فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال پانزدهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۹۴ ـ صفحات ۲۰۱-۱۸۳

بررسی همبستگی پویا بین دارایی‌های عمده در ایران با استفاده از روش DCC-GARCH

شادی امیری[۱]
مسعود همایونی‌فر[۲]
مصطفی کریم‌زاده[۳]
محمدعلی فلاحی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۲/۲ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۲/۷/۳

چکیده

این پژوهش همبستگی متغیر با زمان بین دارایی‌های عمده از قبیل نفت، سکه و نرخ ارز را در ایران بررسی می‌کند. از آنجا که سرمایه‌گذاری از عوامل مهم، کلیدی و مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی کشورها محسوب می‌شود، تجهیز و هدایت وجوه موجود در کشورها، به سوی بخش‌های تولیدی و صنعتی امری اجتناب ناپذیر است. همچنین شناخت همبستگی بین متغیرهای مالی به سرمایه‌گذار امکان می دهد تا ریسک کلی سبد دارایی‌شان را احتمالاً بدون این که بازده به خطر بیفتد، کاهش دهند.

از این رو، در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت نفت، سکه و نرخ ارز برای دوره فروردین ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۹ و با به کارگیری نرم افزار OX6[۵]، همبستگی متغیر با زمان دارایی‌های عمده در ایران با روش همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH)[۶] بررسی شده است.

تحلیل‌ها در وضعیت بحران مالی جهانی (۲۰۰۸) صورت گرفته و نتایج تحقیق نشان می‌دهد که همبستگی شرطی بین دارایی‌ها متغیر با زمان است و بحران مالی جهانی باعث تغییرات قابل توجهی در همبستگی‌های پویا بین دارایی‌های مختلف شده است.

واژگان کلیدی: قیمت نفت، قیمت سکه، نرخ ارز، همبستگی پویا، DCC-GARCH
طبقه بندیJEL : $C_{32}, G_{15}, G_{11}, Q_{40}$

---

۱. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد sh_am433@yahoo.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد homayounifar@um.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول مکاتبات) m.karimzadeh@um.ac.ir
۴. استاد گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد falahi@um.ac.ir

۵. از مجموعه نرم افزاری OX6

6. Dynamic Conditional Correlation- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

مقدمه

مردم پس از رفع نیازهای اولیه برای زنده ماندن و بعد از آن نیازهای ثانویه‌شان، می‌خواهند باقی مانده درآمدشان را پس انداز کنند. افراد عاقل مقدار باقیمانده درآمدشان را در دارایی‌های مختلف پس‌انداز می‌کنند. لذا مهم‌ترین تصمیمی که این افراد می‌گیرند، این است که چه نوع سرمایه‌گذاری‌هایی را باید انتخاب کنند. در طی انتخاب دارایی‌ها، افراد از بین سرمایه‌گذاری‌های عاری از ریسک و پر مخاطره اما سود بیشتر، مطابق با افکار و احساس‌شان در مورد خطر انتخاب می‌کنند. در اینجا، مهم‌ترین هدف سرمایه‌گذاران، رسیدن به سود بیشتر از سرمایه‌گذاری‌ها تا جایی که امکان پذیر است، می‌باشد. هر چند، از آنجا که تمایل برای سود بیشتر با ریسک بالاتری همراه است، بنابراین یکی دیگر از معیار اصلی در انتخاب سرمایه‌گذاری بجز سود بالا، حفاظت از ریسک است (Gupta & Mallik, 2008).

روشی که به طور گسترده در حفاظت سرمایه‌گذار در مقابل ریسک به کار می‌رود، تنوع بخشی بوده و این عمل، توزیع پس‌اندازهای نگهداری شده توسط سرمایه‌گذار میان انواع مختلف سرمایه-گذاری است و بنابراین، هدف اصلی از تنوع بخشی، جلوگیری از تغییر شکل دادن پس انداز به یک نوع سرمایه‌گذاری می باشد. زیرا در صورت زیان در آن نوع سرمایه‌گذاری، همه پس اندازها از بین می‌رود، ولی اگر پس‌اندازها میان سرمایه‌گذاری‌های مختلف توزیع شوند، زیانی در یک نوع سرمایه‌گذاری روی می‌دهد ممکن است با سود حاصل از نوع دیگری جبران شود. یک نکته مهم در اینجا این است که تنوع با سرمایه‌گذاری‌هایی که روابط مشابه دارند، نباید انجام شود. در چنین وضعیتی، سرمایه‌گذاری‌ها همه با هم موجب سود یا زیان خواهند شد و بنابراین، به عنوان محافظ در مقابل ریسک به کار نخواهند رفت.

هنگام تنوع بخشی، سرمایه‌گذاری‌ها به صورت مشابه به کار نمی‌روند. به عنوان مثال، سرمایه-گذاری‌هایی که افزایش می‌یابد، در مقابل سرمایه‌هایی که در حال کاهش است، باید استفاده شود. این نکته اشاره می‌کند که چطور سرمایه‌گذاری‌ها به یکدیگر مرتبط هستند (Markowitz, 1952).

بسیاری از مطالعات تجربی که برای بررسی رابطه بین دارایی‌های مالی صورت گرفته، مربوط به دوره‌هایی بوده که بازارهای مالی در شرایط نرمال قرار داشته است. توجه به این نکته، اهمیت فراوانی دارد تا شرایطی در نظر گرفته شود که بازارهای دارایی نظیر بازار سهام و ارز، تحت فشار هستند. این موضوع، پس از بحران مالی آسیای شرقی مورد توجه ویژه‌ای قرار گرفت؛ زیرا در طول بحران، کشورهای متاثر از آن، در دو بازار بورس و ارز دچار بی‌ثباتی شدند و این پرسش مطرح شد که در صورت وجود ارتباط بین دو بازار، آیا سیاستگذاران و سرمایه‌گذاران می‌توانند در دوره بحران از اطلاعات یک بازار برای پیش بینی و کنترل بازار دیگر استفاده کنند (کشاورز حداد، ۱۳۸۷).

در این پژوهش، همان‌طور که گفته شد همبستگی پویا بین قیمت نفت، سکه و نرخ ارز در ایران به وسیله تکنیک اقتصادسنجی همبستگی پویای شرطی گارچ (DCC-GARCH) بررسی می‌شود. از خصوصیات این روش، آن است که به طور موفق برای ماتریس کواریانس متغیر با زمان تخمین زده می‌شود، و همچنین به تخمین تعداد کمتری متغیر نسبت به مدل های گارچ چند متغیره دیگر نیاز دارد.

