فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال دوازدهم / شماره ۴۸/ بهار ۱۳۹۵/ صفحات ۲۱۳ -۱۹۵

بررسی رابطه همبستگی شرطی بازارهای سرمایه بین‌المللی و بازار نفت با بورس اوراق بهادار تهران

محمدرضا مقدم

دکترای اقتصاد انرژی، پژوهشگاه صنعت نفت و معاون پژوهش و فناوری وزارت نفت.
mr_moghaddam@yahoo.com

محمد رضا سزاوار[۱]

دانشجوی دکتری اقتصاد مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی،
mr.sezavar@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۳/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۹/۰۲

چکیده

این مقاله به بررسی میزان تأثیر گذاری بورس‌های جهانی و هم چنین شاخص قیمت جهانی نفت بر بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. عوامل متعددی نظیر مبادلات تجاری کالایی شرکت‌های بورسی، سبد سرمایه‌گذاری، توسعه سرمایه‌گذاری خارجی و نیز اثرات روانی موجب ارتباط بازارهای مالی و تأثیر گذاری وضعیت اوراق بهادار جهانی بر بورس اوراق بهادار داخلی می‌شوند. هم چنین قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند می‌تواند، بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان از جمله شاخص قیمت سهام را می‌تواند تحت تأثیر قرار دهد. نتایج همبستگی شرطی ثابت و همبستگی شرطی پویا میان شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران با سایر شاخص‌های مورد بررسی، نشان دهنده بیشترین همبستگی شاخص مذکور با شاخص P&S و کمترین میزان همبستگی با شاخص قیمت جهانی نفت می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: G15,G32,Q43

کلید واژه‌ها: شاخص بورس اوراق بهادار تهران، شاخص قیمت جهانی نفت، همبستگی شرطی ثابت، همبستگی شرطی پویا، بازارهای اوراق بهادار نیویورک و لندن

۱- نویسنده مسئول

Investigating Conditional Correlation between International Capital Markets and the Oil Market with the Tehran Stock Exchange

Mohammad Reza Moghaddam
PhD, Economics, Research Institute of Petroleum Industry (RIPI) and Vice Minister of Petroleum Ministry of Iran in Research and Technology, mr_moghaddam@yahoo.com

Mohammad Reza Sezavar[1]
PhD student in Economics, The Institute of Management and Planning Studies, mr.sezavar@yahoo.com

Meysam Shahjouei
MBA, Operations Management trends, Semnan University, Semnan, Iran, shahjouei.meysam@gmail.com
Received: 2015/05/05 Accepted: 2015/11/23

Abstract

This paper examines the impact of global stock markets and world oil prices on the Tehran Stock Exchange. World stock market prices affect the Tehran Stock Exchange through their direct and psychological impact on sales of companies listed on the exchange, investment portfolios and foreign investment. International oil prices affect many macroeconomic variables as a powerful exogenous variable, and through changing the economic conditions affect share prices. Our results indicate the highest correlation of Tehran Stock Exchange prices with the S & P index and the lowest correlation with international oil prices.

JEL Classification: Q43,G32,G15

Keywords: Tehran Stock Exchange index, S&p Index, FTSE Index, Oil price Index, DCC-GARCH

1 - Corresponding Author

۱- مقدمه

سازمان بورس اوراق بهادار یکی از مهم ترین نهادهای مالی و اقتصادی کشور است. این نهاد وظیفه مهمی در جذب سرمایه‌های راکد مردم و هدایت آن به سمت بنگاه‌های نیازمند به سرمایه دارد تا به این وسیله بتواند مقدمات رشد اقتصادی کشور را فراهم نماید. بازده سهام و قیمت آن نشانگر توانایی شرکت در جذب سرمایه‌گذاری‌ها و در نهایت افزایش سرمایه‌گذاری است. در این راستا عوامل متعددی بر این شاخص تأثیر دارند. تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی در تحقیقات مختلفی بررسی و تأیید شده اما عوامل اقتصاد برون مرزی و هم چنین متغیر برونزای قدرتمندی همچون قیمت جهانی نفت نیز می‌تواند بر عملکرد بورس داخلی تأثیر گذار باشند.

بورس اوراق بهادار تهران در عین رویارویی با شرایط اقتصادی پر تلاطم دهه اخیر، از تأثیر این نوسانات نیز مستثنی نبوده است. در این رابطه شاخص‌های بازارهای جهانی از جمله شاخص بازار S&P500 و یا شاخص بازار FooTSIE100 و هم چنین به لحاظ وضعیت خاص اقتصاد ایران و وابستگی آن به نفت و وجود نوسانات شدید قیمت نفت، شاخص‌های مذکور می‌توانند شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران را تحت تأثیر قرار دهند. لزوم شناسایی اثر سرریز بازده و نوسانات بازده شاخص‌های جهانی و شاخص قیمت نفت می‌تواند منجر به درک جدیدی در ارتباط به اتخاذ استراتژی‌های سرمایه‌گذاری بر پایه نوسانات چنین شاخص‌هایی شود. از این رو پژوهش حاضر با استفاده از جدیدترین روش‌های اقتصادسنجی، مانند روش واریانس ناهمسان شرطی چند متغیره، به بررسی الگوی تأثیر نوسانات متغیرهای فوق بر نوسان شاخص بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد.

۲- شاخص‌های بورس اوراق بهادار

شاخص کل قیمت اوراق بهادار تهران: بازار سرمایه در ایران کم و بیش در بورس اوراق بهادار تهران (تأسیس ۱۳۴۲) خلاصه می‌شود. بورس تهران از فروردین ماه ۱۳۶۹ اقدام به محاسبه و انتشار شاخص قیمت خود با نام تپیکس[1] نمود که با عدد ۱۰۰ واحد تعریف شد و نشانگر روند عمومی قیمت کل ۵۲ شرکت (شرکت‌های پذیرفته شده در آن زمان) است. شاخص جهانی بورس تهران تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس

1- TEHRAN PRICE INDEX (TEPIX)

را در بر می‌گیرد و در صورتی که نهاد شرکتی بسته شود یا برای مدتی معامله نشود، قیمت آخرین معامله در شرکت لحاظ می‌شود.

