فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال سوم/ شماره دهم / پاییز ۱۳۹۱

متغیرهای تاثیر گذار بر نااطمینانی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران: متغیرهای درونزا یا برونزا

عزت اله عباسیان[۱] ـ سامان فلاحی[۲] ـ حبیب سهیلی احمدی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۱/۹/۵ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۲/۶

چکیده

وجود نااطمینانی و نوسانات بازار سهام یکی از ویژگی‌های بارز این بازار به شمار می‌آید. لذا بررسی عوامل موثر بر نااطمینانی بازار سهام می‌تواند در جهت تحلیل و پیش بینی دقیقتر شاخص بورس اوراق بهادار مفید واقع شود. در این مقاله با بکارگیری مدل‌های واریانس شرطی و مدل خود رگرسیون برداری به بررسی رابطه بین نااطمینانی متغیرهای مهم کلان اقتصادی و نااطمینانی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. به این منظور از داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۳ استفاده شده است. یافته‌های این مقاله نشان می‌دهند که نااطمینانی خود بازار سهام بیشترین سهم را در توضیح نااطمینانی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران دارد. همچنین نوسانات بازار های موازی (مسکن و طلا) نسبت به سایر متغیرهای کلان سهم بیشتری در توضیح نوسانات بازار سهام دارند.

طبقه بندی JEL : G32, G10, D81, C3

واژگان کلیدی: شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران، نااطمینانی خود بازار سهام (متغیرهای درونزا)، نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی(متغیرهای برونزا)

[۱] دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران (مسئول مکاتبات) abbasian@basu.ac.ir
[۲] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران، ایران saman_fallahi@ut.ac.ir
[۳] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران، ایران habibsoheily@ut.ac.ir

۱- مقدمه

ضرورت مدیریت ریسک در بنگاه‌های بزرگ اقتصادی، موجب شده که مطالعات گسترده‌ای در این زمینه شکل بگیرد که به سرعت در حال رشد و شکوفایی است. ماهیت مدیریت ریسک ایجاب می‌کند که این مطالعات چند وجهی باشند بدین معنی که نه تنها لازم است عملکرد اقتصادی و تجاری یک بنگاه کاملاً شناخته شود، بلکه آشنایی مدیران ریسک با مسایل آماری و ریاضی روش‌های کنترل ریسک نیز ضروری است. در بازارهای مالی مدیریت ریسک با مفهوم نوسانات گره خورده است و بدون دانستن اینکه چرا نوسانات اتفاق می‌افتد مدیریت آن غیرممکن است. تحلیل بنیادی نوسانات نیازمند مطالعه نیروهای بسیار زیاد موجود در بازار است و این کار به علت نبود داده‌های کافی، عدم اطمینان در مورد متغیرهای برون‌زا و زمان موردنیاز برای بررسی آنها بویژه در کوتاه‌مدت بسیار مشکل است.

نوسانات بازار سهام به عنوان یکی از اجزای اصلی بازار مالی اهمیت فراوانی در اقتصاد کشورها دارد و گروه بزرگی از فعالان اقتصادی، از تولید کنندگان و کارگزاران بورس گرفته تا خانوارهایی که پس انداز خود را در این بازار سرمایه گذاری کرده‌اند با این نوسانات در ارتباط مستقیم هستند. سیاستگذاران تمایل دارند عوامل تعیین کننده نوسان بازار سهام و اثرات این نوسان بر روی بخش حقیقی اقتصاد را بدانند، عاملین بازار هم به دلیل اثرگذاری نوسانات بازار سهام بر قیمت و بازدهی دارایی‌ها علاقه مند به درک این عوامل می‌باشند. به همین دلایل در مطالعات اقتصادی بحث‌های فراوانی پیرامون رابطه بین متغیرهای اساسی کلان و بازار سهام صورت پذیرفته است. طبق این مطالعات هر تغییر پیش‌بینی شده یا پیش‌بینی نشده‌ای در متغیرهای مهم کلان مانند تولید ناخالص ملی، نرخ رشد، نرخ ارز، تورم یا نرخ بهره متغیرهای بازار سهام را تحت تأثیر قرار خواهند داد. نکته‌ای که می‌تواند هم برای عاملین بازار سهام و هم برای سیاستگذاران جالب باشد رابطه این تغییرات با یکدیگر است، یعنی ابتدا دریافتن این که کدام دسته از متغیرهای کلان در نوسانات بازار سهام سهیم هستند و سپس تعیین این که کدام یک از این متغیرها نقش مهم‌تری در نوسانات بازی می‌کنند.

در همین راستا، بررسی و تحلیل رابطه بین نوسانات متغیرهای کلان و نوسانات بازار سهام در اقتصاد ایران هدف اصلی این مقاله می‌باشد. به همین منظور، در این مقاله از متغیرهای فصلی شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، شاخص قیمتی مصرف کننده، قیمت طلا، بازدهی مسکن و درآمدهای نفتی برای دوره زمانی ۱۳۷۳:۳ تا ۱۳۸۷:۴ استفاده شده است. در این مقاله از واریانس شرطی این متغیرها به عنوان نماینده‌ای از نااطمینانی آنها استفاده می‌شود. ابتدا، واریانس شرطی متغیرهای مزبور با برآورد مدل‌های مناسب برای معادله میانگین و واریانس متغیرها استخراج می‌شود. سپس، برای شناسایی و تبیین روابط بین نااطمینانی بازار سهام و متغیرهای اقتصاد کلان از مدل خود رگرسیون برداری بهره گرفته می‌شود.

جهت رسیدن به این هدف، ساختار مقاله به صورت زیر تنظیم شده است. در قسمت دوم مقاله به بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیق می‌پردازد و در قسمت سوم، تلاش شده است که توضیحات کافی از روش شناسی مقاله ارائه شود. قسمت چهارم به معرفی داده‌ها اختصاص داده شده و نتایج تجربی این مقاله در قسمت پنجم ارائه شده است. در قسمت پایانی نیز نتیجه گیری مقاله آورده شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

برای یک مدیر ریسک که با سری‌های زمانی کار می‌کند، خواص آماری این داده‌ها بدون توجه به روابط علّی و معلولی، جالب می‌باشد. یکی از قوی‌ترین این ابزارها که بیشتر تجربی بوده تا آکادمیک، روش آنالیز فنی است که در آن الگوهای آماری قیمت سهام را مدنظر قرار داده و با توجه به آنها جهت حرکت قیمت‌ها پیش‌بینی می‌شود. تاکید این مدل‌ها بر گشتاور اول یعنی میانگین است ولی در سال‌های اخیر کمّی کردن عامل ریسک در قالب گشتاور مرتبه دوم یعنی واریانس اهمیت ویژه‌ای یافته است (چنانکه انگل جایزه نوبل اقتصاد سال ۲۰۰۳ را به خاطر کارهایی که در همین زمینه انجام داده دریافت کرده است). به عبارت دیگر، نوسانات که معمولاً توسط انحراف معیار یا واریانس بازدهی‌ها اندازه‌گیری می‌شود بعنوان معیار ساده‌ای از ریسک کلی دارایی‌های مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین، بررسی رفتار نوسانات و مدل‌بندی این رفتار می‌تواند کمک بسیار زیادی در امر تصمیم‌گیری

و پیش‌بینی نماید. به ویژه این امر در بازارهای سرمایه کوچک و بسته که در آنها نوسانات زیاد است و کار مدیران ریسک و پرتفولیو پیچیده‌تر و سخت‌تر است اهمیت مضاعفی پیدا می‌کند. ویلیام شارپ[1] (۱۹۶۳)، عوامل موثر بر ریسک در بازار سهام را در دو دسته کلی طبقه بندی کرد:

- عوامل درونی (عوامل خرد): در بر دارنده عواملی است که در ارتباط با فعالیت شرکت و مدیریت آن می‌باشد، به عبارت دیگر عواملی که کنترل آن در اختیار شرکت است
- عوامل بیرونی (عوامل کلان): در برگیرنده عواملی است که خارج از اختیارات مدیریت شرکت است ولی فعالیت شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

شارپ بیان می‌کند که عوامل درونی از بنگاهی به بنگاه دیگر متفاوت است، مواردی نظیر کارایی مدیریت، اعتصاب‌های کارگری، ترجیحات مصرف‌کنندگان در خصوص کالای تولیدی بنگاه و غیره. ولی عوامل بیرونی با توجه به فضای کلی حاکم بر اقتصاد تغییر می‌کند و تمامی بنگاه‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. عوامل بیرونی را می‌توان به دو گروه عمده عوامل اقتصادی و عوامل سیاسی تقسیم بندی کرد. مواردی نظیر تغییرات نرخ بهره، نوسانات تولید ناخالص داخلی، تورم، تغییرات نرخ ارز و... عوامل اقتصادی و مواردی مثل وقوع جنگ، شورش‌ها و... عوامل سیاسی را تشکیل می‌دهند. شارپ همچنین در خصوص تفاوت بین نحوه اثر گذاری ریسک ناشی از عوامل درونی و عوامل بیرونی بیان می‌کند که ریسک ناشی از عوامل درونی بنگاه را می‌توان با انتخاب ترکیب مناسب سبد دارایی‌ها به حداقل رساند یا حذف کرد اما ریسک ناشی از حرکت کلی بازار را با متنوع کردن سبد دارایی‌ها نمی‌توان کاهش داد، چون این عوامل کل بنگاه‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهند. طبق این تقسیم بندی، عواملی که این مقاله به بررسی آنها خواهد پرداخت در گروه عوامل بیرونی اقتصادی قرار می‌گیرد، عوامل کلانی که هم وضعیت بازدهی و درآمدهای شرکت‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهند و هم انتظارات عاملین از آینده بازدهی شرکت‌ها را دگرگون می‌سازد که این دگرگونی هم به نوبه خود در طرح‌های سرمایه گذاری و تغییرات بازار سهام در آینده نقش مهمی دارد.

[1] William F.Sharpe

الونای و کیمانی[1](۲۰۱۱) بیان می‌کنند که در کشورهای در حال توسعه، بازارهای سهام نسبت به سیاست‌های اقتصادی و نوسانات کلان اقتصادی حساسیت بیشتری دارند. هرچند نمی‌توان نوسانات بازار سهام را صرفاً به نیروهای کلان اقتصادی ربط داد و چشم انداز سرمایه‌گذاران نسبت به وضعیت آینده شرکت‌ها یا یک صنعت خاص نیز در نوسانات قیمت سهام تاثیرگذار است. اما در کشورهای در حال توسعه اطلاعات ویژه مربوط به فعالیت شرکت‌ها به صورت پیوسته و با کیفیت مناسب در دسترس نیست و گردش اطلاعات پایین است. این موضوع باعث می‌شود که بازارهای سهام در این کشورها تا حد زیادی نسبت به سیاستهای اقتصادی حساس باشند.

مطالعات تجربی پیرامون رابطه بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازار سهام را می‌توان به دو دسته وسیع تقسیم کرد. دسته اول بر روابط این متغیرها در سطح یا همان گشتاورهای اول تاکید کرده‌اند. به عنوان نمونه در مطالعات خارجی فاما[2](۱۹۸۱)، بودورتا و همکاران[3] (۱۹۸۹)، سادورسکی[4] (۱۹۹۹)، گاناسکارج و همکاران[5] (۲۰۰٤) و وویوری[6] (۲۰۰۵) و در مطالعات داخلی کریم زاده (۱۳۸۵)، محرابیان (۱۳۸۳) و عباسیان و همکاران (۱۳۸۷) به بررسی روابط متغیرهای کلان و شاخص‌های بازار سهام با استفاده از مدل‌هایی نظیر خود رگرسیون برداری (VAR) یا همجمعی چند متغیره[7]پرداخته‌اند. اغلب این مطالعات به این نتیجه رسیده‌اند که متغیرهای کلان تأثیر معنی‌داری بر بازار سهام دارند. در این مطالعات به ویژه بر عواملی نظیر نرخ بهره، نرخ تورم، عرضه پول و نرخ ارز بیشتر از سایر عوامل تاکید شده است.

دسته دوم مطالعاتی که در حوزه روابط بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازار سهام انجام شده‌اند، از بررسی روابط در سطح فراتر رفته‌اند و رابطه بین متغیرهای کلان و بازارسهام را در گشتاور دوم مورد بررسی قرار داده‌اند. مورلی[8] (۲۰۰۲) دلیل نظری چنین

[1] Olweny and Kimani
[2] E.F Fama
[3] Bodurtha et al
[4] Sadorsky
[5] Gunasekarageet al
[6] Vuyyuri
[7] Univariate Cointegration
[8] Morelli

ارتباطی را این گونه بیان می‌کند که قیمت سهام در دوره t به صورت ارزش حال جریان نقدی آتی انتظاری[1] بیان می‌شود، به عبارت دیگر:

$$E_{t-1}P_t = E_{t-1}\sum_{k=1}^{\infty}\frac{D_{t+k}}{(1+R_{t+k})^k}$$

که D_{t+k} سود سرمایه‌ای به علاوه سود نقدی پرداخت شده به سهامداران در دوره t+k ، $\frac{1}{(1+R_{t+k})^k}$ نرخ تنزیل برای دوره t+k بر مبنای اطلاعات موجود در زمان (t-1) و E_{t-1} انتظارات شرطی را نشان می‌دهد. در معادله بالا واریانس P_t در دوره t-1 به واریانس شرطی جریان نقدی آتی انتظاری و نرخ‌های تنزیل آتی و کوواریانس شرطی بین آنها بستگی دارد. اگر فرض کنیم نرخ تنزیل مقدار ثابتی باشد، آنگاه واریانس شرطی قیمت سهام و جریان آتی نقدی انتظاری با هم متناسب خواهند بود. بنابراین نااطمینانیهای ایجاد شده و تغییرات شرایط اقتصاد کلان که منجر به نااطمینانی و نوسان در رابطه با جریان آتی نقدی انتظاری می‌شود به طور متناسبی منجر به ایجاد نوسانات در قیمت و بازدهی سهام خواهد شد.

مطالعات زیادی در خصوص رابطه نوسانات متغیرهای کلان و نوسانات بازار سهام انجام شده است. تمرکز این مطالعات بر روی چگونگی تأثیر نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان بر نوسانات بازار سهام می باشد. ایده مطرح شده در مطالعات این است که از آنجایی که رابطه قوی بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازار سهام برقرار است، تکانه‌های اقتصاد کلان به بازار سهام نیز منتقل می‌شوند. فریزر و پاور[2] (۱۹۹۴) به شواهد محدودی در این مورد که نوسانات بازار سهام تابعی از متغیرهای کلان است دست یافتند. مورلی[3] (۲۰۰۲) با استفاده از مدل‌های GARCH و VAR تأثیر محدود نوسانات کلان بر نوسانات بازار سهام را برای انگلستان نشان داده است. چادوری و رحمان[4] (۲۰۰۴) با استفاده از مدل VAR و یک مدل تعدیل یافته پیش بینی فصلی برای بنگلادش، اثرگذاری یک طرفه از نوسانات اقتصاد کلان به نوسانات بازار سهام را تصدیق کرده‌اند. بالتراتی و مورانا[5] (۲۰۰۲) با استفاده از داده‌های آمریکا در دوره ۲۰۰۱-۱۹۷۰به این نتیجه رسیده‌اند که تکانه‌های وارد

[1] Expected Future Cashflows
[2] Fraser and Power
[3] Morelli
[4] Chowdhury and Rahman
[5] Beltratti and Morana

شده به نوسانات تورم و تولید و تکانه‌های نوسانات بازار سهام در ارتباط با یکدیگر می‌باشند. لیلجبلوم و استینیوس[1] (۱۹۹۷) نتیجه‌گیری کرده‌اند که بین ۱/۶ تا بیش از۲/۴ تغییرات نوسان بازار سهام فنلاند مربوط به نوسانات تولید صنعتی، تورم و عرضه پول در این کشور است. مطالعه مشابهی توسط تریسین و همکاران[2] (۲۰۰۸) باز برای فنلاند انجام شده که به نتایج مشابهی ختم شده است، آن‌ها از مدل‌های GARCH و VARبرای اثبات وجود یک رابطه دو طرفه بین نوسانات ماهیانه اقتصاد کلان و بازار سهام استفاده کرده‌اند. ادجاسی[3] (۲۰۰۹) با استفاده از یک مدل GARCH نامتقارن برای کشور غنا نشان داده است که نوسانات نرخ بهره و قیمت کاکائو (به عنوان صادرات عمده این کشور) نوسانات بازار سهام را افزایش می‌دهد، در حالی که نوسانات قیمت طلا، نفت و عرضه پول نوسانات بازار سهام را کاهش می‌دهد. دیبولد و ییلمیز[4] (۲۰۰۷) با استفاده از الگوی پانل برای ۴۵ کشور توسعه یافته و نوظهور برای دوره۲۰۰۴-۱۹۸۲به شواهد استواری در خصوص تأثیرگذاری مثبت نوسانات متغیرهای اساسی اقتصاد کلان بر روی نوسانات بازار سهام (افزایش نوسانات بازار سهام با افزایش نوسانات متغیرها) دست یافته‌اند. سولاکقلو و همکاران[5] (۲۰۰۹) با استفاده از آمار ماهیانه بورس استانبول در دوره ۲۰۰۷- ۱۹۹۰نشان داده‌اند که متغیرهای کلان قادرند در حدود ۸۰ درصد از تغییرات نوسانات بازار سهام در این دوره را توضیح دهند. زیوانمویو و چینزارا[6] (۲۰۱۱) با بررسی آمار ماهیانه بازار سهام آفریقای جنوبی طی دوره۲۰۰۹- ۱۹۹۵ به این نتیجه رسیده‌اند که نوسانات اقتصاد کلان به نحو معنی‌داری نوسانات بازار سهام را تحت تأثیر قرار داده است و نوسانات نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ ارز مهم‌ترین متغیرهای کلان بوده‌اند که نوسانات بازار سهام را متأثر ساخته‌اند. آنها به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش نوسانات نرخ بهره، قیمت طلا و نرخ ارز نوسانات بازار سهام را افزایش داده است ولی افزایش نوسانات تورم نوسانات بازار سهام را کاهش داده است.

[1] Liljeblom&Stenius
[2] Teresiene et al
[3] Adjasi
[4] Diebold and Yılmaz
[5] Solakoglu
[6] zivanemoyo& chinzara

در مطالعه حاضر تلاش شده است تا با توجه به متغیرهای استفاده شده در مطالعات ذکر شده و نیز با در نظر گرفتن شرایط ویژه اقتصاد ایران متغیرهای کلان تأثیرگذار بر نوسانات بازار سهام شناسایی شوند. همچنین مدل‌های به کار گرفته شده و روش کار مشابه مطالعه زیوانمویو و چینزارا (۲۰۱۱) می‌باشد.

۳- روش شناسی

قبل از هر چیزی لازم است اشاره‌ای به مفهوم نااطمینانی و روش‌های اندازه گیری آن داشته باشیم؛ مفهوم نااطمینانی اشاره به دو موضوع دارد: نامشخص بودن پیشامدها و نامشخص بودن احتمال وقوع پیشامدها. نااطمینانی یک متغیر به طور مستقیم قابل مشاهده و اندازه‌گیری نمی‌باشد، بلکه برای نشان دادن نااطمینانی باید معیاری برای آن ساخت. برای اندازه‌گیری و سنجش نااطمینانی یک متغیر از معیارهای متفاوتی استفاده شده است، در مطالعات اولیه بیشتر از تغییرات غیر شرطی برای اندازه گیری نااطمینانی استفاده شده است. برای مثال، فیشر(۱۹۸۱) از انحراف معیار متحرک تورم به عنوان نماینده‌ای برای نااطمینانی تورم استفاده کرده است. پس از معرفی مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیون[1] توسط انگل[2](۱۹۸۲) محاسبه ریسک و نااطمینانی با دقت بالایی امکان پذیر شد و در مطالعات تجربی به نحو وسیعی از واریانس‌های شرطی به عنوان نماینده‌ای برای سنجش نااطمینانی متغیرها استفاده می‌شود. ویژگی بارز مدل‌های ARCH پیش بینی واریانس شرطی یک سری زمانی است که در طول زمان نوسانات خوشه‌ای[3] دارد. مدل عمومی ARCH(q) را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

که در آن h_t واریانس شرطی، ε_{t-i}^2 ها مجذورجملات خطا برای دوره‌های مختلف و q مرتبه میانگین متحرک مدل است. بولرسلو[4] (۱۹۸۶) با افزایش میزان انعطاف پذیری و

[1] Autoregressive Conditional Heteroskedastic (ARCH)
[2] Engle
[3] Volatility clustering
[4] Bollerslev

مجموعه اطلاعات مدل‌های ARCH علاوه بر جملات خطا، وقفه‌های خود واریانس شرطی را نیز وارد مدل کرده است. مدل واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته[۱] GARCH(p,q)به صورت زیر است:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j}$$

q مرتبه بخش میانگین متحرک و p مرتبه بخش خود رگرسیون مدل است. اگر همه β_iها برابر با صفر باشند مدل GARCH(p,q) در واقع یک مدل ARCH(q) است. برای اینکه واریانس شرطی مقدار محدودی باشد باید ریشه‌های مشخصه معادله واریانس شرطی درون دایره واحد قرار گیرند. مزیت مدل GARCH نسبت به مدل ARCH در کوتاهی و اختصار[۲] آن است، یعنی مدل GARCH با وارد کردن وقفه‌های خود واریانس شرطی نیاز به در نظر گرفتن وقفه‌های زیاد برای جملات خطا را از بین برده است. برای مثال، GARCH(1,1) را در نظر بگیرید:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

با جایگذاری مکرر برای وقفه واریانس شرطی خواهیم داشت:

$$h_t = \frac{\alpha_0}{1-\beta_1} + \alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1^2 \varepsilon_{t-3}^2 + \cdots)$$

مشاهده می‌شود که یک مدل GARCH(1,1) شامل کل وقفه‌های جمله خطا است بنابراین، برای مدل‌سازی واریانس شرطی متغیرها غالباً از مرتبه یک و یک استفاده می‌شود.

متخصصین اقتصاد سنجی با بررسی تجربی ویژگی سری‌های اقتصادی و برای بدست آوردن تخمین‌های بهتری از واریانس‌های شرطی، مدل‌های دیگری را ارائه نموده‌اند. محدودیت اساسی مدل‌های ARCH و GARCH متقارن بودن آن‌ها است، به عبارت دیگر، در این مدل‌ها تنها قدر مطلق تکانه (جمله خطا) مهم است و علامت آن به دلیل مجذور بودن جملات خود رگرسیون و میانگین متحرک در نظر گرفته نمی‌شود. برای نشان دادن اثرات نامتقارن مدل‌های TGARCH[۳] و EGARCH[۱] وجود دارد. گولستن، جاناتان و

[1] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic (GARCH)
[2] Parsimony
[3] Threshold-GARCH

رانکل[۲] (۱۹۹۳) با ارائه مدلTGARCH نشان دادند که چگونه می‌توان به تکانه‌های منفی اجازه داد که اثر متفاوتی روی نااطمینانی داشته باشند. تصریح واریانس شرطی این مدل در ساده‌ترین شکل به صورت زیر است:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

در این رابطه d_{t-1} یک متغیر مجازی است که اگر $\varepsilon_{t-1}<0$ باشد مقدار یک و اگر $\varepsilon_{t-1}\geq 0$ باشد مقدار صفر را اختیار می‌کند. در صورتی که مقدار λ_1 از نظر آماری مخالف با صفر باشد، اثر آستانه‌ای وجود دارد. در این مدل اثر یک تکانه مثبت برابر با α_1 و اثر یک تکانه منفی برابر با $(\alpha_1 +\lambda_1)$ خواهد بود. مدل دیگری برای نشان دادن اثرات نامتقارن، EGARCH است که توسط نلسون[۳] (۱۹۹۱) ارائه شده است. تصریح واریانس شرطی این مدل در ساده‌ترین فرم به صورت زیر است:

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{0.5}) + \lambda_1 |\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{0.5}| + \beta_1 \ln(h_{t-1})$$

در این مدل اثر یک تکانه مثبت برابر با $(\alpha_1 +\lambda_1)$ و اثر یک تکانه منفی برابر با $(\lambda_1 -\alpha_1)$ است. مدل EGARCH ویژگی‌های منحصر به فردی نسبت به مدل TGARCH دارد که به دو مورد از آن‌ها اشاره می‌کنیم؛ در این مدل با توجه به اینکه واریانس شرطی بر حسب لگاریتم طبیعی بدست می‌آید نیازی به برقراری قید مثبت بودن ضرایب نیست، همچنین در این مدل با استفاده از سطح استاندارد شده تکانه $(\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{0.5})$ به جای مجذور تکانه، می‌توان تفسیر واقعی‌تری از اندازه و ماندگاری تکانه ارائه نمود.

در این مقاله انواع مختلف مدل‌های واریانس شرطی معرفی شده را برای هر یک از متغیرهای در نظر گرفته شده، تخمین زده و بهترین مدل را بر اساس ملاک‌های موجود انتخاب می‌کنیم. به منظور بررسی ارتباط میان نااطمینانی‌های شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار و متغیرهای کلان از مدل خود رگرسیون برداری (VAR[۴]) ارائه شده توسط

[1] Exponential-GARCH
[2] Glosten, Jagannathan, and Runkle
[3] Nelson
[4] Vector autoregression

سیمز[1] در سال ۱۹۸۰ استفاده می‌کنیم. این انتخاب به این دلیل می‌باشد که مدل VARبهترین مدل برای بررسی رابطه بین متغیرهایی است که ارتباط تئوریکی مشخصی بین آن‌ها وجود ندارد. با توجه به اینکه با استفاده از تئوری‌های موجود در ادبیات اقتصادی نمی‌توان ساختار متغیرهای مورد استفاده در این مقاله را از لحاظ درونزا و برونزا بودن مشخص نمود، بنابراین، انتخاب مدل VAR مناسب به نظر می‌رسد. معادله مدل VARاستفاده شده در این مقاله در شکل خلاصه شده به صورت زیر می‌باشد:

$$h_t = c + \sum_{i=1}^{p} A_p\, h_{t-p} + \varepsilon_t$$

که h_t یک بردار ستونی (۶ × ۱) شامل واریانس‌های شرطی متغیرهای معرفی شده می‌باشد، c یک بردار ستونی (۶ × ۱) شامل عبارت‌های ثابت است، A_P یک ماتریس (۶ × ۶) حاوی ضرایب و ε_t یک بردار ستونی(۶ × ۱) شامل جملات خطا می‌باشد.P نشان دهنده تعداد وقفه‌های مدل می‌باشد که بر اساس معیارهای همچون آکاییک، شوارز- بیزین، حنان کوین[2] و . . . تعیین می گردد.

٤- داده‌ها

در این مقاله از داده‌های فصلی مربوط به دوره سه ماهه اول سال۷۳ تا سه ماهه چهارم سال۸۸ (با توجه به در دسترس بودن اطلاعات همه متغیرها) بهره گرفته‌ایم. با لحاظ این موضوع که در کشور ما از میان بورس‌های مختلف (بورس اوراق بهادار، کالا، اسعار و . . .) تنها بورس اوراق بهادار از قدمت لازم برای بررسی برخوردار است از آمارهای فصلی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. بورس تهران از فروردین ماه ۱۳۶۹ اقدام به محاسبه و انتشار شاخص قیمت خود به نام تپیکس[3] نموده است. شاخص مزبور به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$TEPIX_t = \sum_{i=0}^{n} \frac{P_{it} \times Q_{it}}{D_t}$$

P_{it}، قیمت شرکت iام در زمان t

[1]Sims
[2]Akaike, Schwarz- bayesian, Hannan- quinn
[3]TEPIX

Q_{it}، تعداد سهام منتشر شده شرکت iام در زمان t

D_t، عدد پایه در زمان t که در زمان مبدأ برابر $\{\sum_{i=0}^{n} P_{i0} \times Q_{i0}\}$ بوده است.

به منظور ارائه تصویر نسبتاً جامعی از وضعیت کلان اقتصادی و متغیرهای موثر بر بازار سهام متغیرهای زیر انتخاب شده است: تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، شاخص قیمتی مصرف کننده[1]، قیمت طلا، بازدهی مسکن و درآمدهای نفتی. انتخاب این متغیرها با توجه به مطالعات پیشین و نیز در نظر گرفتن وضعیت اقتصادی کشورمان بوده است. از چهار متغیر اول در بیشتر مطالعات مربوط به این حوزه استفاده شده است، از درآمد نفت و بازدهی مسکن نیز با توجه به شرایط اقتصاد ایران استفاده کرده‌ایم. البته هرچند قیمت طلا و بازدهی مسکن متغیرهای کلان اقتصادی نیستند ولی در واقع از آن‌ها به عنوان نشانگر وضعیت بازدهی بازار طلا و مسکن به عنوان دو بازار موازی برای سرمایه گذاران بازار سهام استفاده نموده‌ایم.

داده‌های شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای سال پایه ۱۳۶۹ تهیه می‌گردد، منبع مورد استفاده ما برای بدست آوردن داده‌های این شاخص نشریه نماگرهای اقتصادی، منتشر شده توسط بانک مرکزی بوده است. قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم را به عنوان نماینده‌ای از قیمت طلا در نظر گرفته‌ایم. بازدهی مسکن را نیز با جمع زدن متوسط اجاره یک متر مربع واحد مسکونی و رشد قیمت متوسط یک متر مربع واحد مسکونی در شهر تهران به دست آورده‌ایم[2]. داده‌های متغیرهای مزبور به غیر از بازدهی مسکن از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی و داده‌های مرتبط با بازدهی مسکن از فصلنامه اقتصاد مسکن گردآوری شده‌اند. با لحاظ اینکه بیشتر متغیرهای اقتصادی در سطح نامانا[3] هستند و همچنین با توجه به اینکه در این مقاله به دنبال بررسی رابطه نوسانات شاخص کل قیمت و دیگر متغیرهای معرفی شده هستیم، از نرخ تغییر تمامی متغیرها (به غیر از نرخ بازدهی مسکن) در قسمت‌های بعدی این مقاله استفاده می‌کنیم. نرخ تغییر متغیرها توسط فرمول زیر محاسبه شده است:

$$\dot{X}_t = LogX_t - LogX_{t-1}$$

[1]Consumer price index

[2]استفاده از داده‌های شهر تهران به دلیل در دسترس نبودن داده‌های سایر استان‌های کشور می‌باشد.

[3]Non-stationary

مانایی متغیرهای مدل با استفاده آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته، فیلیپس- پرون و KPSS بررسی شده است، نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) ارائه شده است. فرضیه صفر آماری در دو آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون داشتن ریشه واحد می‌باشد. به عبارت دیگر، در این دو آزمون فرضیه صفر نامانا بودن متغیر مورد بررسی در مقابل فرضیه مانا بودن آن بررسی می‌شود. نتایج این دو آزمون دلالت بر رد فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارد، به این معنی که تمامی متغیرهای استفاده شده در این مطالعه مانا هستند. در مقابل، فرضیه صفر آماری در آزمون KPSS مانا بودن متغیر مورد بررسی می‌باشد. مطابق با نتایج ارائه شده در جدول (۱) فرضیه صفر مانا بودن همه متغیرهای مورد استفاده در سطح اطمینان ۹۵ درصد قابل رد کردن نمی‌باشد.

جدول (۱) نتایج بررسی مانایی متغیرها

متغیرها	دیکی فولر تعمیم‌یافته	فیلیپس-پرون	KPSS
نرخ رشد شاخص سهام	-۴/۰۲ (-۲/۹۱)	-۳/۹۳ (-۲/۹۱)	۰/۳۳۶ (۰/۴۶۳)
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	-۵/۱۶ (-۲/۹۱)	-۱۹/۹۶ (-۲/۹۱)	۰/۳۳۵ (۰/۴۶۳)
نرخ رشد نقدینگی	-۳/۰۱ (-۲/۹۱)	-۱۱/۲۱ (-۲/۹۱)	۰/۱۸۵ (۰/۴۶۳)
نرخ رشد شاخص قیمتی مصرف کننده (تورم)	-۵/۵۹ (-۲/۹۱)	-۴.۷۶ (-۲/۹۱)	۰/۴۷۸ (۰/۴۶۳)
نرخ رشد قیمت طلا	-۷/۰۱ (-۲/۹۱)	-۵/۳۳ (-۲/۹۱)	۰/۰۷۸ (۰/۴۶۳)
نرخ بازدهی مسکن	-۵/۳۸ (-۲/۹۱)	-۵/۲۹ (-۲/۹۱)	۰/۰۸۴ (۰/۴۶۳)
نرخ رشد درآمدهای نفتی	-۸/۵۲ (-۲/۹۱)	۳۴/۳۲ (-۲/۹۱)	۰/۰۵ (۰/۴۶۳)

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده مقادیر بحرانی آزمون‌های مربوطه هستند.

۵- نتایج تجربی

۵-۱) مدل سازی واریانس شرطی متغیرها

طبق مطالب گفته شده در قسمت روش شناسی برای تک تک متغیرها مدل‌های مختلف GARCH تخمین زده شده است. برای دستیابی به نتایج صحیح ابتدا معادله میانگین هر سری بر اساس روش باکس و جنکینز[1] تخمین زده شده و سپس مدل‌های مختلف GARCH برای به دست آوردن سری‌های نااطمینانی یا همان واریانس‌های شرطی بکار گرفته شده است. با اشاره به این که داده‌های ما فصلی هستند، عبارت‌های AR(1) تا AR(4)بر حسب معنی‌داری ضرایب، اختصار مدل به همراه نوفه سفید[2] بودن پسماندها به منظور مدل‌سازی معادله میانگین متغیرها بکار رفته است. بعد از تخمین معادله میانگین هر متغیر، انواع مدل‌های مختلف GARCH به منظور استخراج واریانس شرطی هر متغیر برآورد شده و بر اساس ملاک‌های معنی‌داری ضرایب، نوفه سفید بودن پسماندها و معیار شوارتز بهترین مدل انتخاب شده است. با بهره‌گیری از این رویکرد یافته‌های تجربی در جدول (۲) ارائه شده است.

شواهد جدول (۲) تا حد زیادی دلالت بر اهمیت و پایداری (ماندگاری) نوسانات در متغیرهای مورد استفاده دارد. به این معنی که نوسان یک متغیر در زمان حال (t) تابعی از نوسانات خود آن متغیر در زمان‌های(... ,t-1, t-2) می‌باشد. همان‌طور که اشاره شد نتایج نشان می‌دهد که بیشترین مرتبه انتخاب شده برای مدل‌سازی واریانس‌های شرطی متغیرهای مختلف همان مرتبه یک و یک می‌باشد. مدل انتخاب شده برای نوسان نرخ رشد شاخص سهام GARCH(1,1) می‌باشد که بیانگر متقارن بودن اثر تکانه‌های مثبت و منفی روی این متغیر است. البته لازم است اشاره شود که این نتایج با استفاده از داده‌های فصلی بدست آمده‌اند که ممکن است برای داده‌های با توالی دیگر نتایج دیگری حاصل شود. فقط دو متغیر تورم و نرخ رشد قیمت طلا نشان دهنده اثرات نامتقارن بوده‌اند. طبق مدل‌های انتخاب شده در جدول بالا سری نااطمینانی هریک از متغیرهای مورد بررسی ایجاد شده و برای تحلیل نتایج و بررسی ارتباط بین متغیرها با لحاظ نوسانات درآمدهای نفتی به عنوان

[1] Box- Jenkins
[2] White Noise

متغیر برونزا و همچنین متغیرهای مجازی فصلی یک مدل VAR شش متغیره تخمین زده شده است.

جدول (۲) نتایج تخمین مدل‌های مختلف GARCH برای استخراج واریانس شرطی متغیرها

	معادله میانگین	مدل GARCH انتخاب شده	ضرایب مدل GARCH انتخاب شده
نرخ رشد شاخص سهام	*۰/۴۰۲۴AR(1)= **۰/۲۶۶۱AR(2)=	GARCH(1,1)	*** −۰/۰۹۷۵α_1 = *۱/۰۲۲۵β_1 =
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	* −۰/۴۵۶۳AR(1)= * −۰/۴۱۰۰AR(2)= * −۰/۴۲۱۴AR(3)= *۰/۵۴۸۶AR(4)=	GARCH(0,1)	***۰/۵۴۴۶α_1 =
نرخ رشد نقدینگی	−۰/۲۱۷۸AR(1)= *** *۰/۶۱۷۹AR(2)=	GARCH(1,1)	***۰/۲۴۸۶α_1 = *۰/۶۵۸۱β_1 =
نرخ رشد شاخص قیمتی مصرف کننده (تورم)	*۰/۲۷۲۹AR(1)=	EGARCH(1,1)	* −۰/۶۱۳۵α_1 = *۰/۵۷۶۲λ_1 = *۰/۷۶۰۱β_1 =
نرخ رشد قیمت طلا	*۰/۳۸۸۰AR(1)= * −۰/۳۵۳۸AR(2)=	EGARCH(1,1)	*−۰/۵۱۳۲α_1 = ***۰/۱۰۰۱λ_1 = *۰/۸۸۳۵β_1 =
نرخ بازدهی مسکن	**۰/۲۶۰۹AR(1)= *۰/۵۷۷۷AR(2)=	GARCH(1,1)	***۰/۲۹۸۸α_1 = *۰/۵۶۴۷β_1 =
نرخ رشد درآمدهای نفتی	**۰/۵۳۸۸AR(1)=	GARCH(1,1)	**۰/۵۵۲۸α_1 = *۰/۵۷۳۳β_1 =

علایم (*) بیانگر معنی داری در سطح یک درصد، (××) معنی‌داری در سطح ۵ درصد و (***) معنی داری در سطح ۱۰ درصد می‌باشند.

مأخذ: یافته های تحقیق حاصل از نتایج استخراجی از نرم افزار Eviews

۲-۵) تخمین و تحلیل مدل VAR

انتقاد سیمز (۱۹۸۰) از «محدودیت‌های تصریح غیر قابل قبول[1]» که به صورت ذاتی در مدل‌های ساختاری وجود دارند منجر به ارائه یک روش جدید تخمین به نام مدل خود رگرسیون برداری (VAR) گردید. منظور از این محدودیت‌های تصریح در مدل‌های ساختاری، تعیین درونزا و برونزا بودن متغیرهای مورد نظر است. در واقع سیمز اشاره می‌کند که از تئوری‌های اقتصادی نمی‌توان درونزا و برونزا بودن متغیرهای اقتصادی را تشخیص داد بلکه تئوری‌های اقتصادی بیشتر بیان کننده ارتباط میان این متغیرها هستند. با لحاظ اینکه با استفاده از تئوری‌های موجود در ادبیات اقتصادی نمی‌توان درونزا و برونزا بودن متغیرهای مورد استفاده در این مقاله را مشخص نمود، بنابراین، انتخاب مدل VAR مناسب به نظر می‌رسد. بدون شک یک مدل VAR بیش پارامتری[2] است و ممکن است بسیاری از ضرایب تخمین زده شده از لحاظ آماری معنی دار نباشند[3]. همچنین به دلیل همخطی بالای مدل، حذف متغیرها بر اساس آزمون معنی داری t قابل اطمینان نیست. هدف اصلی در تخمین مدل VAR پیدا کردن ارتباط میان متغیرها عنوان می‌شود به همین منظور از دو تکنیک توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه‌ی واریانس استفاده می‌شود. این دو تکنیک از بیان مدل VAR به صورت نمایش میانگین متحرک به دست می‌آیند. به منظور انجام این تحلیل‌ها قبل از هر چیزی لازم است که سیستم VAR با تعیین طول وقفه بهینه مدل تخمین زده شود.

۱-۲-۵) تعیین طول وقفه بهینه مدل VAR

یکی از مراحل در تخمین مدل‌های VAR انتخاب طول بهینه وقفه مدل است که ممکن است نتایج مدل نسبت به طول وقفه حساسیت بالایی داشته باشد، بنابراین باید توجه لازم به این مرحله مبذول داشت. نتایج معیارهای مختلف برای انتخاب وقفه بهینه مدل در جدول(۳) نشان داده شده است.

---

[1] Incredible identification restrictions

[2] Overparameterized

[3] برای تخمین یک مدل VAR تعداد پارامترهای که باید تخمین زده شود برابر است با $n+pn^2$ است که n تعداد متغیرهای مدل و p طول وقفه مدل می‌باشد.

جدول(۳) نتایج معیارهای مختلف برای انتخاب طول وقفه بهینه

Lag	Log L	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۱۶۳۰/۲۵۹	NA	۳۶e-۱/۷۴	۶۵/۳۱۶۶۸-	۶۴/۱۵۸۴۲-	۶۴/۸۷۷۲۳-
۱	۱۷۹۸/۰۱۳	۲۶۰/۱۸۹۸	۳۹e-۸/۳۸	۷۰/۶۹۴۳۹-	*۶۸/۱۴۶۲۲-	*۶۹/۷۲۷۶۲-
۲	۱۸۴۴/۳۱۶	*۶۰/۴۷۸۲۲	۳۹e-۶/۲۹	۷۱/۱۱۴۹۵-	۶۷/۱۷۶۸۷-	۶۹/۶۲۰۸۵-
۳	۱۸۸۶/۰۴۵	۴۴/۲۸۳۷۴	۳۹e-۶/۷۱	۷۱/۳۴۸۷۸-	۶۶/۰۲۰۷۹-	۶۹/۳۲۷۳۵-
۴	۱۹۴۲/۷۷۱	۴۶/۳۰۶۴۹	*۳۹e-۵/۱۷	*۷۲/۱۹۴۷۱-	۶۵/۴۷۶۸۲-	۶۹/۶۴۵۹۶-

علامت * نشان دهنده طول وقفه انتخاب شده بر اساس معیار مربوط به هر ستون می‌باشد.

مأخذ: یافته های تحقیق حاصل از نتایج استخراجی از نرم افزار Eviews

همان‌طور که مشاهده می‌شود طول وقفه بهینه انتخاب شده بر حسب معیارهای مختلف، متفاوت است. در این مقاله برای تعیین طول وقفه بهینه از معیار شوارتز استفاده شده است، زیرا مدل VAR بیش پارامتری است و این معیار بر اساس اصل اختصار، وقفه‌های کمتری را پیشنهاد می‌دهد. کم‌ترین مقدار شوارتز برابر با ۶۸/۱۴۶۲۲- است که مطابق با طول وقفه یک می‌باشد.

۲-۲-۵) تحلیل عکس‌العمل آنی

توابع عکس‌العمل آنی، اثرات یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار روی رفتار پویایی متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. در واقع، به منظور بررسی واکنش هر یک از متغیرها نسبت به تکانه های خود متغیر و سایر متغیرها از این تکنیک استفاده می‌شود. دو تابع عکس‌العمل آنی عمده عبارتند از: ۱- تابع عکس‌العمل آنی متعامد[1]، ارائه شده توسط سیمز (۱۹۸۰) و سیمز (۱۹۸۱) ۲- تابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته[2]، ارائه شده توسط کوپ، پسران و پوتر[3] (۱۹۹۶) و پسران و شین[4] (۱۹۹۸). توابع عکس‌العمل آنی متعامد ممکن

[1] Orthogonalized Impulse Response Function (IRF)
[2] Generalized Impulse Response Function (GIRF)
[3] Koop, Pesaran, and Potter
[4] Pesaran and Shin

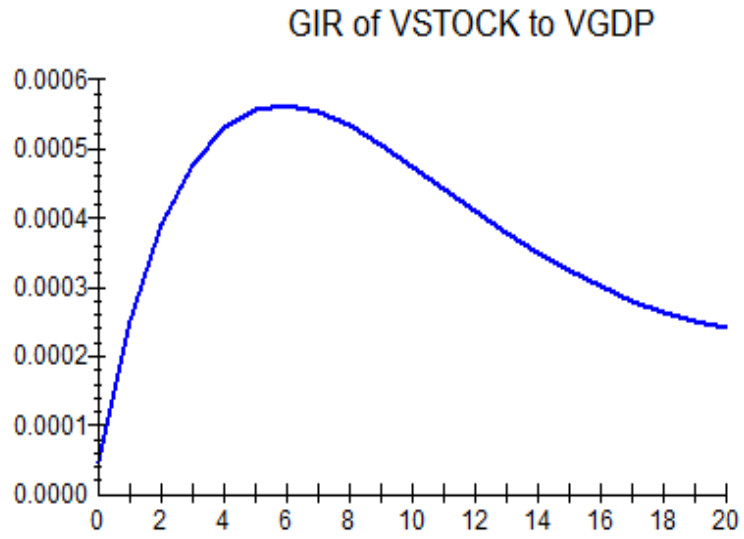
است به ترتیب قرار گرفتن متغیرها حساسیت داشته باشد. به این معنی که با رتبه بندی‌های[1] مختلف از متغیرها (ترتیب قرار گرفتن متغیرها در مدل)، توابع عکس‌العمل متفاوتی حاصل شود. ایده مطرح شدن توابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته رفع این مشکل توابع عکس‌العمل آنی متعامد بوده است. نتایج بدست آمده از توابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته حساس به رتبه بندی متغیرها نمی‌باشد و در همه حالت‌ها نتایج یکسانی حاصل می‌شود. رفتار پویای نااطمینانی شاخص سهام در مقابل تکانه‌های خودش و سایر متغیرها در نمودار (۱) نمایش داده شده است. در این نمودار VSTOCK بیانگر نااطمینانی شاخص سهام، VGDP نااطمینانی تولید ناخالص داخلی، VM2 نااطمینانی نقدینگی، VCPI نااطمینانی شاخص قیمتی مصرف کننده، VHOUSE نااطمینانی بازدهی مسکن و VGOLD نااطمینانی قیمت طلا می باشد.

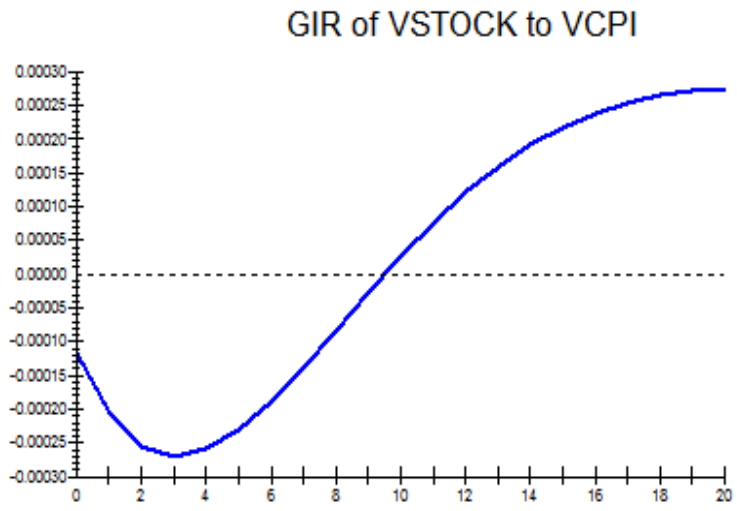
در نمودار (۱)، بر روی محور افقی در نمودارها، زمان به صورت فصلی و بر روی محور عمودی، درصد تغییر متغیر قرار گرفته است. تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در نااطمینانی شاخص سهام دارای بیش‌ترین اثر مثبت روی نااطمینانی خود شاخص سهام می‌باشد. این اثر تا فصل بیستم که در نمودار نشان داده شده مثبت و نزولی با شیب کاهنده است. شیب کاهنده این نمودار دلالت بر ماندگاری نوسانات خود شاخص سهام دارد به این معنی که اثرات وارد شدن تکانه‌ای به انحراف معیار نااطمینانی شاخص سهام برای مدت زیادی باقی می‌ماند. واکنش نااطمینانی شاخص سهام نسبت به تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در نااطمینانی تولید ناخالص داخلی در کل مثبت است البته اثر این تکانه تا فصل ششم افزایش (به صورت کاهنده) می‌یابد و بعد از آن شروع به کاهش می‌کند. می‌توان گفت که نااطمینانی تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخصی از تولید بنگاه‌ها، اثر مثبتی بر نااطمینانی شاخص سهام دارد. واکنش نااطمینانی شاخص سهام نسبت به تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در نااطمینانی نقدینگی در طی زمان متفاوت است. همان‌طور که از نمودار مربوطه مشخص می‌باشد نااطمینانی نقدینگی ابتدا تا دو فصل موجب کاهش نااطمینانی در شاخص سهام می‌گردد و پس از دو فصل این اثر مثبت می‌شود، شاید بتوان این رابطه را این گونه توضیح داد که اثر تکانه نااطمینانی نقدینگی با تأخیر چند ماهه به

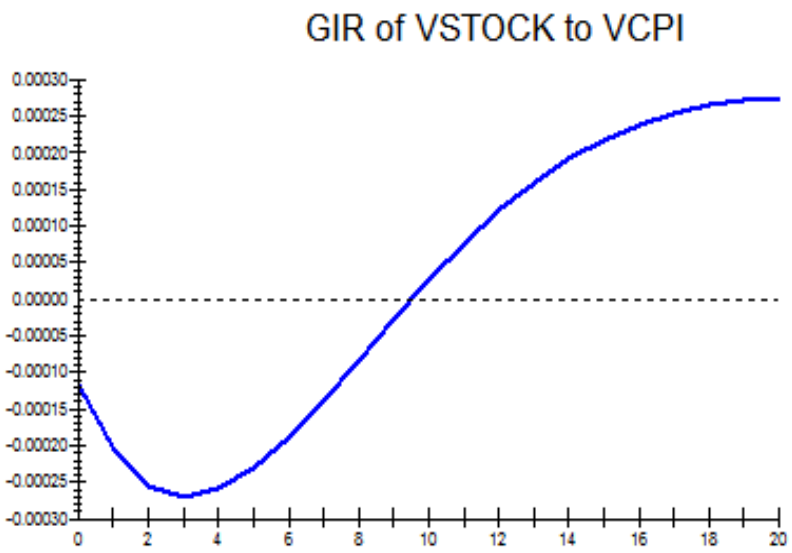
[1] ordering

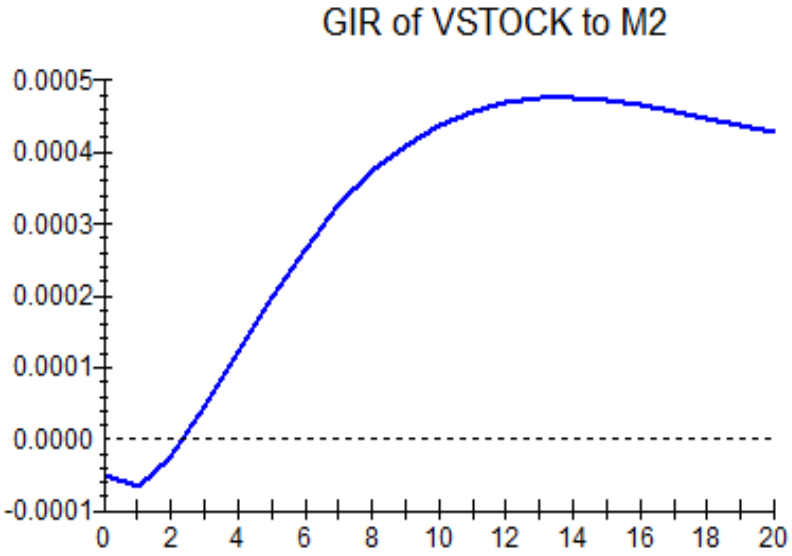
بازار سهام راه می‌یابد و البته این اثر روند افزایشی دارد که احتمالاً از کانال‌های تأثیر گذاری نقدینگی بر متغیرهای کلان اقتصاد (همانند تولید ناخالص داخلی، تورم و ...) سرچشمه می‌گیرد. در کل، نااطمینانی این متغیر اثر مثبتی بر نااطمینانی شاخص سهام دارد.

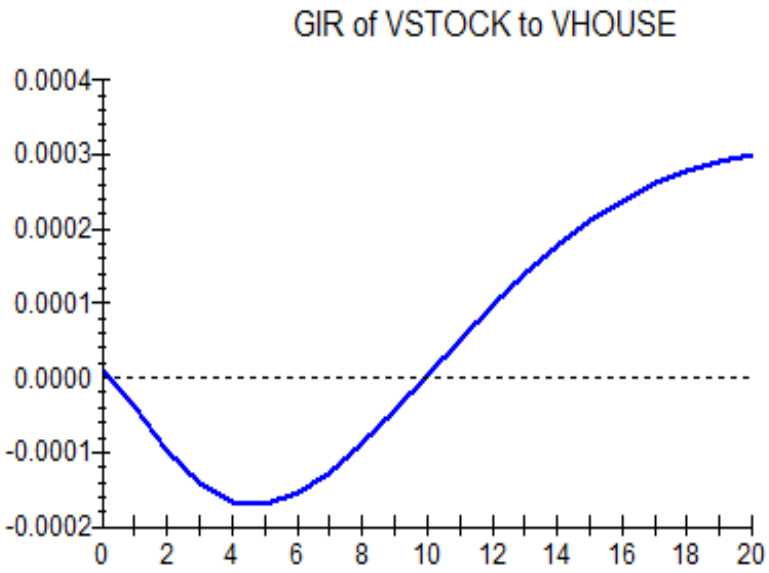
نمودار(۱) توابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته

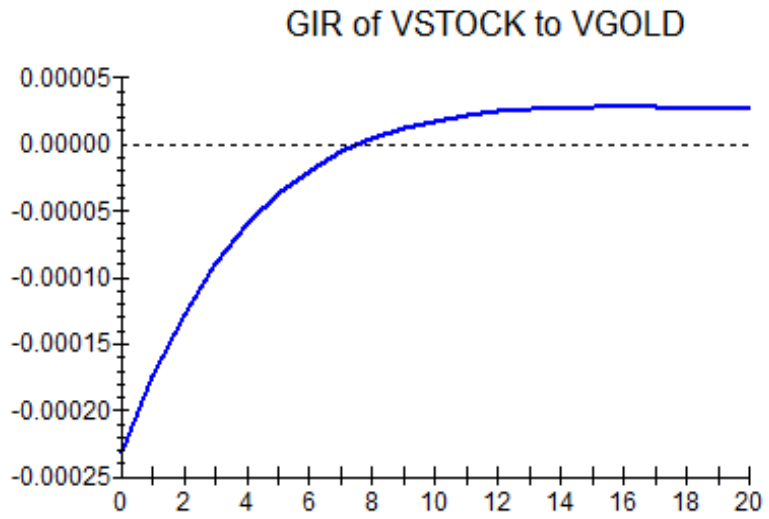





GIR of VSTOCK to VCPI
0.00030
0.00025
0.00020
0.00015
0.00010
0.00005
0.00000
-0.00005
-0.00010
-0.00015
-0.00020
-0.00025
-0.00030
0
2
4
6
8
10
12
14
16
18
20


GIR of VSTOCK to M2
0.0005
0.0004
0.0003
0.0002
0.0001
0.0000
-0.0001
0
2
4
6
8
10
12
14
16
18
20





مأخذ: یافته های تحقیق حاصل از نتایج استخراجی از نرم افزار Microfit

تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در نااطمینانی شاخص قیمتی مصرف کننده تا فصل دهم منجر به کاهش نااطمینانی شاخص سهام می‌شود. با توجه به اثرات تجمعی، اثر

نااطمینانی شاخص قیمتی مصرف کننده روی نااطمینانی شاخص سهام ناچیز است. واکنش نااطمینانی شاخص سهام نسبت به تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در نااطمینانی‌های بازدهی مسکن و قیمت طلا تا اندازه‌ای مشابه می‌باشد، افزایش نااطمینانی این دو متغیر ابتدا موجب کاهش نااطمینانی شاخص سهام و سپس افزایش آن می‌شوند. با توجه به اثرات تجمعی در کل، افزایش نااطمینانی این متغیرها باعث کاهش نااطمینانی شاخص سهام می‌گردد. برای تفسیر این نتیجه می‌توان گفت که در اقتصاد ایران بازارهای مسکن، طلا و سهام به عنوان بازارهای موازی برای سرمایه گذاری به حساب می‌آیند و افزایش نااطمینانی در یکی از این بازارها ممکن است باعث اعتماد بیشتر سرمایه گذاران به بازارهای دیگر و پس از آن کاهش نااطمینانی در آنها شود. بنابراین، کاهش نااطمینانی شاخص سهام در اثر افزایش نااطمینانی بازدهی مسکن و قیمت طلا در اقتصاد ایران می‌تواند موافق تئوری به حساب آید.

۳-۲-۵) تحلیل تجزیه واریانس

در حالی که توابع عکس‌العمل آنی اثر تکانه یک متغیر درونزا را بر خود و دیگر متغیرهای مدل VAR نشان می‌دهد، در تحلیل تجزیه واریانس، تغییرات در یک متغیر درونزا را نسبت به تکانه‌های خودش و متغیرهای دیگر تفکیک می‌کند. یکی از کاربردهای این روش ارزیابی اهمیت نسبی تکانه هریک از متغیرها در توضیح نوسانات یک متغیر خاص می‌باشد. همچنین با استفاده از این روش می‌توان برونزاترین متغیر را در مدل تعیین نمود. در این قسمت نیز از روش تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته[1] ارائه شده توسط پسران و شین[2] (۱۹۹۸) استفاده شده است. این روش حساس به رتبه بندی متغیرها نمی‌باشد و در هر صورت نتایج یکسانی ارائه می‌دهد. همانند قسمت تحلیل عکس‌العمل آنی، دوره در نظر گرفته شده در این قسمت برابر با ۲۰ فصل (۵ سال) می‌باشد که با توجه به اینکه کل داده‌های مورد استفاده در این مقاله برای ۶۰ فصل در دسترس بوده‌اند، مناسب به نظر می‌رسد. نتایج این قسمت در جدول (۴) گزارش شده است. در این

[1] Generalized Forecast Error Variance Decomposition
[2] Pesaran and Shin

جدول VSTOCK بیانگر نااطمینانی شاخص سهام، VGDP نااطمینانی تولید ناخالص داخلی، VM2 نااطمینانی نقدینگی، VCPI نااطمینانی شاخص قیمتی مصرف کننده، VHOUSE نااطمینانی بازدهی مسکن و VGOLD نااطمینانی قیمت طلا می‌باشد.

جدول(۴) تجزیه واریانس نااطمینانی شاخص بورس

فصل	VSTOCK	VGDP	VM2	VCPI	VHOUSE	VGOLD
۱	۰/۹۷۸۳	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۱۵	۰/۰۲۷۹
۲	۰/۹۴۶۰	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۲۵	۰/۰۲۳۶
۳	۰/۹۱۲۳	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۱۵	۰/۰۱۰۳	۰/۰۰۶۲	۰/۰۲۵۲
۴	۰/۸۸۱۳	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۱۳	۰/۰۱۲۶	۰/۰۱۱۴	۰/۰۳۰۹
۵	۰/۸۵۴۳	۰/۰۰۲۹	۰/۰۰۱۳	۰/۰۱۵۷	۰/۰۱۸۰	۰/۰۳۹۲
۶	۰/۸۳۱۴	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۱۷	۰/۰۱۹۵	۰/۰۲۵۷	۰/۰۴۹۳
۷	۰/۸۱۱۹	۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۲۵	۰/۰۲۳۸	۰/۰۳۴۲	۰/۰۶۰۲
۸	۰/۷۹۵۰	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۳۶	۰/۰۲۸۶	۰/۰۴۳۱	۰/۰۷۱۳
۹	۰/۷۸۰۲	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۵۱	۰/۰۳۳۷	۰/۰۵۲۱	۰/۰۸۲۳
۱۰	۰/۷۶۶۸	۰/۰۰۹۵	۰/۰۰۷۰	۰/۰۳۹۲	۰/۰۶۰۹	۰/۰۹۲۸
۱۱	۰/۷۵۴۴	۰/۰۱۲۰	۰/۰۰۹۳	۰/۰۴۴۹	۰/۰۶۹۴	۰/۱۰۲۸
۱۲	۰/۷۴۲۸	۰/۰۱۴۹	۰/۰۱۱۸	۰/۰۵۰۸	۰/۰۷۷۴	۰/۱۱۲۱
۱۳	۰/۷۳۱۸	۰/۰۱۸۱	۰/۰۱۴۶	۰/۰۵۶۸	۰/۰۸۴۸	۰/۱۲۰۸
۱۴	۰/۷۲۱۵	۰/۰۲۱۸	۰/۰۱۷۵	۰/۰۶۲۷	۰/۰۹۱۷	۰/۱۲۹۰
۱۵	۰/۷۱۱۷	۰/۰۲۵۷	۰/۰۲۰۶	۰/۰۶۸۷	۰/۰۹۸۲	۰/۱۳۶۵
۱۶	۰/۷۰۲۶	۰/۰۲۹۹	۰/۰۲۳۷	۰/۰۷۴۵	۰/۱۰۴۱	۰/۱۴۳۵
۱۷	۰/۶۹۴۲	۰/۰۳۴۳	۰/۰۲۶۹	۰/۰۸۰۲	۰/۱۰۹۶	۰/۱۵۰۱
۱۸	۰/۶۸۶۵	۰/۰۳۸۸	۰/۰۳۰۰	۰/۰۸۵۸	۰/۱۱۴۶	۰/۱۵۶۲
۱۹	۰/۶۷۹۶	۰/۰۴۳۴	۰/۰۳۳۰	۰/۰۹۱۲	۰/۱۱۹۴	۰/۱۶۱۹
۲۰	۰/۶۷۳۳	۰/۰۴۸۰۷	۰/۰۳۵۹	۰/۰۹۶۴	۰/۱۲۳۸	۰/۱۶۷۳

مأخذ: یافته های تحقیق حاصل از نتایج استخراجی از نرم افزار Microfit

تجزیه واریانس خطای پیش بینی نااطمینانی شاخص سهام بیانگر این است که در کوتاه مدت و دوره‌های اول، بیش‌تر واریانس خطای پیش بینی نااطمینانی شاخص سهام توسط تکانه خود این متغیر توضیح داده می‌شود. برای مثال، در فصل پنجم ۸۵ درصد خطای پیش بینی نااطمینانی شاخص سهام توسط تکانه های خود این متغیر قابل توضیح است. در ادامه و در بلندمدت قدرت توضیح دهندگی خود نااطمینانی شاخص سهام کاهش می‌یابد و دیگر متغیرهای مدل مطرح می‌شوند. هر چند که سایر متغیرهای مدل در دوره‌های اول سهم ناچیزی در توضیح خطای پیش بینی نااطمینانی شاخص سهام دارند اما به تدریج و با گذشت زمان قدرت بیشتری پیدا می‌کنند. به طوری که پس از گذشت ۸ فصل، سهم نااطمینانی شاخص قیمتی مصرف کننده، نااطمینانی بازدهی مسکن و نااطمینانی قیمت طلا در توضیح خطای پیش بینی نااطمینانی شاخص سهام به ترتیب برابر با ۳، ۴ و ۷ درصد می‌باشد. در دوره بیستم، از بین متغیرهای مدل (به غیر از خود نااطمینانی شاخص سهام)، سری نااطمینانی حاصل از متغیرهای قیمت طلا، بازدهی مسکن، شاخص قیمتی مصرف کننده، تولید ناخالص داخلی و نقدینگی به ترتیب بیش‌ترین سهم در توضیح خطای پیش بینی نااطمینانی شاخص سهام دارند. این نتایج دلالت می‌کند که از بین متغیرهای در نظر گرفته شده در این مقاله، متغیرهای مربوط به بازارهای موازی بازار سهام در اقتصاد ایران (یعنی مسکن و طلا) و نرخ تورم که به طور مستقیم بازدهی کلیه دارایی‌های فیزیکی را تحت تأثیر قرار می‌دهد نسبت به متغیرهای کلان تولید ناخالص داخلی و نقدینگی سهم بالاتری در توضیح نوسانات شاخص سهام دارند. همچنین نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد که هرچند بازار طلا همواره سهم بیشتری از بازار مسکن در توضیح نوسانات بازار سهام داشته است اما نسبت سهم بازار طلا به سهم بازار مسکن در کوتاه مدت بسیار بیشتر از بلندمدت است. در دوره اول این نسبت ۱۸/۶ است، یعنی سهم نااطمینانی قیمت طلا در توضیح نوسانات بازار سهام ۱۸/۶ برابر نااطمینانی بازار مسکن است. در دوره دوم این نسبت به ۹/۴۴ کاهش می‌یابد، در دوره چهارم یعنی پس از یک سال به ۲/۷۱ می رسد و پس از دو سال به ۱/۶۵ کاهش می‌یابد. می توان این نتیجه را اینگونه تحلیل کرد که بازارهای سهام و طلا در دوره کوتاه مدت جانشین های بسیار نزدیکتری هستند تا بازار مسکن و بازار سهام. از یکسو سرمایه گذاران خردی که سرمایه لازم برای سرمایه‌گذاری

در بازار را مسکن ندارند بین این دو بازار (طلا و سهام) جابجا می شوند و از سوی دیگر انجام سرمایه‌گذاری و نقد کردن دارایی‌ها در بازار مسکن به مدت زمان طولانی‌تری نیاز دارد که باعث می‌شود رابطه این بازار با بازارهای طلا و سهام در کوتاه مدت ضعیفتر از بلندمدت باشد.

٦- نتیجه گیری و توصیه‌های سیاستی

در این مقاله به بررسی روابط بین نااطمینانی متغیرهای مهم کلان اقتصادی و نااطمینانی بازار سهام پرداخته شد. قبل از هر چیزی به تعریف مشخصی از نااطمینانی یک متغیر نیاز داشتیم که از واریانس شرطی برای این منظور استفاده شد. بعد از بدست آوردن واریانس‌های شرطی متغیرهای موردنظر، از مدل خود رگرسیون برداری به منظور بررسی روابط بین آنها استفاده شد. نتایج بدست آمده از تحلیل توابع عکس العمل آنی نشان می‌دهد که از بین متغیرهای استفاده شده در این مقاله نااطمینانی تولید ناخالص داخلی، نقدینگی، قیمت طلا و بازدهی مسکن تأثیر معنی‌داری بر نااطمینانی بازار سهام دارند. افزایش نااطمینانی در تولید ناخالص داخلی و نقدینگی منجر به افزایش نااطمینانی بازار سهام می‌گردد. در حالی که افزایش نااطمینانی در بازارهای جایگزین مسکن و طلا منجر به کاهش نااطمینانی بازار سهام می‌شود. دیگر متغیر استفاده شده یعنی نااطمینانی شاخص قیمتی مصرف کننده تأثیر ناچیزی بر نااطمینانی بازار سهام دارد.

همچنین نتایج بدست آمده از تحلیل تجزیه واریانس بیانگر این است که نااطمینانی بازار سهام چه در کوتاه مدت و چه در بلندمدت بیشترین سهم را در توضیح نوسانات خودش دارد. این نتیجه می‌تواند مویدی بر تاثیر پذیری کم بازار سهام ایران از شرایط اقتصاد کلان باشد. از بین متغیرهای در نظر گرفته شده در این مقاله، متغیرهای مربوط به بازارهای موازی بازار سهام در اقتصاد ایران (یعنی مسکن و طلا) و نرخ تورم که به طور مستقیم بازدهی کلیه دارایی‌های فیزیکی را تحت تأثیر قرار می‌دهد نسبت به متغیرهای کلان، یعنی تولید ناخالص داخلی و نقدینگی سهم بالاتری در توضیح نوسانات شاخص سهام دارند که این نتیجه بیانگر اهمیت توجه به وضعیت بازارهای موازی در تحلیل نوسانات بازار سهام می‌باشد.

نتیجه‌ای که در پایان از این نوشتار می‌توانیم بگیریم این است که چون در بازارهای مالی نوسانات (ریسک) در تصمیمات سرمایه‌گذاری بسیار مهم است بنابراین موضوعات تخمین و پیش‌بینی نوسانات اجتناب‌ناپذیر خواهد بود و در نتیجه ما نیز مدل‌هایی خواهیم داشت که بتوانند خصوصیات ذکر شده نوسانات و سایر خصوصیات نوسانات بازدهی‌ها را در بر بگیرند.

فهرست منابع و مآخذ

۱. عباسیان، عزت اله، مرادپور اولادی، مهدی و عباسیون، وحید(۱۳۸۷)؛" اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دوازدهم، شماره ۳۶، پاییز ۱۳۸۷،صفحات ۱۳۵-۱۵۲.

۲. کریم زاده، مصطفی(۱۳۸۵)؛"بررسی رابطه شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره۲۶،بهار۱۳۸۵، صفحات۴۱-۵۴.

۳. محرابیان، آزاده(۱۳۸۳)؛"حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات پولی و مالی"، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی،شماره ۱۲، بهار ۱۳۸۳، صفحات ۱۶۹-۱۸۶.

4. Adjasi, Charles K.D, (2009) ;"Macroeconomic uncertainty and conditional stock-price volatility in frontier African markets (Evidence from Ghana)", The Journal Of Risk Finance, Vol 10, No 4,P 333
5. Beltratti, A and Morana, C, (2006); "Breaks and persistency: Macroeconomic causes of stock market volatility", Journal of Econometrics,Volume: 131, Issue: 1-2, PP: 151-177.
6. Bodurtha, J. N., Cho, D. C. and Senbet, L.W, (1989) ; "Economic forces and the stock market: An international perspective", The Global Finance Journal, Vol1, No1, PP: 1-46.
7. Bollerslev, Tim, (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity," Journal of Econometrics, vol31, No3, PP: 307-327
8. Chinzara, Zivanemoyo,(Mar 2011) ; "Macroeconomic uncertainty and conditional stock market volatility in South Africa",South African Journal of Economics Vol. 79:1.
9. Chowdhury, S. and Rahman, M. (2004);" On the Empirical Relation between Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility of Bangladesh", Department of Finance and Banking, University of Rajshahi.
10. Diebold, Francis X and Yilmaz, Kamil, (Aug 2008) ; "Macroeconomic volatility and stock market volatility, world wide", Penn Institute for Economic Research, Working Paper 08-031.

11. Engle, Robert F, (1982) ; "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica Vol50, PP: 987-1008.
12. Fama, E. F, (1981) ; "Stock returns, real activity, inflation and money", American Economic Review, Vol71, No4, PP: 45-56.
13. Fraser, P and Power, D. M, (1997) ; "Stock return volatility and information: an empirical analysis of Pacific Rim, UK and US equity markets", Applied Financial Economics, Vol7,PP: 241-253.
14. Glosten, Lawrence R & Jagannathan, Ravi & Runkle, David E, 1993; " On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," Journal of Finance, American Finance Association, Vol48, No5, PP:1779-1801.
15. Gunasekarage, A, Pisedtasalasai, A and Power, D. M, (2004) ; "Macroeconomic influence on the stock market: Evidence from an emerging market in South Asia", Journal of Emerging Market Finance, Vol3, No3, PP: 285-304.
16. Koop, G., Pesaran, M. H.and Potter, S. M, (1996) ; " Impulse response analysis in non-linear multivariate models", Journal of Econometrics, Vol74, PP: 119-147.
17. Liljeblom, E and Stenius, M, (1997) ; "Macroeconomic volatility and stock market volatility: empirical evidence on Finnish data", Applied Financial Economic, Vol7, PP: 419-426.
18. MORELLI, D, (2002) ; " The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility: Empirical evidence based on UK data", International Review of Financial Analysis, Vol11,PP: 101-110.
19. Nelson, D. B, (1991) ; "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach", Econometrica, Vol59, PP: 347-370.
20. Olweny,O. Tobias and Kimiani, Danson, (2011) : "Stock market performance and economic growth Empirical Evidence from Kenya using Causality Test Approach", Advances in Management & Applied Economics, vol 1, no.3, PP: 153-196.
21. Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1998) ; " Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. Economics Letters", Vol58, No1, 17-29.
22. Sdorsky, P, (1999) ; "Oil price shocks and stock market activity", Energy Economic Journal, Vol21, PP : 449-469.
23. Sharpe W F (1963), "A Simplified Model for Portfolio Analysis", Management Science , Vol 9, No2, PP: 277-293
24. Sims, Christopher (1980) , "Macroeconomics and reality" , Econometrica, Vol48, No1,PP: 1–48.
25. Solakoglu, M. Nihat; Demir, Nazmi and Orhan, Mehmet," Are macroeconomic variables important for the stock market volatility? evidence from the Istanbul stock exchange", Chapman Hall-CRC/Taylor and Francis (2009) , PP: 519-534.

26. Terisiene, D, Aarama, A. and Dubauskas, G, (2008) ; "Relationship between stock market and macroeconomic volatility", Transformation in Business and Economics, Vol7,No2, PP: 102-114.
27. Vuyyuri, S, (2005) ; " Relationship between Real and Financial Variables in India: A Cointegration Analysis", Working Paper, National Science Research Network.