این پژوهش دو ویژگی اساسی دارد:

اول، آنکه تکنیک همبستگی شرطی پویای گارچ (Engel, 2002) معرفی می‌شود که تاکنون در ایران برای بررسی تغییرات همبستگی بین دارایی‌های مختلف از آن استفاده نشده بود.

دوم، اینکه اثر بحران مالی جهانی (۲۰۰۷-۲۰۰۹) بر تغییرات همبستگی بین دارایی‌های مختلف بررسی شده است.

این مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم، پیشینه تحقیق بیان می‌شود. بخش سوم، به معرفی مدل تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم نیز به ترتیب، داده‌ها و نتایج تجربی ارائه، و در بخش آخر، به خلاصه و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

پیشینه تحقیق

در ادبیات اقتصاد مالی، ارتباط بین سرمایه‌گذاری‌های مختلف معمولاً روی دو گزینه تمرکز دارد. آگاروال (Aggarwal, 1981)، ارتباط مثبتی بین بازار سهام آمریکا و نرخ ارز پیدا کرد. جیسک و رول (Geske and Roll, 1983)، هوانگ و کراکو (Huang and Kracaw, 1984) هم نتایج مذکور را مورد تأیید قرار داده و نشان دادند که ارتباط مثبت بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام وجود دارد.

شین (Shin, 1986)، در تحقیقی نشان داد که ارتباط تنگاتنگی بین شاخص قیمت سهام در بریتانیا و متغیرهای اقتصاد کلان مثل نرخ ارز، نرخ بهره در کوتاه مدت و بلند مدت وجود دارد.

موخرجی و ناکا (Mokhrejee & Naka, 1995)، با به‌کارگیری مدل تصحیح خطای برداری مشاهده کردند که ارتباط بلندمدت بین متغیرهای بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در کشور ژاپن وجود دارد.

نیه و لیه (Nieh & lie, 2001)، نتوانستند یک ارتباط معنی‌دار بین شاخص قیمت سهام و نرخ ارز خارجی در کشورهای G-7 پیدا کنند.

کیم (Kim, 2003)، ارتباط منفی بین شاخص قیمت سهام (S&P)[1] و نرخ ارز به دست آورد.

1. Standard and Poors

دانگ و همکاران (Doong et al., 2005)، به بررسی ارتباط بین بازار بورس و نرخ ارز در شش کشور آسیایی (اندونزی، مالزی، فیلیپین، کره جنوبی، تایلند و تایوان) پرداختند. آنها یک ارتباط منفی بین این دو متغیر در همه کشورها بجز برای تایلند یافتند.

هر چند، سواک تکین و نارگلسکن لر (Sevuktekin and Nargelecekenlr, 2007)، به این نتیجه رسیدند که ارتباط بین این دو متغیر مثبت است.

گیلمور و همکاران (Gilmore et al., 2009)، ارتباط بین قیمت طلا، قیمت‌های سهام اتحادیه‌های طلا و شاخص قیمت در بازار سهام آمریکا را بررسی کردند. آنها یک بردار همجمعی بین این متغیرها یافتند.

میرشا و همکاران (Mirsha et al., 2010)، ارتباط بین قیمت طلا و قیمت سهام را در هند بررسی کردند، اما نتوانستند شواهد محکمی از ارتباط معنی دار بین این دو متغیر پیدا کنند.

وانگ و همکاران (Wang et al., 2010)، ارتباط قیمت سهام بورس اوراق بهادار با قیمت نفت، طلا و نرخ‌های ارز مختلف را در آلمان، ژاپن، تایوان و چین بررسی کردند. آنها یک ارتباط بلندمدت بین این متغیرها تعیین کردند. هرچند، ارتباط بلندمدت مشابه نمی‌توانست برای بازار سهام آمریکا نشان داده شود.

فیلیس و همکاران (Filis et al., 2011)، به بررسی همبستگی پویا بین قیمت سهام و قیمت نفت برای تعدادی از کشورهای وارد کننده و صادرکننده نفت از قبیل کانادا، مکزیک، برزیل، آمریکا، آلمان و هلند پرداختند. نتایج همبستگی با روش DCC-GARCH نشان داد که بدون در نظر گرفتن منشأ نوسانات قیمت نفت، این متغیر یک اثر منفی بر بازار سهام دارد و تنها در سال ۲۰۰۸ که بحران مالی جهانی اتفاق افتاده است، قیمت نفت همبستگی مثبت با بازارهای سهام را نشان می‌دهد.

آکار (Akar, 2011)، در مطالعه خود به بررسی ارتباط بین بورس اوراق بهادار، طلا و بازده ارز در ترکیه با استفاده از روش همبستگی پویای شرطی DCC-GARCH پرداخت. نتایج نشان داد که همبستگی شرطی بین سرمایه‌گذاری‌ها در زمان‌های مختلف وجود دارد و بحران سال ۲۰۰۱ نقطه عطف مهمی در ارتباطات پویا بین سرمایه‌گذاری‌های مختلف بود.

تقوی و محمدزاده (۱۳۸۱)، نشان دادند که شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران با نرخ ارز و متوسط قیمت مسکن رابطه‌یمستقیم داشته، اما با حجم پول، تورم و سرمایه-گذاری بخش دولت رابطه معکوس دارد.

کریم زاده (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای دریافت که شاخص قیمت سهام بورس تهران با نقدینگی رابطه‌ای مثبت و با نرخ ارز حقیقی و نرخ سود واقعی بانکی رابطه‌ای منفی دارد.

ابونوری و مشرفی(۱۳۸۵)، با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه و روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ تورم، نرخ ارز واقعی و قیمت نفت با شاخص سهام پتروشیمی ایران پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که متغیرهای نرخ تورم، قیمت نفت و نرخ ارز واقعی، رابطه مثبت و معنی‌داری با شاخص سهام صنعت پتروشیمی دارند.

صمدی و همکاران (۱۳۸۶)، به بررسی تأثیر شاخص‌های قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که تأثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران نسبت به تأثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است.

زارع و رضایی (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بازارهای ارز، سکه و طلا بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که متغیرهای شاخص قیمت مسکن و بهای سکه با شاخص قیمت سهام، رابطه مثبت و بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی دار وجود دارد و بر اساس الگوی تصحیح خطا ۳۳ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌گردد.

پیرائی و شهسوار (۱۳۸۷)، در پژوهشی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه ایران را بررسی نمودند و به این نتیجه رسیدند که ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها، به صورت مستقیم ولی با حجم پول و نرخ ارز، معکوس می‌باشد.

آنچه که مطالعه حاضر را از سایر مطالعات انجام شده در ایران متمایز می‌سازد، در نظر گرفتن همبستگی متغیر با زمان بین دارایی‌های مختلف با روش DCC-GARCH می‌باشد. همچنین، علاوه بر بررسی ارتباط بین متغیرها، به تجزیه و تحلیل تغییرات همبستگی در بحران مالی سال ۲۰۰۸ پرداخته می‌شود.

معرفی مدل

در این پژوهش، از داده‌های ماهانه قیمت نفت، قیمت سکه و نرخ ارز بازار آزاد در دوره زمانی فروردین ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۹ و از مدل همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) جهت بررسی وجود همبستگی پویا بین دارایی‌های مختلف استفاده می‌شود. برای این منظور، ابتدا روش شناسی GARCH چند متغیره بیان می‌گردد و سپس به تشریح مدل DCC-GARCH پرداخته می‌شود.

مدل‌های GARCH چند متغیره (MGARCH[1])

مدل‌سازی نااطمینانی در سری‌های زمانی مالی در قالب مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی خود بازگشتی (ARCH) با کار انگل مورد توجه قرار گرفت. به دنبال آن، مدل‌های ARCH متعددی مورد توجه قرار گرفتند که بیشترشان مدل‌های ARCH تک متغیره بودند. سپس تعمیم آن مدل‌های GARCH و MGARCH مورد بررسی قرار گرفت.

فرم کلی مدل آرچ به صورت زیر است:

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon^2_{it-1} \qquad (۱)$$

بنابراین مدل رگرسیونی ARCH به صورت صریح بین واریانس غیر شرطی و واریانس شرطی تفاوت قائل شده و واریانس شرطی را به عنوان تابعی از خطاهای گذشته در طول زمان، متغیر فرض می‌کند.

فرم کلی مدل گارچ نیز به صورت زیر است:

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon^2_{it-1} + \beta_i h_{it-1} \qquad (۲)$$

به طوری‌که: $\omega_i > 0$ و $\beta_i > 0$ ، $\alpha_i > 0$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در فرایند گارچ، علاوه بر خطاهای گذشته، واریانس‌های شرطی وقفه‌ای نیز وارد مدل می‌شود. همچنین، نلسون (Nelson, 1990) معتقد است که اگر قید $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ در مدل‌سازی بازده دارایی‌ها اعمال شود، به نوعی از توزیع بازده دارایی‌ها دست خواهیم یافت که در آن، خاصیت صرفه‌جویی به خوبی رعایت شده است. در برخی موارد، اعمال قید فوق باعث خواهد شد تا رفتار واریانس شرطی شبیه رفتار یک فرایند مشتمل بر ریشه واحد گردد که مدل GARCH هم‌جمعی (IGARCH)[2] نامیده می‌شود (Enders, 2004).

یکی از مهم‌ترین کاربردهای مدل‌های MGARCH تخمین ماتریس کوواریانس شرطی است که در مدیریت ریسک و انتخاب سبد سرمایه‌گذاری و بررسی مدل‌های قیمت گذاری سهام اهمیت زیادی دارد. در تصریح یک مدل MGARCH لازم است که نخست مدل MGARCH آنقدر انعطاف‌پذیر باشد که بتواند پویایی ماتریس کوواریانس شرطی را نشان دهد. از سوی دیگر، از آنجایی که تعداد پارامترهای یک مدل MGARCH سهام اهمیت زیادی دارد، لذا تصریح مدل آنقدر باید انعطاف پذیر باشد که بتواند با افزایش بعد مدل پویایی آن خیلی سریع افزایش یابد. بنابراین تصریح مدل باید شرط به صرفه بودن را برآورده سازد. البته باید توجه داشت که برقراری شرط به صرفه بودن، اغلب با تصریح غلط مدل همراه خواهد بود.

---

1. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. Integrated GARCH

همچنین باید توجه داشت که از شرایط دیگر تصریح یک مدل MGARCH آن است که ماتریس کواریانس شرطی باید معین مثبت باشد. اگرچه تلفیق این ویژگی‌ها در قالب یک مدل MGARCH کار مشکلی است ولی از طریق اعمال چند شرط می توان آنها را برآورد ساخت.

مدل همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH)

برای پژوهشگران مهّم است تا اطلاعات قابل اطمینانی روی جهت و استحکام همبستگی بین متغیرها داشته باشند. از طرف دیگر، فرضی که ارتباط بین متغیرها در بلندمدت پایدار باقی بماند، یک فرض محدود کننده است. روش‌هایی از قبیل رگرسیون رولینگ و فیلتر کالمن، مدل‌هایی هستند که ارتباط متغیر زمانی متغیرها را در گشتاور اوّل در نظر می‌گیرند. هرچند، ارتباط بین گشتاور دوم متغیرها ممکن است گاهی اوقات قدرت توضیحی بیشتری داشته باشد (Lebo and Steffensmeier, 2008).

تعدادی از مدل‌های گارچ چند متغیره این هدف را انجام می‌دهند. مهم‌ترین مشکل کاربردی مدل‌های گارچ چند متغیره این است که تعداد پارامترهای تخمین زده شده خیلی زیاد است. بنابراین، محدودیت‌های زیادی در عمل ممکن است تحمیل شود و مدل‌هایی ایجاد شود که دوباره پارامتری شده‌اند و تعداد پارامترهای تخمین زده شده در آن کاهش یافته باشد. مدل‌های اولیه در این گروه بر اساس مدل ضریب همبستگی ثابت بالرسلو (Bollorslev, 1990) بوده‌اند.

این مدل‌ها بر این فرض استوار است که ضرایب همبستگی در طول زمان ثابت هستند، در حالی‌که این فرض غیر واقعی است؛ این موضوع ضعف اصلی این طبقه از مدل‌ها می‌باشد. اخیراً، پژوهشگران مدلی را معرفی کرده که در آن همبستگی‌های شرطی در طول زمان تغییر می‌کند و آن را مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) نامیده اند (رادپور و همکاران، ۱۳۸۸).