شاخص اس اند پورز[1] امریکا: شاخص سهام در آمریکا برای نخستین بار در سال ۱۸۸۴ مورد استفاده قرار گرفت این شاخص در صنعت راه آهن از میانگین ساده قیمت سهام ۱۱ شرکت به‌دست آمد. امروز شاخص‌های متعددی در بازارهای بورس امریکا مورد استفاده قرار می‌گیرد اما در این پژوهش شاخص S&P مورد بررسی قرار می‌گیرد.

شرکت S&P اطلاعات و داده‌های مالی مورد نیاز سرمایه‌گذاران را منتشر می‌کند، قبل از سال ۱۹۵۷ خدمات شاخص را در دو قالب روزانه و هفتگی منتشر می‌کرد و از آن پس ۱۹۵۷، این شاخص به‌صورت موزون از ۴۰۰ شرکت صنعتی، ۲۰ شرکت حمل و نقل، ۴۰ مؤسسه مالی و ۴۰ مؤسسه خدمات عمومی تهیه می‌شود. در مجموع این شاخص سهام نشانگر ۸۸ گروه مختلف صنعتی است که با فرمول لاسپیرز محاسبه می‌شود.

شاخص فوتسی[2] لندن: این شاخص عملکرد سهام ۱۰۰ واحد از بزرگترین شرکت‌ها با بیشترین سرمایه در بورس لندن را نشان می‌دهد ۱۰۰ شرکت موجود درفوتسی در حدود ۸۱ درصد سرمایه کل بورس لندن در اختیار دارند. اگر چه شاخص تمام سهام جامع تر می‌باشد، اما فوتسی ۱۰۰ تاکنون به‌طور گسترده‌ای به‌عنوان بازار سهام لندن مورد استفاده قرار گرفته است.

۳- مروری بر ادبیات تحقیق

زاهدی تهرانی (۱۳۹۱)، همبستگی شرطی پویا میان شاخص‌های اس اند پی، فوتسی، اوراق بهادار تهران و فلزات اساسی را مورد بررسی قرار داده است. این تحقیق شواهدی که حاکی از وجود همبستگی شرطی بین بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران با بازده فوتسی و بازده فلزات اساسی باشد، ارائه نداده است.

عبدی (۱۳۸۹)، با استفاده از مدل FIVECM به شناسایی سرایت در بازدهی و همچنین مدل واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته انباشته جزئی[3] چند متغییره برای شناسایی سرایت تلاطم بازارها پرداخته است. نتایج بیانگر فقدان سرایت در بازدهی

1- STANDARD AND POOR,S INDEX(S&P)
2- FTSE or FOOTSIE
3- Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (FIGARCH)

میان بازارهای سهام تهران و دبی می‌باشد لکن وجود اثرات سرریز تلاطم از بازار جهانی طلا به بازار سهام دبی و نیز از بازار سهام دبی به بازار سهام تهران را نشان می‌داد.

مقاره عابد (۱۳۸۹)، اثر سرایت بحران جهانی از مسیر شاخص‌های بین‌المللی s&p500 و ftse100 بر شاخص کل قیمت بازار سهام تهران، شاخص‌های صنعت و واسطه‌گری مالی و شاخص اول و دوم بازار سهام تهران را با استفاده از آزمون سرایت MGFD بررسی نمود. نتایج حاکی از سرایت بحران جهانی به شاخص کل قیمت بازار سهام تهران بود. همچنین بحران، شاخص صنعت را تحت تأثیر قرار داده و موجب کاهش ارزش آن شده ولی بر شاخص واسطه‌گری مالی تأثیری نداشته است. ضمناً بر اساس، یافته‌های تحقیق، عدم سرایت بحران به شاخص بازار دوم و کاهش ارزش شاخص بازار اول تأیید شده است.

صمدی و همکاران (۱۳۸۶)، پس از شناسایی و انتخاب روند مناسب برای پیش بینی متغییر وابسته با استفاده از مدل فروشیلد و از داده‌های ماهانه سال‌های ۱۹۹۷-۲۰۰۶ به این نتیجه رسیدند که تأثیر قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به تأثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است. برای تکمیل نتایج آنها همچنین روند اثرگذاری شاخص قیمت بازار سرمایه در چند کشور منتخب بر شاخص قیمت سهام بورس تهران بررسی گردد.

مطالعات خارجی نیزحاکی از آن است که اطلاعات مربوط به متغیرهای مالی، در طول زمان، در بازار دارایی‌ها به یکدیگر سرایت[1] می‌کنند. این موضوع با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش از پیش بازارهای مالی به یکدیگر اهمیت بیشتری می‌یابد. مکانیزم‌های سرایت بین بازده‌ها و تلاطم دارایی‌های مختلف، به دلایل متعدد مهم است. نخست اینکه مکانیزم‌های سرایت، اطلاعاتی در خصوص کارایی بازار ارائه می‌دهد. سرایت بین بازده دارایی‌ها حاکی از وجود یک استراتژی معاملاتی سودآور است و چنانچه این سود از هزینه‌های عملیاتی بیشتر باشد، به صورت بالقوه، نشان‌دهندهٔ عدم کارایی بازار است. دوم، مکانیزم‌های سرایت در مدیریت سبد دارایی مهم است، زیرا داشتن اطلاعات از تأثیر سرایت بازده‌ها در انتخاب سبد سهام و کاهش ریسک آن بسیار مفید است. سوم، اطلاعات در خصوص سرایت تلاطم دارایی‌ها، در پیش‌بینی تلاطم قابل

1- Spillover, contagion, or transmition

استفاده است؛ لذا، سرایت تلاطم دارایی‌ها، در موضوعاتی از قبیل قیمت‌گذاری اختیار معاملات، بهینه‌سازی سبد سهام، ارزش در معرض ریسک و مدیریت ریسک کاربرد دارد.

