چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۲۲ ـ تابستان ۱۳۹۷
ص‌ص ۱۱۲ ـ ۹۷

تحلیل نوسانات بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل MSBVAR-DCC

مریم مقدس بیات*، شمس‌اله شیرین‌بخش، تیمور محمدی*****

چکیده

هدف این پژوهش، تحلیل علّیت گرنجر در واریانس شرطی و کاربرد آن در بورس اوراق بهادار است. به‌این‌منظور، سری‌های زمانی شاخص آزاد شناور بورس اوراق بهادار، نرخ ارز (ریال برحسب دلار)، قیمت نفت سبد اوپک (بشکه برحسب دلار) و قیمت جهانی طلا (اونس برحسب دلار) درنظر گرفته‌شده است تا تعامل نوسانات بورس با نوسانات بازار داخلی (ارز) و بازارهای بین‌المللی (نفت و طلا) موردبررسی قرار گیرد. تواتر داده ها روزانه است. دوره موردمطالعه هم‌زمان با شروع کار دولت یازدهم بوده و با تحولات مهم داخلی و خارجی ازجمله تلاش برای تحقق اقتصاد مقاومتی، افت شدید قیمت نفت، بحران خاورمیانه و توافق برجام همراه است. تحلیل علّیت در قالب الگوی MSBVAR-DCC با رهیافت بیزی انجام‌شده است. نسبت بخت‌ها دلالت بر آن دارد که رابطه علّی در واریانس شرطی از سوی متغیرهای الگو به‌سوی متغیر مالی وجود دارد. براین‌اساس، نوسانات متغیرهای نفت، ارز و طلا حاوی اطلاعات منحصربه‌فردی برای نوسانات متغیر مالی هستند. ازاین‌رو، تکانه‌ها و گذشته نوسانات شاخص بورس به‌تنهایی برای تبیین نوسانات این متغیر کافی نبوده و استفاده از اطلاعات نوسانات بازارهای داخلی و خارجی توصیه می‌شود.

کلیدواژه‌ها: علّیت گرنجردرواریانس شرطی؛ MSBVAR-DCC؛ رهیافت بیزی؛ نسبت بخت‌ها؛ بورس اوراق بهادار.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۰۷/۲۸، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۳/۱۱.

* دکتری، دانشگاه الزهرا (نویسنده مسئول).
Email: moghaddasbayat_maryam@alzahra.ac.ir
** دانشیار، دانشگاه الزهرا.
*** دانشیار، دانشگاه علامه طباطبائی.

۱. مقدمه

اقتصادسنجی با بررسی آماری متغیرها و جمع‌آوری اطلاعات در مورد روابط بین آن‌ها تلاش می‌کند تا الگویی را تبیین نماید که به‌خوبی رفتار متغیر را توضیح دهد. از نتایج چنین الگویی در پیش‌بینی و سیاست‌گذاری استفاده می‌شود. یکی از راه‌های بررسی این روابط استفاده از علّیت گرنجر[1] است. تا چندی پیش تحلیل روابط بین متغیرها در چارچوب رابطه علّی گرنجر محدود به گشتاور مرتبه اول و رابطه خطی بود که در صورت ردشدن این رابطه، متغیر موردنظر از الگو کنار گذاشته می‌شد. به‌تازگی، تحلیل این رابطه در گشتاور مرتبه بالاتر و به‌صورت غیرخطی، نظر پژوهشگران را به خود جلب کرده است. این تحلیل در قالب الگوی واریانس شرطی می‌تواند پیش‌بینی نوسانات را برای متغیرهای مالی بهبود ببخشد؛ زیرا چنانچه متغیری علّیت گرنجر متغیر دیگر باشد، به این مفهوم است که اطلاعات گذشته آن به بهبود پیش‌بینی متغیر دوم منجر می‌شود. ازاین‌رو، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر نخست حاوی اطلاعات پراهمیتی برای متغیر دوم است. آگاهی از این اطلاعات به تبیین الگویی مناسب با لحاظ متغیرهای ضروری و درنتیجه کاهش تورش می‌انجامد. براین‌اساس، نتایج حاصل از چنین تحلیلی درزمینه سیاست‌گذاری و پیش‌بینی می‌تواند مفید واقع شود. بنابراین، این پژوهش به این امر مهم اهتمام می‌ورزد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در الگوهای آماری خطی، ناعلّیت x برای y به معنای آن است که تمامی گشتاورهای پیش‌بینی y با و بدون اطلاعات موجود در متغیر x یکسان هستند. اما اگر الگوی آماری غیرخطی باشد، این شرط دیگر برقرار نخواهد بود. برای مثال چنانچه ویژگی ناهمسانی واریانس در فرایند خطا بارز باشد، این امکان وجود دارد که متغیر x حاوی اطلاعات منحصربه‌فردی برای پیش‌بینی واریانس شرطی (گشتاور مرتبه دوم) باشد، درحالی‌که برای گشتاور مرتبه اول حاوی اطلاعات مفیدی نباشد [۵].

در این پژوهش، از الگوی VARMA-GARCH[2] از نوع DCC(۱,۱)[3] برای الگوی واریانس شرطی استفاده می‌شود. علاوه بر آن به‌منظور لحاظ‌نمودن راه‌گزینی رژیم[4] در الگوی واریانس شرطی از الگوی میانگین شرطی MSBVAR(۳)[5] استفاده شده است. علاوه‌برآن، از رهیافت بیزی برای برآورد و تحلیل علّیت استفاده شده است.

