

## بررسی اثرات پویای تکانه‌های قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام\*

مهدی مرادزاده فرد  
استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج  
نورالدین موسی‌زاده عباسی  
کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه تربیت مدرس  
اتابک شهباززاده  
کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه تبریز

**چکیده:** هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر شاخص‌های قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های روزانه، طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹/۱۲/۲۸-۱۳۸۴/۰۱/۰۱ است. برای این منظور از روش هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسلیوس و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است. هم‌چنین برای تحلیل اثرات پویای تکانه‌های قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام نیز از روش‌های توابع واکنش آنی تعمیم یافته و تجزیه واریانس تعمیم یافته استفاده شده است. طبق یافته‌های تحقیق، یک رابطه‌ی بلندمدت بین قیمت طلا، نرخ واقعی ارز، قیمت نفت و شاخص قیمت سهام در سطح اطمینان نه چندان قوی و قابل اعتمادی وجود دارد. به طوری که در بلندمدت به ازای یک درصد افزایش در قیمت طلا و نفت، به ترتیب منجر به کاهش ۰/۵۵ و ۱/۵۵ درصد در شاخص قیمت سهام می‌شود. به علاوه در بلندمدت به ازای یک درصد افزایش در نرخ واقعی ارز منجر به افزایش ۱۳/۲۴ درصد شاخص قیمت سهام می‌شود. هم‌چنین نتایج نشان‌دهنده‌ی نقش کلیدی و اساسی دو متغیر نرخ واقعی ارز و قیمت نفت در توضیح نوسانات بیشتر شاخص قیمت سهام است. به طوری که شوک‌های نرخ واقعی ارز و قیمت نفت نسبت به قیمت طلا، منبع بزرگ و قابل توجهی در بی‌ثباتی شاخص قیمت سهام است.

**واژگان کلیدی:** شاخص قیمت سهام، روش جوهانسون-جوسلیوس، تابع واکنش آنی تعمیم یافته، تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته.

\* تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۰۵/۲۸ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۱/۱۱/۲۱

## ۱- مقدمه

بخش مالی اقتصاد در هر کشوری تأمین کننده‌ی منابع مالی مورد نیاز جهت گسترش فعالیت‌های اقتصادی محسوب می‌شود و به طور کلی شامل بازار پولی و بازارهای مالی است. یکی از معیارهای مهم در ارزیابی بازارهای مالی کشورهای مختلف وضعیت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار است که می‌توانند به عنوان یک ابزار مهم در بررسی بازخوردهای درونی و بیرونی در بورس اوراق بهادار مورد استفاده قرار گرفته و مبنایی جهت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران باشد. از آنجایی که عرضه و داد و ستد سهام مؤسسات و واحدهای تولیدی و اقتصادی در بورس اوراق بهادار صورت می‌گیرد، از این رو شاخص قیمت سهام، کاربردی وسیع و با اهمیت، هم از دیدگاه سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در سهام خاص و هم به عنوان یک شاخص اقتصادی از دیدگاه اقتصاد کلان دارد (عظیمی و همکاران، ۱۳۸۸).

قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت، سه متغیر اقتصادی هستند که تغییرات آن‌ها تأثیر بسزایی در روند رشد بازار بورس اوراق بهادار برجای می‌گذارد. به طوری که دلار آمریکا امروزه به عنوان ارزی است که در معاملات طلا، نفت و سهام بازارهای بورس در سطوح بین‌المللی مورد استفاده قرار می‌گیرد، شناخته شده است. حال این پرسش مطرح می‌شود که تغییرات هر یک از این بازارها چقدر می‌تواند بر شاخص قیمت سهام بازار بورس اثر گذار باشد. از این رو در مطالعه‌ی حاضر به بررسی ارتباط بین این بازارها و تأثیر تکانه‌های ناشی از هر یک از بازارها بر شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود.

این تحقیق در پنج بخش سازمان‌دهی شده است به طوری که در بخش دوم، مبانی نظری تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش سوم به مرور پیشینه‌ی تحقیق در داخل و خارج از کشور اختصاص دارد. در بخش چهارم پس از معرفی داده‌ها و متدولوژی تحقیق، نتایج تجربی ارائه می‌شود. در این بخش با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا، روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل را مورد بررسی قرار داده و در ادامه برای بررسی اثرات ناشی از تکانه‌های هر یک از متغیرها بر شاخص قیمت سهام، از توابع واکنش آنی تعمیم یافته و تجزیه واریانس تعمیم یافته استفاده شده است و در بخش پنجم نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

## ۲- چارچوب نظری و پیشینه‌ی تحقیق

### ۲-۱- چارچوب نظری

نرخ ارز یکی از عوامل تعیین‌کننده در محاسبه‌ی سودآوری و کارایی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است. در حقیقت، ثبات نرخ ارز باعث کاهش عدم اطمینان در فضای اقتصاد داخلی شده و در نتیجه سرمایه‌گذاران به سهولت در مورد سرمایه‌گذاری در زمان حال و آینده تصمیم‌گیری می‌کنند. شاخص قیمت سهام نشان‌دهنده‌ی توانایی شرکت در جذب سرمایه‌گذاری‌ها و نهایتاً افزایش سرمایه‌گذاری است. نرخ ارز و نوسانات آن و در حقیقت انتخاب صحیح و بهینه‌ی نظام‌های ارزی تأثیر مهمی بر سرمایه‌گذاری‌ها و صادرات و واردات کشور دارد. ارتباط بین بازار سهام و نرخ ارز نیز با توجه به میزان صادرات و واردات کشورها، می‌تواند مثبت یا منفی باشد. تغییرات نرخ ارز، رقابت‌پذیری شرکت‌ها را در سطوح بین‌المللی از طریق تغییر در درآمدها و هزینه‌ها تحت تأثیر قرار می‌دهد و این امر نیز به نوبه‌ی خود بر سهام شرکت‌ها در بازار بورس تأثیر می‌گذارد (درنوش و فیشر، ۱۹۸۰).