کانولی[1] و وانگ[2] (۱۹۹۷)، به بررسی نقش اخبار جدید اقتصاد کلان در توضیح اثرات سرریز بازدهی و تلاطم میان بازارهای سهام آمریکا، انگلیس و ژاپن پرداختند. آن‌ها از داده‌های بازدهی بازارهای سهام و داده‌های اقتصاد کلان شامل عرضه پول، تولید صنعتی، تورم، نرخ بیکاری و کسری نجاری در بازه زمانی ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۶ استفاده کردند. آن‌ها همچنین از مدل GARCH برای تأیید وجود اثرات نامتقارن تلاطم ناشی از اخبار خوب و بد بر بازارهای داخلی و خارجی بهره برده و به این نتیجه رسیدند که اخبار داخلی سهم بیشتری در توضیح بازدهی داخلی دارد اما در مورد تلاطم به نتیجه معکوسی رسیدند.

مون[3] و یو[4] (۲۰۰۹)، به بررسی اثرات سرریز کوتاه‌مدت بازدهی و تلاطم روزانه سهام میان بازارهای سهام آمریکا و چین پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل‌های GARCH-M اثر سرریز اطلاعات را برای بازدهی و تلاطم شاخص S&P 500 در آمریکا و شاخص بازار سهام شانگ‌های در چین در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها شواهدی از اثرات سرریز تلاطم از بازار سهام آمریکا به بازار سهام چین یافتند.

۴- روش شناسی تحقیق

برای تحلیل داده‌های پژوهش از روش واریانس نا همسان شرطی چند متغیره استفاده شده که در ابتدا به‌طور مختصر تشریع می‌شود. این مدل‌های در ایران بسیار جوان هستند و پژوهش‌های کمی در این زمینه انجام شده است. به‌طور کلی، برای تخمین ریسک پورتفوی نمی‌توان از مدل‌های تک متغیره استفاده نمود. هم چنین مسئله مهم در یک پورتفوی، وجود همبستگی بین اعضای آن است اما مدل تک متغیره، قادر به توصیف آن نیست. دراین قسمت، مدل‌های HCRAG چند متغیره که بر همبستگی بین اعضای پورتفوی تمرکز دارند، مورد بررسی قرار می‌گیرند.

1- Connolly
2- Wang
3- Moon
4- Yu

الف) مدل همبستگی شرطی ثابت (CCC-GARCH)[1]: یک روش با تعداد محاسبات کمتر برای برآورد GARCH چند متغیره، ترکیب بر آورد مدل‌های GARCH یک متغیره و برآورد ماتریس‌های همبستگی چند متغیره است. این روش، تعداد پارامترها را با استفاده از ساختارهای واریانس مجزا و ساختار همبستگی کلی کاهش می‌دهد. براین اساس، بولرسلو (۱۹۹۰) روشی برای برآورد مدل GARCH همبستگی شرطی ثابت طراحی کرد. در این مدل ماتریس واریانس کواریانس شرطی H_t به‌وسیله ماتریس واریانس شرطی و ماتریس همبستگی شرطی به‌طور جداگانه الگو سازی می‌شوند. ابتدا یک مدل GARCH برای هر یک از نوسانات سری زمانی تخمین زده و سپس براساس نوسانات شرطی به‌دست آمده و ماتریس همبستگی شرطی ثابت، ماتریس واریانس کواریانس شرطی را به‌دست می‌آوریم. در این مدل همبستگی شرطی ثابت بوده اما واریانس و کواریانس‌های شرطی، تغیر در طی زمان متغیر هستند.

فرض کنید که تنها دو دارایی در یک پورتفوی وجود داشته باشد. بر این اساس واریانس‌های شرطی برای هر دارایی و کواریانس شرطی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$h_{1t}= \omega_1+\delta_1\varepsilon^2_{1t-1} + \gamma_1\, h_{1t-1}$$

$$h_{2t}= \omega_2+\delta_2\varepsilon^2_{2t-1} + \gamma_2\, h_{2t-1}$$

$$h_{12t}= \omega_3+ \lambda\, \varepsilon_{1t-1}\, \varepsilon_{2t-1}$$

براساس تعریف همبستگی، خواهیم داشت

$$\rho_{12t} = \frac{COV(h_{1t},h_{2t})}{\sqrt{h_{1t}}\sqrt{h_{2t}}}\ h_{12t} = \rho_{12t} \cdot \sqrt{h_{1t}} \cdot \sqrt{h_{2t}}$$

در مدل CCC، بولرسلو ρ_{12t} را ثابت در نظر می‌گیرد (یعنی ρ_{12})

بر این اساس ماتریس واریانس کواریانس شرطی زمانی‌که n دارایی با بردار بازده سطری $r_t=(r_{1t}, r_{2t}, \ldots r_{nt})'$ وجود داشته باشند، به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$H_t = D_t R D_t \quad R=\begin{bmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n1} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad D_t=\begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{h_{nt}} \end{bmatrix}$$

یا $D_t = diag\sqrt{h_{i,t}}$

هر جزء روی قطر اصلی ماتریس D_t در واقع نشان دهنده نوسان هر دارایی در زمان t است که توسط یک فرآیند GARCH به‌دست آمده است.

$$h_{i,t} = \omega + \delta\varepsilon^2_{i,t-1} + h_{i,t-1}\,\gamma$$

1- Constant conditional correlation GARCH

در حالت دو متغیر (n=2) و p=q=1 حالت گسترده ماتریس H_t به شکل زیر است:

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2,t}} \end{bmatrix}$$

رایج‌ترین رویکرد در تخمین مدل‌های کلاس GARCH به‌کارگیری تابع حداکثر راست‌نمایی است.