مدل DCC-GARCH که در سال ۲۰۰۲ توسط انگل[1] ارائه شد، همان مدل گارچ است که در آن رابطه بین متغیرها با در نظر گرفتن حوادث طی دوره مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در این صورت، همبستگی بین دو متغیر ممکن است مستقیم، معکوس و یا صفر شود.

وقتی دو سری در مسیر یکسان حرکت کنند، همبستگی افزایش یافته و رابطه مستقیم خواهد بود. چنانچه مسیر حرکت مخالف باشد، همبستگی کاهش یافته و رابطه معکوس خواهد بود، مدل DCC هنگامی‌که در داده‌ها انحراف وجود دارد، مفید است و رابطه متغیر در زمان‌های خاص مانند بحران‌های اقتصادی، جنگ‌ها و ... تغییر کرده و از این طریق می‌توان رابطه را تشخیص داد. همچنین برآورد مدل همبستگی شرطی پویا (DCC) انگل (Engel, 2002) یکی از معتبرترین

1. Engel

کارهای انجام شده در ارتباط با مدل‌سازی پارامتری همبستگی‌های متغیر با زمان برای پورتفولیو چند متغیره است.

مدل DCC-GARCH سهولت تخمین مدل همبستگی شرطی ثابت بالرسلو را حفظ می‌کند و همچنین همبستگی‌ها را طول زمان، متغیر در نظر می‌گیرد. این نکته، یکی از مزیّت‌های محاسباتی مدل DCC-GARCH است؛ به این جهت که تعداد پارامترهای تخمین زده شده در فرایند همبستگی به تعداد سری‌های همبسته شده، وابسته نیست. بنابراین، به طور بالقوه ماتریس همبستگی خیلی بزرگ می‌تواند تخمین زده شود. همچنین مقایسه مدل DCC-GARCH با GARCH چند متغیره ساده و چندین برآوردگر دیگر نشان می‌دهد که DCC اغلب دقیق‌تر است.

مدل DCC-GARCH در دو مرحله تخمین زده می‌شود. در مرحله اوّل، یک مدل GARCH تک متغیره برای هر سری بازده به منظور به دست آوردن ماتریس انحراف استاندارد زمان– متغیر و پسماندهای استاندارد شده، تخمین زده می‌شود و در مرحله دوم، بازده دارایی‌های تغییر شکل یافته توسط انحرافات استاندارد تخمین زده شده از مرحله اول، برای ایجاد ماتریس کواریانس شرطی و تخمین پارامترهای همبستگی شرطی پویا استفاده می‌شود.

در این مطالعه، از مشخصات همبستگی شرطی پویا (DCC) مدل گارچ چند متغیره زیر استفاده می‌شود (Seo, J.H., et al 2009; Lebo, J.M. & Steffensmeier, J.M. 2008).

چارچوب مدل به صورت زیر می باشد (به نقل از آکار، ۲۰۱۱):

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t = H_t^{1/2} u_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \tag{۳}$$

$$H_t = \Gamma_t R_t \Gamma_t \tag{۴}$$

$$h_{it} = \omega_i + \delta_i \varepsilon^2_{it-1} + \gamma_i h_{it-1} \tag{۵}$$

$$\Gamma_t = diag(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}, \ldots, \sqrt{h_{nn,t}}) \tag{۶}$$

$$R_t = [diag(Q_t)]^{-1/2} Q_t [diag(Q_t)]^{-1/2} \tag{۷}$$

$$\alpha u_{t-1} u'_{t-1} Q_t = (1-\alpha-\beta)\overline{Q} + \ +\beta Q_{t-1} \tag{۸}$$

که در آن، H_t ماتریس کواریانس شرطی بردار تصادفی ε_t، و u_t بردار پسماندهای استاندارد شده توسط انحراف استاندارد شرطی‌شان که به صورت $u_t = \left(u_{1,t}, u_{2,t}, \ldots, u_{n,t}\right)' = \left(\varepsilon_{1,t}\sigma^{-1}_{1,t}, \varepsilon_{2,t}\sigma^{-1}_{2,t}, \ldots, \varepsilon_{n,t}\sigma^{-1}_{n,t}\right)$ است. R_t ماتریس همبستگی متغیر با زمان و Q_t ماتریس متقارن معین مثبت است. $\overline{Q}$ ماتریس واریانس غیر شرطی u_t را نشان می‌دهد. $Q_t^{*-1/2}$ ماتریس قطری تشکیل شده از ریشه‌های مربع

معکوس پارامترهای قطری Q_t است که به صورت $Q_t^{*-1/2} = diag(q_{1,1,t}^{-1/2}, q_{2,2,t}^{-1/2}, ..., q_{n,n,t}^{-1/2})$ می‌باشد. پارامترهای متغیر با زمان ماتریس R_t، به صورت زیر از $\rho_{ij,t}$ به دست می‌آید:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}} \qquad (۹)$$

و یا به عبارتی:

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-a-\beta)\bar{q}_{12} + a u_{1,t-1} u_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}}{\sqrt{\left((1-a-\beta)\bar{q}_{12} + a u_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1}\right)\left((1-a-\beta)\bar{q}_{22} + a u_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1}\right)}}$$

ماتریس کواریانس $Q_t = [q_{ij,t}]$ ماتریس متقارن معیّن مثبت است که در اینجا با در نظر گرفتن محدودیت‌های گارچ معمول برای غیرمنفی بودن و پایایی اعمال شده، برآورده گردیده است. محدودیت‌هایی از قبیل $\alpha, \beta \geq 0$ و $\alpha + \beta < 1$ که در آن صورت H_t مثبت معین خواهد شد.

برای تخمین پارامترهای مجهول از روش تابع احتمال حداکثر شده توسط تکنیک‌های عددی تکراری استفاده می‌شود. لگاریتم احتمال این برآوردگر می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \Sigma_{t=1}^{T} (n \log(2\pi) + 2\log(|D_t|) + \log(|R_t|) + u_t' R_t^{-1} u_t) \qquad (۱۰)$$

که در آن u_t $(\varepsilon_t = \sigma_t u_t)$ پسماندهای استاندارد شده توسط انحراف استاندارد شرطی شان، T تعداد مشاهدات و K تعداد متغیرها در سیستم هستند.