تأثیر قیمت نفت بر بازار سهام نیز بسته به اینکه کشور صادرکننده نفت باشد یا واردکننده‌ی آن، متفاوت است. از این رو کانال‌های اثرگذاری آن نیز برای هر کشوری متفاوت خواهد بود. بطوری که در کشورهای واردکننده‌ی نفت، اگر قیمت نفت افزایش یابد، مانند مالیات و تورم عمل خواهد نمود که در این صورت دو حالت رخ می‌دهد: (الف) مصرف‌کنندگان سعی در یافتن انرژی‌های جایگزین می‌کنند (ب) افزایش در هزینه‌های تولید شرکت‌های غیرنفتی، با این وجود، تغییرات قیمت نفت منجر به افزایش ریسک و عدم اطمینان می‌شود و این امر نیز بر شاخص قیمت سهام تأثیر منفی می‌گذارد و در نتیجه ثروت و سرمایه‌گذاری نیز کاهش می‌یابد (باشر و سادروسکی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶؛ ارای‌گیت<sup>۲</sup>، هوانگ و همکاران<sup>۳</sup> (۱۹۹۶))، ارتباط تئوریک و تجربی بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام را به دو دسته‌ی کلی تقسیم کردند: (۱) با توجه به این‌که نفت به عنوان نهاده‌ی تولید در فرآیند‌های تولیدی استفاده می‌شود، از این رو افزایش در قیمت نفت منجر به افزایش هزینه‌های نهاده‌های تولیدی شده و این امر نیز به نوبه‌ی خود بر شاخص قیمت سهام شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد (۲) قیمت نفت از طریق نرخ تنزیل و در قالب نرخ تورم انتظاری و نرخ بهره‌ی واقعی بر شاخص قیمت سهام اثر می‌گذارد؛ به این صورت که افزایش قیمت نفت در کشورهای واردکننده‌ی نفت منجر به افزایش تورم داخلی شده و به دنبال آن با افزایش نرخ

تورم انتظاری، نرخ تنزیل نیز افزایش یافته و در نتیجه منجر به افزایش شاخص قیمت سهام می‌شود.

## ۲-۲- پیشینه‌ی تحقیق

در بررسی پیشینه‌ی تحقیق، در رابطه با تأثیر متغیرهای قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام، با مطالعاتی در این زمینه مواجه می‌شویم که این مطالعات از نظر مفاهیم تئوریک، تعریف داده‌ها و دوره‌ی زمانی متفاوت هستند. نکته‌ی قابل توجه این است که بیشتر مطالعات از مقادیر حقیقی به جای مقادیر اسمی استفاده کرده‌اند. بنابراین، می‌توان در این زمینه به مطالعات زیر اشاره نمود:

جانس و کاول<sup>۴</sup> (۱۹۹۶)، در تحقیقی با استفاده از تحلیل‌های رگرسیونی، به بررسی تأثیر قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام بازارهای بورس آمریکا (۱۹۹۱-۱۹۶۰)، کانادا (۱۹۹۱-۱۹۶۰)، ژاپن (۱۹۹۱-۱۹۷۰) و انگلستان (۱۹۹۱-۱۹۶۰) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داده است که تغییرات قیمت نفت خام تأثیر منفی بروی شاخص قیمت سهام بازار بورس کشورهای مذکور دارد.

پاپیترو<sup>۵</sup> (۲۰۰۱)، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری VECM و تجزیه‌ی واریانس خطای پیش‌بینی، به بررسی تأثیر قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام بازار بورس یونان با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۶:۶-۱۹۸۹:۱ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها بیان‌گر این مطلب است که شوک قیمت نفت در چهار ماه اول، تأثیر منفی بروی شاخص قیمت سهام دارد.

ال-شریف و همکارانش<sup>۶</sup> (۲۰۰۵)، با انجام یک مطالعه‌ی تجربی به بررسی ارتباط بین قیمت نفت خام و ارزش افزوده‌ی بخش نفت و گاز انگلستان با استفاده از آزمون‌های هم-انباشتگی و داده‌های روزانه، طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۹:۰۱:۰۱ تا ۲۰۰۱:۰۶:۳۰ پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که افزایش قیمت نفت منجر به افزایش قیمت در بازارهای نفت و گاز می‌شود.

نارایان و نارایان<sup>۷</sup> (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ی خود به بررسی تأثیر قیمت نفت و نرخ ارز دلار آمریکا بروی شاخص قیمت سهام بورس ویتنام با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان داده است که تغییر قیمت نفت تأثیری مثبت و معنی‌دار بروی شاخص قیمت سهام دارد.

هاو زائو<sup>۸</sup> (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ی خود با استفاده از الگوی Multivariate GARCH به تجزیه و تحلیل روابط پویا بین نرخ ارز دلار آمریکا و شاخص قیمت سهام در چین با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۱-۲۰۰۹ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها حاکی از آن است که تعادل پایدار بلندمدت، بین نرخ ارز دلار آمریکا و شاخص قیمت سهام وجود ندارد.