براین اساس تابع لگاریتم حداکثر راست نمایی، هنگامی که جملات خطا با توزیع نرمال چند متغیره در نظر گرفته شوند عبارت است از:

$$L(\theta)=\prod_1^t \frac{1}{(2\pi)^{n/2}|H_t|^{1/2}} \exp\left\{-1/2 \acute{\varepsilon} H_t^{-1} \varepsilon_t\right\}$$

$$\text{Ln } L(\theta) = -1/2 \Sigma (n \text{ Ln } (2\pi) + \text{Ln } |H_t| + \acute{\varepsilon}_t H_t^{-1} \varepsilon_t)$$

$$\text{Ln } L(\theta) = -1/2 \Sigma (n \text{ Ln } (2\pi) + \text{Ln } |D_t R D_t| + \acute{\varepsilon}_t D_t^{-1} R^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t)$$

$$\text{Ln } L(\theta) = -1/2 \Sigma (n \text{ Ln } (2\pi) + 2 \text{ Ln } |D_t| + \text{Ln } |R| + \acute{\varepsilon}_t D_t^{-1} R^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t)$$

چون R، متغیر با زمان در نظر گرفته نمی‌شود، رویه تخمینی ساده است. (بولرسلو، ۱۹۹۰)

روش همبستگی شرطی ثابت برای هر دوره زمانی، یک عدد ثابت بر آورد می‌کند، اما درروش هبستگی شرطی پویا می‌توان ارتباط بین بازارهای مالی مختلف را در دوره‌های متفاوت مورد ارزیابی قرار داد. به‌عنوان مثال ممکن است همبستگی دو یا چند سری زمانی در دوره قبل و بعد از یک بحران مالی تغییر نماید.

ب) مدل همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)[1]: شرط ثبات ماتریس همبستگی شرطی در مدل‌های CCC چندان واقعی به نظر نمی‌رسد. از اینرو انگل (۲۰۰۲) مدلی طراحی کرد که در آن ماتریس همبستگی در طی زمان تغییر کند. در این مدل ماتریس واریانس کواریانس به شکل زیر تجزیه می‌شود.

$$H_t = D_t R_t D_t$$

به‌صورتی که D_tیک ماتریس قطری nxn از انحراف معیارهای شرطی مختلف زمانی بازده هر دارایی در فرآیند GARCH چند متغیره است. (n تعداد دارایی‌ها). R_t نیز یک ماتریس همبستگی شرطی قطری از جملات اخلال استاندارد شده و با ابعاد nxn می‌باشد. لازم به یاد آوری است که H_t باید به‌وسیله تعریف ماتریسی واریانس کواریانس

1- Dynamic conditional correlation GARCH

مثبت معین باشد. از آنجا که H_t یک فرم درجه دو بر اساس R_t است بنابراین، براساس جبر خطی برای اطمینان از مثبت معین بودن H_t باید R_t مثبت معین باشد. از این گذشته طبق تعریف ماتریس همبستگی شرطی، همه عناصر باید کوچکتر یا مساوی یک باشند. برای اطمینان از وجود هر دو شرط لازم، R_t به صورت زیر تجزیه می‌شود.

$$R_t=Q_t^{*-1}Q_tQ_t^{*-1}$$

Q_t یک ماتریس مثبت معین است که ساختار پویایی را مشخص می‌کند و Q_t^{*-1} عناصر Q_t را به مقیاس کوچکتر تقسیم کرده است یعنی

$$Q_t^{*}=\begin{bmatrix}\sqrt{q_{11,t}} & \cdots & 0\\ \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & \cdots & \sqrt{q_{nn,t}}\end{bmatrix}\quad Q_t^{*-1}=\begin{bmatrix}1/q_{11,t} & \cdots & 0\\ \vdots & \ddots & \vdots\\ 0 & \cdots & 1/q_{nn,t}\end{bmatrix}Q$$

فرض می‌شود که Q_t برابر است با:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha\, \varepsilon_{t-1}\, \acute{\varepsilon}_{t-1} + \beta\, Q_{t-1}$$

$\bar{Q}$ماتریس واریانس غیر شرطی جملات خطای استاندارد شده می‌باشد. در حالت کلی، ساختار می‌تواند به صورت DCC(P , q) تعمیم داده شود:

$$Q_t = (1 - \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - \sum_{j=1}^{q} \beta_j)\bar{Q} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j Q_{t-j}$$

برای برآوردپارامترهای ماتریسH_t یعنی $\theta T=(\emptyset, \varphi)$ تابع لگاریتم حداکثر راست نمایی زیر $\ell(\theta)$، می‌تواند با در نظر گرفتن جملات خطا با توزیع نرمال چند متغیره به‌کاربرده شود:

$$\theta(\ell)=-\frac{1}{2}\Sigma\,(n\ln(2\pi) + \ln|H_t|+r'_tH_t^{-1}r_t$$

$$=-\frac{1}{2}\Sigma\,(n\,Ln\,(2\pi)+Ln|D_tR_tD_t|+r'_tD_t^{-1}R_t^{-1}D_t^{-1}r_t$$

انگل(۲۰۰۲) برای بر آورد مدل DCC-GARCH تابع حداکثر راست نمایی را به دو بخش تقسیم می‌کند.

۱- بخش نوسان: این بخش تنها وابسته به پارامترهای مدل GARCH یک متغیره است.

۲- بخش همبستگی: این بخش وابسته به پارامترهای نوسان بخش اول و پارامترهای همبستگی است. اگر Ø پارامترهای نوسان درماتریس D وφ پارامتری همبستگی در ماتریسR باشد، آنگاه تابع راست نمایی به دو بخش زیر تقسیم می‌شود.

$$L(Ø,\varphi) = L(Ø) + L(Ø,\varphi)$$

از این رو پارامترهای مدل DCC می‌توانند به دو گروه تقسیم شده و از راه دو مرحله‌ای زیر برآورد شوند.

مرحله نخست: ماتریس R در تابع لگاریتم راست نمایی به وسیله ماتریس واحد I_n جانشین شده و داریم:

$$L_1(Ø, r_t) = -\frac{1}{2}\sum (n\,Ln(2\pi) + 2Ln\,|D_t| + Ln\,|I_n| + rt\,'Dt^{-1}R_t^{-1}D_t^{-1}r_t)$$

$$= -\frac{1}{2}\,\Sigma\,(nLn\,(2\pi) + 2\,Ln|D_t| + r_t\,'D_t^{-1}D^{-1}r_t)$$

تابع حداکثر راست نمایی، مجموع توابع لگاریتم حداکثر راست نمایی GARCH یک متغیره است. لذا می‌توان از الگوریتم فوق برای برآورد پارامترهای Ø برای هر فرآیند GARCH تک متغیره استفاده کرد. سپس، عناصر ماتریس D_t در همان دوره زمانی برآورد می‌شود.

مرحله دوم: در این مرحله تابع لگاریتم حداکثر راست نمایی برای برآورد φ=(α, ß) با توجه به تخمین φ از مرحله اول استفاده می‌شود.

$$L_2(\varphi|\hat{Ø}, r_t) = -\frac{1}{2}\Sigma\big(nLn\,(2\pi) + 2\,Ln|D_t| + Ln|R_t| + r_t\,'Rt^{-1}r_t\big)$$

نظر به اینکه دو جمله اول ثابت می‌باشد دو جمله آخر شامل R_t می‌شود (انگل و شپارد، ۲۰۰۱).

در تعریف ماتریس H_t، فرقی بین مدل DCC و CCC وجود ندارد و در این مدل هم ماتریس H_t، ماتریس واریانس-کواریانس است.

همچنین با استفاده از مدل‌های چند متغیره مذبور می‌توان ریسک پورتفوی را تخمین زد.

ارزش در معرض ریسک: غالباً در فعالیت‌های مالی، احتمال اینکه بازده پورتفوی از یک محدوده مشخص پایین‌تر رود، بسیار مورد توجه است. این محدوده

مشخص ارزش در معرض ریسک نامیده می‌شود. VaR در سطح اطمینان α عبارت است از:

$$P(w'_t r_t < var_a) = a$$

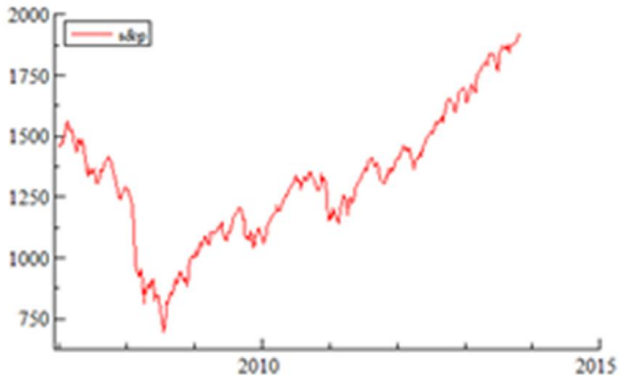
VaR ، ارزیابی ریسک بازار پورتفوی و ارزیابی زیانی است که می‌تواند در سطح اطمینان معین روی دهد. با احتمال 1-a، زیان پورتفوی کوچکتر از VaR_α خواهد بود (جوریون، ۲۰۰۳).

VaR تابعی از سطح α، چگالی g(.)، اوزان پورتفوی wt، حالت تبعی بردار میانگین μt و ماتریس کواریانس H_t است. در حالتی که g(.) چگالی نرمال چندمتغیره باشد، تعریف VaR، مقدار فرمول $VAR_a = w'_t \mu_t + (w'_t H_t w_t)^{1/2} z_a$ را کاهش می‌دهد.

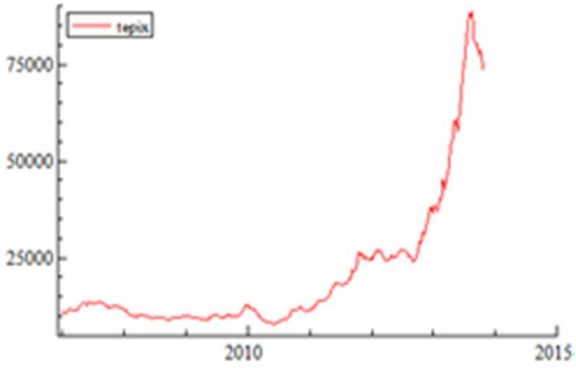
برآورد مدل و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش با توجه به عدم همزمانی روزهای کاری ایران با سایر کشورها، به‌منظور حداقل کردن این خلا از داده‌های هفتگی شاخص‌های مذکور برای دوره زمانی ۲۰۰۶/۱۰/۷ تا ۲۰۱۳/۱۰/۱۴ شامل ۳۵۳ مشاهده استفاده شد.

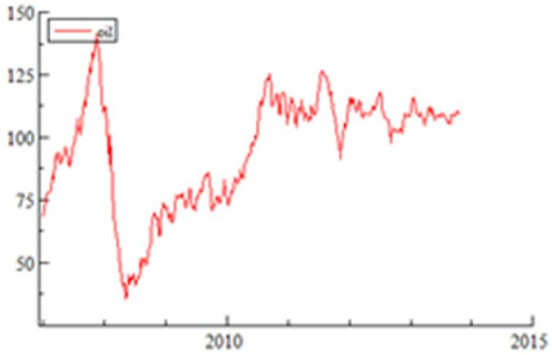
براساس نمودارهای ۱ تا ۴ که شاخص‌های S&P500، فوتسی ۱۰۰، قیمت جهانی نفت و بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهند، سه شاخص اول دارای روند نسبتاً مشابهی هستند، اما شرایط برای شاخص تپیکس متفاوت است. سقوط شاخص‌های مذکور متاثر از بحران مالی ۲۰۰۸ نیز کاملا مشهود است.



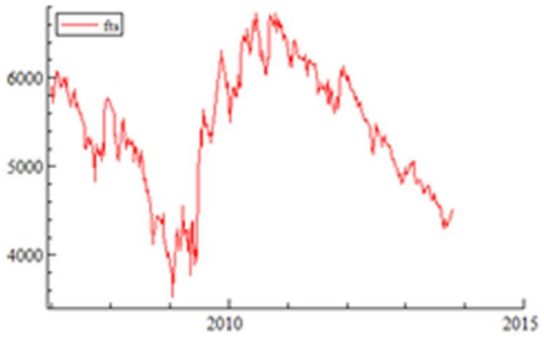
نمودار ۱- شاخص S&P



نمودار ۲- شاخص تپیکس



نمودار ۳- شاخص قیمت جهانی نفت



منبع: یافته های تحقیق

نمودار ۴- شاخص فوتسی ۱۰۰

آزمون پایایی: برای مشخص نمود وضعیت پایایی متغیرها از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج نشانگر ناپایا بودن متغیرها در سطح می‌باشد. (جدول ۱)

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد برای سطح داده‌ها

شاخص	آماره برای مدل با عرض از مبدا و با روند*	آماره برای مدل با عرض از مبدا و بدون روند**
TEPIX	-۰/۰۲۴	۱/۴۲
S&P500	-۱/۹۲	۰/۰۴۹
FTSE100	-۱/۵۸	-۱/۶۳
OIL	-۲/۰۰	-۱/۷۷