1. Granger causality
2. Vector ARMA GARCH
3. Dynamic conditional correlation
4. regime switching
5. Markov- switching Bayesian Vector Autoregression

الگوی واریانس شرطی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطه (۱)

$$\begin{pmatrix} h_{1t} \\ h_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A(L)_{11} & A(L)_{12} \\ A(L)_{21} & A(L)_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t}^2 \\ \varepsilon_{2t}^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} B(L)_{11} & B(L)_{12} \\ B(L)_{21} & B(L)_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{1t-1} \\ h_{2t-1} \end{pmatrix}$$

بازنویسی معادله افراز شده به شکل فرایند VARMA، معادله ۲ را به دست می‌دهد:

رابطه (۲)

$$\begin{pmatrix} 1-(A_{11}+B_{11})\mathrm{L} & -(A_{12}+B_{12})\mathrm{L} \\ -(A_{21}+B_{21})\mathrm{L} & 1-(A_{22}+B_{22})\mathrm{L} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t}^2 \\ \varepsilon_{2t}^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1-B_{11}\mathrm{L} & -B_{12}\mathrm{L} \\ -B_{21}\mathrm{L} & 1-B_{22}\mathrm{L} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \vartheta_{1t} \\ \vartheta_{2t} \end{pmatrix}$$

با افراز x_t به زیربردار x_{it} به‌نحوی‌که $x_t = (x_{1t}', x_{2t}', x_{3t}')'$ باشد، الگو به شرح ۳ بازنویسی می‌شود:

رابطه (۳)

$$\begin{bmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \Phi_{13} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \Phi_{23} \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Theta_{11} & \Theta_{12} & \Theta_{13} \\ \Theta_{21} & \Theta_{22} & \Theta_{23} \\ \Theta_{31} & \Theta_{32} & \Theta_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \end{bmatrix}$$

بر این اساس، x_1 ناعلّیت x_2 (مشروط بر x_3)می‌باشد، اگر و فقط اگر شرط ۴ برقرار باشد:

رابطه (۴)

$$x_1 \xrightarrow{\text{ناعلّیت}} x_2 | x_3 \iff \det \begin{bmatrix} \Phi(z)\cdot^{j}_{11} & \Theta(z)_{12} & \Theta(z)_{13} \\ \varphi(z)_{n1+i,j} & \Theta(z)^{i\cdot}_{22} & \Theta(z)^{i\cdot}_{23} \\ (z)\Phi^{\cdot j}_{31} & \Theta(z)_{32} & \Theta(z)_{33} \end{bmatrix} = 0$$

بجلبا[1] و همکاران (۱۹۹۴)، شروط ناعلّیت را در چارچوب فرایند ARMA چندمتغیره (VARMA[2]) با افق پیش‌بینی تک دوره‌ای ارائه دادند [۳]. پژوهش‌ها در زمینه ناعلّیت مبتنی بر این مقاله است. رابطه علّی درمورد بردارهای x_{1t} و x_{4t} تحلیل می‌شود. سپس، x_{1t} و x_{2t} به صورت ۵ تعریف می‌شود:

رابطه (۵)

$$\mathrm{x}_{1t} = (x_{1t}, x_{2t})' , \mathrm{x}_{2t} = (x_{3t}, x_{4t})' , \mathrm{x}_t = \begin{bmatrix} \mathrm{x}_{1t} \\ \mathrm{x}_{2t} \end{bmatrix}$$

فضای هیلبرت تولیدشده توسط مؤلفه‌های $(x_\tau; \tau \leq \mathrm{t})$ با نماد $\mathrm{I}_x(\mathrm{t})$ و زیرفضای تولیدشده با مؤلفه‌های $(x_{\ t}', x_{\ t}')$ با نماد (t) . $_x$ نشان داده می‌شود. تصویر آفین x_{it} بر $(\mathrm{t}-1)$ با نماد $((\mathrm{t}-)$ $\mathbb{P}(x_{it}|$ نشان داده می‌شود. بر این اساس، x_1 ناعلّیت x_2 است، اگر رابطه ۶ برقرار باشد.

رابطه (۶)

$$x \nrightarrow x \Rightarrow x_{\ t} - \mathbb{P}(x_{it}|_{\ x} .(\mathrm{t})) \perp {}_x(\mathrm{t})$$

تهرانی و خسروشاهی (۲۰۱۶)، به بررسی انتقال هم‌زمان نوسانات بین بازارهای سهام، دلار و سکه طلا با استفاده از مدل SVAR پرداختند. در مدل همبستگی بین سهام و دلار و همچنین سهام و سکه طلا تقریباً با هم برابر است. به‌منظور بررسی میزان تأثیر اخبار و شوک‌ها بااستفاده‌از روش تجزیه واریانس با رویکرد ساختاری، اثر سرریز نوسان بین سه متغیر مدل بررسی شد. سهم عمده مقدار واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر شوک‌ها در سهام در بلندمدت، ناشی از نوسانات خود متغیر است [۹].

باغجری و همکاران (۲۰۱۵)، از مدل GARCH برای بررسی اثرگذاری مناسبت‌های ویژه بر شاخص‌های بازارهای مالی ایران استفاده کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که نوسان‌پذیری بازده شاخص صنعت در بورس اوراق بهادار تهران با درنظرگرفتن روند در مدل در ایام خاص کاهش می‌یابد. اما درنظرگرفتن روند در الگو باعث افزایش بازده و نوسان‌پذیری می‌شود تا این‌که به‌تدریج این اثر کاهش می‌یابد. ازاین‌رو، این پژوهش بر موضوع درنظرگرفتن ویژگی‌ها و مناسبت‌های بازه زمانی موردبررسی برای به‌دست‌آوردن برآوردی مناسب تأکید دارد [۱].

پژوهش زاهدی تهرانی و شریف (۲۰۱۱)، با هدف بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کلی قیمت بورس اوراق بهادار تهران انجام گرفته است. در این راستا، رابطه

1. Boudjellaba
2. Vecror ARMA

بلندمدت به‌وسیله مدل یوهانسن برآورد شد که نتایج نشان داد بیشترین تأثیر بر شاخص قیمت کل بورس اوراق بهادار از بین متغیرهای پژوهش را به‌ترتیب شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، تولید ناخالص داخلی و قیمت سکه بهار آزادی داشته است. همچنین نتایج آزمون علیت الگوی تصحیح خطای برداری نشان داد بین تولید ناخالص داخلی و نقدینگی با شاخص قیمت بورس اوراق بهادار رابطه علّی وجود دارد. درحالی‌که چنین رابطه‌ای از تورم به سمت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران رد می‌شود [۲۱].

