

Quarterly Scientific Journal of Human Resources &  
Capital Studies

[Online ISSN: 2783-3984]

<http://ensani.ir/fa/article/journal/1568>

<http://civilica.com/1/87979/#>

<http://magiran.com/8116>

## Analysis of financial behaviour of capital market fluctuations(Case study: Tehran Stock Market)

**Hosein Niyavand**

Strategic Management Department, Strategic  
Management Institute and Human Capital, Supreme  
National Defense University

**Farzaneh Haghghat Nia**

Department of Industrial Engineering & Management  
Systems, Amirkabir University of Technology, Tehran,  
Iran

**Naser Shams Gharneh**

Department of Industrial Engineering & Management  
Systems, Amirkabir University of Technology, Tehran,  
Iran

Date of Received: 31 December, 2021

Date of Accepted: 06 February, 2022

### Review

The purpose of this study is to provide a model of return volatility between the stock market and OTC markets and analyze this trend, and in this regard, the stability of the conditional correlation between the two indicators is examined. These two indicators are related to the stock market and OTC market, which are based on criteria such as credit rating, company size, stock floating rate and liquidity, transparency and information, and continuity of profitability. In this paper, while examining the daily and monthly return behavior of two indexes of the Tehran Stock Exchange, the bivariate GARCH model is used to calculate the correlation between the returns of stock indices and the hypothesis of the stability of the conditional correlation between the two-time series. To test the null hypothesis that there is a fixed conditional correlation, we are using the statistical test of the information matrix. The results of this study refute the assumption that the conditional correlation is constant over time. Also, by examining daily returns, Saturday has the highest return and lower risk and is the most appropriate time to trade. After examining the monthly returns, in the two markets, April and August, respectively, have the highest returns, and in general, spring and summer are better times for trading. These results indicate the instability of the capital market during the year and have caused various risks and emotional behavior of shareholders in buying and selling stocks, which in itself creates economic consequences and many problems.

## تجزیه و تحلیل رفتار مالی نوسانات بازار سرمایه (مورد مطالعه: بازار سهام تهران)

حسین نیاوند

گروه مدیریت راهبردی، پژوهشکده مدیریت راهبردی و سرمایه انسانی، دانشگاه عالی دفاع ملی

فرزانه حقیقت نیا

دانشکده مهندسی صنایع و مدیریت، دانشگاه امیرکبیر (پلی تکنیک) تهران، ایران

ناصر شمس قارنه

دانشیار دانشکده مهندسی صنایع و مدیریت، دانشگاه امیرکبیر (پلی تکنیک) تهران، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۱۷

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۹/۱۰

### چکیده :

هدف این مقاله، ارائه الگوی نوسان بازده میان شاخص بازار های بورس و فرابورس و تحلیل این روند می پردازد و در این راستا، ثابت بودن همبستگی شرطی دو شاخص مزبور مورد بررسی قرار می گیرد. این دو شاخص مربوط به بازار بورس و فرابورس بوده که براساس معیارهایی از جمله رتبه بندی اعتباری، اندازه شرکت، میزان شناور بودن سهام و نقدشوندگی، شفافیت و اطلاع رسانی و تداوم سودآوری صورت گرفته است. در این مقاله از مدل گارچ دومتغیره برای محاسبه همبستگی میان بازده شاخص های سهام و بررسی فرض ثبات همبستگی شرطی میان دو سری زمانی استفاده می شود. جهت بررسی فرض صفر مبنی بر وجود همبستگی شرطی ثابت، از تست آماری ماتریس اطلاعات استفاده خواهیم کرد. نتایج این تحقیق، فرض ثابت بودن همبستگی شرطی با گذر زمان را رد می کند. همچنین با بررسی بازده روزانه، روز شنبه، دارای بیشترین بازده و ریسک کمتری بوده و مناسب ترین زمان جهت انجام معاملات می باشد. با توجه به شرایط ایجاد شده در بازار سرمایه طی سال های اخیر و ریسک ناشی از سرمایه گذاری در بورس، پس از بررسی بازده ماهانه، به ترتیب در دو بازار، ماه های فروردین و مرداد، بیشترین بازده را داشته و به طور کلی فصل های بهار و تابستان زمان مناسب تری برای معاملات می باشد. که این نتایج نشان دهنده عدم ثبات بازار سرمایه در طول سال بوده و باعث ایجاد مخاطرات گوناگون و رفتار هیجانی سهامداران در خرید و فروش سهام شده است که خود تبعات اقتصادی و معضلات فراوانی را ایجاد می نمایند.

**واژگان کلیدی:** بازده سهام، نوسان دوره ای، رفتار مالی، بورس اوراق بهادار.

## مقدمه :

نوسان بازار سهام، موضوعی مورد علاقه در ادبیات موضوع علم مالی در چند دهه اخیر به شمار می‌رود. کارکرد اصلی بازارهای مالی در اقتصاد، فراهم نمودن روشی برای هدایت و تخصیص سرمایه‌ها از سوی پس‌اندازکنندگان به سوی سرمایه‌گذاران می‌باشد. در حین این فرآیند، ارزش دارایی‌های مالی به واسطه نوسانات فعالیت‌های اقتصادی، با نوسان مواجه می‌شود. این نوسانات به عنوان رخدادی معمول در عملکرد بازار محسوب می‌گردند. لیکن با یافتن الگوهای نوسانی برای دارایی‌های مالی و استفاده از پیش‌بینی قیمت، می‌توان روند هموارتر و کاراتری برای تخصیص سرمایه‌ها ایجاد نمود. تحلیل مدل‌های سری‌زمانی عموماً بر پایه فرض همسانی واریانس‌ها بنا شده‌اند که این مورد در بسیاری از داده‌های سری‌زمانی به‌ویژه داده‌های اقتصادی و مالی برقرار نمی‌باشد. جهت رفع ناهمسانی، روش معمول براساس تغییر داده‌ها به نحوی است که همسانی واریانس‌ها حاصل شود. روش معقول آن است که از مدل‌هایی استفاده شوند که شروط ناهمسانی را در برازش مدل‌های فوق در نظر گیرند. یک خانواده معروف از این مدل‌ها، خانواده مدل‌های اتورگرسیو شرطی ناهمسان واریانس است که در زمینه‌های علمی مختلف همچون اقتصاد، فیزیک، نظریه مدارهای الکتریکی و ... بسیار مفید شناخته شده‌اند.

مدلسازی پویای سری‌های زمانی مالی و اقتصادی توسط مدل‌های ناهمسانی شرطی یکی از مهم‌ترین زمینه‌های تحقیقاتی در دو دهه گذشته بوده است. مدلسازی نوسانات شاخص سهام با تحقیقات انگل (Engle, 1982) مورد توجه قرار گرفت. به عقیده وی در صورت نقض فرض همسانی واریانس در رگرسیون کلاسیک می‌توان ناهمسانی واریانس را تحت یک معادله برازش نمود. انگل استدلال می‌کند که واریانس جزاخالل در رگرسیون کلاسیک تابعی از وقفه‌های مختلف باقیمانده‌ها در دوره‌های قبلی است. براساس مطالعات انگل مدل‌های گروه گارچ، ابزارهای مفیدی در مدلسازی نوسان وابسته به زمان در سری‌های زمانی مالی هستند. برا و هیگینس (Bera & Higgins, 1993) به بررسی دقیقی از کاربرد مدل‌های گارچ در مطالعه دارایی‌های مالی پرداختند. طبق تحقیقات صورت گرفته، نوسانات بازده دارایی‌های مالی از اجزای قابل پیش‌بینی تشکیل شده است که به نوسانات گذشته و شوک‌های بازده بستگی دارد. متغیرهای اقتصادی، اغلب به هم وابسته هستند و توسط مجموعه مشابهی از اطلاعات موجود تاثیر می‌پذیرند؛ این موضوع منجر به تعمیم مدل‌های گارچ تک‌متغیره به مدل‌های گارچ چندمتغیره شد (Engle & Kroner, 1995). بولرسلو (Bollerslev, 1990) مدل گارچ تک‌متغیره را با استفاده از واریانس و کوواریانس شرطی وابسته به زمان، به مدل‌های گارچ دومتغیره تعمیم داد؛ وی برای یافتن تخمین و نتیجه، مدل گارچ دومتغیره را با فرض ثابت بودن همبستگی شرطی معرفی کرد. در این مدل، واریانس پس‌ماندها علاوه بر وقفه‌های مختلف خود تابعی از وقفه‌های مختلف واریانس پس‌ماندها در دوره‌های قبل نیز می‌باشد. مدل‌های تک‌متغیره ناهمسان واریانس تنها واریانس تک‌تک متغیرها را برازش می‌نمایند؛ در صورتی که اگر چندمتغیر همزمان مانند بازدهی قیمت سهام در بازارها و صنایع مختلف مورد مطالعه قرار گیرند، ناطمینانی مشترک یا همان کوواریانس آن‌ها را برآورد نمی‌کنند. به هر صورت، اعتبار فرض همبستگی ثابت به عنوان یک سوال باقی مانده است و در تحقیق پیش رو به دنبال بررسی این فرض میان دو شاخص بازار بورس ایران و تحلیل نتایج به‌دست آمده خواهیم بود.