***مقدار بحرانی در سطح ۰/۰۵ خطا معادل ۳/۴۱- می‌باشد.**

****مقدار بحرانی در سطح ۰/۰۵ خطا معادل ۲/۸۶- می‌باشد.**

منبع: یافته های تحقیق

در حالی‌که ریشه واحد در شاخص‌های مورد بررسی احراز گردید، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول آنها انجام می‌گردد، که نتایج در جدول ۲ آمده است. لازم به ذکر است که آماره آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای هیچ کدام از متغیرها در سطح، معنا دار نبوده است.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد برای تفاضل اول شاخص‌ها

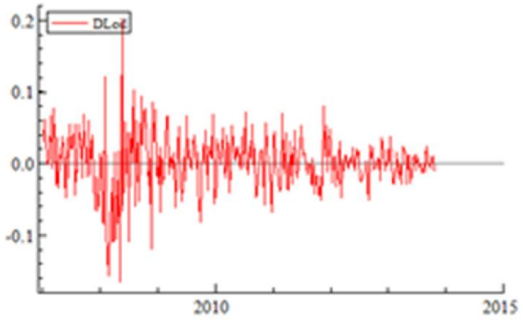
شاخص	آماره برای مدل با عرض از مبدا و با روند*	آماره برای مدل با عرض از مبدا و بدون روند**
TEPIX	-۷/۱۵	-۶/۸۵
S&P500	-۱۰/۱۲	-۹/۷۸
FTSE100	-۱۱/۳۲	-۱۱/۳۳
OIL	-۹/۵۵	-۹/۵۶

***مقدار بحرانی در سطح خطای ۵٪معادل ۳/۴۱- می‌باشد**

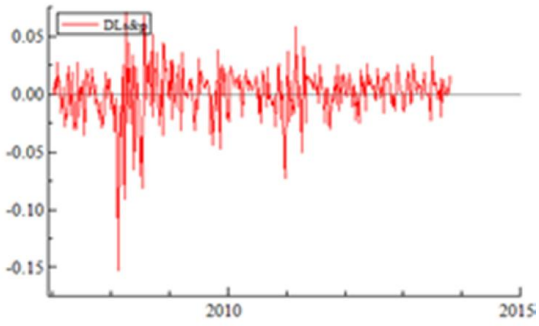
**** مقدار بحرانی در سطح خطای ۵٪ معادل ۲/۸۶- می‌باشد**

منبع: یافته های تحقیق

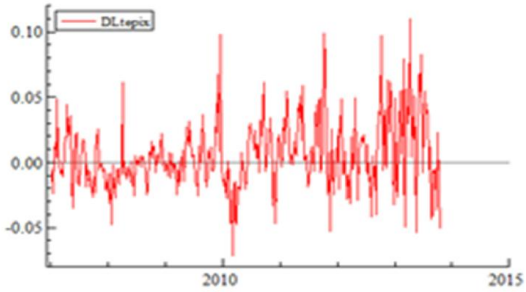
نتایج جدول ۲ نشان دهنده پایایی متغیرها می‌باشد، لذا می‌توان گفت متغیرهای تحقیق با یکبار تفاضل‌گیری I(۱) پایا می‌شوند. بنابراین از سطح متغیرها نمی‌توان در مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته استفاده کرد. در نتیجه از متغیرهای تحقیق، لگاریتم تفاضلی گرفته و به‌عنوان بازده متغیرها قلمداد می‌شوند. تابع بازدهی شاخص‌های مورد بررسی در نمودارهای ۵ تا ۸ آمده است.



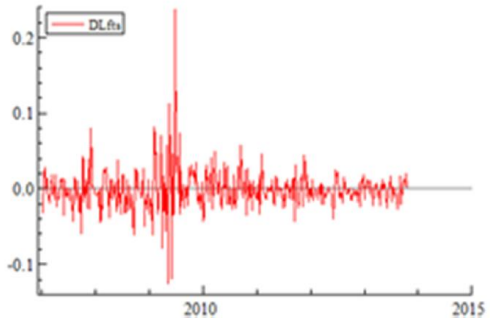
نمودار۵- بازدهی شاخص قیمت جهانی نفت



نمودار۶- بازدهی شاخص S&D



نمودار۷- بازدهی شاخص تپیکس



نمودار ۸- بازدهی شاخص فوتسی

منبع: یافته های تحقیق

آزمون ARCH LM، برای استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته، لازم است، ولی قبل از انجام این آزمون، می‌توان به نمودار سری‌ها نیز رجوع کرد. بررسی نمودار این سری‌ها وجود نوسانات خوشه‌ای را در آنها نشان می‌دهد. این ویژگی که در بازارهای مالی مرسوم است، نشانه وجود ناهمسانی واریانس نیز می‌باشد. به جهت اطمینان از آن باید آزمون ARCH LM نیز انجام گیرد.

جدول ۳- آزمون ARCH LM

متغیر	آماره F	سطح احتمال	نتیجه
RTEPIX	٤,١٠٣٠	٠,٠٠٢٩	وجود ناهمسانی واریانی
RS&P500	٥,٣٨٠٨	٠,٠٠٠٣	وجود ناهمسانی واریانی
RFTSE100	٦,١٧١٠	٠,٠٠٠١	وجود ناهمسانی واریانی
ROIL	٢١,٠٠٥	٠,٠٠٠٠	وجود ناهمسانی واریانی

منبع: یافته‌های تحقیق

لذا وجود ناهمسانی واریانس در سری‌های بازدهی مشخص می‌گردد. در این صورت استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی امکان پذیر خواهد بود.