رستمی و مقدس بیات (۲۰۱۶)، نیز در پژوهش خود از رهیافت بیزی و مدل panel-GARCH برای مدلسازی نوسانات استفاده نمودند تا روابط را به صورت غیرخطی و براساس توزیع بررسی نمایند [۱۰].

بالا و تاکیموتو[1](۲۰۱۷)، به بررسی سرریز نوسانات در دوره بحرانی اقتصادی در بازه زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی در بین بازارهای نوظهور کم و در بین بازارهای پیشرفته زیاد است. در این پژوهش، در مقایسه بین مدل‌های نوسانات، مدل DCC-GARCH با توزیع t را به‌عنوان مدل برتر معرفی کرده است. همچنین این پژوهش نشان می‌دهد که در زمان بحران همبستگی بازارها افزایش می‌یابد ولی بازهم سرریز نوسانات در بازارهای نوظهور کمتر است [۲].

مک دانلد و همکاران[2](۲۰۱۸)، با اشاره به این‌که بحران منطقه اروپا باعث افزایش ریسک، آسیب‌پذیری و نوسان اتحادیه پولی شده است، به بررسی کواریانس و اثرات سرریز در بین کشورهای اروپا با استفاده از GARCH چند متغیره پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بازارهای پولی و بانکداری بیشترین اثرپذیری را داشته است [۸].

نازلی الو و همکاران[3](۲۰۱۵)، سرایت‌پذیری نوسان[4] را بین قیمت نفت و شاخص مالی تنش[5] در کشور امریکا با استفاده از مدل GARCH موردبررسی قراردادند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص مالی و نفت هردو در شرایط نوسان بلندمدت بوده و سرریز ریسک از نفت به شاخص مالی قبل از بحران و سرریز ریسک از شاخص مالی به نفت بعد از بحران صورت گرفته است. شواهد حاکی از آن است که بازار انرژی و مالی به لحاظ پویایی قیمت و ریسک الگوی مشابهی ندارند. ازاین‌رو، هردو برای داشتن تصویر کلی از اقتصاد لازم است [۷].

سالیسو واولیکا[6](۲۰۱۵)، برای بررسی رابطه بین بازارهای نفت (تگزاس وبرنت) و سهام امریکا از الگوی BEKK استفاده کردند. به‌این‌منظور، شکست ساختاری با نمونه‌های متفاوت در

1. Bala and takimoto
2. MacDonald et al.
3. Nazlioglu et al.
4. volatility transmission
5. financial stress
6. Salisu and Oloko

الگو لحاظ شده است. سرریز نوسان و تکانه از بازار نفت تگزاس به بازار سهام امریکا قبل از وقوع شکست ساختاری وجود دارد. نادیده‌گرفتن شکست ساختاری به ناکارایی دادوستد تأمینی[1] منجر می‌شود [۱۱].

لی و گیلس[2](۲۰۱۵)، ارتباط بین بازار بورس امریکا، ژاپن و شش کشور درحال‌توسعه آسیایی (شامل چین، هند، اندونزی، مالزی، فیلیپین، تایلند) را با استفاده از الگوی گارچ چندمتغیره[3] موردبررسی قراردادند. نتایج حاکی از آن است که سرریز واریانس و تکانه از بازار بورس امریکا به بازارهای بورس ژاپن و کشورهای آسیایی موردنظر وجود دارد [۶].

چکلی و همکاران[4](۲۰۱۱)، چهار کشور نوظهور (هنگ کنگ، مالزی، سنگاپور و مکزیک) را طی دورانی که چندین بحران اتفاق افتاده موردبررسی قرار دادند. ویژگی این دوره ناآرام، بازده منفی دارایی به میزان قابل‌توجه و نوسان شدید است که به سایر کشورهای نوظهور نیز راه یافته است. این آشفتگی، نوسان نرخ ارز و ریسک دارایی‌های اسنادی بین‌المللی را افزایش داده است. براین‌اساس، بازده سهام تحت تأثیر تحرکات نرخ ارز قرارگرفته و درنتیجه سرمایه‌گذاری در بازار سهام خارجی درمعرض ریسک نرخ ارز قرار گرفته است [۴].

۳. فرضیه پژوهش

استفاده از اطلاعات نوسانات متغیرهای نرخ ارز، قیمت نفت سبد اوپک و قیمت جهانی طلا به بهبود پیش‌بینی نوسانات متغیر شاخص بورس منجر می‌شود. به بیانی روشن‌تر، متغیرهای مذکور علّیت در واریانس شرطی متغیر بورس هستند.

٤. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، سری‌های زمانی شاخص آزاد شناور بورس اوراق بهادار، نرخ ارز، قیمت نفت سبد اوپک و قیمت جهانی طلا درنظر گرفته شده است تا تعامل بازار مالی ایران با بازار داخلی (ارز) و بازارهای بین‌المللی (نفت و طلا) موردبررسی قرار گیرد. دوره زمانی موردبررسی از ۱۲ مردادماه ۱۳۹۲ تا ۲۶ شهریورماه ۱۳۹۴ است. این دوره زمانی، هم‌زمان با شروع کار دولت یازدهم بوده و با تحولات مهم داخلی و خارجی همراه است. از وقایع داخلی در این دوره زمانی می‌توان به نرخ شتابنده تورم و رشد اقتصادی منفی در ابتدای دوره، اجرای سیاست انقباضی در جهت مهار تورم و اعمال سیاست ارزی به‌منظور برگرداندن ثبات به بازار ارز اشاره کرد. لزوم

1. hedge ratios
2. Li and Giles
3. Multivariate GARCH
4. Chkili et al.

