. Burton and B. Nixon and A. Russell (2005), "Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK", Energy Economics, 27, 819-830.
  10. Fama, E and French(1996), " Multifactors Explanations of assets pricing anomalies", Journal of Finance.
  11. Gjerde, Oystein and Sættem, Frode(1999), "Causal Relation among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy", Journal of International Financial

## پیوست

### جدول پ.۱. آماره‌های آزمون و معیارهای انتخاب برای تعیین مرتبه مدل VAR

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

\*\*\*\*\*

Based on 114 observations from 1375M7 to 1384M12. Order of VAR = 6

List of variables included in the unrestricted VAR:

SP MON CPI EXC OP

INT

List of deterministic and/or exogenous variables:

C T

\*\*\*\*\*

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
6	-2957.0	-3185.0	-3497.0	-----	-----
5	-2997.8	-3189.8	-3452.4	CHSQ( 36)= 81.4632[.000]	54.3088[.026]
4	-3050.6	-3206.6	-3420.0	CHSQ( 72)= 187.1411[.000]	124.7608[.000]
3	-3064.7	-3184.7	-3348.8	CHSQ(108)= 215.2940[.000]	143.5293[.013]
2	-3091.1	-3175.1	-3290.0	CHSQ(144)= 268.0574[.000]	178.7049[.026]
1	-3138.6	-3186.6	-3252.3	CHSQ(180)= 363.2280[.000]	242.1520[.001]
0	-3989.9	-4001.9	-4018.3	CHSQ(216)= 2065.8[.000]	1377.2[.000]

\*\*\*\*\*

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

جدول پ ۲. آزمون نسبت درست‌نمایی متغیرهای برونزا در مدل VAR

LR Test of Deletion of Deterministic/Exogenous Variables in the VAR

\*\*\*\*\*

Based on 118 observations from 1375M3 to 1384M12. Order of VAR = 2

List of variables included in the unrestricted VAR:

SP MON CPI EXC OP  
INT

List of deterministic and/or exogenous variables:

C T

Maximized value of log-likelihood = -3189.9

\*\*\*\*\*

List of variables included in the restricted VAR:

SP MON CPI EXC OP  
INT

List of deterministic and/or exogenous variables:

T

Maximized value of log-likelihood = -3195.0

\*\*\*\*\*

LR test of restrictions, CHSQ( 6)= 10.2016[.116]

\*\*\*\*\*

LR Test of Deletion of Deterministic/Exogenous Variables in the VAR

\*\*\*\*\*

Based on 118 observations from 1375M3 to 1384M12. Order of VAR = 2

List of variables included in the unrestricted VAR:

SP MON CPI EXC OP  
INT

List of deterministic and/or exogenous variables:

C T

Maximized value of log-likelihood = -3189.9

\*\*\*\*\*

List of variables included in the restricted VAR:

SP MON CPI EXC OP  
INT

List of deterministic and/or exogenous variables:

C

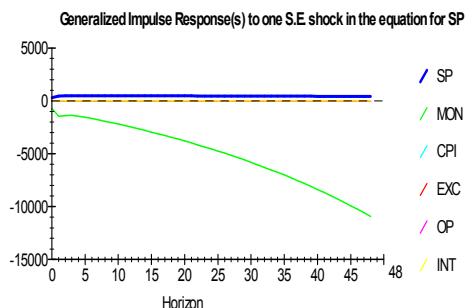
Maximized value of log-likelihood = -3204.4

\*\*\*\*\*

LR test of restrictions, CHSQ( 6)= 28.9515[.000]

\*\*\*\*\*

نمودار تابع واکنش تحریک عمومی حاصل از شوک یک انحراف معیار در معادله شاخص قیمت سهام



جدول پ ۳. نتایج شوک حاصل از تفکیک واریانس خطای پیش‌بینی متغیر وابسته

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable SP  
Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

\*\*\*\*\*

118 observations from 1375M3 to 1384M12. Order of VAR = 2, chosen r = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

SP MON CPI EXC OP  
INT

\*\*\*\*\*

Horizon	SP	MON	CPI	EXC	OP	INT
0	1.00000	.0093077	.042989	.0092947	.037880	.5589E-4
1	.97304	.0050917	.083165	.014747	.025184	.4429E-3
2	.95482	.0067867	.10150	.016095	.029711	.5509E-3
3	.94229	.0083002	.11167	.015809	.036800	.4927E-3
4	.93252	.0093983	.11719	.014925	.045271	.4017E-3
5	.92435	.010078	.12003	.013844	.054525	.3252E-3
6	.91693	.010520	.12136	.012743	.064114	.2736E-3
7	.90988	.010819	.12181	.011698	.073810	.2470E-3
8	.90302	.011032	.12172	.010737	.083445	.2423E-3
9	.89632	.011193	.12131	.0098676	.092907	.2560E-3
10	.88975	.011321	.12069	.0090877	.10212	.2848E-3
11	.88333	.011427	.11994	.0083911	.11102	.3254E-3
12	.87708	.011519	.11911	.0077705	.11958	.3754E-3
13	.87102	.011605	.11825	.0072178	.12777	.4323E-3
14	.86516	.011686	.11737	.0067254	.13559	.4944E-3
15	.85950	.011766	.11649	.0062861	.14301	.5601E-3
16	.85407	.011848	.11563	.0058936	.15005	.6280E-3
17	.84885	.011933	.11479	.0055422	.15671	.6970E-3
18	.84386	.012021	.11398	.0052266	.16299	.7664E-3
19	.83909	.012115	.11320	.0049425	.16892	.8354E-3
20	.83454	.012215	.11245	.0046861	.17449	.9036E-3
21	.83021	.012321	.11175	.0044539	.17973	.9704E-3
22	.82608	.012434	.11108	.0042430	.18464	.0010356
23	.82216	.012555	.11044	.0040508	.18924	.0010989
24	.81842	.012683	.10985	.0038753	.19355	.0011601
25	.81488	.012819	.10929	.0037146	.19758	.0012191
26	.81151	.012963	.10876	.0035669	.20134	.0012758
27	.80832	.013116	.10827	.0034310	.20484	.0013302
28	.80528	.013278	.10781	.0033057	.20810	.0013823
29	.80241	.013449	.10739	.0031899	.21113	.0014320
30	.79968	.013628	.10699	.0030828	.21395	.0014793
31	.79708	.013818	.10663	.0029837	.21655	.0015244
32	.79463	.014017	.10629	.0028920	.21896	.0015672
33	.79229	.014226	.10598	.0028071	.22117	.0016078
34	.79008	.014445	.10570	.0027287	.22321	.0016462
35	.78798	.014675	.10544	.0026564	.22508	.0016826
36	.78598	.014915	.10521	.0025899	.22678	.0017169
37	.78408	.015166	.10500	.0025290	.22833	.0017493
38	.78228	.015429	.10481	.0024736	.22974	.0017797
39	.78057	.015703	.10464	.0024236	.23100	.0018084
40	.77894	.015990	.10449	.0023789	.23212	.0018352
41	.77739	.016288	.10436	.0023395	.23312	.0018604
42	.77591	.016600	.10425	.0023053	.23400	.0018839
43	.77450	.016925	.10416	.0022766	.23475	.0019058
44	.77315	.017263	.10408	.0022533	.23539	.0019261
45	.77187	.017616	.10402	.0022355	.23593	.0019450
46	.77064	.017983	.10398	.0022235	.23635	.0019625
47	.76947	.018365	.10395	.0022174	.23668	.0019785
48	.76834	.018762	.10394	.0022174	.23691	.0019933

\*\*\*\*\*