1ST National Conference on Management & E-Commerce
24 June 2021 - Tehran
اولین کنفرانس ملی مدیریت و تجارت الکترونیک
۳ تیر ۱۴۰۰ - تهران

بررسی رابطه بین حجم و تعداد معاملات با نوسانات بازده سهام

مومن احمدی
کارشناس ارشد، گروه مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
moemen.ahmadi@ut.ac.ir

مهسا رجبی
کارشناس ارشد، گروه مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
rajabi.mahsa@ut.ac.ir

چکیده

نوسانات در بازارهای مالی نقش اساسی را در تصمیم‌گیری‌ها ایفا می‌کنند چرا که نوسانات عامل اصلی ریسک در بازارهای مالی شناخته می‌شوند. سطح بالای نوسانات در بازارهای مالی می‌تواند باعث ایجاد عدم اطمینان و خروج سرمایه گردد. از بررسی‌های نوسانات در انواع تصمیم‌گیری‌های مالی همچون مدیریت ریسک، قیمت‌گذاری و اختصاص دارایی استفاده می‌شود. مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو یا همان GARCH و ARCH و مدل‌های مشتق شده از آن‌ها از جمله مدل‌های مرسوم مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات سری‌های زمانی هستند که در بررسی نوسانات برای انواع پدیده‌های اقتصادی مانند قیمت، نرخ ارز و تورم استفاده می‌شوند. شناخت هرچه بیشتر رابطه بین متغیرها در بازار سرمایه به سرمایه‌گذاران جهت انتخاب تصمیم‌های بهتر از اهمیت بالایی برخوردار است. تعداد و حجم معاملات از جمله این متغیرها هستند که در این پژوهش به بررسی رابطه آن‌ها با نوسانات بازدهی با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو پرداخته شده است. نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه معنادار بین حجم و تعداد معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی با نوسانات بازدهی است.

واژگان کلیدی: نوسانات، حجم معاملات، ارزش معاملات، تعداد معاملات

www.SID.ir

مقدمه

ریسک و بازدهی را می‌توان مهم‌ترین عناصر تصمیم‌گیری‌های مالی دانست. نوسانات[1] مهم‌ترین سنجه اندازه‌گیری ریسک در بازارهای مالی است. بنابراین بررسی عوامل موثر و تاثیرگذار بر نوسانات می‌تواند در شفاف‌سازی و بهبود تصمیم‌گیری‌ها به سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان کمک کند. همچنین این بررسی می‌تواند در انجام پیش‌بینی‌ها نیز به سرمایه‌گذاران کمک کند. برای انجام بررسی نوسانات و مدل‌سازی آن‌ها مدل‌های مختلفی ارائه شده‌اند. بررسی‌ها بر روی سری‌های بازدهی حاکی از عدم صحت فرض ثبات واریانس جزء اخلال است بنابراین سری‌های بازدهی دارای ناهمسانی واریانس یعنی تغییر واریانس از یک دوره به دوره بعد هستند. مدل‌های شرطی مانند ARCH[2] و GARCH[3] برای در نظر گرفتن فرض ناهمسانی واریانس شکل گرفتند. این مدل‌ها به منظور مدل‌سازی معادله واریانس شرطی جمله خطا ارائه شده‌اند. تخمین این مدل‌ها با استفاده از روش حداکثر درستنمایی است.

مدل‌های نوسان شرطی خودرگرسیو (ARCH) توسط انگل (۱۹۸۲) معرفی و توسط بولرسلو (۱۹۸۶) تعمیم و مدل GARCH ارائه شد. در زمینه بررسی نوسانات بازدهی پژوهش‌های زیادی در ایران و خارج از ایران انجام شده‌اند که در ادامه تعدادی از آن‌ها معرفی شده‌اند. اپس و اپس (۱۹۷۶) به بررسی رابطه بین بازدهی و حجم پرداخت. کارپوف (۱۹۸۷) نیز به بررسی حجم و تغییرات قیمتی پرداخت. نتایج این پژوهش نشان داد که حجم ارتباط مثبتی با بزرگی تغییرات قیمتی دارد. همیسترا و جونز (۱۹۹۴) نیز به این نتیجه رسیدند که رابطه علیت گرنجری غیرخطی دوطرفه‌ای بین بازده و حجم معاملات وجود دارد. دارات و همکارن (۲۰۰۳) نیز حجم معامله و نوسانات بازده سهام شاخص DJIA را مورد بررسی قرار دادند. شهزاد و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی رابطه حجم معاملات سهام با واریانس تحقق یافته پرداختند و نشان دادند که بین نوسانات تحقق یافته و حجم و تعداد معاملات تفکیک شده حقیقی و حقوقی رابطه معناداری وجود دارد. در زمینه پژوهش‌های داخلی نیز احمدپور و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی رابطه بین حجم معاملات و تغییر قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از وجود رابطه مثبت بین تغییرات روزانه قیمت سهام و تعداد و حجم معاملات است. عباس‌نژاد اسکویی (۱۳۹۶) به بررسی رابطه بین معاملات حقیقی و حقوقی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و نشان دادند که یک رابطه معنادار وجود دارد.

در این پژوهش سعی شده است که نوسانات بازدهی سهام نمونه مورد بررسی با استفاده از مدل‌های GARCH اندازه‌گیری شده و سپس رابطه آن‌ها با حجم و تعداد معاملات بررسی شود. بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین نوسانات بازدهی سهام با حجم و تعداد معاملات به تفکیک اجزای حقیقی و حقوقی است.

فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر هستند:

الف) بین حجم کل معاملات و نوسان بازدهی رابطه معناداری وجود دارد.

ب) بین تعداد کل معاملات و نوسان بازدهی رابطه معناداری وجود دارد.

ج) بین حجم معاملات اشخاص حقیقی و نوسان بازدهی رابطه معناداری وجود دارد.

د) بین حجم معاملات اشخاص حقوقی و نوسان بازدهی رابطه معناداری وجود دارد.

1. Volatilities

2. Autoregressive conditional heteroscedasticity

3. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity

www.SID.ir

روش تحقیق

پس از گردآوری اطلاعات نمونه نخست بازدهی محاسبه شده و آزمون ریشه واحد برای سری زمانی بازدهی انجام می‌شود. در گام بعدی آزمون اثرات ناهمسانی واریانس انجام می‌شود. برای بررسی رابطه بین نوسانات بازدهی و تعداد و حجم معاملات نیز از ۹ رگرسیون استفاده خواهد شد. برای تخمین رگرسیون پنلی[۴]ابتدا آزمون ریشه واحد برای متغیرها انجام می‌شود و سپس آزمون لیمیر(چاو)[۵]جهت بررسی مدل پنل در مقابل تجمیعی[۶]انجام می‌شود. در گام بعدی توسط آزمون هاسمن[۷]اثرات تصادفی در برابر اثرات ثابت مورد آزمون قرار گرفته تا نوع الگو نیز مشخص شود. پس از این مرحله تخمین نهایی انجام می‌شود.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر تمام شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران است. برای انتخاب نمونه نیز شرکت‌هایی انتخاب شده‌اند که در فاصله زمانی مهر ماه سال ۱۳۹۵ الی شهریور ماه سال ۱۳۹۷ حداقل در ۷۵ درصد روزهای کاری معامله‌ای بر روی سهام آن‌ها انجام شده است. با استفاده از این روش یک نمونه ۳۳۰ سهمی بدست آمد. این نمونه با استفاده از معیار میانگین حجم روزانه معاملات دهک بندی شده و از هر دهک ۲ سهم انتخاب شده است و یک نمونه ۲۰ سهمی بر این اساس تشکیل شد. برای هر سهم در نمونه اطلاعات بازدهی و تعداد خریداران و فروشندگان حقیقی و حقوقی و حجم خرید و فروش حقیقی و حقوقی گردآوری شده است.

سری‌های زمانی

سری زمانی مجموعه‌ای از مشاهدات کمی در طی زمان هستند که به صورت متوالی اندازه‌گیری می‌شوند. در واقع سری زمانی مجموعه‌ای از مشاهدات یک متغییر(همانند بازده سهم) است که در نقاطی از زمان با فواصل مشخص اندازه‌گیری و بر حسب زمان مرتب می‌شوند.

مانایی

مانایی[۸]یک ویژگی مهم در سری‌های زمانی است. مانایی به این معنی است که خصوصیات آماری فرآیند با گذشت زمان تغییر نکند. مانایی به دو شکل مانایی اکید و مانایی ضعیف تقسیم می‌شود. برای سری زمانی $\{r_t\}$ مانایی اکید مستلزم این است که توزیع مشترک $(r_{t_1},...,r_{t_k})$ تحت تغییر زمان ثابت باشد. بررسی این ویژگی از لحاظ تجربی بسیار سخت است. اما این سری مانای ضعیف است اگر میانگین r_t و کوواریانس بین r_t و r_{t-L} در طی زمان ثابت باشند (Tsay, 2010). استفاده از داده‌های نامانا منجر به رگرسیون‌های کاذب می‌شود (سوری، ۱۳۹۶). برای بررسی مانایی از آزمون‌های مختلفی همچون آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته و فرضیه‌های آن به شرح رابطه ۱ و ۲ هستند:

4. Panel

5. Limier (Chow)

6. Pool

7. Hausman

8. Stationarity

www.SID.ir

رابطه ۱) $$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it}$$

رابطه ۲) $$\begin{cases} H_0: & \beta_c = 0 \\ H_1: & \beta_c < 0 \end{cases}$$

اگر فرض صفر رد شود سری ریشه واحد ندارد و متغیر مورد نظر مانا است (Tsay, 2010).

برای بررسی ریشه واحد آزمون فلیپس-پرون[9] نیز استفاده می‌شود.

آزمون اثرات آرچ

این آزمون برای بررسی این موضوع که آیا واریانس جمله خطا ثابت است یا متغییر انجام می‌شود. برای انجام آزمون فرآیند زیر طی می‌شود:

رابطه ۳ باقیمانده معادله میانگین است. سپس رابطه ۴ برآورد می‌شود (Tsay, 2010).

رابطه ۳) $$a_t = r_t - \mu_t$$

رابطه ۴) $$a_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + ... + \alpha_m a_{t-m}^2 + e_t$$

آماره آزمون طبق رابطه ۵ است:

رابطه ۵) $$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/m}{SSR_1/(T-2m-1)}$$

که در آن $SSR_0 = \sum_{t=m+1}^{T} (a_t^2 - \varpi)^2$، $\varpi = (1/T)\sum_{t=1}^{T} a_t^2$، $SSR_1 = \sum_{t=m+1}^{T} \hat{e}_t^2$ و $\hat{e}_t$ باقیمانده حداقل مربعات رگرسیون خطی رابطه ۴ است. فرض صفر این آزمون $H_0: \alpha_1 = ... = \alpha_m = 0$ است. اگر مقدار F بزرگتر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و بیانگر وجود اثرات آرچ است (سوری، ۱۳۹۶).

مدل ARCH

مدل ARCH اولین مدلی است که چهارچوبی برای مدل‌سازی نوسانات ارائه کرد (انگل، ۱۹۸۲). اساس مدل ARCH در دو نکته است. نخست اینکه شوک a_t بازدهی یک دارایی به صورت سریالی ناهمبسته اما وابسته است و دوم اینکه وابستگی a_t می‌تواند به وسیله یک تابع درجه دوم ساده مقادیر وقفه‌های آن توضیح داده شود (Tsay, 2010). مدل ARCH(m) به صورت رابطه ۶ است:

رابطه ۶) $$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \qquad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + ... + \alpha_m a_{t-m}^2$$

که در آن $\{\varepsilon_t\}$ یک دنباله متغیرهای تصادفی i.i.d[1] با میانگین صفر و واریانس یک، $\alpha_0 > 0$ و $\alpha_i > 0$ برای $i > 0$ است (Tsay, 2010).

مدل GARCH

بولرسلف (۱۹۸۶) با توسعه مدل ARCH به دلیل مشکلاتی همچون تعیین تعداد وقفه‌های جمله خطا و نقض فرض غیر منفی بودن مدل دیگری به نام مدل کلی ARCH یا همان GARCH ارائه کرد. برای یک سری بازده لگاریتمی r_t فرض شود که $a_t = r_t - \mu_t$ مقدار ابداع[1] در زمان t باشد. پس a_t از یک GARCH(m,s) پیروی می‌کند اگر:

9. Phillips-Perron

1 . independent and identically distributed

www.SID.ir

رابطه ۷) $a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \qquad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{s} \beta_j \sigma_{t-j}^2$

که در آن $\{\varepsilon_t\}$ یک دنباله متغیرهای تصادفی i.i.d با میانگین صفر و واریانس یک، $\alpha_0 > 0$، $\alpha_i > 0$، $\beta_j > 0$ و $\sum_{i=1}^{\max(m,s)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$ است. محدودیت آخر به این اشاره دارد که واریانس غیر شرطی a_t محدود است، در حالی که واریانس شرطی در طی زمان تغییر می‌یابد. رابطه ۷ در صورتی که $s = 0$ باشد به یک مدل ARCH(m) تبدیل می‌شود (Tsay, 2010) برای تخمین مدل‌های GARCH نمی‌توان از روش OLS استفاده کرد و از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود.

مدل پنل و تجمیعی

در اقتصادسنجی داده‌ها را می‌توان به سه دسته تقسیم‌بندی کرد: سری زمانی، مقطعی[۲] و ترکیبی یا پنل. سری زمانی مجموعه از مشاهدات یک متغیر در طی زمان است. داده‌های مقطعی مشاهدات تعدادی متغیر در طی زمان ثابت یا صرف نظر از زمان هستند و داده‌های پنلی مشاهدات متغیرهایی هستند که هم به صورت زمانی و هم درون مقطعی در نظر گرفته می‌شوند. در واقع داده‌های پنل داده‌هایی دو بعدی هستند که یک بعد آن زمان و یک بعد آن مقطع است. رابطه ۸ می‌تواند نشان‌دهنده رگرسیون آغازین برای داده‌های پنلی باشد (سوری، ۱۳۹۶):

رابطه ۸) $Y_{it} = \beta X_{it} + \alpha Z_i + \varepsilon_{it}$

که در آن X_{it} متغیر توضیحی که در طی زمان و بین گروه‌ها تغییر می‌کند و Z_i نشان‌دهنده خصوصیات ویژه هر گروه است که شامل یک جمله ثابت و مجموعه‌ای از متغیرهای خاص هر گروه است. اگر Z_i تنها شامل یک جمله ثابت باشد که برای همه گروه‌ها یکسان است رابطه ۹ نشان‌دهنده رگرسیون تجمیعی است (سوری، ۱۳۹۶):

رابطه ۹) $Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$

این مدل بیانگر آن است که اثرات فردی وجود ندارد. اگر Z_i «مشاهده شده» نباشد ولی با X_{it} همبستگی داشته باشد برای هر گروه یک عرض از مبدا وجود دارد. در این مدل فرض می‌شود که تفاوت‌های گروهی را می‌توان در جمله ثابت منعکس کرد. رگرسیون اثرات ثابت به شرح رابطه ۱۰ است:

رابطه ۱۰) $Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it}$

که در آن $\alpha_i = \alpha Z_i$ است. این مقدار به در طی زمان ثابت است اما برای هر گروه متفاوت است. اگر ناهمگنی‌های مقطعی غیرقابل مشاهده باشند می‌توان فرض کرد که با متغیرهای توضیحی همبستگی ندارند. اگر فرض کنیم که تفاوت‌های گروهی ناشی از عوامل تصادفی است آنگاه αZ_i را می‌توان تصادفی مستقل از X_{it} فرض کرد. رابطه ۱۱ رگرسیون اثرات تصادفی است:

رابطه ۱۱) $Y_{it} = \alpha + u_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$

که $\alpha Z_i = E(\alpha Z_i) + u_i$ و u_i عنصر تصادفی هر گروه است (سوری، ۱۳۹۶).

برای تعیین اینکه داده‌های مورد بررسی از نوع داده‌های پنل یا ترکیبی هستند از آزمون چاو[۳] یا لیمیر[۴] استفاده می‌شود. در صورت عدم رد فرض صفر این آزمون از مدل تجمیعی استفاده می‌شود. در صورت رد فرض صفر باید از مدل پنل استفاده کرد.

---

1 . Innovation 1

1 . Cross-Sectional 2

1 . Chow 3

1 . Limier 4

www.SID.ir

در این صورت با استفاده از آزمون هاسمن[1]اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی آزمون می‌شود. در صورت عدم رد فرض صفر این آزمون از مدل با اثرات تصادفی و در غیر این صورت از مدل با اثرات ثابت استفاده می‌شود.

یافته ها

پس از گردآوری اطلاعات مورد نیاز ابتدا آزمون ریشه واحد برای سری زمانی بازدهی سهم‌های نمونه انجام می‌شود. نتایج این آزمون در جدول یک آمده است:

جدول ۱- نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته

سهم	P-Value	سهم	P-Value	سهم	P-Value	سهم	P-Value
۱-فولاد	۰	۶-قزوین	۰	۱۱-کلوند	۰	۱۶-سرود	۰
۲-پارسان	۰	۷-ولغدر	۰	۱۲-دکوثر	۰	۱۷-سیستم	۰
۳-فارس	۰	۸-وتوسم	۰	۱۳-خمحور	۰	۱۸-کپشیر	۰
۴-وخاور	۰	۹-چکاوه	۰	۱۴-ما	۰	۱۹-فاما	۰
۵-حفاری	۰	۱۰-ثباغ	۰	۱۵-زنگان	۰	۲۰-بسویچ	۰

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که برای تمام سهم‌های نمونه فرض صفر یعنی وجود ریشه واحد مورد قبول قرار نمی‌گیرد و مانایی سری‌های زمانی بازدهی مورد تایید قرار می‌گیرد.

در گام بعدی آزمون اثرات آرچ انجام می‌شود. در صورت وجود اثرات آرچ در سری زمانی می‌توان این سری‌ها را با مدل‌های خانواده گارچ مدل‌سازی کرد. نتایج حاصل از بررسی این آزمون برای وقفه‌های مختلف در جدول شماره ۲ ارائه شده است:

جدول ۲- نتایج آزمون اثرات آرچ

سهم	وقفه	P-Value	وقفه	P-Value	وقفه	P-Value
۱	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۲	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۳	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۴	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۵	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۶	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۷	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۸	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰

1 . Hausman

www.SID.ir

۹	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۱۰	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۱۱	۲	۰/۰۰۲۵	۵	۰	۱۰	۰
۱۲	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۱۳	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۱۴	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۱۵	۲	۰/۰۰۹۵	۵	۰	۱۰	۰
۱۶	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۱۷	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۱۸	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰
۱۹	۲	۰/۰۰۰۱	۵	۰	۱۰	۰
۲۰	۲	۰	۵	۰	۱۰	۰

با توجه به صفر بودن مقدار P-Value در تمامی وقفه‌ها فرض صفر یعنی عدم وجود اثرات آرچ مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. بنابراین می‌توان از مدل‌های خانواده GARCH برای مدل‌سازی استفاده کرد.

در ادامه جهت مدل‌سازی و تخمین واریانس‌های شرطی مدل GARCH(1,1) مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج در جدول شماره ۳ خلاصه شده است:

جدول ۳-نتایج تخمین مدل GARCH(1,1)

	Coefficient			P-Value		
سهم	C	RESID(-1)^2	GARCH(-1)	C	RESID(-1)^2	GARCH(-1)
۱	۰	۰/۲۲	۰/۷۳	۰/۰۰۱۶	۰	۰
۲	۰	۰/۱۷	۰/۷۴	۰	۰/۰۰۰۱	۰
۳	۰	۰/۶۸	۰/۴۴	۰	۰	۰
۴	۰	۰/۵۷	۰/۳۹	۰	۰	۰
۵	۰/۰۰۰۲	۰/۷	۰/۲۶	۰	۰	۰
۶	۰/۰۰۰۳	۰/۲۸	۰/۳۸	۰/۰۶۸۱	۰/۰۰۲	۰/۱۳۷۱
۷	۰	۰/۰۷	۰/۹۲	۰/۱۳۵۱	۰/۰۰۶۸	۰
۸	۰	۰/۷۳	۰/۱۹	۰	۰	۰/۰۰۰۱
۹	۰	۰/۰۹	۰/۸۴	۰/۱۳۷۱	۰/۱۳۳۷	۰
۱۰	۰/۰۰۰۱	۰/۳۱	۰/۳۲	۰	۰	۰/۰۱۱۹
۱۱	۰/۰۰۰۵	۰/۲۶	۰/۱۵	۰/۰۲۴۴	۰/۰۱۷۸	۰/۶۳۰۶
۱۲	۰	۰/۲۵	۰/۵۷	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۲	۰
۱۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۹	۰/۷۷	۰/۳۷۷۳	۰/۱۶۹۶	۰/۰۰۰۱

www.SID.ir

۱۴	۰	۰/۲	۰/۶۹	۰	۰	۰
۱۵	۰	۰/۲۴	۰/۶۶	۰/۰۹۱۴	۰/۰۰۸۷	۰
۱۶	۰	۰/۱۸	۰/۶۷	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۰
۱۷	۰	۰/۲۵	۰/۴۲	۰	۰	۰
۱۸	۰	۰/۱۸	۰/۷۲	۰/۰۱۰۸	۰/۰۰۰۳	۰
۱۹	۰/۰۰۰۱	۰/۵۲	-۰/۰۳	۰	۰	۰/۳۳۳۶
۲۰	۰	-۰/۰۳	۱/۰۲	۰	۰	۰

نتایج نشان می‌دهند که تقریبا تمام ضرایب تخمین زده شده معنادار هستند.

در گام بعدی رابطه بین نوسانات بازدهی سهام با حجم و تعداد معاملات اشخاص حقیقی و حقوقی مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به نوع داده‌ها از مدل پنل برای این بررسی استفاده می‌شود. جهت دستیابی به نتایج قابل اتکاتری در مدل‌های رگرسیون مخصوصا مدل‌های پنلی از متغیرهای کنترلی استفاده می‌شود. در این پژوهش از دو متغیر تعداد و ارزش معاملات به عنوان متغیر کنترلی استفاده می‌شود. بنابراین رگرسیون‌های زیر مورد بررسی قرار می‌گیرند:

جدول ۴-رگرسیون‌های پژوهش

متغیر وابسته	متغیرهای مستقل		
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم خرید حقیقی	ارزش	تعداد
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم فروش حقیقی	ارزش	تعداد
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم خرید حقوقی	ارزش	تعداد
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم فروش حقوقی	ارزش	تعداد
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم کل معاملات	ارزش	تعداد
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	تعداد خریداران حقیقی	ارزش	تعداد
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	تعداد فروشندگان حقیقی	ارزش	تعداد
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	تعداد خریداران حقوقی	ارزش	تعداد
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	تعداد فروشندگان حقوقی	ارزش	تعداد

برای انجام مدل‌سازی پنلی ابتدا آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها در مدل پنل ارائه می‌شوند:

جدول ۵- نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	P-Value
نوسانات بازدهی	۰
خرید حقیقی	۰
فروش حقیقی	۰

www.SID.ir

خرید حقوقی	۰
فروش حقوقی	۰
حجم کل معاملات	۰
تعداد خریداران حقیقی	۰
تعداد فروشندگان حقیقی	۰
تعداد خریداران حقوقی	۰
تعداد فروشندگان حقوقی	۰

با توجه به مقدار P-Value ریشه واحد برای هیچ کدام از متغیرها وجود نداشته و مانایی تمام سری‌های زمانی مورد بررسی تایید می‌شود. حال می‌توان نتایج رگرسیون‌های یاد شده در جدول ۴ را تخمین زد. رگرسیون مورد استفاده برای تمام ۹ رگرسیون یاد شده مشابه رابطه ۹ هستند با این تفاوت که متغیر مستقل اول برای هر رگرسیون تغییر خواهد کرد:

$$Garch(RV) = \alpha_0 + \alpha_1.FirstIndependentVariable + \alpha_2.Value + \alpha_3.TN$$ رابطه ۹)

برای مثال برای رگرسیون اول متغیر مستقل اول همان حجم خرید حقیقی است. نتایج تمام رگرسیون‌ها در جدول ۶ آمده است. برای تمامی رگرسیون‌ها در آزمون لیمیر فرض برتری مدل تجمیعی بر مدل پنل رد شده بنابراین از مدل پنل استفاده شده است. همچنین بر اساس آزمون هاسمن برای تمام رگرسیون‌ها به جز رگرسیون ۸ و ۹ مقدار P-Value بالاتر از ۵ درصد است. بنابراین تنها در رگرسیون شماره ۸ و ۹ الگوی اثرات ثابت انتخاب شده است.

جدول ۶- نتایج رگرسیون‌ها

متغیر وابسته	متغیر مستقل اصلی	ضریب متغیر مستقل	P-Value	نتیجه رابطه
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم خرید حقیقی	5.0E-12	۰/۰۰۰۴	مثبت و معنادار
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم فروش حقیقی	9.5E-12	۰/۰۰۲	مثبت و معنادار
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم خرید حقوقی	-1.1E-11	۰/۰۰۰۶	منفی و معنادار
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم فروش حقوقی	-5.3E-12	۰/۰۰۵۷	منفی و معنادار
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	حجم کل معاملات	-2.1E-12	۰/۰۴۴۲	منفی و معنادار
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	تعداد خریداران حقیقی	1.6E-06	۰	مثبت و معنادار
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	تعداد فروشندگان حقیقی	9.7E-07	۰	مثبت و معنادار
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	تعداد خریداران حقوقی	2.4E-06	۰/۰۱۹۸	مثبت و معنادار
نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ	تعداد فروشندگان حقوقی	3.3E-06	۰/۰۰۲۸	مثبت و معنادار

بررسی نتایج رگرسیون‌ها حاکی از معناداری رابطه متغیرهای مستقل کمکی ارزش و تعداد معاملات با متغیر وابسته است. این رابطه برای متغیر ارزش منفی و برای متغیر معاملات مثبت است. با توجه به این نتایج فرضیات پژوهش مورد تایید قرار می‌گیرند.

www.SID.ir

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی تاثیر متغیرهای حجم و تعداد معاملات حقیقی‌ها و حقوقی‌ها بر نوسانات بازدهی به عنوان یکی از مهم‌ترین عامل‌های تصمیم‌گیری در بازارهای مالی پرداخته شد. بدین منظور از مدل‌های خانواده گارچ به عنوان مدل‌هایی که توانایی بالایی در مدل‌سازی نوسانات دارند در این پژوهش استفاده شد. پس از بررسی جامعه مورد نظر یعنی بازار بورس اوراق بهادار تهران، ۲۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شده و اطلاعات مرتبط با آن‌ها گردآوری شد. برای سری‌های بازدهی ۲۰ شرکت منتخب نمونه آزمون ریشه واحد انجام شد که نتایج آزمون حاکی از نبود ریشه واحد در تمام سری‌های بازدهی و مانایی این سری‌ها بود. سپس با انتخاب مدل GARCH(1,1) تخمین‌های مدل‌سازی نوسانات انجام شدند. در گام نهایی جهت بررسی رابطه بین نوسانات بازدهی حاصل از مدل گارچ و متغیرهای حجم خرید و فروش حقیقی و حقوقی، حجم کل معاملات و تعداد فروشندگان و خریداران حقیقی و حقوقی از رگرسیون پنل استفاده شد. برای انجام این بررسی بر روی تمامی متغیرها آزمون ریشه واحد انجام شد و نتایج بر مانایی تمام سری‌ها تاکید داشت. در گام بعدی آزمون انتخاب مدل پنل بر روی مدل تجمعی انجام شد و برای تمام رگرسیون‌ها مدل پنل انتخاب شد. سپس با استفاده از آزمون مربوطه بین دو الگوی اثرات تصادفی و اثرات ثابت الگوی مناسب انتخاب شد و نهایتا تخمین‌های لازم انجام شدند. نتایج نهایی حاکی از این بود که بین نوسانات بازدهی با تمام متغیرهای مورد بررسی رابطه معناداری وجود دارد. این نتایج با نتایج احمدپور و همکاران (۱۳۹۲)، عباس‌نژاد اسکویی (۱۳۹۶)، شهزاد و همکاران (۲۰۱۴) و سایر پژوهش‌های یاد شده مطابقت دارد. با توجه به این نتایج می‌توان فرضیه‌های یاد شده را کاملا مورد پذیرش قرار داد و بر اثرگذاری متغیرهای حجم خرید و فروش حقیقی و حقوقی، حجم کل معاملات و تعداد فروشندگان و خریداران حقیقی و حقوقی بر روی نوسانات بازدهی تاکید کرد.

بر اساس نتایج پژوهش می‌توان به معامله‌گران و سرمایه‌گذاران پیشنهاد کرد که به متغیرهای حجم، تعداد و ارزش معاملات در تصمیم‌گیری‌های خود توجه بیشتری داشته باشند. همچنین برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود که از مدل‌های دیگر ارائه شده جهت مدل‌سازی نوسانات استفاده شود و از متغیرهای بیشتری برای تبین نوسانات بازدهی استفاده کرد.

منابع

احمدپور, احمد, آقاجانی, حسنعلی, فدوی, مصطفی. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین حجم معاملات و تغییر قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالی, ۱(۱), ۹۵-۷۵.

سوری، علی (۱۳۹۶). اقتصادسنجی (پیشرفته)، جلد دوم همراه با کاربرد Eviews 8 و Stata 12. نشر فرهنگ‌شناسی.

عباس‌نژاد اسکویی ، فرزاد. (۱۳۹۶). بررسی ارتباط بین بازده سهام و معاملات سهامداران حقیقی و حقوقی در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of econometrics, 31(3), 307-327.

Darrat, A. F., Rahman, S., & Zhong, M. (2003). Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note. Journal of Banking & Finance, 27(10), 2035-2043.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica: Journal of the econometric society, 987-1007.

Epps, T. W., & Epps, M. L. (1976). The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture-of-distributions hypothesis. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 305-321.

Hiemstra, C., & Jones, J. D. (1994). Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation. The Journal of Finance, 49(5), 1639-1664.

Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. Journal of Financial and quantitative Analysis, 109-126.

Shahzad, H., Duong, H. N., Kalev, P. S., & Singh, H. (2014). Trading volume, realized volatility and jumps in

www.SID.ir

the Australian stock market. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 31, 414-430.
Tsay, R. S. (2010). Analysis of Financial Time Series (3rd ed.). John Wiley & Sons.

www.SID.ir