بازنگری اقتصاد در راستای حرکت به سمت اقتصاد مقاومتی و تلاش برای کاهش وابستگی اقتصاد به نفت از دیگر رخدادهای داخلی است. علاوه‌برآن، این دوره با تحولات بین‌المللی ازجمله ناآرامی و جنگ در منطقه خاورمیانه، افت شدید قیمت نفت و توافق برجام (برنامه جامع اقدام مشترک) همراه است. مجموعه این وقایع، نگارنده را بر آن داشت تا این دوره را حائزاهمیت دانسته و موردمطالعه قرار دهد. در این تحلیل از مشاهده‌ها با فراوانی روزانه استفاده شده است. مشاهده‌های مزبور از پایگاه‌های اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران، بانک مرکزی، سازمان اوپک و fxtop گردآوری شده است.

در الگوهای آماری خطی، ناعلّیت x برای y به معنای آن است که تمامی گشتاورهای پیش‌بینی y با و بدون اطلاعات موجود در متغیر x یکسان هستند. اما اگر الگوی آماری غیرخطی باشد، این شرط دیگر برقرار نخواهد بود. برای مثال چنانچه ویژگی ناهمسانی واریانس در فرایند خطا بارز باشد، این امکان وجود دارد که متغیر x حاوی اطلاعات منحصربه‌فردی برای پیش‌بینی واریانس شرطی (گشتاور مرتبه دوم) باشد، درحالی‌که برای گشتاور مرتبه اول حاوی اطلاعات مفیدی نباشد [۹].

در این پژوهش، الگوی VARMA-GARCH از نوع DCC(۱,۱) برای الگوی واریانس شرطی استفاده می‌شود. علاوه‌برآن، به‌منظور لحاظنمودن راه‌گزینی رژیم[1] در الگوی واریانس شرطی از الگوی میانگین شرطی MSBVAR(۳) استفاده شده است.

علاوه‌برآن، از رهیافت بیزی برای برآورد و تحلیل علّیت استفاده شده است. در رهیافت بیزی، تبیین الگو بااستفاده‌از تابع درست‌نمایی و توزیع پیشین پارامترها صورت می‌گیرد. توزیع پیشین $p(\theta)$، اطلاعات درمورد پارامترها پیش از مشاهده داده‌ها است. در تابع درست‌نمایی $L(\theta; y)$، از اطلاعات داده‌ها استفاده شده و درنهایت باورهای پیشین با اطلاعات داده‌ها، به‌روز شده و توزیع پسین به‌دست می‌آید. بدین‌ترتیب، در تابع درست‌نمایی $L(\theta; y)$، از اطلاعات داده‌ها استفاده شده و درنهایت از باورهای پیشین و اطلاعات داده‌ها، توزیع پسین به‌صورت ۷ حاصل می‌شود:

$$p\left(\theta\middle|y\right) \propto L\left(\theta; y\right) p\left(\theta\right) \qquad \text{رابطه (۷)}$$

در این پژوهش، تابع درست‌نمایی N متغیره تی ($l(y;\theta) = \prod_{t=}^{T} t^N(\bar{\theta}, \Sigma_\theta, \upsilon)$) با بردار میانگین $\bar{\theta}$ ، ماتریس کواریانس Σ_θ و پارامتر درجه آزادی υ مفروض است. چگالی پیشین، مقادیر پیراسته در فضای پارامترها از چگالی نرمال k متغیره $\mathrm{N}^{\mathrm{k}}(۰, \mathrm{diag}(۱))\, \mathrm{I}_{\theta\epsilon\Theta}$، با میانگین صفر، مقدار ۱ برای مؤلفه‌های روی قطر و صفر برای مؤلفه‌های غیرقطری ماتریس

1. regime switching

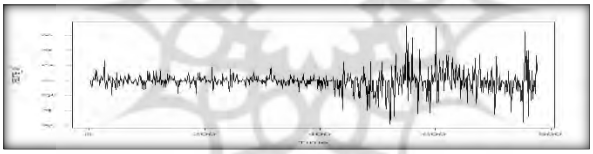
کواریانس درنظر می‌باشد؛ همچنین، به‌منظور شبیه‌سازی کرنل چگالی پسین از الگوریتم متروپولیس هستینگز که الگوریتم شبیه‌ساز از گونه زنجیره مارکف مونت‌کارلو (MCMC[1]) است، استفاده شده است. به‌منظور اجتناب از چسبندگی در زنجیره مارکف، تعدادی از قرعه‌های[2] اولیه سوخت[3] شده و پس از انجام تعداد مطلوبی تکرار (۱۰۰۰۰)، قرعه‌های پسین به‌دست می‌آید.

برای ارزیابی فرض علّیت واریانس شرطی از نسبت بخت‌ها استفاده شده است. بدین‌منظور، الگوی مقید را با نماد $\mathcal{M}_j$ و نامقید را با نماد $\mathcal{M}_i$ درنظرگرفته و همچنین چگالی حاشیه‌ای داده‌ها، احتمال پیشین و احتمال پسین به ترتیب با $p(D|\mathcal{M})$، $pr(\mathcal{M})$ و $p(\mathcal{M}|D)$ نمادگذاری می‌شود. در این صورت، نسبت بخت‌ها عبارت است از:

$$POR = \frac{p(\mathcal{M}_i|D)}{p(\mathcal{M}_j|D)} = \frac{p(D|\mathcal{M}_i)}{p(D|\mathcal{M}_j)} \frac{pr(\mathcal{M}_i)}{pr(\mathcal{M}_j)}$$ رابطه (۸)

۵. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

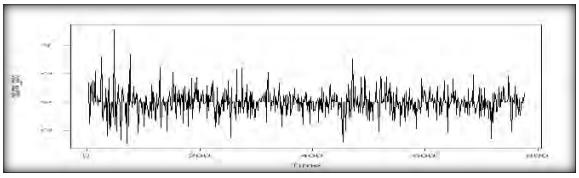
در این قسمت ابتدا تحلیل ویژگی‌های آماری متغیرها با استفاده از نمودار ۱ تا ۴ و سپس آمار توصیفی (جدول ۱) انجام می‌شود. سپس، آزمون فرضیه علّیت در واریانس شرطی براساس مبانی نظری که پیشتر توضیح داده شد، صورت می‌پذیرد. لازم به بیان است که تحلیل‌های این پژوهش بااستفاده‌از نرم‌افزارهای RATS و R انجام شده است. در نمودارهای ۱ تا ۴ بخش ۵، بازده قیمت نفت، قیمت طلا، نرخ ارز و شاخص بورس ارائه شده است.