انگل برای مدل DCC-GARCH تابع حداکثر راست نمایی را به دو بخش تقسیم کرد:

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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تجزیه و تحلیل و برآورد مدل

داده ها و آماره‌های توصیفی

در این مطالعه از داده‌های ماهانه قیمت نفت (OP)، قیمت سکه (CP) و نرخ ارز بازار آزاد (ER) برای دوره فروردین ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۹ استفاده شده است. داده‌ها از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران و بولتن آماری اوپک به دست آمده است. از آنجا که مدل‌های گارچ چند متغیره نیاز دارد تا در طول زمان پایا باشد، بازده متغیرها به صورت لگاریتم تفاضل اول داده‌ها محاسبه شده است:

$r_t = \log y_t - \log y_{t-1}$

جدول (۱) آمار خلاصه‌ای از داده‌ها را نشان می‌دهد. همان طور که گفته شد به منظور بررسی پایایی سری‌های زمانی مورد مطالعه، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) نشان می‌دهد که در سطح قیمت نفت، قیمت سکه و نرخ ارز ناپایا است. برای رسیدن به پایایی، تفاضل مرتبه اول متغیرها مورد آزمون واقع شد که نتیجه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته حاکی از پایا شدن تفاضل مرتبه اول متغیرها می‌باشد.

جدول ۱. آمار خلاصه ای از داده‌های نفت، سکه و نرخ ارز

	OP	ROP	CP	RCP	ER	RER
Mean	۳۶/۳۵	۰/۰۰۷	۹۹۴۹۳۶	۰/۰۱	۶۷۴۳/۳۸	۰/۰۱
Median	۲۴/۵۲	۰/۰۲	۶۱۳۶۷۰/۵	۰/۰۰۶	۸۰۳۳/۵	۰/۰۱
Maximum	۱۳۱/۲۲	۰/۲	۴۴۱۱۲۳۹	۲/۳	۱۱۰۶۸	۰/۲۴
Minimum	۹/۶۹	-۰/۳۳	۵۹۴۳۰	-۲/۲۷	۱۳۶۶	-۰/۱۱
std.Dev.	۲۶/۰۶	۰/۰۸	۹۱۴۵۳۴/۷	۰/۲۱	۳۰۲۵/۳۷	۰/۰۴
Skewness	۱/۳۵	-۰/۸۹	۱/۴۲	۰/۰۰۱	-۰/۶۱	۰/۹۲
kurtosis	۴/۱۳	۵/۱۲	۴/۴۶	۱۰۷/۹	۱/۸۸	۵/۶۸
Jarque-bera	۸۶/۵۷	۷۶/۸۹	۱۰۲/۳۸	۱۰۹۶۷۳	۲۷/۶۲	۱۰۶
Probability*	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
ADF**	-۰/۹۷	-۱۱/۷۲	۲/۷۶	-۱۳/۳۱	-۱/۱	-۱۱/۷۹
bservations	۲۴۱	۲۴۱	۲۴۱	۲۴۱	۲۴۱	۲۴۱

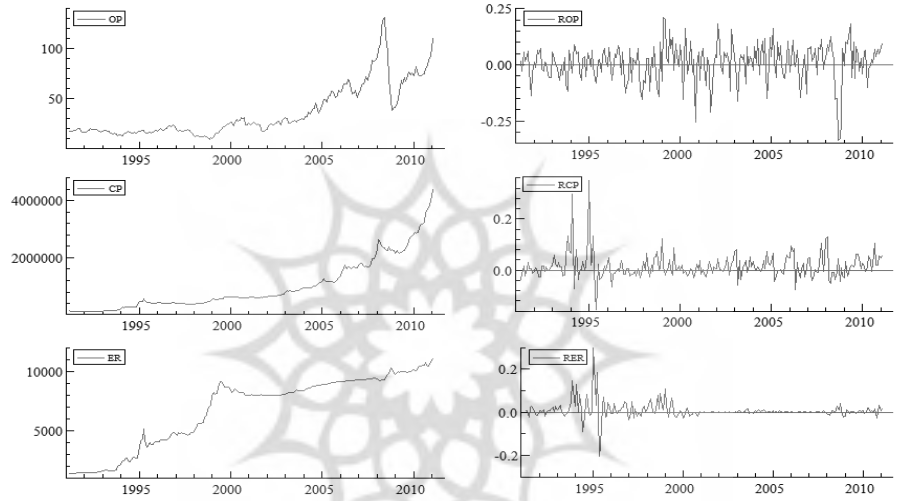
منبع: یافته‌های تحقیق

*Probability : احتمال مربوط به فرض نرمال بودن سری را نشان می دهد.

**ADF : آزمون دیکی فولر تعمیم یافته با عرض از مبدأ و روند

جدول (۱)، میانگین، میانه، بیشینه، کمینه، انحراف معیار، چولگی[1]، کشیدگی[2] و آماره جارگ – برا[3] را نیز نشان می‌دهد. بر اساس جدول، سری‌ها دارای کشیدگی بیشتر از توزیع نرمال بوده و نتیجه آماره جارگ- برا نیز بیانگر این واقعیت است که فرضیه نرمال بودن بازده‌ها رد می شود. همه سری‌های بازده، توزیع نرمال ندارند. آماره چولگی مثبت دلالت دارد که سری‌ها، دنباله راست بلندتری نسبت به دنباله چپ دارد. کشیدگی زیاد توزیع بازده‌ها نشان می‌دهد در مقایسه با زمانی‌که توزیع بازده‌ها نرمال است، بازار احتمال بیشتری به مقادیر انتهایی می‌دهد. نمودار (۱) نمودارهای سطح و نرخ تغییرات لگاریتمی برای قیمت نفت، قیمت سکه و نرخ ارز را نشان می‌دهد.

نمودار ۱. نمودارهای سطح و نرخ تغیرات لگاریتمی برای قیمت نفت، سکه طلا و نرخ ارز



مأخذ: یافته‌های تحقیق

برآورد مدل

برای تصریح و برآورد مدل با استفاده از توابع خود همبستگی[4] و توابع خود همبستگی جزئی[5]، تعدادی از معادلات را برآورد کرده و بر اساس معیار اطلاعات آکائیک (AIC)[6] و شوارتز- بیزین

1. Skewness
2. kurtosis
3. Jarque-bera
4. Autocorrelation Functions (ACF)
5. Partial Autocorrelation Functions (PACF)
6. Akaike Information Criterion

(SBC)[1] و با توجه به معیارهای دیگر از جمله لگاریتم درستنمایی،[2] مدل AR(2)-IGARCH انتخاب شد. همچنین آزمون لیون- باکس هاسکینگ و لی و مک‌لوئد روی پسماندهای استاندارد شده و مربعات آن، که در مدل گارچ چند متغیره کاربرد دارد، به علت عدم وجود همبستگی پیاپی و عدم وجود اثر واریانس ناهمسانی در پسماندها، مناسب بودن مدل میانگین و واریانس را تأیید کرد. در اینجا کلیه برآوردها با استفاده از نرم افزار G@RCH6 انجام شده است.