برا و کیم (Bera & Kim, 1996) تست ماتریس اطلاعات را برای فرض ثابت بودن همبستگی شرطی توسعه دادند و آن را برای بازارهای سهام آمریکا، ژاپن، آلمان، انگلیس، فرانسه و ایتالیا بکار بردند و در همه موارد همبستگی شرطی ثابت، قاطعانه رد شد.

علاقه به مطالعه نوسانات بازار دارایی‌ها مالی، به ویژه در سال‌های اخیر، با مشاهده افزایش نوسان بیشتر بازارهای مالی در سراسر جهان به طور معنی‌داری رشد پیدا کرده است. بازارهای در حال توسعه به عنوان محلی برای سرمایه‌گذاری، سهم خود را در بازارهای

سرمایه جهان، افزایش داده اند. بازارهای سرمایه در حال توسعه، دارای خصوصیتی از جمله متوسط بازده بیشتر و همبستگی کمتر با بازارهای توسعه یافته می‌باشند، همچنین دارای قابلیت تخمین بهتری نسبت به بازارهای توسعه یافته که دارای کارایی بالاتری هستند، می‌باشند. ضرورت بررسی نوسان در بازده دارایی‌های مالی و مدلسازی آن، از منظر پژوهشگران و نیز کارپردازان علم مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی انواع، موضوع با اهمیتی به نظر می‌رسد. مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس دارای کاربردهای متفاوتی در زمینه تدوین استراتژی‌های سرمایه‌گذاری و مدیریت ریسک دارایی‌های مالی می‌باشند؛ پیش‌بینی بازده دارایی‌های مالی در مواردی چون سرمایه‌گذاری، مدیریت ریسک، قیمت‌گذاری اوراق بهادار و انواع مشتقات مالی و پوشش ریسک ناشی از آن‌ها، بازسازی، انتخاب سبدهای مالی، اتخاذ سیاست‌های مالی و پولی و بسیاری از فعالیت‌های مالی دیگر می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. از این رو تخمین نوسان بازده در دوره‌های زمانی مشخص حائز اهمیت می‌باشد.

یک نمونه از بازارهای سهام در حال توسعه، بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که بزرگترین بازار بورس اوراق بهادار کشور است. همانند دیگر بازارهای در حال توسعه، ایران نیز گام‌های موثری جهت توسعه بازارهای سرمایه خود انجام داده است که از این حیث می‌توان به خصوصی سازی، آزادسازی اقتصادی، کنترل نرخ ارز، تسهیل در امور سرمایه‌گذاری خارجی و توسعه موسسات مالی اشاره نمود. طبق بررسی‌های صورت گرفته بررسی روند زمانی تغییرات بازده و استفاده از مدل‌هایی جهت پیش‌بینی بازده، در کشور ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته است. لذا در این تحقیق، ثابت بودن همبستگی شرطی دو شاخص مزبور مورد بررسی قرار می‌گیرد. این دو شاخص مربوط به بازار بورس و فرابورس می‌باشند که براساس معیارهایی از جمله رتبه‌بندی اعتباری، اندازه شرکت، میزان شناور بودن سهام و نقدشوندگی، شفافیت و اطلاع رسانی و تداوم سودآوری صورت گرفته، هر بازار شامل گروهی از شرکت‌ها می‌باشد که به ترتیب در تابلوی بورس قرار دارند. در این تحقیق، از مدل گارچ دومتغیره بولرسلو استفاده شده است.

### مرور ادبیات:

یکی از عمومی ترین مدل‌های توسعه داده شده در ادبیات موضوع برای ثبت و تحلیل نوسان بازده دارایی‌های مالی، مدل واریانس ناهمسان شرطی خودهمبسته می‌باشد. در واقع یکی از قویترین و در عین حال پیچیده ترین گروه از مدل‌های سری زمانی، خانواده مدل‌های ARCH می‌باشند که به طور مبسوطی توسط برا و هیگینس (Bera & Higgins, 1993)، همچنین بولرسلو (Bollerslev, 1990)، چو و کرون (Chou & Crone, 1991) مورد بازنگری قرار گرفته اند. در این مدل، یک ساختار خودهمبسته برای معادله واریانس شرطی ارائه می‌گردد. در مدل گارچ وقفه گذشته واریانس‌های تحقق یافته نیز وابسته می‌باشد. از دیگر مدل‌های توسعه یافته واریانس ناهمسان شرطی، مدل گارچ چندمتغیره می‌باشد. این نوع مدل‌ها با هدف شناسایی شوک‌ها در واریانس شرطی از یک سری به سری دیگر ایجاد شدند. از کاربردهای مهم مدل‌های گارچ چندمتغیره، مطالعه تاثیر نوسانات دارایی‌ها بر یکدیگر می‌باشد

مدل‌های ARCH در سال ۱۹۸۲ توسط انگل (Engle, 1982) معرفی گردید، انگل مدل ARCH را برای بررسی نوسانات متغیر با زمان توسعه داد. در مطالعات بعدی بولرسلو و همکاران (Bollerslev et al, 1990)، لی و همکاران (Lee et al, 1991) و مک آلیر (Mc Alier, 1992)، خانواده‌ای از مدل‌های ARCH را توسعه دادند که از میان آن‌ها روشی که بیشتر برای مشخص کردن نوسانات واریانس بازده سهام بکار می‌رود، مدل بولرسلو می‌باشد، این مدل توسط بولرسلو (Bollerslev, 1986) تحت عنوان مدل-های گارچ تعمیم یافت و بطور فراگیر در شاخه‌های مختلف اقتصادسنجی به ویژه در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی مالی مورد استفاده قرار گرفت. در اقتصاد سنجی مدل با خصوصیت ناهمسانی شرطی خودهمبسته (autoregressive conditional heteroskedasticity) به مدلی گفته می‌شود که فرض می‌کند واریانس خطاها تابعی از اندازه خطاهای دوره‌های زمانی قبل

است (معمولاً واریانس مرتبط به مربع خطاهای قبلی است). مدل‌های ARCH معمولاً برای سری‌های زمانی مالی بکار برده می‌شود. اگر مدل ARCH را برای واریانس خطا در نظر بگیریم، مدل گارچ را خواهیم داشت. متعاقباً نلسون (Nelson, 1991) مدل گارچ نمایی یا EGARCH را برای منظور کردن اثر سطح بندی بیان شده به وسیله بلک و شورت توسعه داد که در آن واریانس مشروط و ضرایب می‌توانند متغیر نرمال باشند و یا از توزیع تعمیم یافته خطاها بدست آمده باشد. این حالت به ما اجازه می‌دهد اثر مشخصی روی نوسانات داشته باشیم. این امر بطور خاص در زمینه قیمت گذاری دارایی‌ها سودمند است. گلوستن و همکاران (Gelusten et al, 1993) مدل GJR\_GARCH را برای تطبیق رفتار غیرمستقر سهام با بازده مثبت و منفی ایجاد کرد. انگل و (Ng, 1993) یک مدل گارچ غیرخطی نامتقارن با عنوان NGARCH پیشنهاد دادند که گارچ (1,1) غیرخطی نامتقارن نیز نامیده می‌شود در مدل گارچ (p,q)، مرتبه واریانس جملات اخلاص و q، مرتبه جملات اخلاص دوره‌های قبل می‌باشد. در مدل‌های گارچ (p,q) اخبار مثبت و منفی به یک اندازه واریانس شرطی را تغییر خواهند داد. برونر و هس (Broner & Hess, 1993) و جویس (Jois, 1995) بیان کردند که اخبار مثبت اثرات شدیدتری را نسبت به اخبار منفی ایجاد خواهند کرد. تحت این شرایط مدل‌های گارچ به نتایج گمراه کننده‌ای منجر می‌شود؛ به همین دلیل مدل‌هایی تحت عنوان مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته نامتقارن AGARCH به وجود آمد که امکان نامتقارن بودن را در واریانس شرطی فراهم می‌نمود. در این مدل‌ها اخبار منفی واریانس را به میزانی کمتر از اخبار مثبت افزایش می‌دهند. یکی از این مدل‌ها، مدل TGARCH یا گارچ آستانه می‌باشد که از طریق افزودن یک متغیر مجازی به مدل گارچ تاثیر اخبار منفی را کمتر از اخبار مثبت نشان می‌دهد. زاکوئیان (Zakoian, 1994) مدل حدی گارچ را با عنوان TGARCH توسعه داد. مشخصه اصلی این مدل، شرطی بودن انحراف معیار بجای شرطی بودن واریانس است. علاوه بر این چو (Chou, 1994) مدل GARCH\_M را پیشنهاد کرد که در آن واریانس ناهمسانی در معادله اصلی وارد می‌شود. سنتانا (Senata, 1995) مدل گارچ درجه دو یا QGARCH را معرفی نمود. مدل دیگری از این گروه توسط دینگ و همکاران (Ding et al, 2001) تحت عنوان گارچ توانی یا PGARCH ارائه شد و مطالعه این محققان را می‌توان پایه و اساس APGARCH دانست که توسط تس و همکاران (Tess et al, 2002) در سال ۲۰۰۲ معرفی گردید. انگل و کرونر (Engle & Croner, 2003) به منظور وارد کردن همبستگی مشروط به متغیر زمان در سیستم گارچ دو متغیره، مدل BEEK\_GARCH را پیشنهاد کردند. همچنین انگل (Engle 2003) مدل DCC\_GARCH را برای همبستگی مشروط متغیر در طول زمان، پیشنهاد کرد. همان‌طور که اشاره شد، نقطه قوت مدل‌های فوق در این است که در پایه‌های تئوریک مالی و اقتصادی قوی دارند. اما به هر صورت به دلیل شرایط متغیر بازار همواره اجزای اخلاص فراوانی ایجاد می‌نماید و لذا برای ارتقای مدل باید بر تعداد متغیرهای توضیح دهنده افزود.

مطالعات تجربی اولیه که عملکرد پیش‌بینی مدل‌های گارچ را در مقابل مدل‌هایی که مدل‌های ساده نامیده شدند، مورد مقایسه قرار دادند، بر این باور بودند که علی‌رغم جذابیت پیچیدگی و مرسوم بودن مدل‌های نوع گارچ به هیچ وجه توافق بر این نیست که این مدل‌ها پیش‌بینی‌های برتری از نوسانات بازدهی فراهم می‌کنند. اگرچه مجموعه کل مدارک نشانگر ترکیبی از این مدل‌هاست. فایلووسکی (Figlewski, 1997) استدلال کرد که مدل‌های پیش‌بینی نوسانات بر اساس میانگین متحرک نوسانات تاریخی، اغلب بهترین پیش‌بینی‌ها را انجام می‌دهند. در مقاله دایمسون و مارش (Dimson & Marsh, 1990) مدل‌های ساده بر مدل‌های پیچیده غالب شدند. آن‌ها چند نوع از مدل‌های پیش‌بینی را برای گروهی از داده‌های بازار سرمایه انگلستان بکار بردند و به این نتیجه رسیدند که مدل هموارسازی نمایی و مدل رگرسیون ساده پیش‌بینی‌های بهتری ارائه می‌دهند. مدارک بیشتری از مدل‌های پیش‌بینی که داده‌های تاریخی ساده را بکار برده‌اند و بر خلاف روش مدل‌های گارچ هستند توسط فایلووسکی، کامبی، هازبروک (Figlewski, Cumby, Hasbrouck, 1993) و جوریون (Jorion, 1995-1996) ارائه شده‌است.

با این وجود، تحقیقات دیگری نیز وجود دارد که روش گارچ را تایید می‌کند. اکگیری (Akgiray, 1989) دریافت که مدل‌های گارچ نسبت به مدل‌های ARCH، میانگین متحرک موزون نمایی و مدل‌های میانگین تاریخی در پیش‌بینی نوسان ماهانه شاخص سهام

آمریکا عملکرد بهتری داشته باشد. پاگان و شوورت (Pagan & Schwert, 1990) توانایی مدل‌های گارچ و EGARCH را در پیش‌بینی نوسان ماهانه بازده سهام آمریکا با هم مقایسه نمودند و به این نتیجه رسیدند که این مدل‌ها پیش‌بینی‌های مناسبی ارائه می‌دهند و سایر مدل‌ها پیش‌بینی‌های ضعیف‌تری از خود نشان دادند. دی و لویس (Day & Lewis, 1992) به بررسی عملکرد پیش‌بینی مدل‌های گارچ، EGARCH در پیش‌بینی نوسان شاخص سهام پرداخته‌اند. بریلسفورد و فاف (Brailsford & Faff, 1996) دریافتند برای پیش‌بینی نوسانات ماهانه شاخص سهام استرالیا، مدل‌های GJR و گارچ به مقدار ناچیزی نسبت به مدل‌های ساده‌تر مختلف برتری دارند.

با توجه به پژوهش‌های یادشده و دیگر مطالعات مشابهی که برای رعایت اختصار از ذکر آن خودداری شده‌است، می‌توان گفت ایده ترکیب تکنیک‌های پیش‌بینی سری‌های زمانی، حوزه وسیعی از تحقیقات مالی و سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص داده‌است. رو (Roh, 2007) مدل میانگین موزون متحرک نمایی EWMA، گارچ، EGARCH را به همراه مدل شبکه عصبی ANN بکار برد. بیلدیریکی و همکاران (Bildirici et al, 2009) شبکه‌های عصبی را با مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خانواده گارچ ترکیب نمودند و به این نتیجه رسیدند که مدل ترکیبی، پیش‌بینی بهتری نسبت به تک‌تک مدل‌ها دارد. گورسن و همکاران (Guresen et al, 2011) کارایی مدل‌های ترکیبی گارچ با شبکه عصبی را روی شاخص بورس نزدیک مورد مطالعه قرار دادند. فرنچ، شوورت و استمبو (French, Schwert, Stambo, 1999) به بررسی رابطه بازده سهام و نوسان بازار سهام برای بازار سرمایه آمریکا با برای سال‌های 1928 تا 1984 پرداختند. کیتازاوا (Kitazawa, 2000) از یک مدل نمایی برای تخمین بدهی در یک بازه زمانی کوتاه استفاده کرد. سرمنو و گریر (Cermenuo & Grire, 2001) با استفاده از مدل گارچ به آزمون و تخمین اثرات معادله واریانس شرطی در پیش‌بینی دارایی‌های مالی پرداختند.

در رابطه با مدل‌سازی نوسانات بازار، از جمله مطالعات صورت گرفته در ایران می‌توان به تحقیق "تهرانی و همکاران" (۱۳۸۹) اشاره داشت. در این مطالعه عملکرد مدل‌های شرطی و غیرشرطی مورد مقایسه قرار گرفته و نتایج حاکی از آن است که در میان مدل‌های بررسی شده، عملکرد مدل میانگین متحرک ۲۵۰ روزه، هموارسازی نمایی و CGARCH از دیگر مدل‌ها بهتر است. ضمن آن که بر مبنای این پژوهش، مدل‌های غیرشرطی عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های شرطی داشته‌اند. "ابونوری و موتمنی" در تحقیقی بازخور نوسانات را با استفاده از اطلاعات سری زمانی روزانه شاخص بورس تهران مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها با استفاده از مدل گارچ نمایی به این نتیجه رسیدند میان نوسانات بازدهی پیش‌بینی نشده و بازده بازار رابطه معنادار وجود دارد. همچنین در رابطه با بررسی‌های صورت گرفته بر شاخص سهام در ایران می‌توان به موارد زیر اشاره نمود.

"خسرو پیرایی و همکاران" (۱۳۸۷) به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران می‌پردازد. بدین منظور از داده‌های فصلی متغیرهای مختلف اقتصادی مثل تولید ناخالص داخلی، حجم پول، تورم و نرخ ارز از سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ استفاده نموده است. نتایج حاکی از آن است که ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها بصورت مستقیم بوده و با حجم پول و نرخ ارز رابطه معکوس دارد. "عزت اله عباسیان" (۱۳۸۷) به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. "جواد جوادی" (۱۳۷۴) برای نشان دادن تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی شاخص قیمت سهام به بررسی اثر تورم، تولیدات صنعتی، قیمت ارز و قیمت نفت خام بر روی شاخص قیمت سهام با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۷۲ می‌پردازد. "محمد برازنده" (۱۳۷۶)، با استفاده از اطلاعات متغیرهای شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام پرداخت. مصطفی کریم زاده (۱۳۸۵) به بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با متغیرهای کلان پولی پرداخت. او برای برآورد اقتصادسنجی معادله از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده استفاده کرد. نتیجه برآورد نشان داد که یک بردار همجمعی بین شاخص قیمت سهام بورس و متغیرهای

کلان پولی وجود دارد. رابطه بلندمدت برآورد شده تأثیر مثبت معنی دار نقدینگی و تأثیر منفی معنادار نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی بر شاخص قیمت سهام بورس را نشان می‌دهد.

با توجه به مطالعات صورت گرفته، تاکنون تحقیقات فراوانی در رابطه با تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی روی شاخص کل بورس انجام شده است و خلا بزرگی در یافتن الگویی جهت بررسی رفتار نوسانات بازده شاخص برای پیش‌بینی حرکات آتی و ارائه راهکار مناسب در مواجهه با حرکات و جهش‌های قیمتی وجود دارد. این تحقیق در پی یافتن الگوی روزانه حرکات بازده شاخص در بازار بورس اوراق بهادار و بررسی فرض ثابت بودن همبستگی شرطی میان دو شاخص بورس و فرا بورس می‌باشد و در صورت تأیید این فرض، امکان پیش‌بینی روند بازده میسر می‌باشد.

### تشریح مدل:

یکی از عمومی ترین مدل‌های توسعه داده شده برای ثبت و تحلیل نوسان بازده سهام، مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودهمبسته می‌باشد. در این مدل، یک ساختار خودهمبسته برای معادله واریانس شرطی ارائه شد که منجر به کاربرد گسترده آن برای بازده بازار سهام در بازارهای توسعه یافته و در وسعت کمتر برای بازارهای در حال توسعه گردید. این نوع مدل‌ها با هدف شناسایی شوک‌ها در واریانس شرطی توسعه یافتند.

همچنین سرمایه گذاران به منظور دستیابی به تصویر مناسبی از روند حرکتی بازارهای مالی و توانایی ارزیابی گذشته و پیش‌بینی آینده، به بررسی شاخص‌های بورس می‌پردازند. امروزه شاخص‌های فراوانی در بورس‌های معتبر جهانی محاسبه و منتشر می‌شوند. شیوه‌های محاسبه شاخص نیز در راستای کارایی بیشتر و ارایه تصویری دقیق تر از فرآیند عملکرد بورس، دستخوش تغییرات چندی شده است.

در ادامه این تحقیق ابتدا به تشریح انواع مدل‌های شرطی واریانس ناهمسانی پرداخته می‌شود، سپس انواع شاخص‌های بورس مورد بررسی قرار می‌گیرد و در نهایت مدل مورد استفاده در این تحقیق معرفی می‌گردد.

### مدل‌های شرطی واریانس ناهمسانی

یکی از قویترین و در عین حال پیچیده ترین گروه از مدل‌های سری زمانی، خانواده مدل‌های ARCH می‌باشند؛ مدل‌های ARCH در سال ۱۹۸۲ توسط انگل، جهت بررسی نوسانات متغیر با زمان، معرفی گردید. در این مدل، یک ساختار خودهمبسته برای معادله واریانس شرطی ارائه می‌گردد. در مطالعات بعدی بولرسلو و همکاران، لی و همکاران و مک آلیر، خانواده‌ای از مدل‌های ARCH را توسعه دادند.

### - مدل ARCH(q)

در اقتصاد سنتی مدل با خصوصیت autoregressive conditional heteroskedasticity به مدلی گفته می‌شود که فرض می‌کند واریانس خطاها تابعی از اندازه خطاهای دوره‌های زمانی قبل است (معمولاً واریانس مرتبط به مربع خطاهای قبلی است). مدل‌های ARCH معمولاً برای سری‌های زمانی مالی بکار برده می‌شود. اگر مدل ARCH را برای واریانس خطا در نظر بگیریم، مدل گارچ را خواهیم داشت.

- مشخصات مدل ARCH(q) اگر  $\epsilon_t$  نشان‌دهنده جمله خطا باشد و در حالی که  $z_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1)$ ، فرض شود  
 $\epsilon_t = \sigma_t z_t$ . آن‌گاه سری  $\sigma_t^2$  به صورت زیر مدل می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \epsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2$$

که در آن  $\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0, i > 0$

مدل ARCH(q) را می توان با حداقل مربعات تخمین زد. یک روش برای پیدا کردن طول لگ خطا در مدل ARCH استفاده از روش Lagrange multiplier است که توسط Engle (1982) ارائه شده است. این رویه به صورت زیر است:

۱. بهترین مدل AR(q) برای مدل زیر تخمین می‌زنیم:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_q y_{t-q} + \epsilon_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i y_{t-i} + \epsilon_t$$

۲. مقادیر  $\hat{\epsilon}_t^2$  را بدست آورده و آن‌ها را روی مقدار ثابت و مقادیر با q لگ رگرس می‌کنیم؛ q طول لگ‌های ARCH می باشد.

$$\hat{\epsilon}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^q \hat{\alpha}_i \hat{\epsilon}_{t-i}^2$$

۳. فرض صفر این است که در نبود اجزای ARCH برای تمامی مقادیر  $i = 1, \dots, q$  معادله  $\alpha_i = 0$  برقرار است. فرض مقابل نیز این است که با وجود اجزای ARCH حداقل یکی از ضرایب  $\alpha_i$  معنا دار باشند. در یک نمونه T تایی از پسماندها، تحت فرض صفر، آماره  $TR^2$  توزیع کای دو با درجه آزادی q، خواهد داشت. اگر آماره  $TR^2$  بزرگ تر از مقدار توزیع کای دو در جدول باشد، فرض صفر را رد می‌کنیم و نتیجه می‌گیریم که در مدل ARMA اثر ARCH وجود دارد. در غیر این صورت، فرض صفر رد نخواهد شد.

### مدل GARCH -

این مدل که بیشتر برای مشخص کردن نوسانات واریانس بازده سهام بکار می‌رود، توسط بولرسلو در سال ۱۹۸۶ تحت عنوان مدل‌های گارچ تعمیم یافت و به‌طور فراگیر در شاخه‌های مختلف اقتصادسنجی به ویژه در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی مالی مورد استفاده قرار گرفت. در مدل گارچ وقفه گذشته واریانس‌های تحقق یافته نیز وابسته می باشد. از دیگر مدل‌های توسعه یافته این خانواده، مدل گارچ چندمتغیره می‌باشد. این نوع مدل‌ها با هدف شناسایی شوک‌ها در واریانس شرطی از یک سری به سری دیگر ایجاد شدند. از کاربردهای مهم مدل‌های گارچ چندمتغیره، مطالعه تاثیر نوسانات دارایی‌ها بر یکدیگر می‌باشد.

اگر مدل autoregressive moving average (ARMA) را برای واریانس خطا در نظر بگیریم، مدل generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH)، را خواهیم داشت. در این حالت مدل (گارچ) (p, q) که در آن p مرتبه  $\sigma^2$  و q مرتبه  $\epsilon^2$  را در این مدل نشان می‌دهد، به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:



$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \epsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \\ &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2\end{aligned}$$

در اقتصاد سنجی هنگامی که برای heteroskedasticity تست میکنیم، بهترین گزینه تست White می باشد. هنگامی که با داده های سری زمانی کار می کنیم، این تست به معنی آزمونی برای خطاها در مدل های ARCH یا مدل گارچ است. پیش از مدل گارچ از مدل EWMA استفاده می شد و مدل گارچ جانشین آن شد، هرچند برخی افراد از هر دو این مدل ها استفاده می کنند.

### - مشخصات مدل GARCH

طول لگ p در مدل گارچ (p, q) به صورت زیر بدست می آید:

۱. بهترین مدل را برای AR(q) تخمین می زنیم.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_q y_{t-q} + \epsilon_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i y_{t-i} + \epsilon_t$$

۲. مقدار خودهمبستگی  $\epsilon^2$  به کمک فرمول زیر محاسبه می شود:

$$\rho = \frac{\sum_{t=i+1}^T (\hat{\epsilon}_t^2 - \hat{\sigma}_t^2)(\hat{\epsilon}_{t-1}^2 - \hat{\sigma}_{t-1}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_t^2 - \hat{\sigma}_t^2)^2}$$

۳. انحراف از معیار مجانبی  $\rho(i)$  برای نمونه های بزرگ  $\frac{1}{\sqrt{T}}$  است. مقادیری که بزرگتر از این میزان باشند، خطای مدل گارچ را تعیین می کنند. برای مشخص کردن تعداد لگ ها از تست یونگ-باکس استفاده می کنیم. در صورتی که  $\epsilon_t^2$  ها، ناهمبسته باشند، آماره Q در این تست توزیع کای دو با n درجه آزادی خواهد داشت. فرض صفر بیان می کند که جملات خطا از نوع ARCH یا گارچ نیستند. رد فرض صفر نشان می دهد که چنین خطاهایی در واریانس های شرطی وجود دارد.

### - مدل گارچ غیرخطی (NGARCH)

مدل گارچ غیرخطی که گارچ (1,1) غیر خطی نامتقارن نیز نامیده می شود، توسط Engle و Ng در ۱۹۹۳ معرفی شد.

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(\epsilon_{t-1} - \theta \sigma_{t-1})^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad \alpha, \beta \geq 0; \omega > 0$$

برای بازده سهام مقدار پارامتر  $\theta$  معمولاً به صورت مثبت تقریب زده می شود. در این مورد این پارامتر اثر اهرمی را نشان می دهد و این مفهوم را دارد که بازده منفی، بی ثباتی در آینده را بیشتر از همان مقدار بازده مثبت، افزایش می دهد.

## - مدل IGARCH

Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity یا IGARCH حالت محدود شده مدل گارچ است که جمع پارامترهای آن برابر یک می‌شود و بنابراین یک ریشه واحد (unit root) در گارچ وجود دارد و قید آن به صورت زیر می‌باشد:

$$\sum_{i=1}^p \beta_i + \sum_{i=1}^q \alpha_i = 1$$

## - مدل EGARCH

exponential general autoregressive conditional heteroskedastic (EGARCH) توسط Nelson در سال ۱۹۹۱ معرفی شده است که فرم دیگری از گارچ است. مدل EGARCH (p,q) به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \sum_{k=1}^p \beta_k g(Z_{t-k}) + \sum_{k=1}^q \alpha_k \log \sigma_{t-k}^2$$

که در آن  $g(Z_t) = \theta Z_t + \lambda(|Z_t| - E(|Z_t|))$ ، واریانس مشروط و  $\alpha, \beta, \theta, \lambda, \omega$  ضرایب هستند و  $Z_t$  می‌تواند متغیر نرمال باشد و یا از توزیع تعمیم یافته خطاها بدست آمده باشد. فرموله کردن  $g(Z_t)$  به ما اجازه می‌دهد که علامت و مقدار  $Z_t$  اثر مشخصی روی نوسانات داشته باشد. این امر بطور خاص در زمینه قیمت گذاری دارایی‌ها سودمند می‌باشد.

## - مدل GARCH-M

GARCH-in-mean یا (GARCH-M) یک جمله واریانس ناهمسان، به معادله میانگین اضافه می‌کند و بصورت زیر مشخص می‌شود:

$$y_t = \beta x_t + \lambda \sigma_t + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = Z_t \sigma_t$$

## - مدل QGARCH

Quadratic GARCH توسط Sentana در سال ۱۹۹۵ ارائه شد که برای مدل کردن اثرات نامتقارن شوک‌های منفی و مثبت بکار می‌رود.

$$\sigma_t^2 = K + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \phi \epsilon_{t-1}$$

$$\epsilon_t = z_t \sigma_t$$

#### - مدل GJR-GARCH

گلوستن و همکاران در سال ۱۹۹۳ مدل GJR-GARCH را معرفی کردند. این مدل نیز عدم تقارن را در مدل گارچ مدل می کند

$$\sigma_t^2 = K + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \delta \sigma_{t-1}^2 + \phi \epsilon_{t-1} I_{t-1}$$

#### - مدل TGARCH

GARCH Threshold یا (TGARCH) که توسط زاکوئیان در سال ۱۹۹۴ همانند مدل GJR\_GARCH، مدل شده است و مشخصه آن به جای شرطی بودن واریانس، شرطی بودن انحراف معیار است:

$$\sigma_t = K + \delta \sigma_{t-1} + \alpha_1^+ \epsilon_{t-1}^+ + \alpha_1^- \epsilon_{t-1}^-$$

که در آن اگر  $\epsilon_{t-1} > 0$  باشد،  $\epsilon_{t-1}^+ = \epsilon_{t-1}$  و  $\epsilon_{t-1}^- = 0$  است و اگر  $\epsilon_{t-1} \leq 0$  باشد،  $\epsilon_{t-1}^- = \epsilon_{t-1}$  و  $\epsilon_{t-1}^+ = 0$  است.

#### - مدل Multivariate GARCH

مدل های گارچ چندمتغیره توسعه یافته مدل های ساده گارچ می باشند و در اواخر دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰ توسعه یافتند. از کاربردهای مهم مدل های گارچ چندمتغیره، مطالعه تاثیر نوسانات دارایی ها بر یکدیگر می باشد. فرض کنید بردار  $r_t$  بردار سری زمانی بازده بوده و شامل  $N$  بازده است. بنابراین می توان نوشت:

$$r_t = \mu_t + \epsilon_t \quad , \quad \epsilon_t = H_t^{1/2} z_t$$

در این معادله  $\mu_t$  مقدار انتظاری شرطی و  $\epsilon_t$  مقادیر پسماند است. همچنین  $H_t^{1/2}$  یک ماتریس واریانس-کوواریانس  $N \times N$  می باشد و بردار  $z_t$  دارای گشتاورهای اول و دوم زیر است:

$$E(z_t) = 0 \quad , \quad Var(z_t) = I_N$$

به طوری که  $I_N$  ماتریس واحد از مرتبه  $N$  است (باونز، لارنت، رامبوتس، ۲۰۰۶).

شاخص بورس

بورس اوراق بهادار تهران نیز از فروردین ماه ۱۳۶۹ اقدام به محاسبه و انتشار شاخص قیمت خود با نام تپیکس<sup>۱</sup> نموده است. با گذر زمان شاخص‌های دیگری همچون تدیکس<sup>۲</sup> و تدییکس<sup>۳</sup> نماگری بازدهی نقدی و بازدهی کل بورس را بر عهده گرفتند. کلمه شاخص در کل به معنای نمودار یا نشان دهنده یا نماینده می‌باشد. شاخص کمی است که نماینده چند متغیر همگن می‌باشد و وسیله‌ای برای اندازه‌گیری و مقایسه پدیده‌هایی است که دارای ماهیت و خاصیت مشخصی هستند که بر مبنای آن می‌توان تغییرات ایجاد شده در متغیرهای معینی را در طول یک دوره بررسی نمود.

محاسبه شاخص برای هر شرکت صنعت یا گروه یا دسته امکان پذیر است و می‌توان آن را محاسبه نمود. برای محاسبه شاخص یک سال را به عنوان سال مبنا یا پایه فرض کرده و پس از تقسیم ارزش جاری بر ارزش مبنا (ارزش سال پایه) آن را در عدد ۱۰۰ ضرب می‌کنیم. عدد بدست آمده شاخص آن گروه یا دسته مورد نظر را به ما نشان می‌دهد. در هر بازار بورس اوراق بهاداری می‌توان بنا بر احتیاج و کارایی شاخص‌های زیادی را تعریف و محاسبه نمود. در بورس‌های دنیا نیز شاخص‌های زیادی برای گروه‌ها و شرکت‌های مختلف محاسبه می‌شود. در ادامه به برخی از مهم‌ترین شاخص‌های بورس اشاره شده می‌شود:

شاخص صنعت: این شاخص عملکرد شرکت‌های صنعتی بورس را نشان می‌دهد.

شاخص واسطه‌گری‌های مالی: این شاخص عملکرد شرکت‌های واسطه‌گری مالی شامل هلدینگ‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها و لیزینگ‌ها را نشان می‌دهد.

شاخص قیمت و بازده نقدی: این شاخص با نام شاخص بازده بازار سهام به سهامداران شناسانده است. شاخص قیمت و بازده نقدی را می‌توان یکی از دقیق‌ترین شاخص‌های محاسبه در بورس تهران به حساب آورد زیرا هر دو مولفه تقسیم سود در شرکت‌ها و بازده سهام بر اثر افزایش قیمت سهام شرکت‌ها در آن مدنظر قرار گرفته است.

شاخص عملکرد تالار اصلی: این شاخص فقط روند حرکت قیمت سهام شرکت‌های درج شده در تابلوی اصلی بورس تهران را طبق ضوابط محاسبه شاخص کل نشان می‌دهد.

شاخص کل قیمت سهام: این شاخص بیانگر روند عمومی قیمت سهام همه شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار است. طبق فرمول طراحی شده تغییر قیمت شرکت‌های بزرگتر که در عین حال سرمایه بیشتری نیز دارند بر نوسان شاخص تاثیر بیشتری می‌گذارد.

شاخص عملکرد تالار فرعی: این شاخص روند حرکت قیمت سهام شرکت‌های درج شده در تابلوی فرعی بورس اوراق بهادار تهران را طبق ضوابط محاسبه شاخص کل نشان می‌دهد.

بسیاری از بورس‌ها افزون بر بازار اصلی یا تالار اصلی<sup>۴</sup> اقدام به تاسیس و راه اندازی تالار فرعی<sup>۱</sup> نیز نموده‌اند. در تالار فرعی شرکت‌های تازه وارد یا شرکت‌هایی که شرایط حضور در تالار اصلی را ندارند، معامله می‌شوند. بورس تهران نیز چندی است که اقدام

<sup>1</sup> TEPIX (Tehran Price Index)

<sup>2</sup> TEDIX

<sup>3</sup> TEDPIX

<sup>4</sup> First Floor

به راه‌اندازی تالار فرعی کرده است. بورس‌هایی که تالارهایی افزون بر تالار اصلی دارند، برای هر تالار خود شاخص جداگانه‌ای طراحی و محاسبه می‌کنند. شاخص تالارها همگی از فرمول واحدی پیروی می‌کنند و با شیوه یکسانی تعدیل می‌شوند و تنها تفاوت آن‌ها در شرکت‌هایی است که در شاخص لحاظ می‌گردند. در این میان پاره‌ای از بورس‌ها همچون بورس توکیو، استانبول و نیز بورس تهران کلیه شرکت‌های تالار فرعی خود را در شاخص منظور می‌کنند. در این تحقیق نیز از اطلاعات دو شاخص مربوط به تالار اول که به شاخص بازار اول معروف شده‌است و شاخص تالار دوم که به شاخص بازار دوم معروف می‌باشد، استفاده شده‌است. براساس معیارهایی از جمله رتبه‌بندی اعتباری، اندازه شرکت، میزان شناور بودن سهام و نقدشوندگی، شفافیت و اطلاع‌رسانی و تداوم سودآوری صورت گرفته، هر بازار شامل گروهی از شرکت‌ها می‌باشد که به ترتیب در تابلوی بازارهای بورس و فرابورس قرار دارند.

### معادله میانگین بازگشت

در این جا  $S_{it}$  را بعنوان تغییرات ارزش شاخص روز  $t$ ام، برای شاخص  $i$ ام ( $i=1$  برای شاخص بازار اول و  $i=2$  برای شاخص بازار دوم) در نظر می‌گیریم.  $r_{it}$  را بعنوان بازده روزانه شاخص به صورت  $r_{it} = 100 \times \ln\left(\frac{S_{it}}{S_{it-1}}\right)$  تعریف می‌کنیم. فرض می‌کنیم معادله میانگین بازده به کمک پنج متغیر مجازی که نشان‌دهنده بازده روزهای هفته می‌باشد، تعریف می‌شود. همچنین پسماند از فرآیند برگشت‌پذیر مرتبه ۵ ( $q$ )، پیروی می‌کند.

$$r_{it} = \sum_{j=1}^5 \mu_{ij} D_{tj} + u_{it}$$

$$u_{it} = \sum_{k=1}^q \theta_{ik} u_{it-k} + \epsilon_{it}$$

در این معادلات  $D_{tj}$  برای  $j = 1, \dots, 5$  متغیرهای مجازی هستند که اگر بازده در روز  $j$ ام هفته روی دهد، دارای ارزش ۱ و در غیر این صورت برابر ۰ می‌باشند؛  $\mu_{ij}$  نشان‌دهنده بازده مورد انتظار در روز  $j$ ام هفته می‌باشد؛  $\theta_{ik}$  نیز مربوط به پارامترهای بازگشت می‌باشد.

### - مدل گارچ (۱،۱) دومتغیره

فرض می‌کنیم تحت فرض صفر همبستگی شرطی با گذر زمان ثابت باشد.  $H_t$  ماتریس واریانس-کوارینانس شرطی است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} \epsilon_t &= (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t})' \\ \epsilon_t &\sim N(0, H_t) \\ H_t &= \begin{pmatrix} h_{1t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{2t} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$h_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}\epsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} \quad i = 1, 2$$

$$h_{12t} = \rho \sqrt{h_{1t}} \sqrt{h_{2t}}$$

تابع درستنمایی برای پارامترهای مدل به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$l_t = -\frac{1}{2} \log |H_t| - \frac{1}{2} (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}) H_t^{-1} \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

### - تست آماری

جهت آزمون اعتبار فرض همبستگی ثابت، تست ماتریس اطلاعات (IM test) که توسط برا و کیم (۴) توسعه داده شد، مورد استفاده قرار می‌گیرد. آماره تست به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$IM_\rho = \frac{[\sum_{t=1}^N (\hat{v}_{1t}^* \hat{v}_{2t}^* - 1 - 2\hat{\rho}^2)]^2}{4N(1 + 4\hat{\rho}^2 + \hat{\rho}^4)}$$

$$\hat{v}_{1t}^* = \frac{\hat{\epsilon}_{1t}^* - \hat{\rho} \hat{\epsilon}_{2t}^*}{\sqrt{1 - \hat{\rho}^2}}$$

$$\hat{v}_{2t}^* = \frac{\hat{\epsilon}_{2t}^* - \hat{\rho} \hat{\epsilon}_{1t}^*}{\sqrt{1 - \hat{\rho}^2}}$$

$$\hat{\epsilon}_{it}^* = \hat{\epsilon}_{it} / \sqrt{h_{it}}$$

تحت فرض صفر برای همبستگی ثابت،  $IM_\rho$  از توزیع کای- دو با یک درجه آزادی پیروی می‌کند.

در این تحقیق علاوه بر بررسی نوسانات روزانه بازده شاخص به منظور تدوین الگویی جهت برنامه‌ریزی و اتخاذ سیاست‌های خرید و فروش در زمان مناسب، نوسانات ماهانه بازده سهام شاخص برای هر دو بازار اول و دوم بررسی گشته و نتایج جالب توجهی بدست آمد.

### اجرای مدل:

#### جامعه آماری و داده‌ها

در این تحقیق از داده‌های مربوط به ۱۲۰۳ روز معامله در بازار بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. این داده‌ها مربوط به ارزش شاخص سهام بازار اول و بازار دوم در ۵ سال، از تاریخ ۱۶ تیر ۱۳۹۵ الی ۱۲ تیر ۱۴۰۰ می‌باشد. در جدول زیر اطلاعات اولیه مربوط به این داده‌ها آورده شده است.

Kurtosis	Skewness	S.D	Var	Min	Max	Mean	
0.021988759	0.599727073	5597.352505	31330355.07	6373.5	23100.1	13230.83914	بازار اول
-1.292598307	0.478738862	8406.897048	70675917.97	9288.77	36849	20209.95849	بازار دوم

منبع: یافته های تحقیق

### متدولوژی مدل

در این تحقیق جهت بررسی و یافتن الگوی نوسانات ارزش شاخص ها و نیز جهت تخمین پارامترهای مدل گارچ، نرم افزار E-views مورد استفاده قرار گرفت. همچنین برای بررسی فرض اصلی یعنی ثابت بودن همبستگی شرطی و انجام تست آماری از نرم افزار Excel استفاده شده است.

### اجرای مدل

- بررسی نوسانات دوره‌ای بازده سهام

جهت بررسی نوسانات روزانه شاخص های بازار اول و دوم، از ۵ متغیر مجازی که نشان دهنده تغییر قیمت در روز مربوطه است استفاده شده است. علت استفاده از ۵ متغیر به دلیل این است که بورس ایران در روزهای پنجشنبه و جمعه تعطیل می باشد، برای سایر روزها نیز متغیر مجازی  $D_{it}$  به صورت ۱ و ۰ با ضریب  $\mu_i$ ، تعریف شده است.  $(i=1, \dots, 5)$  کلیه داده های آماری مربوط به ۵ سال اخیر با روزهای هفته تطبیق داده شد، سپس با استفاده از نرم افزار E-views رگرسیون توضیح داده شده در مدل، ایجاد و با استفاده از روش حداقل مجموع مربعات، نتایج جدول ۲ بدست آمد.

جدول ۲. نتایج رگرسیون برای بازده روزانه شاخص ها

					ضرایب
0.13185	0.10455	0.02986	-0.03858	0.14933	بازار اول
0.08004	0.12632	0.14336	0.03889	0.1599	بازار دوم

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به داده های جدول فوق، درمی یابیم که در هر دو بازار اولین روز هفته (شنبه)، بیشترین ضریب را داراست و این امر به معنی بازده بالاتر در روز شنبه است؛ با توجه به این که هدف سرمایه گذاران افزایش سود با حداقل ریسک ممکن می باشد، بنابراین بهترین زمان برای معامله روز شنبه و کمترین بازده، در هر دو بازار روز یکشنبه می باشد. (البته به دلیل عدم ثبات اقتصادی و سیاسی در کشور ایران و نیز به این دلیل که این بررسی روی ۱۲۰۰ در ۵ سال، یعنی در یک بازه زمانی بلند مدت انجام شده است، احتمال عدم تطابق نتایج در بازه های زمانی کوتاه مدت وجود دارد.) در بازار اول علامت منفی روز یکشنبه به معنی این است که در این روز معاملات سود مناسبی به همراه نداشته و ارزش شاخص در انتهای روز کاهش می یابد، بنابراین برای خریداران فرصت مناسبی جهت خرید سهام شرکت هایی که نزدیک به روند شاخص حرکت می کنند، مهیا می گردد. روند حرکت در بازار اول روندی مرتب است که این امر به دلیل ارزش کمتر در قیمت های سهام شرکت های موجود در بازار دوم و اثرات روانی حاصل از، در بازار دوم مشاهده نمی شود. با توجه به تحقیقات صورت گرفته، ارزش مثبت بازده در اولین روز کاری هفته در بازار بورس کشورهای چون امریکا، کانادا، سنگاپور و بسیاری از بازارهای بورس معتبر دنیا ثابت شده است؛ البته این تغییرات به عوامل گوناگون داخلی و خارجی کشورها وابسته است.

جدول ۳. نتایج اثر همبستگی زمانی

					ضرایب
0.2185	0.1372	0.14446	0.1448	0.1366	بازار اول
0.1963	0.1438	0.1589	0.1592	0.1437	بازار دوم

منبع: یافته های تحقیق

ضرایب همبستگی زمانی هر یک از شاخص‌ها در جدول زیر آورده شده است. همان‌گونه که انتظار می‌رود، ضریب همبستگی از مرتبه ۵، بیشترین مقدار را دارد؛ به این معنی که علاوه بر اثر از روز بر روز بعدی، سایر روزهای هفته گذشته بر روز مورد نظر تاثیر داشته و این میزان برای روز خاص در هفته قبل بیشتر می‌باشد (اثر ضریب مرتبه ۵).

در این تحقیق علاوه بر نوسانات روزانه، نوسانات ماهانه نیز مورد بررسی قرار گرفت. بدین ترتیب که با استفاده از داده‌های روزانه و به کمک نرم‌افزار Excel، میانگین بازده دوره‌های ماهانه محاسبه و برای هر ماه از متغیر مجازی  $D_{it}$  با ضریب  $\mu_i$  برای هر ماه ( $i = 1, \dots, 12$ ) استفاده شد. سپس داده‌های بدست آمده با ۱۲ ماه تطبیق داده شده و رگرسیون ایجاد شده با استفاده از نرم‌افزار E-views و با استفاده از روش حداقل مجموع مربعات، مدل شد. نتایج هر دو شاخص در جدول زیر نشان داده شده است.

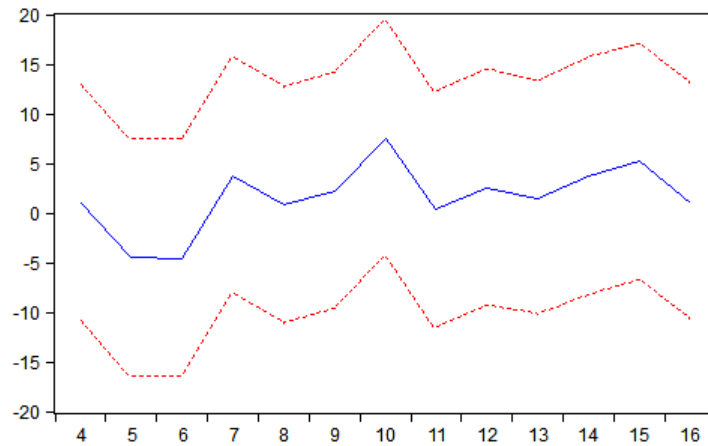
جدول ۴. نتایج رگرسیون برای بازده ماهانه شاخص‌ها

												ضرایب
2.24	0.79	3.78	-4.58	-4.46	1.01	5.2	3.71	1.49	2.53	0.35	7.54	بازار اول
2.72	0.66	4.5	-2.39	-1.3	1.78	4.87	6.86	3.51	-1.76	2.37	5.78	بازار دوم

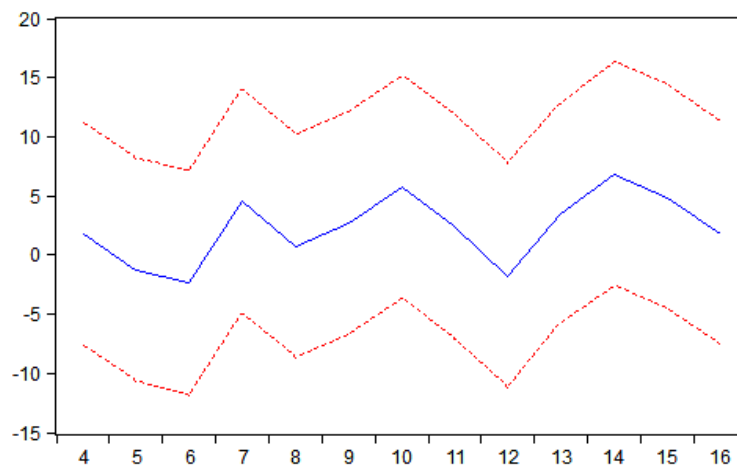
منبع: یافته های تحقیق

در تحقیقی که در سال ۱۳۸۶ توسط آقایان "راعی و باجلان" در رابطه با بررسی اثرات ماهانه بازده سهام صورت گرفته بود، ماه مهر و اسفند به عنوان بهترین ماه‌ها با بالاترین بازده انتخاب شده بودند؛ در تحقیق پیش رو با توجه به مقادیر بدست آمده برای بازده ماهانه شاخص، در بازار اول فروردین و شهریور ماه بهترین ماه‌ها جهت معاملات سهام شرکت‌های موجود در این بازار می‌باشد و پس از آن‌ها به ترتیب ماه‌های دی، مرداد، خرداد و اسفند می‌باشد. با توجه به ارقام جدول می‌توان این نتیجه را بیان نمود که فصل‌های بهار و تابستان دارای بازده بیشتری هستند و فصل‌های پاییز و زمستان به ترتیب دارای کمترین بازده هستند و برای سرمایه‌گذاری که مایل به خرید و نگهداری سهام می‌باشند، خرید در نیمه دوم سال و فروش در نیمه اول، احتمال ضرر کمتری را به همراه دارد. همچنین در بازار دوم به ترتیب ماه‌های مرداد و فروردین دارای بیشترین بازده بوده و پس از آن‌ها ماه‌های شهریور، دی، تیر و اردیبهشت می‌باشد. در رابطه با فصول مناسب سرمایه‌گذاری، این بازار همانند بازار اول عمل می‌کند. علت افزایش ناگهانی بازده در فروردین ماه، تقسیم سود سهام اغلب شرکت‌ها در این ماه می‌باشد که موجب افزایش شدید در قیمت سهام و به تبع آن افزایش ارزش شاخص می‌گردد؛ البته به دلیل پایین تر بودن ارزش سهام در شرکت‌هایی که در بازار دوم قرار دارند، این افزایش برای بازار دوم کمتر از بازار اول خواهد بود. با توجه به روند، به کمک برنامه E-views پیش‌بینی بازده مورد انتظار صورت گرفت. نمودارهای مربوط به بازار اول و دوم له ترتیب در زیر آمده است. البته نتایج حاصل از پیش‌بینی تا حدی با نتایج مورد انتظار متفاوت می‌باشد و می‌توان علت آن را در ماهیت ماهیت غیرقابل پیش‌بینی بودن بازده‌های مالی یافت.





شکل ۱. روند حاصل از پیش‌بینی بازده شاخص بازار اول



شکل ۲. روند حاصل از پیش‌بینی بازده شاخص بازار دوم

- بررسی ضریب همبستگی شرطی ثابت

پیش از بررسی ثابت بودن ضریب همبستگی، ابتدا ضرایب معادله زیر که مربوط به مدل گارچ می‌باشد، به کمک نرم‌افزار E-views تخمین زده می‌شود. نتایج حاصل از این تخمین به شکل زیر می‌باشد.

$$h_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}\epsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} \quad i = 1,2$$

جدول ۵. نتایج حاصل از تخمین ضرایب مدل گارچ در دو بازار

			ضرایب
			بازار اول
۰.۴۹۵۹	۰.۴۴۲۴۸	۰.۰۹۷۲۸	

۰.۴۹۸۰۸	۰.۰۱۵۲۳	۰.۲۰۶۷۵	بازار دوم
---------	---------	---------	-----------

منبع: یافته های تحقیق

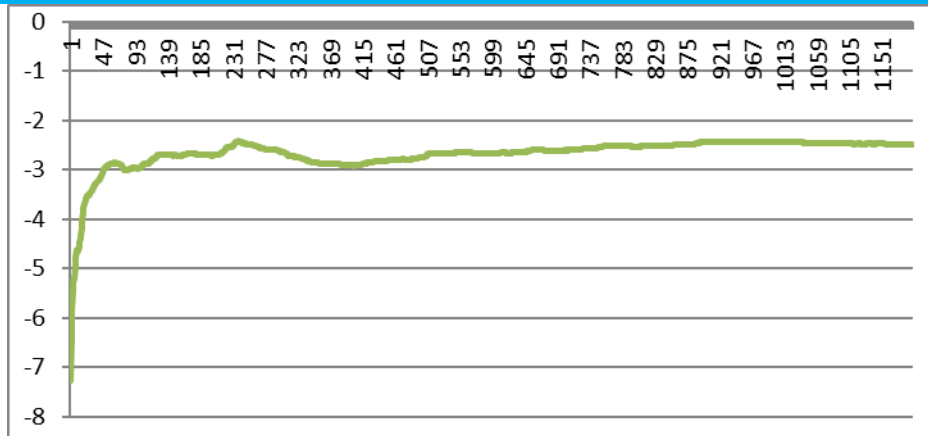
با توجه به نتایج این جدول که به نوعی درجه اهمیت واریانس و پسماند یک دوره قبل را نمایش می‌دهد، در شاخص مربوط به بازار اول درجه اهمیت پسماند دوره قبل نسبت به شاخص بازار دوم بیشتر و درجه اهمیت واریانس دوره قبل در هر دو بازار یکسان می‌باشد.

برای یافتن ضریب همبستگی شرطی، ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی و تابع درستنمایی که در بخش تشریح مدل توضیح داده شد، ایجاد و محاسبات در برنامه Excel انجام می‌شود. جهت به دست آوردن مقدار ماکزیمم تابع، ضریب همبستگی برابر با - 0.01152 بدست آمد که این مقدار متعلق به داده ۲۲۵ می‌باشد.

حال برای اطمینان از صحت مقدار بدست آمده از تست ماتریس اطلاعات استفاده و پارامترها مربوطه برای انجام تست را مطابق با فرمول‌های موجود در مدل بدست می‌آوریم. مقدار آماره بدست آمده برای ضریب همبستگی برابر  $1.695E+6$  بدست آمد. براساس فرض صفر، برای همبستگی ثابت، مقدار آماره از توزیع کای-دو با یک درجه آزادی پیروی می‌کند که مطابق با تحقیقات پیشین با توجه به عدد حاصل از اجرای برنامه این فرض قاطعانه رد می‌شود. بنابراین ضریب همبستگی شرطی در مدل گارچ دومتغیره برای شاخص‌های اول و دوم ثابت نبوده و با گذشت زمان تغییر می‌کند.

حال این ضریب برای کلیه داده‌ها محاسبه می‌شود. کلیه اعداد منفی و نشان‌دهنده این است که در هر زمان سهامداران در یکی از این بازارها معامله می‌کنند، یعنی در صورتی که بازده شاخص اول مثبت باشد، بازده شاخص دوم منفی است و ریشه این امر را می‌توان در روانشناسی سهام بررسی نمود. در این شرایط هرگاه گرایش به سمت بازار خاصی معطوف شود، عموم افراد به همان سمت حرکت می‌کنند؛ در حالی که در این شرایط فرصت مناسبی برای افراد آگاه‌تر در دیگر بازارها به وجود می‌آید.

در شکل زیر مقادیر ضریب همبستگی طی زمان نشان داده می‌شود.



شکل ۳. مقادیر ضریب همبستگی طی زمان

## نتیجه گیری:

### جمع بندی

کارکرد اصلی بازارهای مالی در اقتصاد، فراهم نمودن روشی برای هدایت و تخصیص سرمایه‌ها از سوی پس‌اندازکنندگان به سوی سرمایه‌گذاران می‌باشد. در حین این فرآیند، ارزش دارایی‌های مالی به واسطه نوسانات فعالیت‌های اقتصادی، با نوسان مواجه می‌شود. تحلیل مدل‌های سری زمانی عموماً بر پایه فرض همسانی واریانس‌ها بنا شده‌اند که این مورد در بسیاری از داده‌های سری زمانی به‌ویژه داده‌های اقتصادی و مالی برقرار نمی‌باشد. جهت رفع ناهمسانی، روش معمول براساس تغییر داده‌ها به نحوی است که همسانی واریانس‌ها حاصل شود. روش معقول آن است که از مدل‌هایی استفاده شوند که شروط ناهمسانی را در برازش مدل‌های فوق در نظر گیرند. یک خانواده معروف از این مدل‌ها، خانواده مدل‌های اتورگرسیو شرطی ناهمسان واریانس است. در این تحقیق ضمن بررسی بازده روزانه و ماهانه دو شاخص بورس بازار اول و دوم در ایران، به بررسی فرض ثبات همبستگی شرطی میان دو سری زمانی از داده‌های شاخص، با استفاده از مدل دو متغیره گارچ پرداخته شد. نتایج این تحقیق، مطابق با تحقیقات مشابه در سایر کشورها، نظیر امریکا، کانادا، ژاپن، سنگاپور و ... فرض ثابت بودن همبستگی شرطی با گذر زمان را رد کرد. همچنین با بررسی بازده روزانه، روز شنبه با بیشترین بازده، مناسب‌ترین زمان جهت انجام معاملات در بازارهای برررسی شده، می‌باشد. پس از بررسی بازده ماهانه، به ترتیب در دو بازار ماه‌های فروردین و مرداد، بیشترین بازده را داشته و به طور کلی فصل‌های بهار و تابستان زمان مناسب‌تری برای معاملات می‌باشد که خود نشان دهنده این است که در زمان‌های بدست آمده میزان معاملات بیشتری اتفاق خواهد افتاد و ریسک خرید و فروش سهام در ماه‌های مورد نظر بیشتر خواهد شد و بدین صورت باعث ایجاد مخاطرات بیشتری که خود گویای وضع موجود بازار سرمایه است بوده و شرایط موجود اقتصادی پیش آمده نتیجه عدم مدیریت ریسک بوده که باعث شده اعتماد سهامداران و سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه کم شود و مشکلات سهامداران مخصوصاً سهامداران خرد را افزایش دهد، بنابراین تبعات امنیتی و اقتصادی در آینده دور از ذهن نخواهد بود.

### پیشنهادات

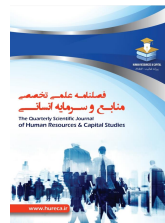
- استفاده از سایر مدل‌های گارچ و یا مدل‌های ترکیبی در بررسی ثابت بودن ضریب همبستگی.
- بکارگیری سایر تست‌های آماری نظیر تست یونگ-باکس، جهت بررسی صحت فرض مسئله.

### منابع:

- ابراهیمی، علیرضا (۱۳۸۵). "مدل‌های ARCH و GARCH و کاربردهای آن‌ها در تحلیل داده‌های اقتصادی"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم.
- ابونوری، اسماعیل، مومنی مانی (۱۳۸۵). بررسی همزمان اثر اهرمی و بازخورد نوسانات در بازار سهام تهران، تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۶.
- احمدپور، احمد، کیان، غلامی (۱۳۸۶). شاخص‌های بورس اوراق بهادار با تاکید بر شاخص‌های قیمتی، تهران، انتشارات ترمه.
- آذر، عادل و مومنی، منصور (۱۳۸۰). آمار و کاربرد آن در مدیریت، جلد دوم تحلیل آماری، انتشارات سمت، تهران.
- باقرزاده، سعید، (۱۳۸۲) "سی عوامل موثر بر بازده مورد انتظار سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله تحقیقات مالی دانشگاه تهران، شماره ۱۵.
- تهرانی رضا، محمدی شاپور، پورابراهیمی محمد رضا (۱۳۸۹). مدل سازی و پیش بینی نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی دوره ۱۲ شماره ۳۰ صفحات ۲۳ تا ۳۴.
- راعی، رضا، تلنگی، احمد، (۱۳۸۳)، "مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته"، تهران، سازمان مطالعه و تویین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها، چاپ اول.
- قاسمی، ع. اسدپور م. شاصادقی (۱۳۷۷). "کاربرد شبکه عصبی در پیش بینی سری های زمانی و مقایسه آن با مدل ARIMA" پژوهشنامه بازرگانی، صفحه ۷۸.۱۱۹ -
- کشاورز، حداد، (۱۳۸۹). تحلیل اثر تقویمی در نوسانات قیمت برخی کالاهای اساسی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۳.
- مشیری، سعید (۱۳۸۰). "پیش‌بینی تورم ایران با استفاده از مدل های ساختاری، سری های زمانی و شبکه های عصبی"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۸، صفحات ۱۷۴.۱۸۴ -

### انگلیسی:

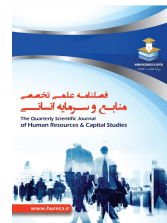
- Akigiray, V. (1989). Conditional heteroscedasticity in time series of stock returns. *Journal of Business*, 62, pp55-80
- A.K. Bera, M.L. Higgins, (1993). ARCH models: properties, estimation and testing, *Journal of Economic Surveys*, pp 305-366.
- A.K. Bera, S.W. Kim, (2017). Testing constancy of conditional correlation in bivariate GARCH model, Working paper, Department of Economics, University of Illinois
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modelling in finance. *Journal of Econometrics*, 52, pp5-59
- T. Bollerslev, (1990). Modelling the coherence in short-term nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH approach, *Review of Economics and Statistics*, pp498-505



فصلنامه علمی منابع و سرمایه انسانی، دوره ۱، شماره ۱، پیاپی (۲)، زمستان ۱۴۰۰  
ISSN : 2783-3984

تجزیه و تحلیل رفتار مالی نوسانات بازار سرمایه (مورد مطالعه: بازار سهام تهران)  
کدمقاله: HRC-2112-1012

- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, .vol. 31(3), pp. 307-327
- Brailsford, T. J., & Faff, R. W. (1996). An evaluation of volatility forecasting techniques. *Journal of Banking and Finance*, 20, pp419-438
- W. Brock, W. Dechert, J. Scheinkman, (2019). A test for independence based on the correlation dimension, Working paper, University of Wisconsin at Madison
- Cumby, R., Figlewski, S., & Hasbrouck, J. (1993). Forecasting volatility and correlations with EGARCH models. *Journal of Derivatives*, 1, pp51-63
- Ding, Z., Granger, C.W. J., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1, pp83-106
- R.F. Engle, (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* 50, pp 987-1007
- R.F.Engle, F.K. Kroner(2018). Multivariate simultaneous generalized ARCH, *Econometric Theory* 11, pp 122-150
- R.F.Engle, (2001). "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics", *Journal of Economic Perspectives*, .vol. 15(4), pp157-168
- Fama, F .Eugene & French, Kenneth .R (2019). Size & Book-to-Market Factors in Earnings and Returns
- Figlewski, S. (2010). Forecasting volatility. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 6, pp188
- French, Kenneth R., G. William Schwert, and Robert F. Stambaugh, (1987). Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics* 19, pp 3-29
- Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan, and David E. Runkle, (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, *Journal of Finance* 48, pp 1779-1801
- J. Jaffe, R. Westerfield, (1985). The week-end effect in common stock returns: the international evidence, *Journal of Finance*, pp 433-454
- Jorion, P. (1995). Predicting volatility in the foreign exchange market. *Journal of Finance*, 50, pp 507-528
- Leung, M. T., H., Daouk, A. Chen, (2000). "Forecasting Stock Indices: a Comparison of Classification and Level Estimate



فصلنامه علمی منابع و سرمایه انسانی، دوره ۱، شماره ۱، پیاپی (۲)، زمستان ۱۴۰۰  
ISSN : 2783-3984

تجزیه و تحلیل رفتار مالی نوسانات بازار سرمایه (مورد مطالعه: بازار سهام تهران)

کدمقاله: HRC-2112-1012

- Models", *International Journal of Forecasting*, No. 16, pp. 173-190
- G.M. Ljung, G.E.P. Box, (1978). On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika* 67-72
- Nelson, D. B. (2015). Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach
- Pagan, A. R., & Schwert, W. (1990). Alternative models for conditional stock volatility. *Journal of Econometrics*, 45, pp267-290
- Roh, T. H. (2007). "Forecasting the volatility of stock price index", *Expert Systems with Applications*, 33, 916-922
- Schwert, W. (1990). Stock volatility and the crash of '87, *Review of Financial Studies*, 3, pp77-102
- Albert K. Tsui\*, Qiao Yu, (1999). "Constant conditional correlation in a bivariate GARCH model: evidence from the stock markets of China", *Mathematics and Computers in Simulation* 48, pp503-509
- K.A. Wong, T.K. Hui, Y.C. Choy, (1992). Day-of-the-week effects: evidence from developing stock markets, *Applied Financial Economics* 2, pp49-56
- Zakoian, Jean-Michel, (1994). Threshold Heteroskedastic Models, *Journal of Economic Dynamics and Control* 18, pp931-55