نمودار ۱. بازده قیمت نفت. منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، الگوی نوسان سری‌های زمانی در برخی از دوره‌ها خوشه‌ای[4] است. این پدیده از ویژگی‌های بازارهایی است که به اخبار و وقایع روز حساس هستند. خوشه‌ای بودن نوسانات بر نقض ویژگی توزیع مستقل و یکسان[5] سری‌های زمانی و ناهمسانی واریانس دلالت دارد.

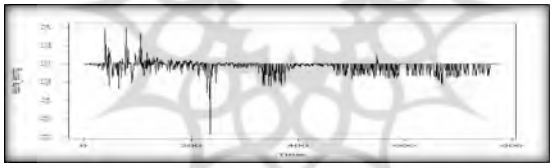
1. Markov chain Monte Carlo
2. draw
3. burn- in
4. clustering
5. independently and identically distributed



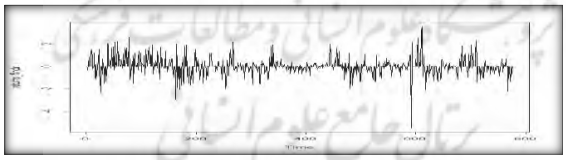
نمودار ۲. بازده قیمت طلا. منبع: یافته‌های پژوهش.

ویژگی‌های آماری سری‌های زمانی مذکور در جدول ۱ ارائه شده است. آماره‌های توصیفی نشان می‌دهد که قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز به‌طور متوسط از رشد منفی برخوردار بوده و تنها شاخص بورس رشدی مثبت داشته است. همچنین، بازده متغیرهای بورس، نفت و طلا پرنوسان بوده و از این میان، بازده قیمت نفت نسبت به سایرین از سطح نوسان بالاتری برخوردار است.

آماره کشیدگی نشان می‌دهد که توزیع تمامی متغیرها از نرمال بیشتر بوده و در این میان کشیدگی توزیع نرخ ارز نسبت به توزیع نرمال بسیار زیاد است. آماره چولگی[1] بر توزیع نامتقارن سری‌های زمانی دلالت دارد. این آماره نشان می‌دهد که توزیع متغیرهای نفت و طلا چوله به راست بوده و متغیرهای ارزوشاخص بورس چوله به چپ است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، آماره شپیرو هم دلالت برآن دارد که توزیع متغیرها نرمال نیست. ویژگی‌های آماری مذکور مبین آن است که توزیع متغیرهای الگوچوله بوده واز دنباله‌ای پهن برخوردار است که از ویژگی‌های بارز متغیرهای بازار مالی است.



نمودار ۳. بازده نرخ ارز. منبع: یافته‌های پژوهش.



نمودار ۴. بازده شاخص بورس. منبع: یافته‌های پژوهش.

1. Skewness statistics

پس از شناسایی ویژگی‌های آماری و قبل از ساخت الگو، انجام آزمون کلی‌نگر[1] برای آزمون خودهمبستگی و اثرات آرچ ضروری است. در این پژوهش به‌منظور استوارسازی[2] آزمون کلی‌نگر و مقادیر پی ـ مقدار[3] به روش ناپارامتری با برآورد چگالی کرنل براساس قاعده مونت‌کارلو با اعمال وزن پارزن[4] بر تابع خودهمبستگی انجام شده است. علاوه بر آن، در بررسی اثرات آرچ از آزمون کلی‌نگر چندمتغیره پیراسته و رتبه‌ای نیز استفاده شده است. نتایج آزمون کلی‌نگر در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج بر وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس شرطی در بازده متغیرها دلالت دارد.

جدول ۱. آماره های توصیفی بازده روزانه

بازار / آماره	نفت	طلا	ارز	بورس
میانگین	−۰/۱۱۱۰	−۰/۰۱۸۵	−۰/۰۲۴۴	۰/۰۰۱۷۵
واریانس	۱/۶۳۵۵	۰/۶۰۹۴	۰/۰۰۴۹۲	۰/ ۵۱۹۲
چولگی	۰/۴۹۵۷	۰/۳۵۳۵	−۱/۷۸۳۰	−۰/۰۸۶۴
فزونی کشیدگی توزیع نسبت به توزیع نرمال	۷/۸۲۴۸	۴/۲۸۶۸	۲۰/۷۶۲	۶/۸۷۷
شپیرو	۰/۸۲۳۹*	۰/۹۱۹۰۳*	۰/۶۹۲۵۹ *	۰/۸۵۶۷*
آزمون کلی نگر (خودهمبستگی)	۸۰/۲۵۸*	۳۷/۲۳۹ **	۱۱۶/۶۹۷*	۸۷/۰۱۲*
آزمون کلی نگر (ناهمسانی واریانس)	۳۱۸/۱۵۷ *	۶۴/۸۶۲ **	۲۹/۴**	۹۸/ ۷۰۶*
آزمون کلی نگرپیراسته		آزمون کلی نگررتبه ای		
۴۰۷/ ۳۸۵*		۱۳۸ /۷۵۶*		

توجه: سطح معنی داری ۰/۰۱ با * و ۰/۱ با ** نشان داده شده‌است. منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس بررسی‌های اولیه که پیشتر ارائه شد برای تحلیل رابطه علّی بازار مالی ایران با سایر بازارها لازم است تا به چند نکته توجه شود. نخست، پویایی تغییر رفتار متغیر مالی در الگو لحاظ شود. دوم، خوشه‌ای بودن نوسانات بازده و ناهمسانی واریانس در الگو منظور شود. سوم، از منظر اقتصادسنجی، انتقال از رژیمی به رژیم دیگر بر رفتار متغیر مؤثر بوده و لازم است تا در ساخت الگو مدنظر قرار گیرد. براین‌اساس، تحلیل علّی گرنجر در الگوی واریانس شرطی ارائه خواهد شد. زنجیره مارکف به دو فرایند مستقل تقسیم می‌شود. درنتیجه، این امکان فراهم می‌گشود که

1. Portmanteau
2. robust
3. P-value
4. Parzen weight

ضرایب الگو در دو زیرسیستم که نسبت به رژیم وردا[1] بوده و درعین‌حال مستقل هستند، برآورد شود. سپس، معادله بازار مالی با حضور متغیر مفروض علّی تبیین می‌شود. پس از اعمال قیودی که پیشتر توضیح داده شد، معادله بازار مالی بدون حضور متغیر مفروض علّی نیز تبیین می‌شود. سرانجام، نسبت بخت‌ها پس از شبیه‌سازی متغیر براساس معادلات مقید و نامقید محاسبه می‌شود. نتایج در جداول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. آزمون ناعلّیت براساس الگوی MSBVAR-MGARCH

فرضیه	ناعلّیت ارز	ناعلّیت نفت	ناعلّیت طلا
آماره	۱/۱۰۴۱	۱/۰۸۸۸	۱/۰۹۴۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ مبین آن است که شواهد برعلیه ناعلّیت در واریانس از سوی متغیرهای الگو به‌سوی متغیر مالی می‌باشد. ازاین‌رو، شواهد حاکی از آن است که متغیرهای نفت، ارز و طلا علّیت گرنجر در واریانس شرطی برای بورس هستند. درنتیجه، فرضیه پژوهش موردقبول قرار می‌گیرد. بر این اساس، متغیرهای نفت، ارز و طلا حاوی اطلاعات منحصربه‌فردی برای نوسانات متغیر مالی هستند. درنتیجه، الگوی واریانس شرطی با حضور سه متغیر برآورد و نتایج در جدول ۳ ارائه شده است. الگوی واریانس شرطی چند متغیره مبتنی بر MSBVAR-DCC (۱،۱) برآوردی بر این یافته‌ها دلالت دارد: ۱. توزیع متغیرها نامتقارن هستند؛ ۲. تبیین الگو با توزیع دنباله پهن برای جملات خطا مناسب است؛ ۳. براساس توزیع پسین حاشیه‌ای، همبستگی پایدار بوده و درجه خوشه‌بندی در نوسان بالا است.

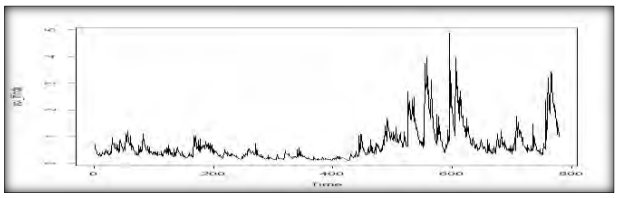
جدول ۳. الگوی واریانس شرطی بورس براساس DCC(MSBVAR-۱،۱)

معادله بورس				
ضریب تکانه تأخیری بورس	ضریب تکانه تأخیری ارز	ضریب تکانه تأخیری نفت	ضریب تکانه تأخیری طلا	ضریب ثابت
$۱۰^{-۱}\times۰۳/۱$	$۱۰^{-۴}\times۵/۸۹$	$۱۰^{-۳}\times۱/۳۶$	$۱۰^{-۴}\times۳/۵۳$	$۱۰^{-۳}\times۷/۵۲$
ضریب واریانس تأخیری بورس	ضریب واریانس تأخیری ارز	ضریب واریانس تأخیری نفت	ضریب واریانس تأخیری طلا	
$۱۰^{-۲}\times۲/۶۶$	$۱۰^{-۳}\times۳/۳۸$	$۱۰^{-۱}\times۳۹۷$	$۱۰^{-۴}\times۹۷/۲$	
a		b		
$۱۰^{-۱}\times۹/۶۲$		$۱۰^{-۳}\times۶/۱۶$		
۴/۳۸		درجه آزادی		
۱/۰۴		چولگی		

منبع: یافته‌های پژوهش

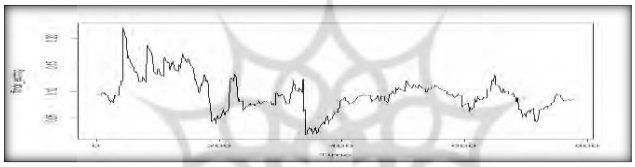
1. invariant

در نمودارهای۵۵ تا ۸، واریانس شرطی پویای متغیر مالی و همبستگی شرطی متغیر مالی با ارز، نفت و طلا که حاصل از یافته‌های پژوهش هستند، به نمایش درآمده است.



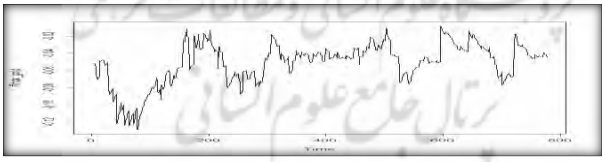
نمودار ۵. واریانس شرطی پویای بورس بر اساس MS BVAR -DCC(۱,۱).

نمودار ۵، واریانس شرطی پویای بازده شاخص سهام را طی زمان نشان می‌دهد. در این نمودار، رژیم‌ها از طریق الگوی میانگین شرطی در الگو اعمال شده و الگوی واریانس شرطی به‌دست آمده است. الگوی واریانس شرطی پویا دلالت بر واکنش‌های شدید بازار مالی در اواخر دوره دارد. در این مقطع زمانی تفاهم و توافق برجام از اخبار مهمی است که بازار مالی به آن واکنش نشان داد.



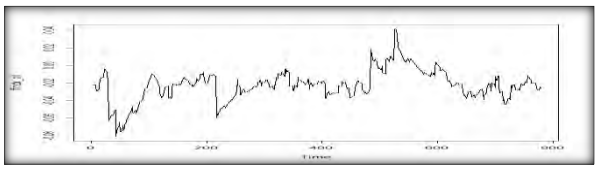
نمودار ۶. همبستگی پویا بین بورس و نرخ ارز براساس MS BVAR – DCC(۱,۱).

در نمودار ۶، رابطه مثبت بین ارز و بازار مالی مورد تأیید قرار می‌گیرد. اما شدت این رابطه در طی زمان کمتر شده است. ادامه این روند کاهشی در آینده می‌تواند بر توجه سرمایه‌گذاران به بازار آزاد دلالت داشته باشد. هرچه بازار آزاد برای سرمایه‌گذاری جذاب باشد، سرمایه‌ها بین بازار مالی و آزاد در گردش خواهد بود و اثرپذیری بازار مالی از آن بازار بیشتر خواهد بود.



نمودار ۷. همبستگی شرطی بین بورس و طلا براساس MS BVAR –DCC(۱,۱).

نمودار ۶ نشان می‌دهد که رابطه بین طلا و بازار بورس ناهمسو است. شدت این رابطه در ابتدای دوره بیشتر است اما کاهش یافته و با تغییرات قابل‌توجهی تعدیل می‌شود. طلا برای سرمایه‌گذاران یک جایگاه امن[1] محسوب می‌شود. هرگاه که قیمت طلا افزایش یابد شدت رابطه بیشتر می‌شود. در این دوره، شاهد افزایش قیمت طلا به دلایل مختلف هستیم که ازآن‌جمله می‌توان به رشد چین و کاهش ارزش ارزهای عمده در مقابل دلار امریکا اشاره کرد. کاهش رشد اقتصاد جهانی نیز به کاهش قیمت طلا و کاهش شدت رابطه منجر شده است.



نمودار ۸. همبستگی پویا بین بورس و نفت براساس MS BVAR – DCC(۱,۱)

نمودار ۸ نشان می‌دهد که رابطه بورس و نفت به‌طور عمده منفی بوده و در مقاطعی خاص که شاهد رشد ناگهانی قیمت نفت هستیم، این رابطه همسو شده است. در این دوران شاهد افزایش تولید نفت توسط عربستان و تغییر هدف کشورهای عضو اوپک از افزایش قیمت به افزایش سهم‌خواهی هستیم. افزایش تولید نفت شل و اوپک به فزونی عرضه بر تقاضا منجر شده است. همچنین، اخبار مربوط به مذاکرات ایران و ۵+۱ که به لغو تحریم‌های نفتی و صادرات نفت بیشتر از ایران منجر می‌شود نیز به افت قیمت نفت دامن زد.

ازآنجاکه در این دوره تکیه ایران بر درآمد نفت به‌صورت خام کاهش یافته است و تأکید بر صادرات مشتقات نفتی و پتروشیمی است و همچنین با توجه به آن‌که ۳۵ درصد ارزش بازار سرمایه مربوط به محصولات شیمیایی و فراورده‌های نفتی است، رابطه سهام با نفت نیز منفی است؛ زیرا کاهش نفت به کاهش هزینه‌های این تولیدها و افزایش صادرات و سودآوری این نوع از شرکت‌ها منجر می‌شود.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد که حتی اگر اطلاعات گذشته یک متغیر نتواند تغییری در پیش‌بینی گشتاور مرتبه اول متغیر دیگر به وجود آورد، هنوز این امکان وجود دارد که در الگوسازی به‌عنوان یک عامل اثرگذار مطرح باشد. این مسئله در صورتی صحت پیدا می‌کند که تأثیر اطلاعات گذشته چنین متغیری بر پیش‌بینی مراتب بالاتر گشتاوری در چارچوب علّیت مورد

1. Safe heaven

تأیید قرار بگیرد. در این پژوهش تلاش بر آن بود که از رهیافت بیزی، الگوهای سیستمی GARCH و تغییر رژیم مارکف بهره گرفته شود تا فرضیه علّیت، فارغ از نوع محدودیت (خطی و یا غیرخطی) در گشتاور مرتبه دوم موردبررسی قرار گیرد. با بهره‌گیری از نتایج تحلیل علّیت در واریانس شرطی می‌توان درمورد استفاده از نوسانات متغیر مفروض علّی در بیان رفتار نوسانات متغیر مالی و درنتیجه تبیین الگویی مناسب، با آگاهی عمیق‌تری تصمیم‌گیری نمود.

نتایج تحلیل علّیت براساس الگوی MSBVAR-DCC و نسبت بخت‌ها دلالت بر آن دارد که متغیرهای نفت، ارز و طلا حاوی اطلاعات منحصربه‌فردی برای نوسانات برای بورس هستند.

الگوی برآوردی براساس نتیجه تحلیل علّیت، اثرات وقایع دوره موردبررسی را به‌خوبی ترسیم می‌کند. دراین‌میان، نمودار نوسانات برآوردی بورس نشان می‌دهد که در طول دوره، سرمایه‌گذاران نسبت به هر خبر رسیده به بازار بسته به اهمیت آن، واکنش‌های متفاوتی نشان می‌دهند. این امر دلالت بر آن دارد که اهمیت رخدادهای این دوره و تأثیر آن بر تجارت بین‌المللی و اقتصاد داخلی، سرمایه‌گذاران را نسبت به اخبار رسیده به بورس حساس‌تر نموده و درنتیجه بازار سرمایه با افت‌وخیزهای بیشتری روبرو است. همچنین، تغییر در انتظارات فعالان بازار در مدت نسبتاً کوتاهی تعدیل‌شده و هیجانات بازار به‌سرعت آرام می‌گیرد. علاوه‌برآن، نمودار همبستگی بین بورس و بازار داخلی (ارز) نشان می‌دهد که همبستگی از پایداری نسبی برخوردار بوده و افزایش قیمت سهام با افزایش ارزش پول داخلی همراه است. این امر مبین آن است که نقش ارز در کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در سبد سرمایه‌گذاری فعالان بازار سرمایه به‌مرور کاهش یافته است. این امر را می‌توان پیامد سیاست ارزی بانک مرکزی در جهت تثبیت بازار ارز در دوره موردبررسی دانست.