دیاماندیس و دراکوس<sup>۹</sup> (۲۰۱۰)، با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری (VECM)، به تجزیه و تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین بازار سهام و بازار ارز با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۹ در کشورهای آمریکای لاتین (آرژانتین، برزیل، شیلی، مکزیک) پرداخته‌اند. آن‌ها در مطالعه‌ی خود به این نتیجه رسیدند که بین بازار سهام و بازار ارز در این کشورها ارتباط مستقیم وجود دارد و بازار سهام آمریکا کانال ارتباطی این بازارها محسوب می‌شود.

صمدی و همکاران، در تحقیقی تحت عنوان «بررسی رابطه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران» به بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا، با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۷-۲۰۰۶ و مدل اقتصادسنجی Multivariate GARCH به این نتیجه رسیدند که تأثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به تأثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۵).

کریم‌زاده، در مطالعه‌ی خود به بررسی میزان و چگونگی اثرگذاری بلندمدت هریک از متغیرهای کلان پولی بر شاخص قیمت سهام با استفاده از مدل VAR با وقفه‌های توزیعی پرداخته است. نتایج برآورد نشان داده‌است که یک بردار هم‌جمعی بین شاخص قیمت سهام بورس و متغیرهای کلان پولی وجود دارد (کریم‌زاده، ۱۳۸۵).

عظیمی و همکاران، با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسلیوس و داده‌های فصلی، طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۰، به بررسی و تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر شاخص قیمت بازار بورس اوراق بهادار تهران، پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها بیان‌گر این واقعیت است که تغییرات نرخ ارز، نرخ تورم، حجم پول و میزان تولیدات صنعتی بر تغییرات شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار دارای تأثیر مثبت و تغییرات نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر منفی است (عظیمی و همکاران، ۱۳۸۸).

### ۳- روش‌شناسی تحقیق

#### ۳-۱- مدل اقتصادسنجی

مدل مطالعه‌ی حاضر بر گرفته از مطالعه‌ی نارایان و نارایان (۲۰۱۰) با اضافه کردن متغیر قیمت طلا است که به صورت ذیل تصریح شده است:

$$SP_t = F(ER, OIL, GOLD) \quad (۳)$$

$$\ln SP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln OIL_t + \alpha_2 \ln ER_t + \alpha_3 \ln GOLD_t + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

که در آن:

SP: شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران (ریال)

OIL: قیمت سبب نفت ایران (بر حسب دلار آمریکا)

ER: نرخ واقعی ارز (ریال)

GOLD: قیمت جهانی طلا (بر حسب دلار آمریکا)

$\varepsilon$ : جمله‌ی اختلال تصادفی

در این مطالعه ابتدا به معرفی داده‌های تحقیق و ویژگی آن‌ها (از نظر مانایی یا نامانایی) می‌پردازیم و سپس با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسون- جوسلیوس (۱۹۸۹)، وجود و یا عدم وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل بررسی و سپس برای بررسی تعدیل رابطه‌ی کوتاه‌مدت به بلندمدت، از مدل تصحیح خطا استفاده می‌شود. در نهایت با استفاده از روش توابع واکنش آنی تعمیم یافته و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته، اثرات شوک‌های مختلف را مورد بررسی قرار خواهیم داد. در این راستا از نرم افزار اقتصادسنجی Stata11 استفاده شده است.

لازم به ذکر است، دوره‌ی زمانی مورد بررسی، داده‌های روزانه، طی دوره ۱۳۸۴/۰۱/۰۱ تا ۱۳۸۹/۱۲/۲۸ است. اطلاعات مربوط به داده‌های شاخص قیمت سهام از سازمان بورس اوراق بهادار تهران و قیمت طلا، از بورس فلزات لندن (LMD) استخراج شده است. داده‌های مورد استفاده برای نرخ واقعی ارز (برای محاسبه‌ی نرخ واقعی ارز از نسبت حاصل ضرب نرخ ارز بازار آزاد در نسبت شاخص قیمت مصرف کننده‌ی آمریکا به شاخص قیمت مصرف کننده‌ی ایران استفاده شده است) از سایت بانک مرکزی و صندوق

بین‌المللی پول (IMF<sup>۱</sup>) بدست آمده‌است و همچنین اطلاعات مربوط به قیمت نفت از سالنامه‌ی انرژی شرکت BP استخراج شده است. همه‌ی این متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

### ۲-۲- تخمین مدل و نتایج آن

برای تعیین و تبیین روابط بلندمدت بین چند متغیر، روش‌های متعددی مطرح شده است. روش انگل- گرنجر، روش خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده و یا روش معروف جوهانسون- جوسلیوس نمونه‌هایی از این روش‌هاست. ترتیبی که بیان شده است به صورت زمان‌بندی شده و تاریخی است. بدین معنی که ابتدا روش انگل- گرنجر مطرح شد، ولی بدلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را نداشت، چرا که برآوردهای حاصل از آن بدون تورش نبود و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول، بی‌اعتبار خواهد بود (نوفرستی، ۱۳۷۸). به همین دلیل استفاده از الگوهای که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تر از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. مدل و الگوی اتو رگرسیو با وقفه‌ی گسترده، مدلی بود که معرفی شده و با محاسبه رابطه‌ی بلندمدت و واکنش‌های کوتاه‌مدت به طور مکرر در تحقیقات علمی مورد استفاده قرار گرفته است. اما ممکن است بین چند متغیر سری زمانی بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد. در آن صورت روش‌هایی مثل انگل- گرنجر و ARDL<sup>۲</sup> نمی‌توانند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کنند. جوهانسون و جوسلیوس با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتگی برداری که در تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی انجام می‌گیرد، توانستند نقایص روش‌های فوق را حل کنند و آزمونی را برای تعیین تعداد بردارهای بلندمدت و همچنین واکنش‌های کوتاه‌مدت معرفی کنند. بنابراین در این تحقیق از روش سوم برای تعیین وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده خواهد شد.

در مدل‌های VAR تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو با استفاده از روش‌های توابع واکنش آنی تعمیم یافته (IRFs) و تجزیه‌ی واریانس تعمیم یافته (FEVDs) صورت می‌گیرد. لذا یک ویژگی خاص این تحقیق این است که در آن به منظور تجزیه تحلیل اثرات پویای شوک‌ها از روش توابع واکنش آنی تعمیم یافته و تجزیه‌ی واریانس تعمیم یافته استفاده می‌شود.

### ۳-۳- بررسی ایستایی متغیرها و تعیین مرتبه ی بهینه ی مدل VAR

از آنجایی که بیش تر متغیرهای کلان اقتصادی نامانا هستند، و در مدل هم انباشتگی جوهانسون- جوسلیوس، همه ی متغیرهای مدل بایستی انباشته از مرتبه ی اول باشند تا بتوان از این روش استفاده کرد، بنابراین، ابتدا نشان می دهیم که متغیرهای شاخص قیمت سهام، قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت دارای این ویژگی هستند، استفاده از روش فوق بلامانع است. نگاره ی (۱)، نتایج مربوط به آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) را برای متغیرهای مدل نشان می دهد. همان طور که ملاحظه می شود، هر چهار متغیر در سطح اطمینان ۹۹ درصد نامانا هستند و با یک بار تفاضل گیری این مشکل حل و متغیرها مانا می شوند. بنابراین نتیجه گیری می شود که هر چهار متغیر شاخص قیمت سهام، قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت  $I(1)$  بوده و استفاده از روش جوهانسون- جوسلیوس در این مدل بلامانع است.

نگاره ی ۱: آزمون ایستایی متغیرهای مدل

| متغیر | آزمون دیکی- فولر در سطح با<br>عرض از مبدأ |         | آزمون دیکی- فولر تفاضل مرتبه ی اول<br>متغیرها |         |
|-------|---|---------|---|---------|
|       | آماره ی آزمون                             | p-value | آماره ی آزمون                                 | p-value |
| LSP   | -۱/۴۳                                     | ۰/۱۵۳   | -۳/۷۶   | ۰/۰۰۰   |
| LGOLD | -۰/۶۰                                     | ۰/۵۴۶   | -۳/۱۷   | ۰/۰۰۱   |
| LER   | -۱/۳۸                                     | ۰/۱۶۹   | -۷/۷۱   | ۰/۰۰۰۰  |
| LOIL  | -۱/۲۰                                     | ۰/۲۳۰   | -۴/۳۵   | ۰/۰۰۰۰  |

منبع: نتایج تحقیق

در ادامه، ابتدا درجه یا مرتبه ی بهینه ی الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) تعیین و سپس وجود یا عدم وجود بردار بلندمدت بین متغیرها با روش هم انباشتگی جوهانسون- جوسلیوس بررسی می شود. با توجه به این که حجم نمونه ی مورد بررسی در این مطالعه نسبتاً زیاد است، لذا برای تعیین مرتبه ی بهینه ی مدل VAR از معیار شوارتز- بیزاین استفاده شده است و با توجه به این معیار، مرتبه ی بهینه ی VAR، یک تعیین شده است. بنابراین، همان طوری که مشاهده می شود، نگاره ی (۲)، مرتبه تعیین شده ی الگوی VAR را با توجه به معیار شوارتز- بیزاین نشان می دهد:



نگاره‌ی ۲: تعیین تعداد وقفه‌های بهینه‌ی مدل VAR

| تعداد وقفه | مقدار شواتز-بیزین (SBC) |
|------------|-------------------------|
| ۴          | -۲۴/۱۹۶۳                |
| ۳          | -۲۴/۲۶۰۶                |
| ۲          | -۲۴/۳۱۶۶                |
| ۱          | -۲۴/۳۲۰۲*               |
| ۰          | -۶/۴۵۷۹۹                |

منبع: محاسبات تحقیق

### ۳-۴ - بررسی بردار هم‌گرایی

نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرها، حاکی از آن است که تمام متغیرها با یک مرتبه‌ی تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند، بنابراین برای تعیین بردارهای هم‌گرایی یا روابط بلندمدت از روش هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسلیوس استفاده می‌شود.

نگاره‌ی ۳: آزمون ماتریس اثر ( $\lambda_{trace}$ )

| p-value | مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ | آماره‌ی آزمون | فرضیه‌ی مقابل | فرضیه‌ی صفر |
|---------|-------------------------|---------------|---------------|-------------|
| ۰/۱۴    | ۳۹/۲۱                   | ۳۷/۲۴         | $r \geq 1$    | $r = 0$     |
| ۰/۲۶۳   | ۲۹/۶۸                   | ۱۶/۴۲         | $r \geq 2$    | $r = 1$     |
| ۰/۲۷۱   | ۱۵/۴۱                   | ۲/۰۳          | $r \geq 3$    | $r = 2$     |
| ----    | ----                    | ----          | $r \geq 4$    | $r = 3$     |

آزمون حداکثر مقادیر ویژه ( $\lambda_{max}$ )

| p-value | مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ | آماره‌ی آزمون | فرضیه‌ی مقابل | فرضیه‌ی صفر |
|---------|-------------------------|---------------|---------------|-------------|
| ۰/۱۶    | ۲۷/۰۷                   | ۲۴/۸۱         | $r = 1$       | $r = 0$     |
| ۰/۱۸    | ۲۰/۹۷                   | ۱۴/۳۸         | $r = 2$       | $r \leq 1$  |
| ۰/۲۴    | ۱۴/۰۷                   | ۱/۸۴          | $r = 3$       | $r \leq 2$  |
| ----    | ----                    | ----          | $r = 4$       | $r \leq 3$  |

منبع: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از روش ماتریس اثر و روش حداکثر مقادیر ویژه، در نگاره‌ی (۳) نشان می‌دهد، وجود یک رابطه‌ی بلندمدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد را نمی‌توان پذیرفت. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد قبول واقع می‌شود. همان‌طوری که جدول فوق نشان می‌دهد در هر دو آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه، ملاحظه می‌شود که مقدار آماره‌ی محاسبه شده به ترتیب برابر  $۳۷/۲۴$  و  $۲۴/۸۱$  و مقدار احتمال در بهترین حالت، سطح معنی‌داری ۸۶ درصد را برای وجود یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها قائل است. بنابراین با توجه به اطلاعات نگاره‌ی (۳)، می‌توان با سطح احتمال پایین‌تری وجود یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل را تأیید کرد. هم‌چنین با توجه به این‌که  $p$ -value مربوط به آزمون اثر برابر  $۰/۱۴$  است، می‌توان گفت که فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود رابطه‌ی بلندمدت در سطح اطمینان ۸۶ درصد مورد قبول واقع می‌شود و با ۸۶ درصد اطمینان رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد. برای آزمون حداکثر مقادیر ویژه این رقم بیشتر و برابر  $۰/۱۶$  است که می‌توان گفت در سطح اطمینان ۸۴ درصد قائل به وجود رابطه‌ی بلندمدت هستیم. بنابراین با توجه به این نکته، رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل به صورت نگاره‌ی (۴) است.

نگاره‌ی ۴: تخمین بردار هم‌انباشتگی

| متغیر | ضریب  | مقدار آماره‌ی آزمون | p-value |
|-------|-------|---------------------|---------|
| LSP*  | ۱     | -----               | -----   |
| LGOLD | -۱/۵۵ | -۳/۲۵               | ۰/۰۰۱   |
| LER   | ۱۳/۲۴ | ۴/۶۵                | ۰/۰۰۰   |
| LOIL  | -۰/۵۵ | -۲/۳۵               | ۰/۰۱۹   |

منبع: نتایج تحقیق

\* بردار هم‌انباشتگی نسبت به متغیر LSP نرمالایز شده است.

مرحله‌ی بعد، رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل، تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول انتخاب می‌شود. بردار بهینه‌ی انتخاب شده در این مطالعه در نگاره‌ی (۴) گزارش شده است.

همان طوری که ملاحظه می‌شود، بردار نرمال شده (۱، ۱/۵۵، -، ۱۳/۲۴ و ۰/۵۵-)، ضرایب بلندمدت شاخص‌های قیمت سهام، قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت را نشان می‌دهد. هرچند ضریب اطمینان این بردار نسبتاً پایین است، با این وجود یک رابطه-ی بلندمدت روبرو استخراج می‌شود:

$$LSP = -115/87 - 1/55 LGOLD + 13/24 LER - 0/55 LOIL \quad (5)$$

با توجه به نتایج نگاره‌ی (۴)، می‌توان بیان کرد که قیمت طلا و نفت دارای اثر منفی و معنی‌داری بر روی شاخص قیمت سهام بوده، به بیان دیگر، با افزایش یک درصد در قیمت طلا و نفت، شاخص قیمت سهام به ترتیب ۱/۵۵ و ۰/۵۵ درصد کاهش می‌یابد. تأثیر منفی و معنی‌دار قیمت نفت بر روی شاخص قیمت سهام، علاوه بر سازگار بودن با مبانی نظری با مطالعات تجربی خارجی نظیر جانس و کاول (۱۹۹۶) نیز سازگار است. همچنین نتایج جدول (۴) بیانگر این مطلب است که نرخ واقعی ارز دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر روی شاخص قیمت سهام بوده به طوری که با افزایش یک درصد در نرخ واقعی ارز شاخص قیمت سهام ۱۳/۲۴ درصد افزایش می‌یابد. تأثیر مثبت و معنی‌دار نرخ واقعی ارز بر روی شاخص قیمت سهام با مطالعات تجربی خارجی نظیر دیاموندیس و دراکوس (۲۰۱۰) نیز سازگار است. بنابراین، همان‌طور که مشاهده می‌شود، نرخ واقعی ارز در میان متغیرهای تأثیرگذار، بیشترین سهم را دارد.

### ۳-۵- برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به نوسانات بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد (نوفرستی، ۱۳۸۷).

بنابراین با اعمال قید و محدودیت بروی LSP، مدل تصحیح خطا (ECM) برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا با اعمال قید بر متغیر شاخص قیمت سهام، به صورت رابطه‌ی (۶) است:

$$\Delta LSP = 0/148 - 0/118 ecm(-1) \quad (6)$$

$$t = (1/198) (-2/228)$$

با توجه به نتایج مدل تصحیح خطا می‌توان بیان کرد که سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت، برابر  $0/118$  بوده و در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار است که حاکی از سرعت پایین تعدیل به سمت مقدار تعادلی بلندمدت است و در هر دوره،  $11/8$  درصد از عدم تعادل مربوط به دوره‌ی قبل برای متغیر شاخص قیمت سهام تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر، تعدیل به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت در مدت زمان نسبتاً طولانی انجام می‌گیرد.

### ۳-۶- توابع واکنش آنی (تعمیم یافته) و تجزیه واریانس خطای پیش بینی (تعمیم یافته)

در مدل‌های VAR تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو با استفاده از روش‌های توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس صورت می‌گیرد. توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرهای دستگاه در طول زمان به هنگام تکانه‌ی وارده به اندازه‌ی یک انحراف معیار نشان می‌دهد. با استفاده از توابع واکنش آنی پاسخ پویای دستگاه به تکانه‌ی واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرها مشخص می‌شود. با این روش می‌توان به اثرات پویای تغییر متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت پی برد. از تجزیه‌ی واریانس نیز بعنوان ابزاری برای تحلیل عملکرد پویای کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. با این ابزار می‌توان سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده به هر یک از متغیرهای دیگر الگو را مشخص نمود.

در تجزیه واریانس متعامد، به دلیل تجزیه چولسکی (به منظور متعامد کردن شوک‌ها)، همیشه باید مدل VAR را طوری مقید کرد که متغیر آخر در مدل هیچ اثری به طور همزمان بر روی سایر متغیرهای مدل نداشته باشد و این نشان می‌دهد که این روش تا چه اندازه به ترتیب قرار گرفتن متغیرها در مدل حساس است. مشکل دیگر این روش آنست که ممکن است شوک‌های وارده به یک معادله در مدل VAR، اثر هم زمان کمی بر روی سایر متغیرها در کوتاه‌مدت داشته باشند، اما توالی آن‌ها را با یک وقفه، بیش‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهند و در این حالت انتظار می‌رود که سهم بسیار ناچیزی از واریانس خطای پیش‌بینی بوسیله‌ی این شوک‌ها در افق کوتاه‌مدت، مقدار بیش‌تر آن در بلندمدت توضیح داده شود. به عبارت دیگر، به دلیل تجزیه چولسکی، قسمت بیشتر واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در افق زمانی کوتاه‌مدت توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود. این در حالی است که روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته، به ترتیب قرار گرفتن متغیرها در مدل حساس نیست و به منظور تجزیه‌ی واریانس، لزومی به تجزیه‌ی چولسکی

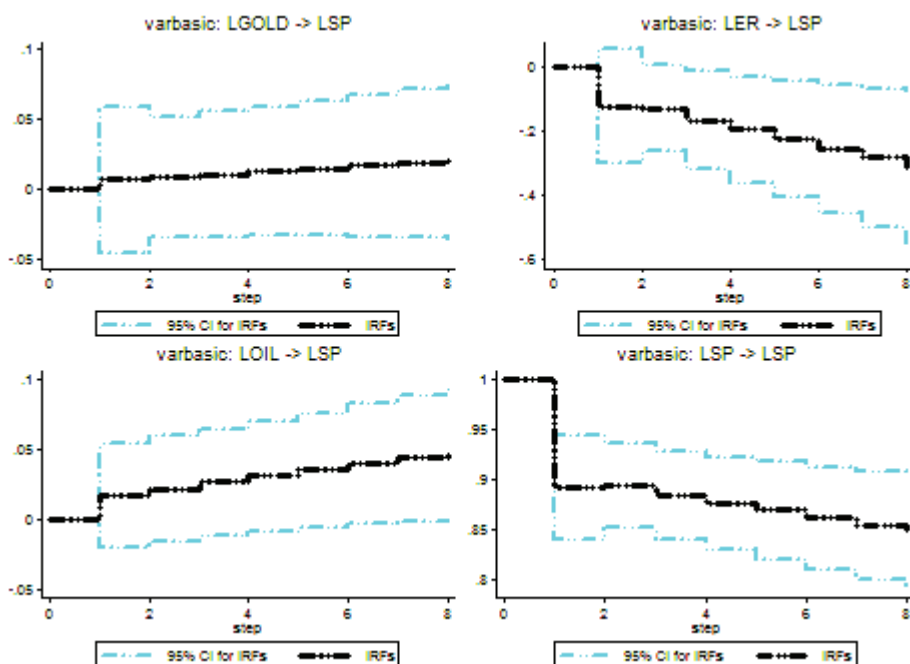
نیست و نتایج مطمئن‌تری را ارائه می‌دهد. از این رو نسبت به روش قبلی برتری بالایی دارد. از این رو با توجه به انتقادهای مذکور، کوپ و همکاران، پسران و شین، رویکرد توابع واکنش آنی تعمیم یافته (IRFs) و تجزیه‌ی واریانس تعمیم یافته (FEVDs) را معرفی کردند (کوپ و همکاران، ۱۹۹۶، پسران و شین، ۱۹۹۸). بنابراین در مطالعه‌ی حاضر به منظور تجزیه و تحلیل اثرات پویای شوک‌ها از روش‌های توابع واکنش آنی تعمیم یافته و تجزیه‌ی واریانس تعمیم یافته استفاده شده است.

#### ۴- یافته‌های تحقیق

باتوجه به آنچه که اشاره شد، نتایج اثرات متفاوت شوک‌ها در طول زمان از طرف هر یک از متغیرها با استفاده از توابع واکنش آنی تعمیم یافته و تجزیه واریانس تعمیم یافته در نمودارهای شماره‌ی ۱ و ۲ ارائه شده است:

نمودار ۱، تابع واکنش آنی شاخص قیمت سهام را در اثر شوک‌های وارده (به اندازه یک انحراف معیار) بر قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت نشان می‌دهد. براساس این نمودار، یک انحراف معیار شوک در قیمت طلا، ابتدا موجب نوسانات کمتری در قیمت سهام می‌شود، که این نوسانات در میان‌مدت به شکل جزئی در حال افزایش است و در بلندمدت اثرات اندکی بروی شاخص قیمت سهام دارد. همچنین در اثر شوک نرخ واقعی ارز، نوسانات بوجود آمده در قیمت سهام در دوره‌ی اول به شدت کاهش یافته و با افزایش دوره‌ها نوسانات بوجود آمده به تدریج در حال کاهش بوده و در بلندمدت به سمت صفر همگرا می‌شود. همان‌طوری که در نمودار ۱ قابل مشاهده است؛ نوسانات بوجود آمده در شاخص قیمت سهام، در اثر شوک قیمت نفت، نیز مشابه قیمت طلا بوده؛ ولی با افزایش دوره‌ها به تدریج نوسانات افزایش یافته و در بلندمدت واگرا می‌شود. همچنین در اثر یک انحراف معیار شوک در شاخص قیمت سهام، نوسانات بوجود آمده در شاخص قیمت سهام در دوره‌ی اول به شدت کاهش یافته و با افزایش دوره‌ها نوسانات بوجود آمده در حال کاهش بوده و در بلندمدت به تدریج به سمت صفر همگرا می‌شود.

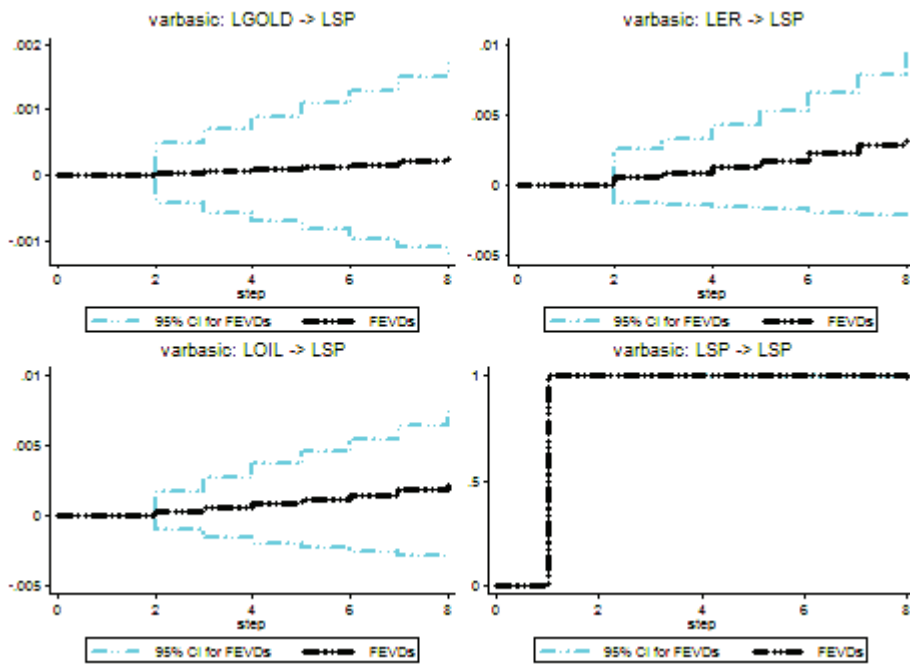
نمودار ۱: تابع واکنش آنی شاخص قیمت سهام



منبع: نرم افزار Stata11

نتایج تجزیه‌ی واریانس شاخص قیمت سهام در نمودار ۲، نشان‌دهنده‌ی آنست که؛ سهم بی‌ثباتی ایجاد شده در شاخص قیمت سهام در اثر شوک قیمت طلا، بسیار جزئی و اندک است. از سوی دیگر با توجه به نمودار مذکور، در اثر شوک‌های نرخ واقعی ارز و قیمت نفت، سهم بی‌ثباتی ایجاد شده در قیمت سهام با افزایش دوره‌ها به تدریج به طور یکنواختی در حال افزایش است؛ به طوری که نوسان ایجاد شده در شاخص قیمت سهام در اثر شوک واقعی ارز، نسبت به شوک قیمت نفت بیشتر است. هم‌چنین در اثر شوک شاخص قیمت سهام، سهم شاخص قیمت سهام در بی‌ثباتی ایجاد شده، در دوره‌ی اول به شدت افزایش یافته و از دوره‌ی اول به بعد یکنواخت می‌شود.

نمودار ۲: تجزیه واریانس شاخص قیمت سهام



منبع: نرم افزار St

## ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این تحقیق برای بررسی تأثیر قیمت طلا، نرخ واقعی ارز و قیمت نفت بر ارزش سهام بازار بورس تهران طی دوره‌ی ۱۳۸۴/۰۱/۰۱ تا ۱۳۸۹/۱۲/۲۸ از روش هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسلیوس و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است. در این راستا، واکنش شاخص قیمت سهام به شوک‌های ناشی از هر یک از متغیرها در واریانس شاخص قیمت سهام با نمودار منعکس شده است.

نتایج مدل حاکی از آن است که ارتباط بلندمدت ضعیفی بین قیمت طلا، نرخ واقعی ارز، قیمت نفت و شاخص قیمت سهام در سطح اطمینان بالای ۸۶ درصد قابل پذیرش است. با در نظر گرفتن رابطه‌ی بلندمدت، افزایش در قیمت طلا و نفت، منجر به تضعیف شاخص قیمت سهام می‌شود و همچنین افزایش نرخ واقعی ارز در بلندمدت منجر به تقویت شاخص قیمت سهام می‌شود.

نتایج حاصل از توابع واکنش آنی شاخص قیمت سهام، بیان‌گر این واقعیت است که؛ سهم شوک‌های وارده (به اندازه‌ی یک انحراف معیار) از طرف قیمت طلا و نفت در نوسان ایجاد شده در شاخص قیمت سهام با افزایش دوره‌ها به تدریج به شکل جزئی در حال افزایش هستند. به طوری که شوک ناشی از قیمت نفت نسبت به قیمت طلا در بلندمدت، نوسان بیشتری در شاخص قیمت سهام ایجاد می‌کند. از سوی دیگر، نوسانات بوجود آمده در شاخص قیمت سهام، در اثر شوک‌های ناشی از نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام، با افزایش دوره‌ها در حال کاهش بوده و در بلندمدت به تدریج به سمت صفر همگرا می‌شوند.

هم‌چنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس شاخص قیمت سهام نشان‌دهنده‌ی آنست که؛ سهم شوک‌های ناشی از نرخ واقعی ارز و قیمت نفت در بی‌ثباتی شاخص قیمت سهام به تدریج با افزایش دوره‌ها در حال افزایش هستند. از سوی دیگر، در اثر شوک ناشی از قیمت طلا، بی‌ثباتی ایجاد شده در شاخص قیمت سهام در کوتاه‌مدت، بسیار جزئی و اندک است. بنابراین با توجه به نتایج مطالعه‌ی حاضر از این رو پیشنهاد می‌شود:

• سیاست‌گذاران اقتصادی با رعایت انضباط در اجرای سیاست‌های مالی و پولی، از طریق ثبات بخشیدن به سطح عمومی قیمت‌های داخلی موجبات کاهش تغییرات نرخ ارز را فراهم نمایند.



• با افزایش قیمت نفت، فشار تقاضای ناشی از افزایش درآمد واقعی کشور می‌تواند شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین، با هدایت بخشی از درآمدهای ارزی به سرمایه‌گذاری در بخش بورس اوراق بهادار توازن عرضه و تقاضا در سهام عرضه شده حفظ شود.

## یادداشت‌ها

- 1-Doronbush and fischer
- 2-Sadorsky basher and eryigit
- 3-Huang et al
- 4-Jones and kaul
- 5-Papapetrou
- 6-El-sharif et al
- 7-Narayan and narayan
- 8-Hua zhao
- 9-Diamandis and drakos
- 10-Auto regressive distributed
- 11-Generalized impulse response functions
- 12-Generalized variance decomposition functions

## کتابنامه

### الف) فارسی

- ۱- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ سوم، تهران.
- ۲- صمدی، سعید، شیرانی‌فر، زهره و داورزاده، مهتاب. (۱۳۸۵). «بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت نفت و طلا (مدلسازی و پیش‌بینی)»، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، شماره ۲، صص ۲۵-۵۲.

- ۳- کریم زاده، مصطفی. (۱۳۸۵)، «بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌مجمعی در اقتصاد ایران»، فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۲۶، صص ۵۴-۴۱.
- ۴- عظیمی، مجید، کریمی، فرزاد و نوروزی، محمد. (۱۳۸۸). «تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران با استفاده از روش هم‌مجمعی»، فصلنامه حسابداری مالی، شماره‌ی ۵، صص ۹۳-۷۶.

### ب) انگلیسی

- 5- Basher & Sadorsky., (2006), "Oil Price Shocks and Stock Market Activity", *Energy Economics*, 21, pp.449-469.
- 6- Dickey, D.A and Fuller, W.A;(1988), "Distribution of the estimation for autoregressive time series with a unit root", *J Am Stat Assoc*, 74,427-31.
- 7- Dornbusch, R, and Fischer, S;(1980), "Exchange rates and the current account", *Am Economic Rev*, 70, 960-71.
- 8- El-Sharif, I, Brown, D, Burton, B, Nixon, B and Russell, A;(2005), "Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK", *Energy Economic*, 27, 819-30.
- 9- Engle, R.F and Granger, C.W.J;(1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251-76.
- 10- Eryigit, M (2009), "Effects of Oil Price Changes on the Sector Indices of ISE" *International Research Journal of Finance & Economics Issue*, 25, pp. 209- 16.
- 11- Hua and Zhao;(2010), "Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China", *Reserch in international Business and Finance*, 24, 103-112.
- 12- Huang, R.D and Masulis, R.W;(1996), "Stoll HR. Energy shocks and financial markets", *J Futur Markets*, 16, 1-27.

- 13- International Monetary Fund; (2007), *Iran: selected issues*. IMF Country paper no. 07/385, Washington, DC.
- 14- Johansen, S and Juselius, K;(1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- 15- Johansen, S;(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic and Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- 16- Jones, C.M and Kaul, G;(1996), "Oil and stock markets", *J Finance*, 51:463–91.
- 17- Koop, G, Pesaran, M.H and Potter, S.M;(1996), "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models", *Journal of Econometrics*, 74, 119–147.
- 18- Narayan, P and Narayan, S;(2010), "Modeling the impact of oil price on vietnam's stock prices", *Applied energy*, 87, 356-361.
- 19- Panayiotis, F, Diamandis, Anastassios, A and Drakos;(2011), "Financial liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin America countries", *Journal of Policy Modeling*, 33, 381–394.
- 20- Papapetrou, E;(2001), "Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece", *Energy Economic*, 23, 511–32.
- 21- Pesaran, M.H and Shin, Y;(1998), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models models", *Economics Letters*, 58, 17–29.