حال با استفاده از ماتریس کواریانس متغیر با زمان تخمین زده شده توسط مدل DCC(1,1) لگاریتم بازدهی دارایی‌های مختلف با استفاده از روش حداکثر راست نمایی تخمین زده می‌شود.

جدول ۲. آزمون‌های خود همبستگی و واریانس ناهمسانی

آماره	Q	P-values	Q^2	P-values
Hosking(5)	۵۳/۸۰	۰/۱۲	۵۶/۴۷	۰/۸۰
Hosking(10)	۱۰۸/۰۹	۰/۰۷	۸۶/۲۲	۰/۵۳
Li-McLeod(5)	۵۳/۶۶	۰/۱۲	۵۶/۵۱	۰/۰۸
Li-McLeod(10)	۱۰۷/۷۱	۰/۰۷	۸۶/۷۲	۰/۵۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

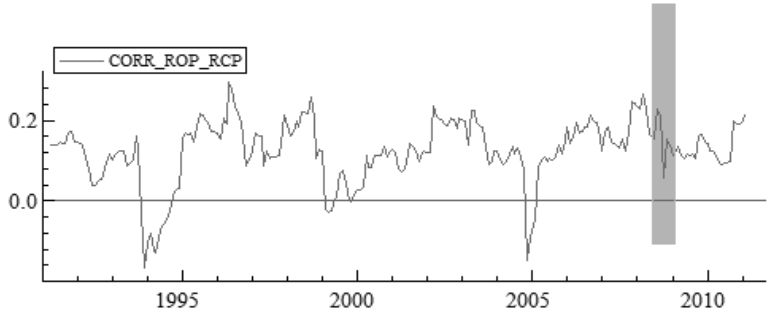
از آنجا که مقدار احتمال مربوط به آزمون هاسکینگ و لی و مک‌لوئد روی پسماندهای استاندارد شده بزرگتر از ۰/۰۵ است، خود همبستگی در پسماندها وجود ندارد و مدل میانگین به درستی تصریح شده است. و چون مقدار احتمال مربوط به آزمون هاسکینگ و لی و مک‌لوئد روی مربع پسماندهای استاندارد شده، بزرگتر از ۰/۰۵ است، واریانس ناهمسانی در پسماندها وجود ندارد و مدل واریانس مناسب است.

برای تعیین همبستگی پویا بین قیمت نفت، سکه طلا و نرخ ارز، مدل DCC-GARCH با روش حداکثر راست‌نمایی تخمین زده می‌شود. بر اساس نتایج پارامترهای α و β به صورت قابل توجهی متفاوت از صفر هستند و شرایط $\alpha \geq 0$، $\beta \geq 0$ و $\alpha + \beta < 1$ تأمین شده است، نشان می‌دهد مدل همبستگی شرطی متغیر با زمان از مدل همبستگی شرطی ثابت مناسب‌تر است. شکل (۲) همبستگی شرطی متغیر با زمان بین دارایی‌های مختلف را نشان می‌دهد.

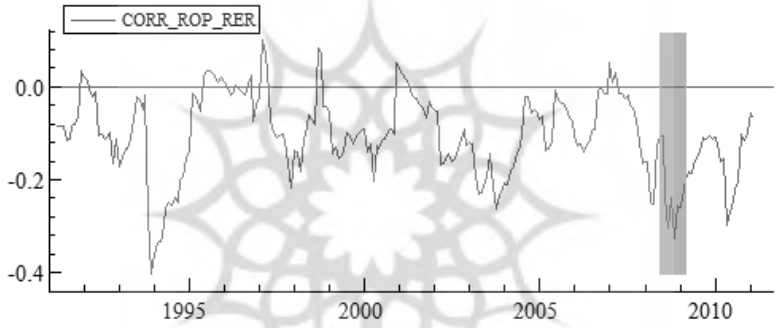
1. Schwarz Bayesian Criterion
2. Log Likelihood

نمودار ۲. همبستگی‌های شرطی پویا

a) همبستگی متغیر با زمان بین قیمت نفت و قیمت سکه



b) همبستگی متغیر با زمان بین قیمت سکه و نرخ ارز



c) همبستگی متغیر با زمان قیمت سکه و نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که از نمودار (۲) مشخص می‌شود، همبستگی بین قیمت نفت و قیمت سکه در اکثر طول دوره مورد بررسی مثبت است. هرچند، این همبستگی مثبت در اوایل بروز بحران مالی جهانی افزایش یافته ولی بعد از مدتی، این همبستگی کاهش یافته و به مقدار ۰/۰۵ رسیده است. علت این که همبستگی مثبت قیمت نفت با قیمت سکه ابتدا افزایش یافته ولی بعد از مدتی کاهش می‌یابد، این است که در طی بروز بحران مالی جهانی با کاهش تقاضا برای نفت، قیمت نفت کاهش پیدا کرد و این سبب کاهش ارز موجود در کشور و در نتیجه افزایش نرخ ارز شد. در نتیجه، سرمایه گذاران ارز را به سکه ترجیح دادند و در سبد پرتفوی خود ارز بیشتری نگهداری می‌کردند و این به نوبه خود، سبب کاهش قیمت سکه به علت کاهش تقاضا برای آن شد، در نتیجه همبستگی مثبت قیمت نفت با قیمت سکه افزایش یافت.

پس از مدتی به دلیل کاهش ارز موجود در کشور، دوباره سرمایه گذاران به سکه متمایل شدند که این موضوع سبب افزایش تقاضا برای سکه شده و در نتیجه، قیمت سکه افزایش می‌یابد. افزایش قیمت سکه نیز باعث کاهش همبستگی مثبت آن با قیمت نفت شد. بررسی همبستگی بین قیمت نفت و نرخ ارز نیز نشان می‌دهد که تقریباً در تمام طول دوره بررسی شده، این همبستگی منفی است. در بحران مالی جهانی این همبستگی منفی به مقدار ۰/۳۱- افزایش یافته، ولی بعد از اوج بحران، دوباره به روند قبلی خود نزدیک شده است.

علت اینکه همبستگی منفی متغیر با زمان قیمت نفت و نرخ ارز افزایش یافته، این است که طی بحران مالی جهانی، تقاضا برای نفت کاهش یافته و این مساله باعث افزایش نرخ ارز به دلیل کاهش ارز موجود در کشور می‌شود. در نتیجه، در طی این بحران، همبستگی منفی بین قیمت نفت و نرخ ارز افزایش یافته است. همبستگی بین قیمت سکه و نرخ ارز نیز تقریباً از آغاز تا پایان دوره در نظر گرفته شده، مثبت بوده، هرچند در بحران مالی جهانی این همبستگی مثبت کاهش یافته، به صفر رسیده و حتی منفی شده، ولی پس از مدتی این همبستگی منفی کاهش یافته و دوباره مثبت شده است؛ زیرا همان طور که گفته شد در طی بحران مالی جهانی با افزایش نرخ ارز ، قیمت سکه ابتدا کاهش پیدا کرد که این باعث کاهش همبستگی مثبت و حتی منفی شدن همبستگی بین قیمت سکه و نرخ ارز شد. اما پس از مدتی به دلیل افزایش تقاضا برای سکه و در نتیجه، افزایش قیمت آن، همبستگی منفی قیمت سکه و نرخ ارز کاهش یافته و حتی مثبت شده است.

بنابراین همان طور که در شکل (۲) نیز نشان داده شده، همبستگی بین دارایی‌ها در بحران مالی جهانی ۲۰۰۸، که مهم‌ترین بحران مالی در طول دوره بررسی شده بود، تغییر کرده است. بنابراین علی رغم اینکه تصور می‌شد بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران تأثیر نگذاشته باشد، این بحران بر اقتصاد ایران نیز مؤثر بوده است. البته همان طور که از شکل (۱) مشاهده می شود، این

بحران کمی با وقفه وارد ایران شده است و به دنبال این بحران مالی، قیمت نفت کاهش یافت و این باعث شد نرخ ارز افزایش یابد. بنابراین تعداد زیادی از سرمایه‌گذاران اعتماد خود را به بازار سهام از دست دادند و سرمایه‌گذاری خود را به سمت طلا و ارز تغییر دادند. البته در ابتدا سرمایه‌گذاران بیشتر به سمت ارز به دلیل افزایش نرخ آن جذب شدند. ولی بعد به علت کمبود ارز نیز به سمت سکه متمایل شدند و قیمت سکه نیز افزایش یافت.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل $DCC-IGARCH(1,1)$

Conditional mean	ROP	RCP	RER
ϕ_0	۰/۰۰۴	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲
ϕ_1	۰/۲۱	۰/۲۳	۰/۳۳
ϕ_2	۰/۰۰۰۰۷	-۰/۰۶	۰/۰۷
Conditional varince-covariance			
w	۰/۰۰۰۱	۱/۸۶	۰/۰۰۶
δ_1	۰/۱۵	۰/۴۱	۰/۲۷
γ_1	۰/۸۵	۰/۵۹	۰/۷۳
$\overline{\rho}_{op,cp}$		۰/۱۳	
$\overline{\rho}_{er,op}$		-۰/۰۸	
$\overline{\rho}_{er,cp}$		۰/۲۶	
α		۰/۰۴	
β		۰/۸۳	
Log-likelihood		۱۳۹۹/۷۶	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

حال به مقایسه نتایج این تحقیق با سایر مطالعات پرداخته می‌شود:

مطالعات	روش تحقیق	نتیجه تحقیق
کریم زاده (۱۳۸۵)	ARDL	ارتباط منفی بین شاخص قیمت سهام بورس تهران با نرخ ارز حقیقی
ابونوری و مشرفی (۱۳۸۵)	ARDL	ارتباط مثبت قیمت نفت و نرخ ارز واقعی با شاخص قیمت سهام پتروشیمی ایران
صمدی (۱۳۸۶)	GARCH	تأثیر بیشتر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام نسبت به قیمت نفت
پیرائی و شهسوار (۱۳۸۷)	ARDL	ارتباط معکوس بین شاخص قیمت سهام به نرخ ارز
فیلیس و همکاران (Filis, G., et al 2011)	DCC-GARCH	تأثیر منفی قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام به جز در سال ۲۰۰۸ که قیمت نفت همبستگی مثبت با بازار سهام دارد.
آکار (Akar, C. 2011)	DCC-GARCH	وجود همبستگی شرطی بین سرمایه گذاری ها و بحران ۲۰۰۱ نقطه عطفی مهم در همبستگی های شرطی بین سرمایه گذاری‌ها است.

نتیجه گیری

این مقاله، همبستگی متغیر با زمان بین دارایی‌های مختلف در ایران، با استفاده از روش همبستگی شرطی پویای گارچ (DCC-GARCH) انگل، بررسی می‌کند. این پژوهش دو ویژگی اساسی داشت: اول، با استفاده از تکنیک همبستگی شرطی پویای گارچ که در سال ۲۰۰۲ توسط انگل ارائه شد، همبستگی پویا بین دارایی‌های عمده در ایران بررسی شد. دوم، اثر بحران مالی جهانی(۲۰۰۷-۲۰۰۹) بر تغییرات همبستگی بین دارایی‌های مختلف بررسی شد.

در این پژوهش، واریانس های شرطی با روش IGARCH برآورد شدند و از نرم افزار G@RCH6 استفاده شد که قدرت بیشتری در بررسی همبستگی شرطی پویا دارد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در طول دوره مورد بررسی (فروردین ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۹) همبستگی متغیر با زمان بین دارایی‌ها وجود دارد. بررسی اثر بحران مالی جهانی بر تغییرات همبستگی بین دارایی‌ها نشان می‌دهد که بحران مالی جهانی در ابتدا باعث افزایش و سپس کاهش همبستگی مثبت قیمت نفت و قیمت سکه، و افزایش همبستگی منفی قیمت نفت و نرخ ارز شده است. از طرف دیگر، در ابتدا باعث منفی شدن همبستگی بین قیمت سکه و نرخ ارز شده ولی پس از مدتی، این همبستگی منفی کاهش یافته، به صفر رسیده و دوباره مثبت شده است.