علاوه‌برآن، بین بورس و بازار بین‌المللی طلا و نفت نیز همبستگی وجود دارد. باتوجه‌به همبستگی طلا و نفت، انتظار می‌رود که واکنش بورس به نوسانات طلا مشابه واکنش آن با نوسانات نفت باشد. گرچه، نمودارها نشان می‌دهد که همبستگی بورس با طلا از پویایی بیشتری برخوردار است. در دوره موردبررسی، تمرکز بر صادرات فراورده‌های نفتی بوده است. صادرات فراورده‌های نفتی نیز براساس تقاضای جهانی و به‌تبع آن به اقتصاد جهانی و همچنین هزینه‌های تولید آن بستگی دارد. در این راستا، استفاده از اطلاعات بازار طلا تکمیل‌کننده اطلاعات بازار نفت است. زیرا طیف وسیعی از اطلاعات را به همراه دارد. تغییرات ناگهانی مشابه در همبستگی‌های پویای بورس با بازارهای داخلی و خارجی را می‌توان به وقایعی نسبت داد که به‌طور هم‌زمان همه بازارها را تحت‌تأثیر قرار داده است.

پیشنهادها و محدودیت‌ها. این پژوهش نشان می‌دهد که متغیرها قیمت نفت اوپک، قیمت جهانی طلا و نرخ ارز حاوی اطلاعات باارزشی برای بورس هستند، به‌نحوی‌که پیش‌بینی متغیر مالی را بهبود می‌بخشند. بنابراین، توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران و فعالان بازارهای سرمایه از اطلاعات بازارهای خارجی شامل اوپک و قیمت طلا در بازارهای جهانی استفاده کنند و همچنین از اطلاعات بازار داخلی شامل نرخ ارز نیز برای پیش‌بینی‌ها و سیاست‌گذاری‌ها بهره‌مند شوند. در اینجا لازم است تا بیان شود که این پژوهش در مقایسه با سایر پژوهش‌ها از چند جهت متمایز است.

نخست، به دلیل پیچیدگی‌های محاسباتی در سایر پژوهش‌ها میانگین شرطی مدل نشده است ولی در این پژوهش از الگوی غیرخطی براساس رژیم‌های مارکف برای مدل‌سازی میانگین شرطی استفاده شده است تا همبستگی‌ها در سطح لحاظ شود. دوم، بررسی اثرات سرریز در سایر پژوهش‌ها غالباً بر اساس وابستگی هم‌زمان صورت می‌گیرد ولی در این پژوهش از تحلیل در گشتاور مرتبه دوم استفاده شده است که به تحلیل علّیت در واریانس شرطی منجر شد. ازاین‌رو، امکان بررسی اثرگذاری متغیرهای علّی در نوسانات به وجود آمد.

سوم، در سایر پژوهش‌ها از رهیافت کلاسیک استفاده شده است ولی در این پژوهش از رهیافت بیزی استفاده شده است تا امکان تحلیل در گشتاورهای دوم فراهم شود. چهارم، اثرگذاری نوسانات نفت، طلا و ارز همانند سایر پژوهش‌ها به‌طور هم‌زمان موردتأیید قرار گرفت.

ازاین‌رو به پژوهشگران توصیه می‌شود که از تحلیل علّیت در واریانس شرطی برای تحلیل بازار سرمایه در سایر بازه‌های زمانی استفاده و نتایج را مقایسه کنند. این پژوهش با محدودیت خاصی روبرو نبود. گرچه انجام الگوریتم‌های مدل‌ها با پیچیدگی‌های کدنویسی مواجه بود و به جهت ضرورت استفاده از رهیافت بیزی زمان‌بر بود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1. Baghjari, M., Nilchi, M., & Rasoolian, A. (2016). Examining the return and the return volatility of investment industryin month of Ramadan and Muharram. *Financial Management Perspective, 6(15)*, 25-41 (inPersian).
2. Bala, D. A., & Takimoto, T. (2017). Stock markets volatility spillovers during financial crises: A DCC-MGARCH with skewed-*t* density approach. *Borsa Istanbul Review, 17(1)*, 25-48.
3. Boudjellaba, H., Dufour, J. M., & Roy, R. (1994). Simplified conditions for noncausality between vectors in multivariate ARMA models. *Journal of Econometrics, 63 (1)*, 271-287.
4. Chkili, W., Aloui, Ch., Omar, M., & John, F. (2011). Stock market volatility and exchange rates in emergingcountries: A Markov-state switching approach. *Emerging Markets Review, 12 (3)*, 272-292
5. Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Robins, R. P. (1986). Wholesale and Retail Prices: Bivariate Time Series Modelling with Forecastable Error Variance ,*In D.Belsey and E.kuh (Eds.), Model Reliability, MIT Press*, 1-17.
6. Li, Y., & Giles, D. E. (2015). Modelling Volatility Spillover Effects between Developed Stock Markets and Asian Emerging Stock Markets. *International Journal of Finance & Economics, 20(2)*, 155-177.
7. Nazlioglu, S., Soytas, U., & Gupta, R. (2015). Oil prices and financial stress: A volatility spillover analysis Energy Policy, 82, 278-288.
8. MacDonald, R., Sogiakas, V., & Tsopanakis, A. (2018). Volatility co-movements and spillover effects within the Eurozone economies: A multivariate GARCH approach using the financial stress index. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2018, vol. 52, issue C*, 17-36.
9. Tehrani & khosroshahi (2017). Volatility transmission and spillover among equity, exchange and gold markets. *Financial Management Perspective, 7(18)*, 9-31 (in Persian).
10. Rostami, M., Moghaddas bayat, M., & Maghami, R. (2017). Analyzing idiosyncratic risk and returns relationship based on quantile regression and Bayesian approach. *Financial Management Perspective, 6(16)*, 135-151 (in Persian).
11. Salisu, A., & Oloko, T. (2015). Modelling Oil price-US stocks nexus: A varma-bekk- grach Approach. *Energy Economics.50*, 1-12
12. Zahedi Tehrani, P., & Sadeghi Sharif, J. (2012). Explaining and analysis the causal relationship between macroeconomic variables and the price index of Tehran stock exchange. *Financial Management Perspective, 2(5)*, 65-89 (in Persian).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی