مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره بیست و دوم / بهار ۱۳۹٤

بررسی تاثیرات همزمان نااطمینانی قیمت نفت و قیمت طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: بر پایه مدل سه متغیره GARCH

حسن حیدری[۱]
سعید شیرکوند[۲]
سید رامین ابوالفضلی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۳/۵/۳ تاریخ پذیرش: ۹۳/۹/۲

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تاثیرات همزمان نااطمینانی قیمت نفت و قیمت طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در قالب مدل سه متغیره GARCH طی دوره زمانی آذر ماه ۱۳۸۷ تا اسفند ۱۳۹۲ با استفاده از داده های روزانه می‌باشد.در این راستا، ابتدا به منظور بررسی ایستایی(مانایی) متغیرها، از آزمون ریشه واحد ADF، سپس برای تشخیص ناهمسانی واریانس در اجزا اخلال از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) ARCH استفاده شده است.در نهایت به منظور بررسی اثرات همزمان نااطمینانی قیمت نفت و نااطمینانی قیمت طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، مدل سه متغیره GARCH با کاربرد رهیافت BEKK برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهند بین نااطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود ندارد ولی بین نااطمینانی قیمت طلا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی و معناداری مشاهده گردید.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی، قیمت نفت، قیمت طلا، شاخص قیمت بورس اوراق بهادار، مدل سه متغیره GARCH.

۱- دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
۲- استادیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران
۳- کارشناسی ارشد مهندسی مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران(مسئول مکاتبات) R_abolfazli@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

امروزه تحلیل یک بازار به صورت مجزا از سایر بازارها تقریبا فاقد اعتبار بوده و نیاز است تحلیل گران، تحلیل های خود را بر اساس روابط میان بازار های مختلف انجام دهند. بازارهای نفت، طلا و سهام سیستم های اقتصادی پیچیده، متغیر با زمان، غیر خطی و چند متغیره می باشند و عوامل مختلفی مانند عوامل سیاسی، نظامی، اقتصادی و عرضه و تقاضا و... بر روی آنها موثر می‌باشد. با توجه به اینکه مطالعات پیشین بیشتر بر اثرات نااطمینانی یک متغیر بر متغیر های دیگر به صورت مجزا تاکید داشته اند و به بررسی اثرات همزمان چندین متغیر بر متغیر دیگر نپرداخته اند لذا برای بدست آوردن نتایج بهتر، دقیق تر و کامل تر، پژوهش حاضر با استفاده از مدل سه متغیره GARCH جهت بررسی تاثیرات همزمان نااطمینانی قیمت نفت و طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

به طور کلی، نخستین و مهمترین عامل موثر بر تصمیم گیری سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت سهام است.از این رو، آگاهی از عوامل موثر بر قیمت سهام دارای اهمیت می‌باشد(کریم زاده،۱۳۸۵). به طور طبیعی، عوامل بسیاری در شکل گیری اطلاعات و دیدگاههای طرفین بازار و نهایتا قیمت سهام شرکت ها موثرند. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی در خارج از محدوده اقتصاد داخلی است.بر این اساس، عوامل موثر بر قیمت سهام به عوامل داخلی و عوامل بیرونی قابل طبقه بندی است.

- عوامل داخلی در برگیرنده عوامل موثر بر قیمت سهام در ارتباط با عملیات و تصمیمات شرکت است. این عوامل شامل عایدی هر سهم (EPS)، سود تقسیمی هر سهم(DPS)، نسبت قیمت بر درآمد(P/E)، افزایش سرمایه، تجزیه سهام و عوامل درون شرکتی دیگر است.
- عوامل بیرونی شامل عوامل خارج از اختیارات مدیریت شرکت است، به گونه ای که فعالیت شرکت را تحت تاثیر قرار می‌دهند. این عوامل آن دسته از وقایع، حوادث و تصمیمات خارج از شرکت و موثر بر قیمت سهام است. در حالت کلی این عوامل به دوبخش زیر تقسیم می‌شود(پیرایی و شهسوار، ۱۳۸۸).

۱) عوامل سیاسی مانند جنگ، صلح، قطع رابطه سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها، تغییر ارکان سیاسی و روی کار آمدن احزاب سیاسی رقیب است.عوامل سیاسی موثر بر قیمت شاخص سهام بر گرفته از تئوری بهانوت[1] است. بهانوت معتقد است مداخلات دولت بر شاخص قیمت سهام موثر است و بازده های غیر معمول طی دوره مداخله بیشتر به فعالیت های کلی دولت بستگی دارد تا مداخله خاص دولت در بورس اوراق بهادار، و این رویداد بیشتر با تاثیر اطلاعات سازگار است تا تاثیر فشار قیمتی، حفظ کردن مالکیت دولت تاثیر مثبت بر عملکرد قیمت سهام دارد.(پاکدین امیری و همکاران،۱۳۸۷)

www.SID.ir

۲) عوامل اقتصادی که رونق و رکود اقتصادی بورس را به شدت متاثر می‌سازد، به طوری که در دوره رونق اقتصادی با افزایش سرمایه گذاری در سهام شرکت های دارای رشد، قیمت سهام آنها افزایش خواهد یافت و در وضعیت رکود کاهش قیمت سهام شرکت ها را در پی خواهد داشت، زیرا در این شرایط سرمایه گذاری در دارایی مالی با درآمد ثابت به سرمایه گذاری در سهام عادی برتری دارد(صمدی و همکاران، ۱۳۸۶)

۲-۱- آثار قیمت نفت بر بازار سهام

تئوری های اقتصادی و مطالعات قبل رابطه بین تغییرات قیمت نفت و بازار سهام یافته اندکه به موجب آن شوک های قیمت نفت بر اقتصاد کلان و نهایتا بازدهی صنایع تاثیرگذار است. تاثیر بر بازدهی به این دلیل است که شوک های قیمت نفت به طور معکوس بر تولید حقیقی و از این طریق بر سود بنگاههایی که از نفت به عنوان نهاده تولید استفاده می‌کنند، تاثیر می‌گذارد.

۲-۲- آثار قیمت طلا بر بازار سهام

قیمت طلا منعکس کننده واکنش متقابل عرضه و تقاضا در بازاری است که خریداران و فروشندگان بسیاری با وجود جریان به طور نسبی آزاد اطلاعات در آن حضور دارند. از آنجایی که قیمت طلا شاخص خوبی برای توضیح فشارهای تورمی است، بنابراین قیمت طلا طی دوران تورمی، آشفتگی بازار ارز یا بی ثباتی سیاسی صعود می‌کند که این امر تمایل افراد را برای انتخاب این نوع دارایی در سبد دارایی های خود برای حفظ ارزش آن نشان می‌دهد. البته انگیزه های سفته بازی در بازار طلا نیز یکی از دلایلی است که تقاضای طلا را تحت تاثیر قرار می‌دهد و عمده نوسان های قیمت در کوتاه مدت در این بازار ناشی از این نوع تقاضاست، بنابراین بازار طلا نیز در کنار سایر بازار های دارایی می‌تواند بر شاخص بازار سهام تاثیر گذارد (اسلاملوییان و زارع، ۱۳۸۵)

از سویی دیگر، بر اساس تئوری پرتفولیو قیمت طلا می‌تواند بر شاخص قیمت سهام تاثیرگذار باشد. پرتفولیو عبارت است از سبد دارایی که سرمایه گذار آن را با ترکیبات مختلفی از دارایی های متنوع نگهداری می‌کند. سرمایه گذاران به دنبال این موضوع هستند که ترکیب بهینه ای از دارایی های مالی را در پرتفولیوی خود نگهداری نمایند و بتوانند با انتخاب ترکیب مناسب به عایدی مورد انتظار دست یابند.(کریم زاده، ۱۳۸۵)

از آنجایی که افراد از دارایی های مالی خود در ترکیبات مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده بانکی، اوراق قرضه، طلاو ارز را نگهداری می‌کنند تغییرات حجم پول، نرخ ارز، قیمت طلا، نرخ سود بانکی و نرخ تورم تقاضای افراد برای سهام را تحت تاثیر قرار می‌دهد که به نوبه خود بر قیمت سهام تاثیرگذار است.

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۳- نااطمینانی و نوسان پذیری

طی دهه گذشته راجع به مدلسازی و پیش بینی نااطمینانی و نوسان پذیری به ویژه در بازار سهام، نرخ ارز، تورم و ... مطالعات تجربی و نظری متعددی انجام شده است . نوسان پذیری و نااطمینانی یکی از مفاهیم مهم در مباحث اقتصادی و مالی می باشد. نااطمینانی شرایطی است که در آن یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می افتند مشخص و معلوم نیست یا اینکه اگر پیشامدها مشخص و معلوم باشند احتمال های مربوط به وقوع این پیشامدها در دسترس نیست و زمانی که هر کدام یا هر دوی این موارد پیش می‌آید تصمیم گیری نسبت به آینده پیچیده و مشکل شده و از این رو فضای نااطمینانی بر تصمیم ها حاکم می گردد. بنابراین نااطمینانی فضایی است که در آن تصمیم گیرنده ها و عاملین اقتصادی نسبت به میزان و جهت تغییر متغیر ها مطمئن نیستند . نااطمینانی حاصل از منابع مختلف، موجب تغییر در روش و نوع تصمیم های عاملین اقتصادی می شود که این تصمیم ها در نهایت بر روی فعالیت های واقعی آنها تاثیر می گذارد. (حیدری و همکاران،۱۳۸۹)

نااطمینانی[۲]، تغییرات غیر قابل پیش بینی در یک متغیر اقتصادی است که چون نمی توان این تغییرات را در آینده پیش بینی کرد، می‌تواند تاثیر زیادی بر سایر متغیرهای اقتصادی بگذارد از این رو نمی‌توان با آن، همانند مساله جانبی برخورد کرد، بلکه باید آن را در متن قرار داد و وجوهش را به عنوان یک واقعیت همیشه حاضر پذیرفت و برای مقابله با آن، نظریه و ساز و کار مناسب ایجاد کرد.(مرادپور اولادی و همکاران، ۱۳۸۷).

نااطمینانی را اغلب به صورت انحراف معیار یا واریانس تعریف می کنند، که در هر مثال و موضوعی دارای مفهوم خاصی است به عنوان مثال در رابطه با بازدهی سهام، انحراف معیار بیانگر ریسک می باشد. اگر یک متغیر سری زمانی به نام y را در نظر بگیریم، y_t مقدار این متغیر در زمان t را نشان می دهد. در مباحث مرسوم رگرسیون یک معادله برای y_t مطرح می شود که در ساده ترین حالت، به صورت $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$ است. آنچه در این مدل برآ ورد می شود، معادله میانگین شرطی y_t است که به صورت $E(y_t \mid x_t) = \alpha + \beta x_t$ می باشد و برآورد آن را نیز به صورت $\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ نشان می دهیم . در این شرایط فرض ضمنی این است که واریانس شرطی y_t ثابت است.

در مباحث رگرسیون یک متغیره، تغییرات y شامل دو قسمت است : یکی تغییرات توضیح داده شده که توسط $\hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ تبیین می شود و دیگری تغییرات توضیح داده نشده که توسط e_t یا $\hat{u}$ توصیف می شود. یعنی در زمان t، بخشی از y_t داده نشده که توسط $\hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$ تبیین می شود که قابل پیش بینی است و هیچ نااطمینانی راجع به آن وجود ندارد و بخشی نیز توسط جزءخطا تبیین می‌شود که فرض بر این است که این قسمت از تغییرات y_t در هر زمانی برابر با مقدار ثابت $\hat{\sigma}^2$ است . بنابراین در اینجا یک جزء نامطمئن وجود دارد که ثابت فرض می شود.یعنی فرض می شود که تغییرات غیر قابل پیش بینی y_t که ناشی از عوامل تصادفی است، ثابت است.

www.SID.ir

به طور کلی در این مباحث تغییرات غیرقابل پیش بینی را که ناشی از عوامل تصادفی است، معادل با نااطمینانی راجع به y_t درنظر می‌گیریم و همان طور که ملاحظه شد، معیار نااطمینانی، واریانس جمله خطا($\hat{\sigma}^2$) می باشد حال موضوع دیگری که راجع به نااطمینانی یا تغییرات پیش بینی نشدهٔ y_t مطرح است، این است که σ^2 به عنوان معیار نااطمینانی لزوماً نمی تواند ثابت باشد. به عنوان مثال در مورد بازدهی سهام، همچنان که مقدار بازدهی به طور متوسط افزایش یابد، می‌یابد ممکن است نااطمینانی راجع به آن (مثلاً واریانس یا انحراف معیار آن که بیانگر ریسک است) نیز افزایش یابد. در چنین حالتی، σ^2 نمی تواند ثابت باشد که آن را با σ_t^2 نشان می دهیم. بدین ترتیب σ_t^2 بیانگر تغییرات y_t است که ناشی از عوامل تصادفی می باشد و معیاری از نوسان پذیری یا نا اطمینانی راجع به y_t است. بنابراین همانطور که برای میانگین شرطی y_t یک معادله رگرسیون تعریف و برآورد می کنیم، لازم است که برای واریانس شرطی آن نیز یک معادله تعریف و برآورد نماییم که در ادامه به توضیح آنها پرداخته می‌شود.

۲-۴- مدل های GARCH چند متغیره

پس از مقاله اولیه انگل(۱۹۸۲)، جدا از اهمیت مدلسازی نوسانات متغیرهای اقتصادی و مالی، تلاش های گسترده ای در جهت فهم چگونگی حرکت همزمان بازده های دارایی های مالی صورت پذیرفت که نتیجه آن معرفی مدل های گارچ چند متغیره شد.این مدل ها در ابتدا در جهت اثر کوواریانس بین بازده های سبد دارایی های مالی بر قیمت گذاری دارایی استفاده شد. اهمیت این مدل ها در آن است که در مدلسازی پویایی های واریانس و کوواریانس انعطاف پذیری کافی دارد. در جهت آشنایی با این مدل بردار تصادفی $\{r_t\}$ با مرتبه $N \times 1$ با میانگین صفر $(Er_t = 0)$ با فرض عدم وجود همبستگی خطی را در نظر می‌گیریم. با توجه به مجموعه اطلاعات در دسترس تا زمان t (یعنی Ω_{t-1}) ماتریس $H = [h_{ti\,jt}]$ با مرتبه $N \times N$ ، ماتریس کوواریانس شرطی r_t بوده و ε بردار خطاها بوده در آن $E\varepsilon_t\varepsilon_t'$ به صورت زیر است:

$$r_t = H_t^{1/2}\varepsilon_t$$

این، تصریح عمومی ادبیات گارچ چند متغیره است. حال، برای حل مدل و برآورد درایه های ماتریس H_t روش های متعددی پیشنهاد شده است.

۲-۴-۱ مدل VEC-GARCH

این مدل توسط بلرسلو، انگل و وولدریج[۳] معرفی شده است.در این مدل، تمام واریانس و کوواریانس های شرطی تابعی از وقفه هایی از واریانس و کوواریانس شرطی، همچنین وقفه های مربعات سری بازده است. این مدل به شکل زیر قابل نمایش است:

$$vech(H_t) = c + \sum_{j=1}^{q} A_j\ vech(r_{t-j}r_{t-j}') + \sum_{j=1}^{p} B_j\ vech(H_{t-j})$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن c بردار جملات ثابت است با مرتبه $\frac{N(N+1)}{2}\times 1$ و A_j و B_j ماتریس متغیر ها است با مرتبه $\frac{N(N+1)}{2}\times\frac{N(N+1)}{2}$. علیرغم انعطاف پذیری بالا، این مدل خالی از اشکال نیست: بطوریکه تعداد متغیرهای برآوردی این مدل، یعنی $(p+q)(N(N+1)/2)^2+N(N+1)/2$، بسیار زیاد بوده که در صورت بالا بودن N این مشکل خود را نشان می‌دهد.

بلرسلو، انگل و وولدریج (۱۹۸۸) نسخه ساده شده این مدل را با فرض اینکه A_j و B_j یک ماتریس قطری هستند را ارائه کردند. برآورد متغیرها در این نسخه نسبت به مدل کلی VEC راحت تر است چرا که هر معادله به طور جداگانه برآورد می‌شود.در مدل قطری VEC تعداد متغیرهای برآوردی برابر$(p+q+1)N(N+1)/2$ بوده که نسبت به حالت کلی مدل VEC بسیار کم است. چرا که از اثر متقابل بین واریانس ها و کوواریانس های شرطی چشم پوشی می‌کند.

۲-۴-۲ مدل BEKK

این روش نیز صورت محدود شده مدل VEC بوده که توسط انگل و کرونر[۴] معرفی شده است. این مدل توسط فرم زیر برآورد می‌شود:

$$H_t = CC' + \sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{K} A'_{kj} r_{t-j} r'_{t-j} A_{kj} + \sum_{j=1}^{p}\sum_{k=1}^{K} B'_{kj} H_{t-j} B_{kj}$$

که در آن A_{kj} و B_{kj} ماتریس متغیرها با مرتبه N× N و C ماتریس مثلثی می‌باشد. تجزیه جز ثابت به دو ماتریس مثلثی جهت تامین فرض مثبت بودن H_t کافی است. برآورد و تفسیر متغیر های رابطه (۲-۳) کار آسانی نیست. بدین منظور اولین وقفه رابطه (۲-۳) را در نظر بگیرید:

$$H_t = CC' + A' r_{t-1} r'_{t-1} A + B' H_{t-1} B \qquad (۲-۲))$$

با فرض $B = AD$ و D ماتریس قطری است، رابطه (۲-۱۵) به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$H_t = CC' + A' r_{t-1} r'_{t-1} A + DE[A' r_{t-1} r'_{t-1} A|\Omega_{t-2}]D \qquad (۲-۳))$$

رابطه (۲-۵) واریانس و کوواریانس شرطی خطی ترکیبی سری r_t را مدلسازی می‌کند. کرونر و ان جی[۵] ماتریسB را به صورت $B = \delta D$ در نظر می‌گیرند که در آن δ یک عدد است. در نسخه دیگری از مدل BEKK عمومی رابطه (۲-۵) فرض می‌شود A و B ماتریس قطری هستند. در این نسخه که با فرض اخیر به مدل BEKK نامیده می‌شود.

۲-۵- پیشینه پژوهش

سوجیت[۶] و همکاران در سال ۲۰۱۱ ، مقاله ای را تحت عنوان " بررسی رابطه پویای میان قیمت طلا ، نفت، نرخ ارز و بازار سهام "ارائه نمودند که در این تحقیق از داده های روزانه(ژانویه ۱۹۹۸ تا ژوئن ۲۰۱۱) و از روش اتورگرسیو برداری و همجمعی برای بررسی رابطه پویا و ایستا بین متغیر ها مورد استفاده قرار

Archive of SID
www.SID.ir

دادند . نتایج نشان داد که نرخ ارز با تغییر سایر متغیر ها بیشتر تغییر می کند و بازار سهام هم نقش کمتری در این تغییر دارد.

لن وانگ [۷] و همکاران در سال ۲۰۱۰ ، مقاله ای را تحت عنوان "ارتباط میان قیمت نفت ، قیمت طلا ، نرخ تبدیل ارز و بازار های بین المللی سهام" ارائه نمودند . آنها در این تحقیق تاثیر نوسانات قیمت نفت ، قیمت طلا و نرخ برابری ارز های مختلف را بروی شاخص سهام کشور های بزرگ آمریکا ، آلمان ، چین، تایوان ، ژاپن بررسی نمودند و همچنین ایشان روابط و همبستگی کوتاه مدت و بلند مدت میان متغیر های مذکور را بررسی نمودند.

چینزرا [۸] (۲۰۱۱) رابطه‌ی نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام را با استفاده ازمدل های VAR-GARCH برای آفریقای جنوبی مورد بررسی نمود.یافته های وی نشان دهنده ی وجود رابطه ی دو طرفه بین این متغیرها می باشد. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معنی داری بر روی نوسانات بازار سهام دارد.

میلونوویچ [۹] هم با استفاده از یک مدل VAR- MGARCH [۱۰] ارتباط بین سه سبد سهام اندازه- مرتب در بورس سهام استرالیا را بررسی نمود. مشاهدات او اثر تقدم- تاخر را در بورس سهام استرالیا تائید می کند. ضمن این که در بررسی همبستگی تلاطم سبدها نیز سرایت تاخیری نامتقارن تائید می شود.

تانسوچات و همکاران (۲۰۱۰) در مقاله ای مدل های CCC,DCC,BEKK، را برای تخمین وزن های بهینه سبد سرمایه گذاری متشکل از دو بازار نفتی برنت و تگزاس به کار گرفته اند، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد; بر اساس هرسه مدل سهم بیشتر سبد به بازار نفتی تگزاس اختصاص می‌یابد.

حیدری و همکاران(۱۳۸۹)رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران را برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۸ وبا استفاده از مدل VAR-GARCH مطالعه نمودند.نتایج آنها نشان می دهد که بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی دار وجود داشته و بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز رابطه معنی داری وجود ندارد.

آقاجان نشتایی (۱۳۹۱) در پایان نامه کارشناسی ارشد تحت عنوان « تاثیر نوسانات قیمت جهانی طلا بر بازده سهام اوراق بهادار تهران» به بررسی چگونگی اثر گذاری قیمت جهانی طلا بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی پنجم فروردین ۱۳۸۲ تا بیست و چهارم اسفند ۱۳۹۰، و همچنین در یک زیر دوره از تاریخ دوازده شهریور تا یازده دی ۱۳۸۸، به صورت روزانه و با استفاده از الگوی GARCH-M پرداخته است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می دهد که در دوره ذکر شده، بین نوسانات قیمت جهانی طلا و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران یک رابطه منفی و معنی دار وجود دارد.

۳- روش شناسی پژوهش

برای ارزیابی نااطمینانی ، عدم قطعیت و بی ثباتی در متغیر ها چندین روش وجود دارد . اما روش متداول در اکثر مطالعات اقتصاد سنجی، استفاده از مدل های GARCH [۱۱] می باشد.این روش که توسط

Archive of SID

www.SID.ir

بولرسلو[۱۲] (۱۹۸۶) پیشنهاد شد، یک مدلسازی مبتنی بر واریانس متغیر در طول زمان است.به عبارت دیگر روش GARCH، مکانیسمی است که از واریانس های گذشته و جملات خطا برای توضیح واریانس فعلی استفاده می کند، یا به طور مشخص یک تکنیک مدلسازی سریهای زمانی است که از واریانس های گذشته و تخمین واریانس های برای پیش بینی واریانس های آتی استفاده می کند.(کشاورز حداد و صمدی، ۲۰۱۱).

مدل های GARCH در یک طبقه بندی کلی و بر اساس تعداد متغیر های موجود در مدل ، به مدل های تک متغیره و مدل های چند متغیره تقسیم می شوند . مدل های GARCH تک متغیره محدودیت هایی دارند که کاربرد آنها را دچار مشکل می نمایند از جمله فرض می کنند واریانس شرطی هر سری مستقل از تمام سری هاست . علاوه بر این به کوواریانس بین سری ها به عنوان یک عامل مهم در بررسی نوسانات متغیر ها توجهی ندارند. این محدودیت ها باعث می شوند که این مدلها در بسیاری از موارد غیر قابل تشخیص شوند . مدل های چند متغیره GARCH می توانند به طور بالقوه بر کمبود ها و نقایص مدل های تک متغیره غلبه کنند .

مدل های چند متغیره GARCH بسیار شبیه مدل های تک متغیره هستند و از این رو تخمین آنها شبیه مدل های تک متغیره GARCH می باشد با این تفاوت که علاوه بر معادلات واریانس، معادلات مشخصی برای چگونگی حرکت کوواریانس در طول زمان دارند. در این تحقیق برای تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس و کوواریانس متغیر های مورد مطالعه از یک مدل VAR - MGARCH استفاده می شود .

پارامتر های معادله میانگین برای متغیر های مورد مطالعه بر پایه مدل سه متغیره زیر ارائه می شود :

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \emptyset_1 & \emptyset_2 & \emptyset_3 \\ \emptyset_4 & \emptyset_5 & \emptyset_6 \\ \emptyset_7 & \emptyset_8 & \emptyset_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 \\ \theta_4 & \theta_5 & \theta_6 \\ \theta_7 & \theta_8 & \theta_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \\ y_{3,t-2} \end{bmatrix} + \ldots + \begin{bmatrix} \rho_1 & \rho_2 & \rho_3 \\ \rho_4 & \rho_5 & \rho_6 \\ \rho_7 & \rho_8 & \rho_9 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{1t} \\ \sigma_{2t} \\ \sigma_{3t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \quad \textbf{(۱-۳)}$$

فرض می شود که $\varepsilon_{1,t}$, $\varepsilon_{2,t}$, $\varepsilon_{3,t}$ دارای توزیع نرمال و واریانس شرطی متغیر در طول زمان هستند.

رهیافت های متفاوتی از مدل های چند متغیره GARCH در ادبیات اقتصادی وجود دارد که به عنوان نمونه می توان به رهیافت های VECH, DVECH ,BEKK اشاره کرد.

در این تحقیق از رهیافت قطری BEKK[۱۳] برای تخمین مدل چند متغیره GARCH استفاده می شود .

$$H_t = C_0' C_0 + A_{11}' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{11} + B_{11}' H_{t-1} B_{11} \quad \textbf{(۲-۳)}$$

$$\varepsilon_t \,|\psi_{t-1} \approx N(0, H_t)$$

که در آن H_t ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی ۳×۳ می باشد که همیشه قطعی مثبت است . ε_t یک بردار اخلال 3×1 ، ψ_{t-1} نشان دهنده مجموعه اطلاعات در زمان t-1، C ماتریس پایین مثلثی 3×3 از

Archive of SID
www.SID.ir

پارامترها ،B،A ماتریس های قطری می باشند . به منظور درک بهتر از چگونگی رهیافت BEKK در تخمین مدل MGARCH ،پارامتر ها به صورت زیر تعریف می شوند :

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} \text{ , C } = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix} \text{ , A } = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \text{ , B } = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}$$

که در آن $h_{11,t}$, $h_{22,t}$, $h_{33,t}$ واریانس شرطی باقیمانده ها در زمان t هستند که به عنوان ن نااطمینانی متغیر های مورد مطالعه در نظر گرفته می‌شوند بر این اساس مدل قطری BEKK توسط معادلات زیر نشان داده می شود :

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{1,t-1} \quad (۳-۳)$$

$$h_{22,t} = c_{21}^2 + c_{22}^2 + a_{22}^2 \ \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}^2 h_{2,t-1} \quad (۴-۳)$$

$$h_{33,t} = c_{31}^2 + c_{32}^2 + c_{33}^2 + a_{33}^2 \ \varepsilon_{3,t-1}^2 + b_{33}^2 h_{3,t-1} \quad (۵-۳)$$

$$h_{12,t} = c_{11}c_{21} + a_{11}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{22}h_{12,t-1} \quad (۶-۳)$$

$$h_{13,t} = c_{11}c_{31} + a_{11}a_{33}\varepsilon_{1,t-1}^2\varepsilon_{3,t-1}^2 + b_{11}b_{33}h_{13,t-1} \quad (۷-۳)$$

$$h_{23,t} = c_{21}c_{31} + c_{22}c_{32} + a_{22}a_{33}\varepsilon_{2,t-1}^2\varepsilon_{3,t-1}^2 + b_{22}b_{33}h_{23,t-1} \quad (۸-۳)$$

تحت فرض نرمال مشروط ، پارامتر های مدل GARCH فوق با کاربرد رهیافت BEKK را می توان بوسیله حداکثرسازی تابع راستنمایی زیر برآورد نمود :

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2}\log 2\pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\log|H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t) \quad (۹-۳)$$

که در آن θ تمام پارامتر های نا معلوم تخمین زده شده ، N تعداد متغیرها (تعداد سریها در مجموعه) و T تعداد مشاهدات است .

Archive of SID

www.SID.ir

۴- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه گیری آن

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به شکل روزانه و برای دوره ۱۳۸۷-۱۳۹۲ از منابع مختلف از جمله سایت www.fipiran.ir وwww.bloomberg.com و نرم افزار رهاورد نوین استخراج گردیده است. متغیر های مورد استفاده در این تحقیق شامل شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، قیمت جهانی نفت و قیمت جهانی طلا می‌باشند و به صورت زیر نماد سازی شده اند:

PIndex : شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

POil : قیمت جهانی نفت

PGold : قیمت جهانی طلا

RIndex : بازده لگاریتمی سری شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

Roil : بازده لگاریتمی سری قیمت نفت

RGold : بازده لگاریتمی سری قیمت طلا

آماره های توصیفی مورد استفاده مربوط به متغیرهای فوق به صورت خلاصه در جدول ۵-۱ نشان داده شده است. این جدول میانگین، میانه، بیشینه، کمینه، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی و آماره جارگ-برا و احتمال مربوط به آن را نشان می‌دهد. با توجه به مقدار احتمال ذکر شده برای آماره جارگ-برا، فرض نرمال بودن توزیع متغیر های مورد استفاده در مدل رد می‌گردد. می توان گفت که متغیرهای مدل دارای توزیع غیر نرمال با نوسانات زیاد هستند.

جدول ۴-۱: آماره های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل

	PIndex	POil	PGold
Mean	23863.11	86.98834	1221.823
Median	17971.20	89.00	1238.965
Maximum	89355.7	145.00	1900.00
Minimum	7965.600	30.00	641.00
Std.Dev	18998.92	18.7680	342.0811
Skewness	1.819844	-0.22850	0.011998
Kurtosis	5.75667	3.686493	1.750878
Jarque-Bera	844.285	327.54504	63.21571
Probability	0.00000	0.00000	0.0000

منبع:محاسبات تحقیق

۵- فرضیات پژوهش

فرضیه ۱: نا اطمینانی قیمت نفت تاثیر معناداری بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران دارد.

فرضیه۲: نا اطمینانی قیمت طلا تاثیر معناداری بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران دارد.

Archive of SID
www.SID.ir

۶- یافته های پژوهش

۶-۱ آزمون ریشه واحد

با توجه به اینکه داده های مورد استفاده در مدل به صورت سری زمانی هستند قبل از تخمین و برآورد مدل باید حتماً ایستایی (مانایی) سری های زمانی را مورد بررسی قرار دهیم، در رگرسیون های مبتنی بر سری های زمانی محققان غالباً R^2 بالایی را مشاهده می کنند هر چند که رابطه معنی داری بین متغیر ها وجود ندارد این وضعیت را رگرسیون ساختگی[۱۴] می نامند که ناشی از آن است که هر دو متغیر سری زمانی (متغیر وابسته و متغیر های توضیحی) تمایل شدیدی نسبت به زمان (حرکت های صعودی و نزولی) نشان می دهند. و لذا R^2 بالایی که مشاهده می‌شود ناشی از وجود متغیر زمان می باشد نه به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها.

آزمون های متفاوتی برای بررسی ساکن بودن متغیرها انجام می‌شود، که عبارتند از تابع خود همبستگی(ACF) و همبستگی نگار و آزمون های ریشه واحد(unit root test) دیکی-فولر و فیلیپس پرون. در این مدل از طریق روش دیکی_فولر تعمیم یافته برای پایایی متغیرها آزمون شده است.

جدول ۶-۱: نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته سری زمانی بازده لگاریتمی متغیرها

متغیر	احتمال	آماره دیکی- فولر	مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	مقدار بحرانی در سطح ۱۰ درصد
سری بازده لگاریتمی شاخص قیمت سهام	0.0000	-12.82487	-3.4336885	-2.864308	-2.5682
سری بازده لگاریتمی قیمت نفت	0.0000	-31.32707	-3.436871	-2.864308	-2.568296
سری بازده لگاریتمی قیمت طلا	0.0000	-32.59200	-3.436871	-2.864308	-2.568296

منبع:محاسبات تحقیق

همانطور که در جدول ۶-۱ مشاهده می‌شود سری بازده لگاریتمی تمامی متغیرها در سطوح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد مانا می‌باشند.

۶-۲ بررسی نااطمینانی متغیرها

برای برآورد الگو و محاسبه همزمان نااطمینانی قیمت نفت و طلا و همچنین کوواریانس شرطی بین این دو متغیر با استفاده از مدل GARCH سه متغیره، ابتدا باید از وجود ناهمسانی واریانس و وجود اثر ARCH بین باقی مانده های مدل وجود اطمینان حاصل شود.بدین منظور، همانطور که انگل (۱۹۸۲) پیشنهاده کرده است، برای تشخیص ناهمسانی واریانس در اجزا اخلال از آزمون ضریب لاگرانژ ARCH (LM) استفاده می‌شود. این آزمون دارای دو آماره F و $obs * R - squared$ و احتمالات مربوط به این آماره‌ها می‌باشد. در

Archive of SID
www.SID.ir

این آزمون پس از انجام محاسبات لازم، مقدار آماره $n^*.R^2 = obs * R - squared$ بدست می‌آید که دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی q است.(q بیانگر تعداد تاخیرهای مربع جملات پسماند می‌باشد). آماره بدست آماده با آماره $\chi^2_{\acute{a},q}$ جدول مقایسه می‌شود. اگر $n^*.R^2$ با فرض $n^* = \mathrm{n} - \mathrm{q}$ کوچکتر از $\chi^2_{\acute{a},q}$ جدول باشد فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در داده ها پذیرفته می‌شود.در غیر این صورت اگر $n^*.R^2$ بزرگتر از $\chi^2_{\acute{a},q}$ جدول باشد فرضیه H_0، رد شده و می‌توان گفت که بین اجزا اخلال ناهمسانی واریانس وجود دارد. نتایج حاصل این آزمون در جدول شماره (۶-۲) نشان داده شده است.

جدول ۶-۲: نتایج آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH

Variable	LM test	Probability
RIndex	36.1921	0.0003
ROil	202.9350	0.0000
RGold	32.1120	0.0013

منبع:محاسبات تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود آماره $n^*.R^2(= LM\ test)$ حاصل برای متغیرهای مورد نظر بزرگتر از $\chi^2_{\acute{a},q}$ جدول می‌باشند یا به عبارتی با توجه به اینکه p-value آزمون کمتر از ۵٪ شده است بنابراین فرضیه H_0، مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس بین اجزا اخلال رد شده و لذا می‌توان نتیجه گرفت که اثر ARCH در باقیمانده ها وجود دارد.

۶-۳ تعیین تعداد وقفه بهینه مدل

به منظور تخمین مدل VAR لازم است ابتدا وقفه های بهینه هر یک از مدل های برآوردی تعیین گردند. برای تعیین تعداد وقفه های بهینه می‌توان از معیارهایی از قبیل معیار اطلاعات آکائیک[۱۵]، معیار اطلاعات شوارتز[۱۶]، معیار اطلاعات حنان کوئین[۱۷] و نسبت حداکثر راستنمایی[۱۸] استفاده نمود.همانطور که در جداول ۶-۳ مشاهده می شود، بر اساس معیار شوارتز وقفه بهینه جهت تخمین مدل، وقفه ۱ انتخاب گردید.

جدول ۶-۳: انتخاب طول وقفه بهینه مدل VAR توسط معیارهای آکاییک و شوارتز

تعداد وقفه	1	2	3	4
AIC	-14967.1	-14970.6	-14973.4	-14984.1
BIC	-14908.6	-14868.3	-14783.4	-14837.9

منبع:محاسبات تحقیق

www.SID.ir

۶-۴ برآورد الگو و پارامترهای آن

اولین مرحله برای تخمین چنین مدلی مشخص کردن معادله میانگین بوسیله تعیین طول وقفه بهینه الگوی VAR با استفاده از معیار آکائیک و شوارتز بیزین بوده که با توجه به جدول (۶-۳) وقفه بهینه ۱ تعیین گردیده است. همچنین برای برآورد پارامترها از رهیافت BEKK با روش تخمین حداکثر راستنمایی استفاده می‌شود. بنابراین در این پژوهش برای تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس و کوواریانس متغیرهای قیمت نفت، طلا و شاخص قیمت سهام از یک مدل VAR(1) - GARCH(1,1) استفاده می-شود.جدول شماره (۶-۴) پارامترهای برآورد شده، انحراف معیار و Prob برای مدل مورد نظر را نشان می-دهد.

جدول ۶-۴: پارامترهای برآورد شده مدل سه متغیره VAR(1) – GARCH(1,1)

	Value	Std.Error	t value	Pr(>|t|)
C(1)	0.00272	0.00360	0.75470	0.45060
C(2)	0.00201	0.00797	0.25190	0.80120
C(3)	0.00232-	0.00557	0.41690-	0.67680
AR(1; 1, 1)	0.26080	0.03703	7.043e+000 3	0.00000
AR(1; 2, 1)	0.00926	0.09352	0.09900	0.92120
AR(1; 3, 1)	0.03298-	0.07119	0.46320-	0.64330
AR(1; 1, 2)	0.00499	0.01428	0.34930	0.72700
AR(1; 2, 2)	0.03466-	0.03869	0.89590-	0.37050
AR(1; 3, 2)	0.04017-	0.02112	1.90200-	0.05750
AR(1; 1, 3)	0.02076	0.02435	0.85260	0.39410
AR(1; 2, 3)	0.06694	0.05381	1.24400	0.21380
AR(1; 3, 3)	0.00531	0.04180	0.12700	0.89900
X(0; 1, 1)	0.22900	0.32824	0.69770	0.48550
X(0; 2, 1)	0.03084-	0.73771	0.04180-	0.96670
X(0; 3, 1)	0.48340-	0.21598	2.24100-	0.02532
X(0; 1, 2)	0.04137-	0.05019	0.82420-	0.41000
X(0; 2, 2)	0.09518	0.14760	0.64480	0.51920
X(0; 3, 2)	0.05090	0.07532	0.67590	0.49930
X(0; 1, 3)	0.13490-	0.05046	2.67300-	0.00771
X(0; 2, 3)	0.18800-	0.22755	0.82640-	0.40880
X(0; 3, 3)	0.19200-	0.19727	0.97310-	0.33080
A(1, 1)	0.00298	0.00037	8.06600	0.00000
A(2, 1)	0.00061-	0.00140	0.43840-	0.66120
A(3, 1)	0.00310	0.00067	4.61400	0.00000
A(2, 2)	0.00663	0.00075	8.80200	0.00000
A(3, 2)	0.00138	0.00081	1.71600	0.08648
A(3, 3)	0.00000	7.99105	0.00000	1.00000
ARCH(1; 1, 1)	0.21330	0.02833	7.52900	0.00000
ARCH(1; 2, 1)	0.07478-	0.09919	0.75390-	0.45110

Archive of SID

www.SID.ir

	Value	Std.Error	t value	Pr(>|t|)
ARCH(1; 3, 1)	0.04494	0.05826	0.77140	0.44070
ARCH(1; 1, 2)	0.00165	0.01097	0.15000	0.88080
ARCH(1; 2, 2)	0.30003	0.02891	10.37910	0.00000
ARCH(1; 3, 2)	0.00542	0.02015	0.26880	0.78810
ARCH(1; 1, 3)	0.03479	0.01795	1.93780	0.05294
ARCH(1; 2, 3)	0.06497-	0.05125	1.26770-	0.20520
ARCH(1; 3, 3)	0.25463	0.03258	7.81660	0.00000
GARCH(1; 1, 1)	0.93550	0.01522	61.48640	0.0000
GARCH(1; 2, 1)	0.06329	0.04643	1.36320	0.17310
GARCH(1; 3, 1)	0.08904-	0.01987	4.48060-	0.00001
GARCH(1; 1, 2)	0.00153-	0.00425	0.35970-	0.71920
GARCH(1; 2, 2)	0.92111	0.01259	73.15340	0.0000
GARCH(1; 3, 2)	0.00194-	0.00754	0.25760-	0.79680
GARCH(1; 1, 3)	0.00804-	0.00582	1.38100-	0.16760
GARCH(1; 2, 3)	0.02977	0.02245	1.32620	0.18510
GARCH(1; 3, 3)	0.95559	0.01148	83.21800	0.0000

منبع:محاسبات تحقیق

با توجه به پارامترهای ارائه شده در جدول فوق معادلات برآورد شده به صورت زیر می‌باشند. لازم به ذکر است در این معادلات UN_{ROIL_t} و UN_{RGOLD_t} به ترتیب نااطمینانی بازده لگاریتمی نفت و نااطمینانی بازده لگاریتمی طلا می‌باشند.

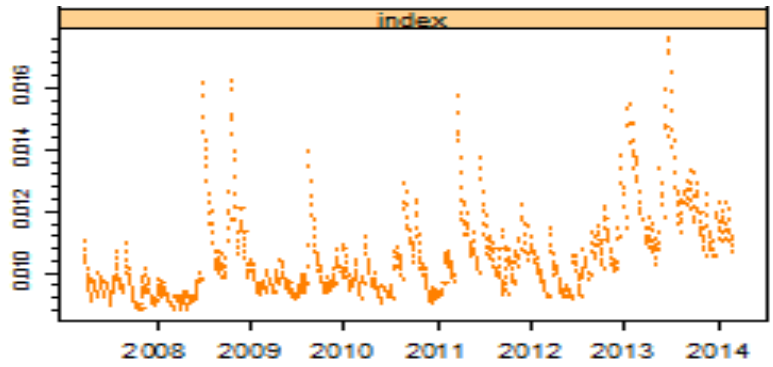
$$RIndex_t = 0.00 + 0.26\ RIndex_{t-1} + 0.0049\ ROil_{t-1} + 0.02\ \mathrm{R}Gold_{t-1} + 0.23\ UN_{RIndex_t} - 0.041\ UN_{ROIL_t} - 0.134 UN_{RGOLD_t} \quad (۱\text{-}۶)$$

$$ROil_t = 0.00 + 0.009\ RIndex_{t-1} - 0.034\ ROil_{t-1} + 0.066\ RGold_{t-1} - 0.03\ UN_{INDEX_t} + 0.095\ UN_{ROIL_t} - 0.188\ UN_{RGOLD_t} \quad (۲\text{-}۶)$$

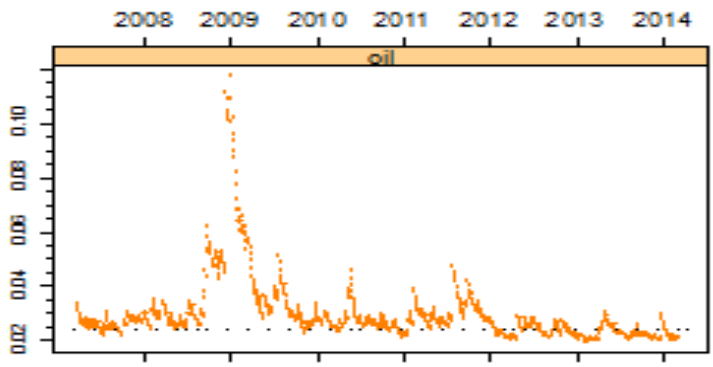
$$RGold_t = 0.00 - 0.032\ RIdex_{t-1} - 0.04\ ROil_{t-1} + 0.05\ \mathrm{R}Gold_{t-1} - 0.48\ UN_{RINDEX_t} + 0.05\ UN_{ROIL_t} - 0.192\ UN_{RGOLD_t} \quad (۳\text{-}۶)$$

نمودارهای (۶-۱) تا (۶-۳) واریانس شرطی متغیرهای مورد استفاده در مدل را به صورت جداگانه نشان می‌دهند. نمودارهای (۶-۴) تا (۶-۶) نیز کوواریانس شرطی بین متغیر های مورد استفاده در مدل را نشان می‌دهند.

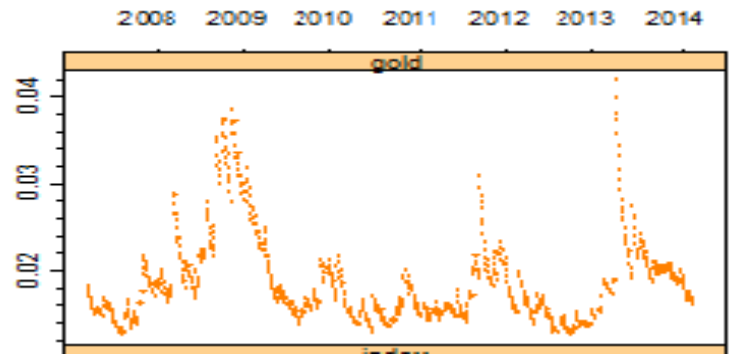
Archive of SID
www.SID.ir



نمودار ۶-۱: واریانس شرطی بازده لگاریتمی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

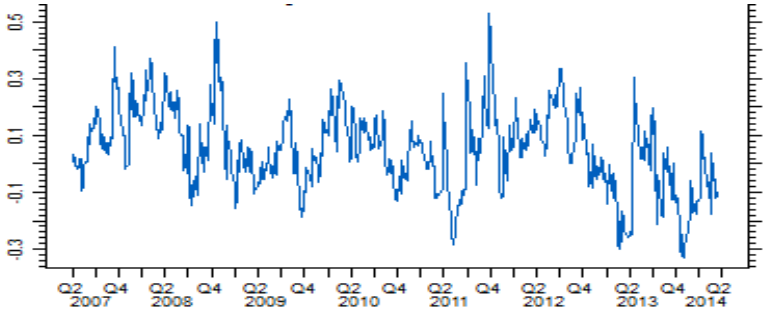


نمودار ۶-۲ : واریانس شرطی بازده لگاریتمی قیمت جهانی نفت

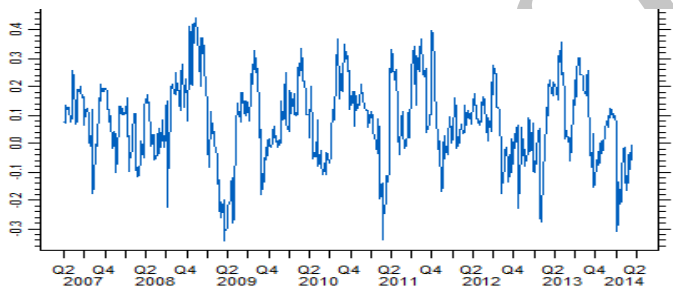


نمودار ۶-۳ : واریانس شرطی بازده لگاریتمی قیمت جهانی طلا

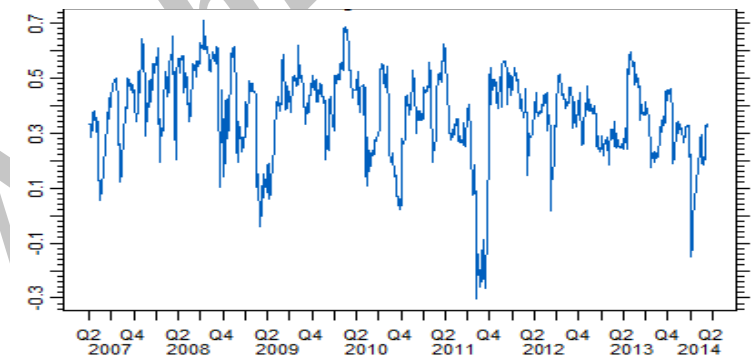
www.SID.ir



نمودار ۶-۴ : کوواریانس شرطی بین بازده لگاریتمی شاخص قیمت بورس و بازده لگاریتمی قیمت جهانی طلا



نمودار ۶-۵ : کوواریانس شرطی بین بازده لگاریتمی شاخص قیمت بورس و بازده لگاریتمی قیمت جهانی نفت



نمودار ۶-۶ : کوواریانس شرطی بین بازده لگاریتمی قیمت جهانی نفت و بازده لگاریتمی قیمت جهانی طلا

www.SID.ir

همانطور که از نمودار های فوق مشخص است، کوواریانس شرطی بین متغیرها پیوسته در حال تغییر بوده و رفتار نااطمینانی متغیرها در طول زمان ناپایدار است.

۷- نتیجه گیری و بحث

نتایج بدست آمده در این پژوهش در برخی موارد مشابه و در برخی موارد نیز متفاوت با مطالعات قبلی می‌باشند.نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد مورد استفاده (ADF)، نتایج آزمون ریشه واحد استفاده شده در مطالعات قبلی را تایید می‌کنند.اصلی ترین تفاوت پژوهش حاضر با مطالعات قبلی استفاده از مدل های چند متغیره GARCH به منظور بررسی روابط متقابل بین نااطمینانی متغیرها و تاثیراتی که این نااطمینانی ها می‌توانند برروی متغیرهای دیگر بر جای بگذارند، می‌باشد.نتایج حاصل از تخمین این مدل ها با توجه به توانایی وارد نمودن چندین متغیر بطور همزمان در یک مدل و بررسی همزمان روابط بین متغیر ها و نااطمینانی حاصل از نوسانات آن ها، از دقت عمل و کارایی بیشتری نسبت به مدل های دیگر برخوردار می‌باشند.در این قسمت به بحث و بررسی در مورد اثرات همزمان نااطمینانی قیمت جهانی نفت و قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازیم. نتایج مهم و قابل ملاحظه حاصل از برآورد مدل سه متغیره GARCH به صورت زیر می‌باشند:

تاثیر نااطمینانی قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار منفی است ولی از لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد. بنابراین فرضیه اول تحقیق مبنی بر اینکه بین نااطمینانی قیمت نفت و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد، رد می‌شود. نتیجه بدست آمده در راستای مطالعات آپرگیس و میلر(۲۰۰۹)، وی(۲۰۰۲)، میلر و راتی(۲۰۰۹)، الجنابی و همکاران(۲۰۱۰) و ماغیره(۲۰۰۴)، عباسی نژاد و ابراهیمی(۲۰۱۲) می‌باشد.

تاثیر نااطمینانی قیمت طلا بر شاخص قیمت سهام منفی و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. که منجر به تایید فرضیه دوم تحقیق مبنی بر اینکه بین نااطمینانی قیمت جهانی طلا و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران رابطه ای معنادار وجود دارد، می‌شود. نتیجه حاصله در راستای مطالعات اسمیت[۱۹] (۲۰۰۲)، الکساندروس[۲۰] و همکاران (۲۰۱۰)، بیانی و همکاران (۲۰۱۲)، صدری و طیب ثانی (۲۰۱۲)، صمدی و همکاران (۲۰۰۷)، آقاجان نشتایی (۲۰۱۲) می‌باشد.

با توجه به اینکه طلا به عنوان بازار موازی و رقیب و ابزاری جایگزین برای سرمایه گذاران محسوب می‌شود، با افزایش قیمت طلا، تمایل سرمایه گذاران به سرمایه گذاری در بازار بورس کاهش می‌یابد. بنابراین باعث افت قیمت و کاهش تقاضا برای سهام می‌شود.طبق تئوری پرتفولیو بخشی از ریسک را می‌توان از طریق تنوع گرایی حذف نمود و مزیت پرتفولیو نیز در کاهش ریسک سرمایه گذاری می‌باشد. سرمایه گذاران با توجه به شناخت تاثیر نااطمینانی قیمت جهانی طلا و همچنین قیمت نفت، می‌توانند تنوع سبد سرمایه گذاری خود را گونه ای انتخاب نمایند که ریسک سرمایه گذاری را کاهش و بازدهی پرتفوی را افزایش دهند. و همچنین با توجه به نتایج فرضیه دوم تحقیق مبنی بر تاثیر منفی و معنادار نااطمینانی قیمت طلا بر

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، سرمایه گذاران و تحلیل گران بازار سهام می‌توانند با توجه به تغییرات قیمت طلا تغییرات شاخص قیمت سهام را پیش بینی نمایند و در تحلیل هایشان به کار بگیرند.

استفاده هرچه بیشتر از مدل های چند متغیره GARCH به منظور بررسی تاثیرات همزمان نااطمینانی چندین متغیر بر سایر شاخص های بورس اوراق بهادار تهران از جمله شاخص صنایع مختلف بورسی همانطور که بیان شد در این تحقیق از رویکرد BEKK جهت تخمین مدل استفاده گردید. با توجه به اینکه رویکردهایی نظیر مدل های VECH وDCC وCCC نیز به منظور برآورد مدل های گارچ چند متغیره وجود دارد، مطالعات بعدی می توانند با استفاده از این مدل ها انجام شود و نتایج حاصل از آنها با نتایج این تحقیق مقایسه گردند.

فهرست منابع

* پاکدین امیری، مجتبی، پاکدین امیری، مرتضی و علیرضا پاکدین امیری(1387) ،" الویت بندی عوامل مالی مؤثر بر شاخص قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روشTOPSIS" ، تحقیقات مالی ، دوره 10 ، شماره 26 ، -76. پاییز و زمستان، صص61
* پیرایی، خسرو و محمد رضا شهسوار (۱۳۸۸)، "تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران "، فصلنامه پژوه شهای اقتصادی، سال ۹، شماره اول، صص .۲۱- ۳۸
* اسلاملوییان، کریم و هاشم زارع (۱۳۸۵)، "تأثیر متغیرهای کلان و داراییهای جایگزین بر قیمت سهام در ایران:
* یک الگوی خودهمبسته با وقفه های توزیعی"، فصلنامه پژوه شهای اقتصادی ایران، شماره ۲۹ ، صص ۴-۱۷.
* متوسلی. محمود و فولادی. معصومه، (۱۳۸۵)، " بررسی آثار افزایش قیمت جهانی نفت بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال در ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه ای"، تحقیقات اقتصادی، (۷۶): ۵۱-۷۶.
* جان نثاری دالانی.مریم؛رجبی.مصطفی و طیبی.کمیل، (۱۳۹۱)،"تاثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی"،اولین همایش بین اللملی اقتصاد سنجی روش ها و کاربردها (۴-۶ شهریور ۹۱)
* آقاجان نشتایی، سینا (۱۳۹۱)،" تاثیر نوسانات قیمت جهانی طلا بر بازده سهام اوراق بهادار تهران" پایان نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد دانشگاه مازندران
* حیدری، ح؛ پروین، س؛ شاکری،ع؛ فیضی، س:۱۳۸۹"اثر نااطمینانی رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران: مشاهداتی بر پایه مدل های GARCH"فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران: سال چهاردهم، شماره ۴۳،۱۸۹-۲۱۰
* مرادپور اولادی و همکاران، ۱۳۸۷."بررسی عدم اطمینان نرخ ارز واقعی برسرمایه گذاری بخش خصوصی "، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران: سال دهم ، شماره ۳۵،۱۵۹-۱۷۶

Archive of SID
www.SID.ir

* داور زاده ، مهتاب ،(۱۳۸۶)" پیش بینی شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران ، رویکردی بر تحلیل "پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علوم اداری و اقتصادی دانشگاه اصفهان
* صمدی،سعید؛ همایون رنجبر،فاطمه صالحی (۱۳۸۶)،"بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران"، مجله دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، شماره چهل ، صص ۵-۷۲
* پیرایی و دادور، (۱۳۹۰)." تاثیر تورم بررشد اقتصادی در ایران با تاکید بر نااطمینانی"فصلنامه پژوهش های اقتصادی :سال یازدهم ، شماره اول، ۶۷-۸۰
* ابو نوری،اسمعیل و گلاله مشرفی، اثر شاخص های اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در ایران، رساله دکتری، دانشگاه مازندران، بخش اقتصاد، ۱۳۸۵
* SUJIT, K.S., & RAJESH KUMAR.B." study on dynamic relationship among gold price , oil price ,exchange rate and stock market returns". International Journal of Applied Business and Economic Research, Vol. 9, No. 2, (2011): 145-165
* Zhang, Yue-Jun, Wei Yi-Ming (2010), The Crude Oil Market and the Gold Market: Evidence for cointegration , Causality and Price Discovery, Resource Policy, Sep, Vol. 35 Issue 3, p. 168-177, 10p
* Mu-Lan Wang, Ching-Ping, Wang Tzu-Ying Huang, (2010), Relationships among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and International Stock Markets International Research Journal of Finance and Economics, Issue 47 Euro Journals Publications
* Arouri , Lahiani,Nguyen,(2013),"world gold price and stock returns in china:insights for hedging and diversification strategies"
* Cologni, A., and Manera M. 2008. Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries. Energy economics 30: 856-888.
* Thai-Ha Le and Young ho Chang. (2011), Dynamic relationships between the price of oil, gold and financial variables in Japan: a bounds testing approach. Division of Economics, Nan yang Technological University
* Karl Shutes and Jacek Niklewski .(2010), Multivariate GARCH Models - A Comparative Study of the Impact of Alternative Methodologies on Correlation, Economics, Finance & Accounting Department, Coventry University, Coventry
* Chinzara , Z., (2011), "Macroeconomic Uncertainty and Conditional Stock Market Volatility in South Africa", South African Journal of Economics, 79(1), pp.27-49.
* Li, H. (2007), International linkages of the Chinese stock exchanges: a Multivariate GARCH Analysis, Applied Financial Economics, vol. 17, pp.285- 297.
* Sadorsky ,P. (1999), "Oil price Stocks and stock Market Activity Energy Economics", 21pp449-469
* Maghyereh, A. and A. Al-Kandari (2007), Oil prices and stock markets in GCC countries: New evidence from nonlinear cointegration analysis, Managerial Finance, 33(7), 449-460.
* Tansuchat R, Chang CH.L, Mcaleer M (2010)."Crude Oil Hedgin Strategies Using Dynamic Multivariate GARCH", Research Paper, Report Econometric Institute and Erasmus University Rotterdam:1-33
* Sadri, h. and Tayebsani,E (2012) "The Impact of Crude Oil, gold price & Their Volatilities on Stock Markets:Evidence from Selected Member of OPEC" J. Basic. Appl. Sci. Res., 2(10)10472-10479, 2012
* Alexsandros E,and et all(2010), "Determinant factors of Hong Kong Stock Market".www.ssrn.com

Archive of SID

www.SID.ir

* Al Janabi, MAM & J.A. Hatemi (2010), "Irandoust M. an Empirical Investigation of the Informational Efficiency of the GCC Equity Markets: Evidence from BootstrapSimulation", In: Review of Financial Analysis, Vol. 19, PP. 47-54
* Apergis N. & S. M. Miller (2009), "Do Structural Oil-Market Shocks Affect Stock Prices?", Energy Economics, Vol. 31, PP. 569-75.
* Miller J. I. & R. A. Ratti (2009), "Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability and Bubbles", Energy Economics, Vol. 3, PP. 559-68.
* Wei, C. (2003), "Energy the Stock Market and the Putty-Clay Investment Model",American Economic Review, Vol. 93, PP. 311-23

یادداشت‌ها

[1]Behanot Theory
[2] uncertainty
[3] Bollerslev,Engle and Wooldridge
[4] Engle,Kroner(1995)
[5] Kroner and NG, (1998)
[6] SUJIT
[7] Lan Wang
[8] chinzara
[9] Milunovich
[10] Vector Autoregressive- Multivariate GARCH
[11] Generalized Autoregressive Conditional Hetroskedasticity
[12] Boolerslev (1986)
[13] Baba, Engle ,Kraft and Kroner
[14] spurious regression
[15] Akaike Information criterion
[16] Schwarz Baywsian criterion
[17] Hannan-Quinn criterion
[18] Maximized log-likelihood Ratio
[19] Smith(2002)
[20] Alexsandros and et All(2010)

Archive of SID

www.SID.ir