اکنون با توجه به هدف تحقیق، ابتدا از روش CCC-GARCH و سپس از روش DCC-GARCH استفاده خواهیم نمود. روش CCC بر این فرض استوار است که همبستگی شرطی بین بازارها یک عدد ثابت است. همچنین با توجه به اثر اهرمی و یا

تأثیر نامتقارن اخبار و شوک‌های منفی و مثبت برنوسانات، از مدل EGARCH که این اثر نامتقارن را مدل‌سازی می‌کند استفاده خواهد شد. هم چنین در تخمین معادله‌های میانگین و واریانس از توزیع tneduts-t استفاده شد که رفتار دامنه بازده‌ها را بهتر از توزیع نرمال توصیف می‌کند. بدین منظور از نرم افزار XIRTEMXO به جهت سهولت استفاده از آن و کارایی بالای آن در مدل‌سازی متغیرهای مالی استفاده شد. اما قبل از تحلیل، ابتدا همبستگی غیرشرطی بین متغیرهای تحقیق در جدول ۴ آورده شده است.

جدول۴- همبستگی غیر شرطی

ROIL	RFTSE	RS&P500	RTEPIX	
			1	RTEPIX
		1	-0/001	RS&P500
	1	-0/04	-0/1	RFTSE100
1	-0/02	0/4	-0/003	ROIL

منبع: **یافته های تحقیق**

بر این اساس، تنها همبستگی مثبت، میان متغیرهای شاخص S&P500 و شاخص قیمت جهانی نفت وجود دارد. بیشترین همبستگی شاخص تپیکس نیز با شاخص فوتسی و به صورت منفی مشاهده می‌شود. اما اگر همبستگی به‌صورت شرطی و ثابت در نظر گرفته شود نتایج مطابق جدول ۵ خواهد بود

جدول ۵ - همبستگی شرطی ثابت CCC-GARCH

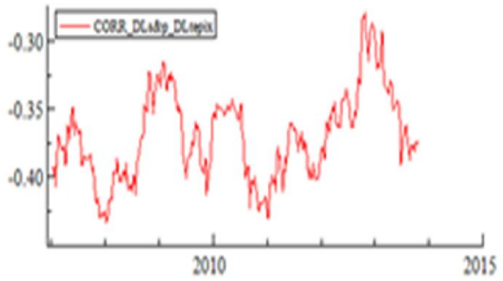
ROIL	RFTSE	RS&P500	RTEPIX	
			1	RTEPIX
		1	-0/35*	RS&P500
	1	-0/42	0/32*	RFTSE
1	-0/03*	0/33*	-0/002	ROIL

***معناداری در سطح خطای ۵٪**

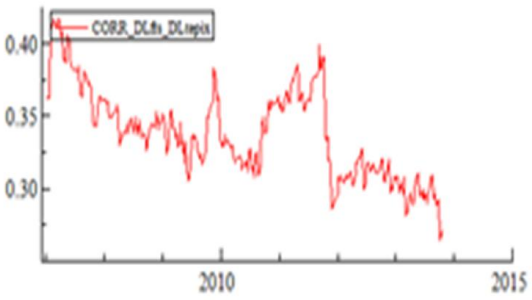
منبع: یافته های تحقیق

در جدول ۵ بیشترین همبستگی شرطی ثابت برای متغیر S&P با شاخص اس اند پی و به‌صورت منفی ظاهر شده است. هم چنین شاخص تپیکس با شاخص فوتسی همبستگی شرطی ثابت مثبت و با شاخص قیمت جهانی نفت کمترین میزان همبستگی شرطی ثابت را دارد.

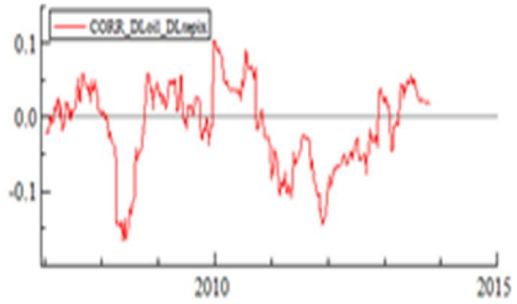
اما در روش DCC-GARCH فرض می‌شودکه همبستگی شرطی بین بازارهای مالی یک عدد ثابت نیست. لذا ممکن است در چند دوره مثبت و در چند دوره دیگر منفی باشد لذا می‌توان ارتباط میان بازارها را دردوره‌های مختلف مورد ارزیابی قرار داد. برای مثال ممکن است همبستگی دو یا چند سری در دوره‌های قبل و بعد از یک بحران مالی تغییر یابد. نمودارهای ۹ تا ۱۱ همبستگی شرطی پویا برای شاخص‌های مذکور را نمایش می‌دهد.



نمودار۹- همبستگی شرطی برآوردشده شاخص تپیکس با شاخص S&P



نمودار۱۰- همبستگی شرطی برآوردشده شاخص تپیکس با شاخص فوتسی



منبع: یافته های تحقیق

نمودار ۱۱- همبستگی شرطی برآوردشده شاخص تپیکس با شاخص قیمت جهانی نفت

ضرایب همبستگی برآوردی در جدول ۶ آورده شده است.

جدول ۶- ضرایب همبستگی شرطی پویا

Roil	Rftse100	Rs&p500	RTEPIX	
			1	RTEPIX
		1	-0/39*	RS&P500
	1	-0/46	0/36*	RFTSE100
1	-0/05*	0/32*	-0/02	ROIL

***معنا داری در سطح خطای ۰/۰۵**

منبع: یافته های تحقیق

ارتباط بین بازارهای مالی (کانال بازارها) می‌تواند دلایل مختلفی داشته باشد. سبد سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران در بازارهای متفاوت و یا توسعه سرمایه‌گذاری خارجی که بر مبنای قوانین موجود در هر کشور صورت می‌گیرد و یا مبادلات تجاری کالایی شرکتهای بورسی و در نهایت اثرات روانی می‌توانند به عنوان دلایل ارتباط بین بازارها مطرح شوند.

در نهایت با توجه به یافته‌های تحقیق حاضر و با توجه به دوره زمانی مورد مطالعه (۲۰۰۶ تا ۲۰۱۳) بیشترین همبستگی شرطی پویا برای شاخص تپیکس با شاخص S&P و معادل ۰/۳۹ – می‌باشد. همچنین تپیکس با شاخص فوتسی رابطه همبستگی شرطی مثبت و معادل ۰/۳۶ دارد. این در حالی است که براساس این تحقیق شواهدی

حاکی از وجود همبستگی شرطی بین بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران با بازده شاخص قیمت جهانی نفت مشاهده شد. این موضوع می‌تواند ناشی از آن باشد که چنانچه افزایشی در قیمت و در آمد نفتی ایجاد شود می‌تواند سرمایه‌گذاران را به‌سوی سرمایه‌گذاری در این بخش جذب نماید و انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بخش مالی اقتصاد بویژه بازار بورس را کاهش دهد. این در حالی که در بورس نیویورک نوسانات قیمت نفت می‌تواند یک شاخص مهم اطلاعاتی تلقی شده و با اثر گذاری بر هزینه‌های متغیر، در آمد شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار داده و می‌تواند منجر به تأثیرپذیری سود شرکت‌ها گردد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این پژوهش ارتباط بین بازار بورس اوراق بهادار تهران با بازارهای مالی بین‌المللی یعنی اوراق بهادار نیویورک و لندن و هم چنین بازار نفت انتخاب شد. هر چند بورس تهران (با وجود عمر ۴۸ ساله) به دلیل عدم ارتباط با سایر بورس‌ها به‌صورت مستقل عمل می‌کند. لکن تجربه سال‌های اخیر به خصوص بحران مالی سال ۲۰۰۸ نشان داد که تعدادی از شرکت‌های حاضر در بورس به دلیل مبادله که با دیگر کشورها، تابعی از قیمت‌های جهانی هستند و از فعل و انفعالات جهانی متاثرند و می‌توانند به نوبه خود بخشی از بازار سهام را با نوسان روبه رو کنند. در نهایت با توجه به یافته تحقیق حاضر، همبستگی شرطی بازدهی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران با بازده شاخص S&P و بازده شاخص فوتسی در سطح حداقل ۹۵ درصد اطمینان معنادار می‌باشد. با توجه به معنا داری ضریب همبستگی شرطی نوسانات بازار نیویورک و لندن در ایجاد و استمرار نوسانات شاخص قیمت کل بورس اوراق بهادار تهران (اثر سر ریز) پیشنهاد می‌شود در مدل‌سازی و پیش بینی نوسانات بازده شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران که می‌تواند شاخصی جهت کمی سازی ریسک حضور در بازار بورس اوراق بهادار تلقی شود، نوسانات این بازارها در نظر گرفته شود. همچنین با توجه به نتایج حاصل از پژوهش مبنی بر سرایت‌پذیری و همچنین اثرگذاری بازارهای مالی بین‌المللی بر بازار سرمایه کشور، پیشنهاد می‌گردد سازمان بورس و اوراق بهادار به‌عنوان رکن نظارتی بازار سرمایه، نوسانات این بازارها را به‌صورت دقیق مورد بررسی قرار داده و در این راستا مدیریت اثربخشی را جهت کنترل شوک‌های احتمالی به بازار سرمایه انجام دهد.

فهرست منابع

جعفر عبدی، اکبر (۱۳۸۹) بررسی ارتباط میان بازارهای سهام تهران و دبی (پایان نامه کارشناسی ارشد) دانشکده مدیریت دانشگاه صنعتی شریف.

زاهدی تهرانی، پریوش (۱۳۹۱) تعیین راهبرد نوسانات بازارهای سرمایه بین‌المللی بر بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات مدیریت راهبردی، شماره ۱۱ صص ۵۶-۳.

صمدی، سعید زهره شیرانی فخر و مهتاب داورزاده (۱۳۸۶) بررسی میزان اثر پذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا. فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره۴، شماره ۲، ص ص ۱۵-۵۲ .

مقاره عابد، سپهر (۱۳۸۹) بررسی اثر سرایت بحران مالی جهانی بر شاخص‌های بازار سهام تهران (پایان نامه کارشناسی ارشد) دانشکده مدیریت دانشگاه صنعتی شریف.

Bollerslev, T. (1990) modeling the coherence in short run nominal Exchange rate: A multivariate generalized ARCH model, the review of economics and statistics,vol72, no3,p. p493-505

Connolly, R. A., F. A. Wang (1997), "Economic News and Stock Market Linkages: Evidence from the U. S., U. K., And Japan," Columbia University's Graduate School of Business .

Engle, Robert (2002) dynamic conditional correlation. A simple class of multivariate GARCH models, forthcoming JOURNAL of business and economic statistics .

Engle, Robert; and Sheppard, Kevin (2001) THEORICAL and empirical properties dynamic conditional correlation multivariate GARCH, national bureau of economic research .

Jorion, P. (2003). Financial Risk Manager. Handbook second edition. Hoboken

New Jersey, Jon Wiley and Sons, Inc.

Moon, G., W. Yu, (2009), "Volatility Spillovers between the U. S. and the China Stock Market: Structural Break Test with Symmetric and Asymmetric GARCH Approach," Department of Business Administration, Kyonggi University .

Peters ,T. (2008) forcasting the covariance matrix with the DCCGARCH mode. Stockholm university .

Investigating Conditional Correlation between International Capital Markets and the Oil Market with the Tehran Stock Exchange

Mohammad Reza Moghaddam
PhD, Economics, Research Institute of Petroleum Industry (RIPI) and Vice Minister of Petroleum Ministry of Iran in Research and Technology, mr_moghaddam@yahoo.com

Mohammad Reza Sezavar[1]
PhD student in Economics, The Institute of Management and Planning Studies, mr.sezavar@yahoo.com

Meysam Shahjouei
MBA, Operations Management trends, Semnan University, Semnan, Iran, shahjouei.meysam@gmail.com
Received: 2015/05/05 Accepted: 2015/11/23

Abstract

This paper examines the impact of global stock markets and world oil prices on the Tehran Stock Exchange. World stock market prices affect the Tehran Stock Exchange through their direct and psychological impact on sales of companies listed on the exchange, investment portfolios and foreign investment. International oil prices affect many macroeconomic variables as a powerful exogenous variable, and through changing the economic conditions affect share prices. Our results indicate the highest correlation of Tehran Stock Exchange prices with the S & P index and the lowest correlation with international oil prices.

JEL Classification: Q43,G32,G15

Keywords: Tehran Stock Exchange index, S&p Index, FTSE Index, Oil price Index, DCC-GARCH

1 - Corresponding Author