از آنجا که این نتایج می‌تواند برای سیاستگذاران و سرمایه‌گذارانی که تنوع برای جلوگیری از ریسک انجام می‌دهند، مفید باشد، می‌تواند برای رشد و توسعه اقتصادی کشور مؤثر واقع شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

ابونوری، اسماعیل و مشرفی، گلاله (۱۳۸۵) اثر شاخص های اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در ایران با استفاده از مدل ARDL؛ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال ششم، شماره ۲، صص ۲۲۸-۲۰۹.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۶۹.

تقوی، مهدی و محمدزاده، امیر (۱۳۸۱) واکنش بازار سرمایه نسبت به متغیر های کلان اقتصادی؛ پژوهشنامه اقتصادی، سال دوم، شماره چهارم، صص ۶۶-۱۳.

بولتن آماری، سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۶۹.

پیرائی، خسرو و شهسوار، محمدرضا (۱۳۸۷) تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال نهم، شماره اول، صص ۳۸-۲۱.

رادپور، میثم و عبده تبریزی، حسین (۱۳۸۸) اندازه گیره و مدیریت ریسک بازار؛ انتشارات آگاه، چاپ یکم.

زارع، هاشم و رضایی، زینب (۱۳۸۵) تأثیر بازارهای ارز، سکه و مسکن بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران: یک الگوی تصحیح خطای برداری؛ مجله علمی پژوهشی دانشگاه اصفهان، شماره ۲ (پیاپی ۲۱).

صمدی، سعید؛ شیرانی فخر، زهره و داورزاده، مهتاب (۱۳۸۶) بررسی میزان اثر پذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از شاخص قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش بینی)؛ فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، سال چهارم، شماره ۲، صص ۴۶-۴۴

کریم زاده، مصطفی (۱۳۸۵) بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶، صص ۴۲-۴۱.

کریم زاده، مصطفی؛ امیری، شادی؛ همایونی فر، مسعود و فلاحی، محمد علی (۱۳۹۱) بررسی همبستگی شرطی پویا بین شاخص قیمت سهام و قیمت سکه در ایران؛ همایش ملی دانشگاه مازندران.

Aggarwal, R. (1981) Exchange Rates and Stock Prices: A study of the United States Capital Markets under Floating Eexchange Rates; Akron Business and Economic Review (Fall), Vol. 7, NO. 12.

Akar, Cuneyt (2011) Dynamic Relationships between the Stock Exchange, Gold, and Foreign Exchange Returns in Turkey; Middle Eastern Finance and Economics, Issue 12.

Bollerslev, Tim (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity;

Journal of Economics 31, North Holland: 307-327.
Doong, Shuh-Chyi; Yang, Sheng-Yung and Wang, Alan T.(2005) The Dynamic Relationship and Pricing of Stocks and Exchange Rate: Emprical Evidence from Asian Emerging Markets; Journal of American Academy of Business, Cambrige, Vol. 7, NO.1: 118-123.
Engel, Robert (2002) Dynamic Conditional Correlation: a Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models; American Statistical Association Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 20, NO. 3: 339-350.
Filis, George; Degiannakis, Stavros and Floros, Christos (2011) Dynamic Correlation between Stock Market and Oil Prices: The Case of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries; International Review of Financial Analysis, 20: 152-164
Franses, Philip Hans and Van Dijk, Dick (2003) Nonlinear Time Series Models in Empirical Financel; Cambrige.
Gilmore, C. G.; McManus, M. G.; Sharma, R. and Tezel, A. (2009) The Dynamics of Gold Prices, Gold Mining Stock Prices and Stock Market Prices Comovements; Research in Applied Economics, Vol. 1, NO. 1: 1-19
Greene, William H. (2012) Econometric Analysis; Prentice Hall, Seven Edition.
Gupta, R. and Mollik, A. T. (2008) Volatility, Time Varying Correlation and International Portfolio Diversification: An Empirical Study of Australia and Emerging Markets; International Research Journal of Finance and Economics, No. 18: 18-37.
Kim, K. (2003) Dollar Rxchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction Model; Review of Financial Economics, No. 12: 301-313.
Kwon, C. S.; Shin, T. S. and Bacon, F. W. (1997) The Effect of Marcoeconomic Variables on Stock Market Returns in Developing Market; Multinational Business Review, No. 5: 63-70.
Lebo, J. M. & Steffensmeier, J. M. (2008) Dynamic Conditional Correlation in Political Science; American Jour. of Political Scie., Vol. 52, No. 3: 688-704.
Markowitz, H. M. (1952) Portfolio Selection; The Journal of Finance, Vol. 7, No. 1: 77-91.
Mishra, P. K.; Das, J. R. and Mishra, S. K. (2010) Gold Price Volatility and Stock Market Returns in India; American Journal of Scientific Research, Issue 9: 49-55
Mukherjee, T. K. & Naka A. (1995) Dynamic Relations Between Macroeconomic Variable and Japanese Stock Market: an Application of a Vector Error Correction Model; Journal of Financial Research, Vol. 18, No. 2: 223-237.
Nieh, Chien-Chung, & Lee, Cheng-Few (2001) Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G7 Countries; Quarterly Review of

Economics and Finance, 41: 477-490.
Praphan, Wongbangpo & Subhashc, Sharma (2002) Stock Market and Marcoeconomic Fundamental Dynamic Interactions: A SEAN-5 Countries; Journal of Asian Economic, No. 13.
Sevuktekin, M. & Nargeleçekenler, M. (2007) Turkiye'de IMKB ve Doviz Kuru Arasındaki Dinamik Iliskinin Belirlenmesi, 8. Turkiye Ekonometri ve Istatistik Kongresi, Inonu Universitesi, Malatya, Jun. 14, Pages: 166-174.
Seo, J. H.; Park, S. Y. and Yu, L. (2009) The Analysis of Relationships of Korean Outbound Tourism Demand: Jeju Island and Three International Destinations; Tourism Management, 30: 530-543.
Tsay, Ruey S. (2005) Analysis of Financial Time Series; Second Edition, Wiley.
Wang, Mu-Lan.; Wang, Ching-Ping and Huang, Tzu-Ying (2010) Relationships among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and International Stock Markets; International Research Journal of Finance and Economics, No. 47: 80-89.
Wang, M. L.; Wang, C. P. and Huang, T. Y. (2010) Relationships among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and International Stock Markets; International Research Journal of Finance and Economics, No. 47: 80-89.
Xekalaki, Evdokia and Degiannakis, Stavros (2010) ARCH Models for Financical Applications; Chicago: Wiley.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی