**مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شـــیراز**
**دوره اول، شماره اول، پاییز ۱۳۸۸، پیاپی ۵۷/۳**
(مجله علوم اجتماعی و انسانی سابق)

# بررسی روابط تجربی بین بازده سهام، تغییر بازده و حجم معامله در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH

**دکتر شکراله خواجوی*** **میثم قاسمی**** **حمید الهیاری ابهری****
**دانشگاه شیراز**

**چکیده**

**این پژوهش، با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار تهران، روابط تجربی بین بازده سهام، تغییر بازده و حجم معامله را بررسی می‌کند. دوره‌ی زمانی تحقیق شامل؛ داده‌های ماهانه‌ی مربوط به حجم معامله و بازده بازار بـورس تهـران در بـازه زمـانی مهرماه ۱۳۷۷ تا خرداد ماه ۱۳۸۵ است. روش‌های آماری به کار رفته شامل؛ تجزیـه و تحلیل همبستگی هم عرض، آزمون ریشه‌ی واحـد، تحلیـل رگرسـیون معادلـه‌هـای همزمان دو متغیره، مدل سازی گارچ، مدل خود توضیح برداری و آزمون علّیت گرنجر، می‌باشد. با بررسی وجود همزمانی و علیّت در روابط بین بازده سهام و حجـم معاملـه نتیجه‌گیری شد که اطلاع از این متغیرها تا حد اندکی به پیش‌بینی متغیر دیگر کمـک می‌کند. از سوی دیگر، نتایج تحقیق نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی همزمان بین تغییـر بازده و حجم معامله است. به علاوه، با استفاده از آزمون علیّت گرنجر مشخص شد که تغییر بازده، دارای محتوای اطلاعاتی در مورد حجم معامله‌های آتی است.**

**واژه‌های کلیدی:** ۱. بازده سهام ۲. تغییرات بازده ۳. حجم معامله ۴. مدل گـارچ ۵. آزمـون علیّـت گرنجر

## ۱. مقدمه

توسعه‌ی سرمایه‌گذاری از یکسو موجب جذب سرمایه‌های غیرکارا و هدایت آنها به بخش‌های مولد اقتصادی شده و از سوی دیگر، با توجه به جهـت‌گیـری سـرمایه‌گـذاران (مبتنـی بـر ریسـک و بـازده)، سرمایه‌گذاری‌ها به سمت صنایعی هدایت خواهد شد که از سود بیشتر یا ریسک کمتری برخوردار است

* استادیار بخش حسابداری
** کارشناس ارشد حسابداری
** کارشناس ارشد حسابداری

و این امر در نهایت سبب تخصیص بهینه‌ی منابع خواهد شد. با توجه به تحولاتی که در جهان امروز رخ داده کشورها، به خصوص کشورهای در حال توسعه که با تهدیدهای عدیده‌ای روبرو هستند، جهت حل مشکلات اقتصادی خود نیازمند یافتن راهکارهای مناسبی برای استفاده‌ی بهتر از امکانات و ثروت‌های خدادادی هستند. در این راستا، یکی از راهکارهای مهم، بسط و توسعه‌ی سرمایه‌گذاری است.

در بازار بورس، همه روزه میلیون‌ها اوراق بهادار مورد معامله قرار می‌گیرد. شیوه‌ی قیمت‌گذاری اوراق مورد معامله، حاصل فعل و انفعال متغیرهای مختلفی می‌باشد که هر یک به طریقی و با شدت متفاوت بر قیمت اوراق مزبور تأثیر می‌گذارد. بنابراین، یکی از مهم‌ترین موضوع‌ها برای بررسی و کشف الگوها و قواعد حاکم بر نظام بازار، نحوه‌ی قیمت‌گذاری اوراق‌بهادار مورد معامله است. در بازار سهام چه عامل یا عواملی قیمت یک سهم را تعیین می‌کنند؟ آیا تعیین قیمت یک سهم بر اساس یک الگوی منظم انجام می‌شود یا خیر؟

شناسایی عوامل موثر بر قیمت سهام و نحوه‌ی قیمت‌گذاری سهام، یکی از موضوع‌های مورد بحث در مدیریت مالی است. علیرغم تحقیق‌های بسیاری که در این زمینه شده، هنوز این عوامل به طور کامل شناسایی نشده و بین پژوهشگران اختلاف نظر وجود دارد. مدیریت، برای افزایش ارزش سهام شرکت که یکی از اهداف اصلی شرکت است، نیازمند آگاهی از عوامل تاثیرگذار بر ارزش بازار شرکت است. زمینه‌های زیادی در تحقیق‌های حسابداری، استراتژی تجاری، اقتصادی و مالی وجود دارد که از ارزش بازار اوراق بهادار استفاده می‌کنند. شناخت عوامل تاثیرگذار بر ارزش بازار سهام، طراحی ساختار تحقیق را ساده‌تر کرده و برداشت از نتایج تحقیق را دقیق‌تر می‌کند.

از آن جایی که سرمایه‌گذاران تفسیر یکسانی از اطلاعات جدید ندارند، ممکن است، تا زمان آشکار شدن اطلاعات برای بازار، قیمت سهام بدون تغییر باقی بماند. این حالت زمانی رخ می‌دهد که برخی سرمایه‌گذاران اطلاعات جدید را اخباری خوب و برخی دیگر آن را اخباری بد، تفسیر کنند. بنابراین، تغییرهای قیمت در واقع منعکس‌کننده‌ی متوسط عکس‌العمل سرمایه‌گذاران به اخبار منتشر می‌باشد. از سوی دیگر ممکن است، بازده سهام تنها در صورت وجود افزایش حجم معامله تغییر کند. علاوه بر بازده سهام، حجم معامله و تغییرهای آن نیز بیانگر مجموعه اطلاعات مربوط و در دسترس بازار می‌باشد. برخلاف قیمت و بازده سهام، تغییر و اصلاح انتظارات سرمایه‌گذاران، همیشه منجر به افزایش حجم معامله می‌شود که در واقع بیان‌گر مجموع عکس‌العمل‌های سرمایه‌گذاران به اخبار جدید است (هانگ[1] و یانگ[2]، ۲۰۰۱). مطالعه‌ی ارتباط بین بازده سهام و حجم معامله، باعث درک بهتر ساختارهای بازار سهام خواهد شد.

## ۲. مبانی نظری و پیشینه‌ی تحقیق

بررسی رابطه‌ی بین حجم معامله‌ها، تغییر قیمت و بازده سهام از موضوع‌هایی است که از سال ۱۹۵۹ تا کنون مورد توجه شدید محققان مالی و اقتصادی قرار داشته است. بیشتر مطالعات در بازار سهام، بر قیمت سهام و رفتار آن در طول زمان متمرکز است. با این حال، به خاطر برخی ویژگی‌های

تصادفی و ناخوشایند قیمت سهام، از قبیل متغیر بودن آن، اغلب تحقیق‌ها به جای قیمت سهام بر بازده سهام تمرکز می‌کنند. براساس اطلاعات موجود در مورد شرکت، بازده سهام منعکس کننده‌ی انتظارات سرمایه‌گذاران، از عملکرد آتی شرکت است. اطلاعات جدید باعث تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران می‌شود و در واقع علت اصلی نوسانات قیمت سهام است. مشارکت کنندگان در بازارهای مالی، از پیش بینی بازده‌های آتی بین دو دوره‌ی زمانی به عنوان معیارهای عدم اطمینان در بازار استفاده کرده و منافع خود را افزایش می‌دهند. پیش بینی صحیح تغییرهای آتی برای بسیاری از مدل‌های مالی ارزیابی و قیمت گذاری بسیار مهم است. (پاسکال[۳] و دیگران، ۲۰۰۶)

دامنه ی تغییرهای زیاد برحجم زیاد اطلاعات در بازار و برعکس دلالت دارد. الگوی حاکم بر رابطه‌ی بین حجم معامله‌ها و تغییرات بازده در یک روز، در بازارهای مالی مختلف غیر عادی است. این الگو، به دلیل این که با تئوری‌های قیمت گذاری داراییها مانند: مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[۴] (CAPM) به صورت رضایت بخشی قابل توضیح نیست، بسیار سردرگم کننده است. (بکلاکی[۵] و کاسمن[۶]، ۲۰۰۸)

کارپوف[۷] (۱۹۸۷)، چهار دلیل را برای اهمیت رابطه‌ی بین حجم معامله و قیمت سهام بیان می‌کند: ۱) دلیل اول به ساختار بازارهای مالی مربوط می‌شود. مدل‌های موجود در بازارهای مالی روابط بین حجم معامله و قیمت سهام را با توجه به حجم اطلاعات ورودی به بازار ، نحوه‌ی انتشار اطلاعات، اندازه‌ی بازار و شرایط معامله، پیش بینی می‌کنند. بنابراین، نحوه‌ی ارتباط بین حجم معامله و قیمت سهام، دیدگاهها را نسبت به بازارهای مالی روشن و فرضیه‌های مختلف راجع به ساختار بازارها را متمایز می‌کند. ۲) در مطالعه‌های رویدادی[۸] که از داده‌های مربوط به حجم معامله و قیمت سهام جهت تفاسیر خود استفاده می‌کنند، آگاهی از نحوه‌ی ارتباط آنها مهم است. ۳) در مباحث مربوط به توزیع تجربی قیمت‌های سفته بازی[۹]، رابطه‌ی حجم معامله و قیمت سهام نقش اساسی دارد. ۴) چگونگی و کیفیت رابطه‌ی بین حجم معامله و قیمت سهام برای مطالعات بازارهای آتی مهم است. تغییرات قیمت، حجم معامله‌های قراردادهای آتی را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

بررسی‌ها انجام شده نشان می‌دهد که در داخل کشور تاکنون مطالعات چندانی در این زمینه صورت نگرفته است. این پژوهش، اولین مطالعه‌ای است که با استفاده از شاخص‌های کل بازار سهام تهران به بررسی رابطه‌ی بازده، تغییرهای بازده و حجم معامله‌ها می‌پردازد.

امید قائمی (۱۳۷۹)، با مطالعه‌ی ۲۴ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی زمانی ۱۳۷۴/۵/۱ تا ۱۳۷۸/۹/۳، رابطه‌ی بین حجم معامله‌ها با قیمت سهام را مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که: ۱. تعداد دفعات معامله‌ی هر سهم با تعداد سهام معامله شده، همبستگی مثبت دارد، ۲. تعداد دفعات معامله، هر روز و تعداد سهام معامله شده‌ی هر روز با تغییر قیمت آن روز، رابطه‌ی معنادار و هم‌جهتی دارد، ۳. تعداد دفعات معامله و تعداد سهام معامله شده‌ی امروز، رابطه معناداری با تغییر قیمت سهام فردا دارد.

زیوداری (۱۳۸۴)، با مطالعه‌ی ۱۵ شرکت فعال بورس اوراق بهادار تهران در سال ۸۳ (۸۳/۱/۸ تا ۸۳/۳/۱۱)، رابطه‌ی بین حجم معامله‌ها، بازده سهام و نوسانات بازده[۱۰] به صورت روزانه به این نتیجه رسید که: ۱. بین حجم معامله‌ها و قدر مطلق تغییر قیمت، رابطه‌ی همزمان[۱۱] وجود دارد، ۲. بین حجم معامله‌ها و تغییر قیمت، رابطه‌ی همزمان وجود دارد، ۳. یک رابطه‌ی بازخوردی بین حجم معامله‌ها و بازده سهام وجود دارد.

هیچ یک از دو پژوهش ذکر شده، از شاخص‌های کل بازار بورس اوراق بهادار تهران استفاده نکرده‌اند.

پژوهش‌های متعددی در خارج از کشور به بررسی روابط تجربی بین حجم معامله و بازده سهام پرداخته‌اند (به عنوان نمونه کارپوف[۱۲]، ۱۹۸۷؛ هیمسترا[۱۳] و جونز [۱۴]، ۱۹۹۴؛ مستل و دیگران[۱۵]، ۲۰۰۳). برخی پژوهش‌ها نیز با استفاده از شاخص‌های قیمت، تنها به بررسی رابطه‌ی بین حجم معامله و تغییرهای قیمت پرداخته‌اند. نتایج متفاوتی از این مطالعات به دست آمده‌اند. بیشتر نتایج، حاکی از وجود رابطه‌ای مثبت بین این متغیرهاست (کارپوف، ۱۹۸۷؛ هیمسترا و جونز، ۱۹۹۴؛ بریلسفورد[۱۶]، ۱۹۹۶؛ لی[۱۷] و روی[۱۸]، ۲۰۰۲). علاوه بر این، پژوهش‌های دیگری به بررسی رابطه‌ی بین تغییر بازده و حجم معامله پرداخته‌اند (کارپوف، ۱۹۸۷؛ براک[۱۹] و لیبارون[۲۰]، ۱۹۹۶؛ لی و روی، ۲۰۰۲؛ مستل و دیگران، ۲۰۰۳).

اخیراً برای جستجوی چنین روابطی، از مدل‌های سری زمانی تصادفی واریانس ناهمسان شرطی[۲۱] استفاده شده است (لامو رکس[۲۲] و لاستراپس[۲۳]، ۱۹۹۰؛ اندرسن[۲۴]، ۱۹۹۶؛ بریلسفورد ۱۹۹۶؛ گالو[۲۵] و پاچینی،[۲۶] ۲۰۰۰؛ امران[۲۷] و مک کنزی [۲۸]، ۲۰۰۰). نتایج بیشتر مطالعات نشان می‌دهد که رابطه‌ای قوی (به صورت همزمان و علّی) بین تغییر بازده و حجم معامله وجود دارد.

با این حال، با بررسی داده‌های روزانه‌ی شرکت‌های صنعتی داوجنز[۲۹]، نتایج حاکی از وجود رابطه و همبستگی مثبت/ منفی بین تغییر بازده و حجم معامله است که همزمانی این وابستگی‌ها، اثبات نشده است (دارات و دیگران[۳۰]، ۲۰۰۳).

مستل و دیگران (۲۰۰۳) در پژوهشی در بازار سهام اتریش، رابطه‌ی تجربی بین بازده سهام، تغییر بازده و حجم معامله را بررسی کرده‌اند. نتیجه‌ی پژوهش آنها بیانگر ضعیف بودن همزمانی و وابستگی دو متغیر بازده سهام و حجم معامله است، ضمن اینکه با آگاهی از یکی از این متغیرها، نمی‌توان پیش‌بینی خوبی از متغیر دیگر انجام داد. همچنین، آنها به شواهدی مبنی بر وجود رابطه‌ی همزمان قوی بین تغییر بازده و حجم معامله و همچنین این مطلب که تغییر بازده شامل اطلاعاتی در مورد حجم معامله‌های آتی است، دست یافتند.

آن[۳۱] و رانگو[۳۲] (۲۰۰۶)، بااستفاده از مدل توزیع آمیخته[۳۳] (MDH) و داده‌های روزانه‌ی ۵۰ شرکت بورس سهام لندن، به بررسی تاثیر حجم معامله بر تغییر بازده پرداختند. نتیجه‌ی پژوهش آنها نشان داد که بین بازده و حجم معامله، همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد و همچنین بین

تغییرهای بازده و تغییرهای حجم معامله، رابطه‌ی همزمانی وجود دارد. پژوهش‌های انجام شده و نتـایج حاصل به طور خلاصه در جدول شماره ۱ منعکس شده است:

**جدول ۱: خلاصه‌ی تحقیق‌های انجام شده**

| پژوهش‌گر | سال | داده‌ها | دوره پژوهش | نوع داده‌ها | روش پژوهش | نتیجه |
|---|---|---|---|---|---|---|
| هریس | ۱۹۸۶ | ۴۷۹ سهم | ۱۹۷۶ تا ۱۹۷۷ | روزانه | روابط همزمان | تایید رابطه‌ی مثبت بین حجم معامله‌های و تغییر قیمت |
| برایسفورد | ۱۹۹۴ | شاخص کلی بازار استرالیا | آوریل ۱۹۸۲ تا دسامبر ۱۹۹۳ | روزانه | روابط همزمان و گارچ | تایید فرضیه‌ی MDH و رابطه‌ی همزمان مثبت |
| مارتین و دیگران | ۲۰۰۰ | ۲۰ سهم لهستان | ۴ ژانویه تا ۳۱ اکتبر ۲۰۰۰ | روزانه | گارچ | تایید فرضیه‌ی MDH |
| پیون و دیگران* | ۲۰۰۰ | ۱۵ سهم و ۲ سبد ۲۰ سهمی کره | ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۴ | هفتگی | گارچ | تایید فرضیه‌ی MDH |
| هانگ و یانگ* | ۲۰۰۱ | شاخص‌های کلی بازار | سپتامبر ۱۹۸۹ تا ژوئن ۱۹۹۳ | ۵ دقیقه‌ای | گارچ | رد فرضیه‌ی MDH |
| چن و دیگران | ۲۰۰۱ | شاخص‌های کلی ۹ بازار | ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۰ | روزانه | روابط همزمان | تایید رابطه‌ی همزمان مثبت |
| لی و روی | ۲۰۰۲ | شاخص‌های کل سه بازار معتبر دنیا | متفاوت و از ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۹ | روزانه | مدل VAR مدل گارچ و روابط همزمان | تایید رابطه‌ی همزمان مثبت و رد رابطه‌ی علّی از طرف حجم معامله بر بازده، به جز در بازار بورس لندن |
| مستل و دیگران | ۲۰۰۳ | ۳۱ سهم بازار استرلیا | ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۳ | روزانه | مدل VAR مدل گارچ و روابط همزمان | تایید رابطه‌ی همزمان مثبت و رد رابطه‌ی علّی |
| دارات و دیگران | ۲۰۰۳ | ۳۰ سهم بازار دکشید گیونز | آوریل ۱۹۹۸ تا ژوئن ۱۹۹۸ | ۵ دقیقه‌ای | مدل VAR مدل گارچ و روابط همزمان | تایید روابط همزمان در اکثر سهام و تاثیر حجم معامله روی بازده |
| آن و رانگو | ۲۰۰۶ | ۵۰ سهم بازار بورس لندن | ژانویه ۱۹۹۰ تا می۲۰۰۱ | روزانه | گارچ، آرچ و مدل توزیع آمیخته | همبستگی مثبت و معنادار بین بازده سهام و حجم معامله |

* به نقل از چن و دیگران (۲۰۰۱)

## ۳. فرضیه‌های تحقیق

در این پژوهش، با توجه به مطالب گفته شده دو فرضیه‌ی زیر مورد آزمون قرار گرفته است:

۱. بین بازده سهام و حجم معامله رابطه‌ی مثبت وجود دارد.

۲. بین بازده سهام و حجم معامله رابطه‌ی علیت[۳۴] دوطرفه وجود دارد.

## ۴. روش تحقیق

### ۱. ۴. نمونه و داده‌ها

مجموعه‌ی داده‌ها شامل؛ شاخص بازده نقدی سهام و حجم معامله‌های ماهانه‌ی بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از سایت رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نشریه‌ی نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است. بازه زمانی این پژوهش از مهرماه ۱۳۷۷ تا خردادماه ۱۳۸۵ است که در برگیرنده‌ی ۹۳ ماه است. اطلاعات مربوط به قبل از مهرماه ۱۳۷۷ و بعد از خردادماه ۱۳۸۵ موجود نیست. شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران از میانگین وزنی شاخص‌های مربوط به عملکرد بازده کلیه‌ی اوراق معامله شده در تالار اصلی بورس تهران، به دست آمده است.

### ۲. ۴. مدل‌های ARCH[۳۵] و GARCH[۳۶] و کاربرد آنها در اقتصاد و مالی

کاربرد اغلب ابزارهای اقتصاد سنجی سری‌های زمانی برای مدل سازی میانگین شرطی، متغییرهای تصادفی است، در حالی که اغلب تئوری‌های اقتصادی برای کار با واریانس شرطی یا نوسانات یک فرآیند طراحی شده است. نوسانات بازارهای مالی، پژوهشگران را به مدل‌های کاربردی برای اندازه‌گیری و پیش بینی نوسانات بازدهی سهام و شاخص قیمت بازار بورس متمایل کرده است. تاکنون، مدل‌های زیادی در مورد تحلیل نوسانات بازدهی سهام و شاخص قیمت پیشنهاد شده است. برای اولین بار انگل[۳۷] (۱۹۸۲) مدل خود توضیحی ناهمسانی شرطی (ARCH) را برای مدل سازی و پیش بینی نوسانات و توصیف واریانس شرطی به عنوان فرآیند خود توضیحی، مطرح نمود. بیشتر سری‌های زمانی تحلیلی با استفاده از مدل ARCH به وقفه‌های طولانی و تعداد زیاد پارامترهای تخمینی نیاز دارند. راه حل این مشکل، استفاده از مدل تعمیم یافته‌ی ARCH یا GARCH(p,q) است (صمدی و دیگران، ۱۳۸۶).

بسیاری از سری‌های زمانی، خصوصیات نوسانی خوشه‌ای[۳۸] از خود نمایش می‌دهند. بدین معنی که سری‌ها دوره‌هایی دارند که در آن نوسانات پایین و در دوره‌هایی دیگر، نوسانات بالا می‌باشد. این موضوع در اقتصادسنجی این گونه توضیح داده می‌شود که: در بسیاری از کارهای تجربی، پسماندها[۳۹]، اشکال مشخصی به صورت خوشه‌ای تشکیل می‌دهند. هنگامی که محقق پسماندها را با توجه به یک صفت مشخصه یا متغیری که قبلاً در معادله‌ی رگرسیون نبوده به روش سیستمی مرتب می‌کند، ممکن است به شکل خوشه‌ای درآیند. همانند عدم وجود متغیرهای مستقل برای اثرات فصلی در معادله‌ی رگرسیون که باعث می‌شود پسماندها به صورت فصلی، شکلی خوشه‌ای پیدا کنند. خوشه‌ای بودن

پسماندها ممکن است با درج متغیر مستقل مناسب بر طرف شود یـا حـداقل بـا اسـتفاده از متغیرهـای مجازی برای هر دسته به حداقل برسد، مشروط بر اینکه محقق بتواند علـت چنـین رفتـاری را توضـیح دهد (ابریشمی، ۱۳۷۰).

تحلیل سری زمانی به طور نظری و عملی از سال ۱۹۷۰ به بعد، به منظور پیش‌بینی و کنتـرل بـه سرعت توسعه پیدا کرده است. در ابتدا تحقیق‌ها روی رده‌ی خاصی از مدل‌هـای سـری زمـانی بـه نـام فرآیند خود توضیح میانگین متحرک یا ARMA متمرکز شده بود. در این مدل‌ها، مقادیر جاری سری زمانی به صورت یک تابع خطی از مقادیر گذشته‌ی خود و مقادیر جاری و گذشته‌ی فرآیند نوفه نوشـته می‌شد.

یک فرآیند $ARMA(1,2)$ در زیر ارائه شده است:

$$y_1 = \rho y_{t-1} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2}$$

از این مدل برای تحلیل سری‌های زمانی استفاده می‌کردند. حتی تا قبل از سال‌های ۱۹۸۲، بـرای مدل‌سازی داده‌های مالی نیز از این فرآیندهای خطی استفاده می‌کردند که برای تقریب اولیه‌ی ممکـن بود، مناسب باشد. ولی اغلب ساختار کلی‌تر و پیچیده‌تر داده‌های مالی را در نظر نمـی‌گرفـت. داده‌هـای مالی دارای این خصوصیات هستند:

۱. همبستگی خطی در داده‌ها وجود ندارد، ۲. ناپایداری در طی زمان تغییـر مـی‌کنـد (نوسـان در طول زمان ثابت نیست)، ۳. داده‌های مالی دارای توزیع‌های با دم چاق[۴۰] هستند و ۴. همبستگی مراتـب بالا در قدر مطلق و توان دوم داده‌ها وجود دارد.

چون فرایندهای خطی جنبه‌های فوق را در نظر نمی‌گرفتنـد، مـدل‌هـای گونـاگونی بـرای چنـین داده‌هایی ارائه شده است که یکی از مهم‌ترین آنها مدل ARCH است کـه در ابتـدا بـرای مـدل‌سـازی لگاریتم بازده‌ها به کار می‌رفت. مدل‌های ARCH در مدل‌سازی و پیش‌بینی متغیرهـای مـالی هماننـد: نرخ ارز، تورم و قیمت سهام مفید هستند (بیدرام، ۱۳۸۱).

به طور سنتی اقتصاد سنجان احتمال وجود واریانس نـاهمگنی[۴۱] را در داده‌هـای مقطعـی و خـود همبستگی را در داده‌های سری زمانی، هشدار می‌دادنـد و در داده‌هـای مقطعـی همبسـتگی صـفر و در داده‌های سری زمانی، واریانس همگنی فرض می‌شد (بیدرام، ۱۳۸۱).

در هر حال می‌توان عوامل دیگری را برشمرد که باعث ایجاد خود همبستگی در داده‌های مقطعـی می‌شوند (بیدرام، ۱۳۸۱):

الف. دراثر نوسانات ادواری در متغیرهای اقتصادی ممکن است، جمله‌های اخـلال از نظـم خاصـی پیروی کنند.

ب. نادرست شدن فرم ریاضی معادله‌ی رگرسیون

ایده‌ی اصلی ARCH این است که واریانس در زمان t یعنی $\sigma_t^2$ به مقدار مجذور خطـا در زمـان t-1 یعنی $\sigma_{t-1}^2$ و چون واریانس در زمان t به توان دوم جمله‌ی خطا در زمان t-1 وابسته اسـت، پـس

نوعی همبستگی سریالی[۴۲] وجود دارد. در این حالت چون واریانس $\varepsilon_t$ تنها به مجذور خطای یک دوره قبل از خود وابسته است، آن را فرآیند ARCH(1) می‌نامیم، در صورتی که واریانس به جمله‌های توان دوم خطای p دوره‌ی قبل از خود وابسته باشد، ARCH(p) پدید می‌آورد (بیدرام، ۱۳۸۱).

**۱. ۲. ۴. مدل :ARCH(q)** این مدل‌ها، مدل‌های ARCH(1) را برای جمله‌ی خطا تعمیم می‌دهند. ایده‌ی اصلی، افزایش مرتبه‌ی چند جمله‌ای خود توضیح است. در این صورت، مدل ARCH(q) به صورت زیر تعریف می‌شود (بیدرام، ۱۳۸۱):

$$\varepsilon_t^2 = c + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-1}^2 + u_t$$
$$E(\varepsilon \perp \varepsilon_{t-1}) = 0$$

و واریانس شرطی $\varepsilon_t$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$V(\varepsilon \perp \varepsilon_{t-1}) = c + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-1}^2$$

که از طریق مقدار q مقدار آخرین $\varepsilon_t^2$ به گذشته وابسته است.

**۲. ۲. ۴. مدل GARCH (p, q)** : مدل ARCH روی نمایش خود توضیح از واریانس شرطی بنا می‌شود. می‌توان طبق یک روش کلی، یک بخش میانگین متحرک نیز به آن اضافه نمود. در این صورت فرآیندهای GARCH که همان ARCH تعمیم یافته است، حاصل می‌شود. مدل GARCH به صورت زیر تعریف می‌شود (بیدرام، ۱۳۸۱):

$$V(\varepsilon \perp \varepsilon_{t-1}) = h_t = c + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j}$$
$$E(\varepsilon \perp \varepsilon_{t-1}) = 0$$

که در آن $h_t$ یک مدل ARMA برای واریانس می‌باشد و آن را مدل GARCH (p, q) گویند.

### ۳. ۴. تحلیل همبستگی هم عرض[۴۳]

در گام اوّل رابطه‌ی بین بازده سهام و داده‌های حجم معامله، با استفاده از فرمول ضریب همبستگی (معادله ۱) محاسبه شده است:

$$\rho(R_t, V_t) = \frac{Cov(R_t, V_t)}{\sigma(R_t).\sigma(V_t)}$$ معادله‌ی (۱)

در معادله‌ی فوق $R_t$ بازده سهام و Vt حجم معامله در ماه t و Cov، کواریانس و $\sigma$، انحراف معیار متغیر مربوط است.

### ۴. ۴. آزمون ریشه‌های واحد[۴۴]

برای آزمون وجود رابطه‌ی همزمان و علّی بین حجم معامله، بازده سهام و تغییر بازده از مدل خود توضیح برداری (VAR)[۴۵] استفاده شده است که به ساکن نبودن (ایستا نبودن)[۴۶] متغیرها حساس است. به این ترتیب با استفاده از آزمون دیکی- فولر افزوده شده (ADF)[۴۷] ، فرضیه‌ی ساکن (ایستا)

بودن سری‌های زمانی بازده سهام و حجم معامله، آزمون می‌شود. آزمون ADF مبتنی بر رگرسیون زیر است:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$ معادله‌ی (۲)

y (بازده سهام یا حجم معامله)، متغیری است که ریشه‌ی واحد برای آن آزمون می‌شود، $\delta, \gamma, \mu$ پارامترهای مدل می‌باشند و $\varepsilon_t$ عبارت است از یک متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس $\sigma^2$.

آزمون ریشه‌ی واحد با آزمون فرضیه‌ی صفر $\gamma = 0$ در برابر فرضیه‌ی مقابل، $\gamma < 0$ انجام می‌شود. آماره‌ی t استیودنت در مورد پارامتر تخمینی $\gamma$ تحت فرضیه‌ی صفر ریشه‌ی واحد، توزیع عادی t استیودنت را ندارد و در عوض از مقدار بحرانی معرفی شده‌ی مک کینن[۴۸] (۱۹۹۱) استفاده شده است. اگر آماره‌ی t استیودنت در مورد $\gamma$ در محدوده‌ی پذیرش فرضیه‌ی صفر قرار نگیرد، فرضیه‌ی صفر رد می‌شود.

**۵. ۴. بازده سهام و حجم معامله**

در این قسمت، همزمانی رابطه‌ی بین بازده سهام و حجم معامله با استفاده از مدل چند متغیره آزمون می‌شود. این مدل با دو معادله‌ی زیر بیان می‌شود (لی و روی، ۲۰۰۲):

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 V_t + \alpha_3 R_{t-1} + u_t$$ معادله‌ی ۳

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 V_{t-1} + V_t$$ معادله‌ی ۴

$\beta_i, \alpha_i$ ( به ازای i,iهای مربوط به دامنه‌ی [0,3]) پارامترهای مدل می‌باشد، ut , vt یک متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس $\sigma^2$ می‌باشد. برای برآورد پارامترهای مدل، از روش سیستمی حداقل مربعات سه مرحله‌ای[۴۹] استفاده می‌شود.

هر چند ممکن است در اغلب موارد بین بازده سهام و حجم معامله ارتباط و وابستگی مشاهده نشود، امّا این به آن معنا نیست که اصلاً رابطه‌ای بین داده‌های بازار وجود ندارد. غالباً چنین گزارش می‌شود که با افزایش حجم معامله، قیمت‌ها به خصوص در بازارهای رو به رشد[۵۰]، به سمت بالا نوسان پیدا می‌کند. یعنی بین نرخ تصاعدی بازده‌های سهام و حجم معامله‌ها، رابطه وجود دارد. با استفاده از مدلی که در آن حجم معامله و مجذور بازده سهام به هم مرتبط می‌شوند، به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود (بریلسفورد، ۱۹۹۶):

$$V_t = \alpha_0 + \phi_1 V_{t-1} + \phi_2 V_{t-2} + \alpha_1 R_t^2 + et$$ معادله‌ها (۵)

برای رفع مشکل وابستگی‌های پیوسته[۵۱] (خود همبستگی[۵۲])، حداقل وقفه V ، ۲ در نظر گرفته شده است. تخمین پارامتر $\alpha_1$ رابطه‌ی بین تغییر بازده و حجم معامله را (بدون در نظر گرفتن رابطه‌ی مستقیم با تغییر قیمت) اندازه می‌گیرد.

### ۶. ۴. تغییرهای مشروط و حجم معامله

سرانجام یافته‌ها در مورد وجود همزمانی در رابطه‌ی بین حجم معامله و مجذور بازده سهام، این سؤال را مطرح می‌کند که آیا می‌توان حجم معامله را به عنوان یکی از منابع بالقوه در وابستگی پیوسته‌ی مشاهده شده در تغییرهای بازده تلقی کرد یا خیر؟ این موضوع، از پژوهش‌های تئوریک انجام شده در مورد فرضیه‌ی توزیع آمیخته (MDH)، نشأت می‌گیرد (کلارک[۵۳]، ۱۹۷۳؛ ایپس[۵۴] و ایپس، ۱۹۷۶؛ تاچن[۵۵] و پیتس[۵۶]، ۱۹۸۳؛ لامورکس و لاستراپس، ۱۹۹۰؛ اندرسن، ۱۹۹۶). این فرضیه بیان می‌دارد که بازده ایجاد شده، نتیجه‌ی ترکیب شدن اطلاعات ورودی به بازار است و به بیان دیگر، بازده سهام نشان دهنده‌ی یک متغیر تصادفی مرکب است. در این فرضیه، داده‌های مربوط به بازده به صورت فرآیندی تصادفی دیده می‌شوند که به چگونگی جریان یافتن اطلاعات بستگی دارد، یعنی شدت اطلاعات ورودی بر بازده سهام موثر است. در فرضیه‌های مدل MDH، هرگونه تغییر جدید در فرآیند اطلاعات منجر به تغییرهای بازده می‌شود.

از آنجایی که کنترل و مشاهده‌ی کامل جریان اطلاعات به سوی بازار ممکن نیست، حجم معامله، به عنوان نماینده‌ی این جریان در نظر گرفته شده است. چنین فرض می‌شود که تغییرهای منظم در حجم معامله تنها به خاطر ورود اطلاعات جدید باشد.

$$R_t = \mu + \phi R_{t-1} + \varepsilon_t$$ معادله‌ی (۶)

$$\varepsilon_t \left| I_{t-1} \right. \approx Gaussian(0, \sigma_t^2)$$ معادله‌ی (۷)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1 \sigma_t^2 + \gamma_1 V_t + S_t$$ معادله‌ی (۸)

$I_{t-1}$ نشان دهنده‌ی اطلاعات در دسترس در زمان t-1 و $\sigma_t^2$ واریانس $\varepsilon_t$ می‌باشد. پارامترهای معادله‌ی ۷ و ۸ با استفاده از روش حداکثر درست نمایی،[۵۷] تخمین زده شده‌اند. در معادله‌ی ۸ مجموع پارامترهای $\beta_1, \alpha_1$ بین صفر و یک خواهد بود و معیاری برای تداوم واریانس بازده غیرمنتظره، یعنی $\varepsilon_t$ می‌باشد. هر چه حاصل این جمع بیشتر باشد، تغییرهای بازده نیز بیشتر خواهد شد.

### ۷. ۴. رابطه علّی

تا این قسمت بر همزمانی رابطه‌ی بین بازده‌های سهام، تغییرهای بازده و حجم معامله تمرکز شده است. در این قسمت به بررسی رابطه‌ی علّی بین این متغیرها پرداخته می‌شود. بررسی رابطه‌ی علّی از این جهت اهمیت دارد که به درک بهتر زیر ساخت‌های بازار سهام کمک می‌کند و پیامدهایی نیز برای سایر بازارها دارد (از قبیل بازارهای مربوط به حق تقدم‌ها).

با استفاده از آزمون گرنجر، رابطه‌ی علّیت بین بازده سهام و حجم معامله و همچنین بین حجم معامله و تغییر بازده آزمون می‌شود.

برای آزمون رابطه علّیت گرنجری از مدل VAR و به صورت زیر استفاده می‌شود:

معادله‌ی (۹)
$$R_t = \mu_R + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i V_{t-i} + u_t$$

معادله‌ی (۱۰)
$$V_t = \mu_V + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i R_{t-i} + V_t$$

فرضیه‌ی صفر: R(V) علّت R(V) نیست، به این معنی که $B_i (i = 1,...,P)$ به ازای تمام مقادیر به طور همزمان برابر صفر است. برای آزمون فرض صفر، آماره‌ی F به صورت زیر محاسبه می‌شود:

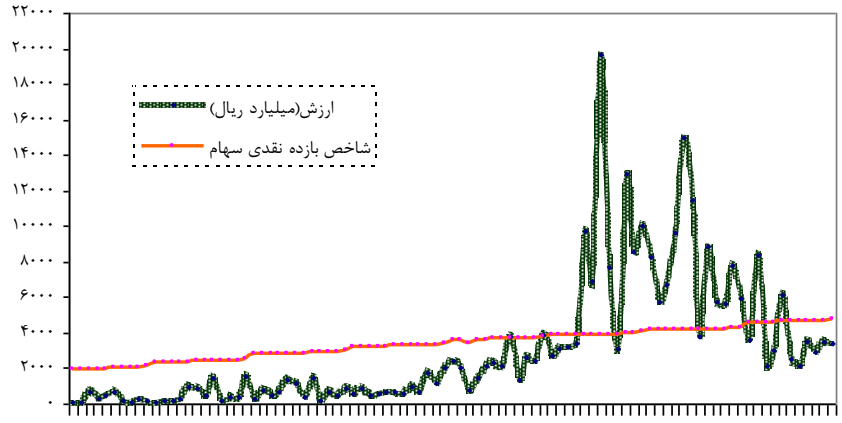
معادله‌ی (۱۱)
$$F = \frac{SSE_r - SSE_u}{SSE_u} \times \frac{N - 2p - 1}{P}$$

SSEr مجموع مربعات باقیمانده‌های رگرسیون‌های مقید (یعنی $\beta_1 = ... = \beta_p = 0$)، SSEu مجموع مربعات دوّم باقیمانده‌های معادله‌های غیرمقید و N تعداد مشاهدات است. در معادله‌ی ۱۱ آماره F دارای توزیع F با درجه‌ی آزادی‌های (N-2p-1) در صورت و P در مخرج می‌باشد. پارامترهای $\beta_i, \alpha_i$ در معادلات ۹ و ۱۰ با استفاده از روش حداقل مربعات[۵۸] برآورد می‌شوند. برای تصمیم‌گیری در مورد مقدار مناسب p در مدل VAR از R2 تعدیل شده و معیار اطلاعات شوارتز[۵۹] و آکائیک[۶۰] استفاده می‌شود. رگرسیون دو متغیره‌ی به کار رفته در معادلات ۹ و ۱۰ با استفاده از مجذور ارزش‌های بازده سهام، مجدداً برآورد شده است ( با جایگذاری مجذور بازده به جای متغیر بازده).

## ۵. نتایج

### ۱. ۵. آماره‌های توصیفی

در نمودار شماره ۱ و جدول شماره ۲ تحلیل توصیفی از سری‌های زمانی در مورد بازده سهام و حجم معامله آمده است.




**از مهرماه ۱۳۷۷ تا خرداد ۱۳۸۵**

**نمودار ۱: تغییرهای حجم معامله‌ها و شاخص بازده نقدی سهام**

**جدول ۲: آمار توصیفی**

| تعداد نمونه: ۹۳ | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | **Ln(V)** | **R** | **R2** | **V** |
| Mean | 7.299276 | 3391.692 | 12186579 | 3062.129 |
| Median | 7.349938 | 3425.09 | 11731242 | 1556.1 |
| Maximum | 9.887693 | 4771.51 | 22767308 | 19686.6 |
| Minimum | 4.597138 | 1932.01 | 3732663 | 99.2 |
| Std. Dev. | 1.314841 | 830.9225 | 5558245 | 3686.329 |
| Skewness | -0.17233 | -0.1675 | 0.154221 | 1.992178 |
| Kurtosis | 2.193197 | 1.892693 | 1.918197 | 7.424679 |
| Jarque-Bera | 2.982673 | 5.186102 | 4.903552 | 137.3799 |
| Probability | 0.225072 | 0.074792 | 0.08614 | 0 |
| V: کل حجم معامله ماهانه R: شاخص کل بازده سهام ماهانه R2: تغییرات بازده | | | | |

میانگین شاخص بازده ماهانه‌ی سهام ۳۳۹۱/۶۹۲ درصد و انحراف معیار آن ۸۳۰/۹۲۲۵ می‌باشـد. کشیدگی بازده ۱/۱۰۷- و چولگی (خمیدگی) بازده ۰/۱۶۷- می‌باشد. با استفاده از آزمون یـارکو- بـرا[۶۱] نتیجه‌گیری شد که سری‌های زمانی بازده از توزیع نرمال پیروی می‌کند. آزمون یارکو-برا معیاری اسـت برای آزمون میزان انطباق نمونه با توزیع نرمال بر مبنای کشـیدگی و چـولگی (خمیـدگی) نمونـه. ایـن آزمون را اولین بار کارلوس ام یارکو[۶۲] و آنیل کی برا[۶۳] معرفی نمودند. برخلاف بازده و تغییرهـای بـازده سهام، حجم معامله به شدت به سری‌های زمانی مربوط هستند (در این قسمت، با استفاده از مدل گارچ این موضوع بررسی می‌شود). بنابراین، طبق اطلاعات مربوط به حجم معامله کـه در مطالعـات گونـاگون مستند شده است، داده‌های حجم معامله‌ها نشانگر غیرنرمال بـودن شـدید مـی‌باشـد، یعنـی کشـیدگی مثبت و چولگی (خمیدگی) چپ دارد (اندرسن، ۱۹۹۶). نتیجه‌ی دیگر این اسـت کـه مـی‌تـوان اعـداد مربوط به لگاریتم طبیعی حجم معامله را دارای توزیع نرمال دانست. برای محاسبه‌ی تغییرهای بازده به عنوان شاخص، از مجذور بازده‌های ماهانه سهام استفاده شده است.

### ۲. ۵. تحلیل همبستگی هم عرض[۶۴]

جدول۳، ضرایب همبستگی بین بازده سهام، تغییرهای بازده و حجم معامله را نشان می‌دهد.

**جدول ۳: ضرایب همبستگی پیرسون بین حجم معامله‌ها، بازده و تغییرهای بازده**

| | | V | R | R2 | V(+1) | V(+2) | V(-1) | V(-2) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **V** | Pearson Correlation | 1 | .607(**) | .607(**) | .682(**) | .647(**) | .684(**) | .651(**) |
| | Sig. (2-tailed) | | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 |
| **R** | Pearson Correlation | .607(**) | 1 | .994(**) | .601(**) | .592(**) | .619(**) | .627(**) |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 |
| **R2** | Pearson Correlation | .607(**) | .994(**) | 1 | .597(**) | .584(**) | .622(**) | .633(**) |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | .000 | | .000 | .000 | .000 | .000 |
| **V(+1)** | Pearson Correlation | .682(**) | .601(**) | .597(**) | 1 | .681(**) | .649(**) | .692(**) |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | .000 | .000 | | .000 | .000 | .000 |
| **V(+2)** | Pearson Correlation | .647(**) | .592(**) | .584(**) | .681(**) | 1 | .690(**) | .592(**) |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | .000 | .000 | .000 | | .000 | .000 |
| **V(-1)** | Pearson Correlation | .684(**) | .619(**) | .622(**) | .649(**) | .690(**) | 1 | .687(**) |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 | | .000 |
| **V(-2)** | Pearson Correlation | .651(**) | .627(**) | .633(**) | .692(**) | .592(**) | .687(**) | 1 |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 | .000 | |
| | N | 89 | 89 | 89 | 89 | 89 | 89 | 89 |
| | V: کل حجم معامله ماهانه R: شاخص کل بازده سهام ماهانه R2: تغییرهای بازده V(+1): کل حجم معامله در ماه بعد V(+2): کل حجم معامله در دو ماه بعد V(-1): کل حجم معامله در ماه قبل V(-2): کل حجم معامله در دو ماه قبل | | | | | | | |

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

با توجه به جدول ۳، همبستگی مثبت و موثری ازلحاظ ویژگی همزمانی بین دو متغیر بازده سهام و حجم معامله

وجود دارد. یافته‌های این بخش با یافته‌های پژوهش‌های قبلی هم‌خوانی دارد (براک؛ لبارن ۱۹۹۶؛ مستل؛ گارگل؛ مجدوز ۲۰۰۳). از سوی دیگر، جدول ۳ بیانگر این مطلب است که رابطه‌ی همزمانی مثبت بین حجم معامله و تغییر بازده نیز وجود دارد که دلیلی بر تایید فرضیه‌ی اول است.

### ۳. ۵. آزمون‌های ریشه‌ی واحد[۶۵]

پس از استفاده از آزمون ADF (طبق معادله‌ی ۲)، برای سری‌های زمانی بازده سهام و حجم معامله مشاهده شد که برای هر سه متغیر یعنی بازده سهام، تغییر بازده سهام و حجم معامله (V, R2, R) ریشه‌ی واحد وجود دارد. بنابراین، ایستایی هر سه متغیر با یک بار تفاضل گیری آزمون گردید که نتایج آن از ایستا بودن آنها حکایت دارد. جدول ۴ نتایج آزمون ریشه‌ی واحد را نشان می‌دهد.

**جدول ۴: نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد**

| Variable | ADF statistics | Critical value (1%) |
|---|---|---|
| D(R) | -9.659924 | -3.503879 |
| D(R2) | -9.609436 | -3.503879 |
| D(V) | -12.09787 | -3.504727 |

### ۴. ۵. همزمانی رابطه‌ی بین بازده سهام و حجم معامله

آزمون همزمانی رابطه‌ی بین بازده سهام و حجم معامله با استفاده از معادلـه‌ی ۳ و ۴ انجـام شـد. این نتایج در جدول ۵ ارائه شده است.

با استفاده از تحلیل همبستگی هم عرض، نتایج بر وجود رابطه‌ی همزمان بین بازده سهام و حجـم معامله تأکید دارد. پارامتر $\alpha_1$ دارای اثر مثبت است اما در سطح ۱٪ معنادار نمی‌باشد. ولی نتایج حاکی از وجود رابطه‌ی تاخیری بین بازده سهام و حجم معامله است، زیرا پـارامتر $\alpha_2$ در معادلـه‌ی ۳ مثبـت است و کاملاً معنادار می‌باشد. با توجه به پارامتر $\alpha_2$ بازده با یک وقفه می‌تواند روی بازده ماه بعد تاثیر گذارد. به عبارت دیگر، بازده با یک وقفه خود را توضیح می‌دهد. از سوی دیگر مثبت و معنـی‌دار بـودن پارامترهای $\beta_2, \beta_1$ دلیل دیگری بر وجود رابطه‌ی همزمان بین دو متغیر R و V مـی‌باشـد کـه بـزرگ بودن ضریب $\beta_1$ نشان از وابستگی شدید حجم معامله به بازده سهام است.

شواهد نشان می‌دهد که در صورت بالا بودن حجـم معاملـه، (بـه خصـوص در بازارهـای داغ و پـر نوسان) قیمت‌ها نیز افزایش می‌یابند و ممکن است این به معنای وجود رابطه مثبت بین بـازده سـهام و حجم معامله باشد. با استفاده از مدلی که حجم معامله را به مجـذور بـازده سـهام مـرتبط مـی‌کنـد بـه بررسی این موضوع پرداخته می‌شود:

$$V_t = \alpha_\circ + \phi_1 V_{t-1} + \phi V_{t-2} + \alpha_1 R_t^2 + e_t$$

معادله‌ی (۵)

برای رفع مشکل وابستگی‌های پیوسته (خود همبستگی) حداقل وقفه V ، ۲ در نظر گرفتـه شـده است. تخمین پارامتر $\alpha_1$ رابطه‌ی بین تغییر بازده و حجم معامله را بدون در نظر گرفتن تغییـر قیمـت اندازه می‌گیرد (جدول ۶).

**جدول ۵: تخمین مشترک معادله‌های ۳ و ۴**

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Estimation Method: Three-Stage Least Squares | | | | |
| Sample: 93 | | | | |
| Linear estimation after one-step weighting matrix | | | | |
| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| $\alpha_0$ | 47.0047 | 28.12882 | 1.671051 | 0.0965 |
| $\alpha_1$ | 0.000257 | 0.00203 | 0.126716 | 0.8993 |
| $\alpha_2$ | 0.994984 | 0.009113 | 109.182 | 0 |
| $\beta_0$ | -2864.198 | 1266.812 | -2.26095 | 0.025 |
| $\beta_1$ | 1.289797 | 0.40667 | 3.17161 | 0.0018 |
| $\beta_2$ | 0.511154 | 0.090084 | 5.674202 | 0 |
| Determinant residual covariance | | 2.12E+10 | | |
| Equation: $R=\alpha_0+\alpha_1*V+\alpha_2*R(-1)$ | | | | |
| Observations: 92 | | | | |
| R-squared | 0.995065 | Mean dependent var | | 3407.558 |
| Adjusted R-squared | 0.994954 | S.D. dependent var | | 821.1887 |
| S.E. of regression | 58.33469 | Sum squared resid | | 302861.3 |
| Durbin-Watson stat | 2.039591 | | | |
| Equation: $V=\beta_0+\beta_1*R+\beta_2*V(-1)$ | | | | |
| Observations: 92 | | | | |
| R-squared | 0.522513 | Mean dependent var | | 3094.209 |
| Adjusted R-squared | 0.511783 | S.D. dependent var | | 3693.452 |
| S.E. of regression | 2580.708 | Sum squared resid | | 5.93E+08 |
| Durbin-Watson stat | 2.264344 | | | |

**جدول ۶: نتایج تخمین معادله‌ی ۵**

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| thod: Least Squares | | | | |
| sample: 93 | | | | |
| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| $\alpha_0$ | -478.2635 | 688.622 | -0.694523 | 0.4892 |
| $\phi_1$ | 0.382156 | 0.103604 | 3.688609 | 0.0004 |
| $\phi_2$ | 0.268931 | 0.104362 | 2.576914 | 0.0117 |
| $\alpha_1$ | 0.00013 | 6.45E-05 | 2.008131 | 0.0477 |
| $V=\alpha_0+\phi_1*V(-1)+\phi_2*V(-2)+\alpha_1*R^2$ | | | | |
| R-squared | 0.551133 | Mean dependent var | | 3127.056 |

**ادامه جدول ۶**

| | | | |
|---|---|---|---|
| Adjusted R-squared | 0.535655 | S.D. dependent var | 3700.378 |
| S.E. of regression | 2521.545 | Akaike info criterion | 18.54609 |
| Sum squared resid | 5.53E+08 | Schwarz criterion | 18.65646 |
| Log likelihood | -839.8472 | F-statistic | 35.60707 |
| Durbin-Watson stat | 2.164073 | Prob(F-statistic) | 0 |

نتایج نشان می‌دهد که پارامتر $\alpha_1$ مثبت و معنادار و افزایش حجم معامله با افزایش تغییر بـازده، رابطه‌ی مستقیم دارد و در نتیجـه فرضـیه‌ی اول تاییـد مـی‌شـود. بنـابراین خبرهـای خـوب (افـزایش قیمت‌ها)، باعث افزایش بیشتری در حجم معامله نسبت به خبرهای بد خواهد شد.

**۵. ۵. تغییرهای مشروط و حجم معامله**

با استفاده از روش حداکثر درست نمایی[۶۶]، معادله‌های ۶ تا ۸ با یکدیگر برآورد شده‌اند کـه نتـایج آن در جدول‌های ۷ و ۸ نشان داده شده است.

ابتدا با این فرض که $\gamma_1$ برابر صفر است، پارامترهای معادله‌ی ۸ تخمین زده شـده اسـت (جـدول ۷). همان‌طور که در جدول ۷ نشان داده شده، تنها $\alpha_2$ معنـادار اسـت و حاصـل جمـع $\beta_1$ $\alpha_2$ و $\alpha_1$ کمتر از یک و نشان‌دهنده‌ی پایداری و تداوم در تغییر شرایط است.

در جدول ۸ نتایج معادله‌ی واریانس محدود نشده، نشـان داده شـده اسـت. پـارامتر تخمینـی $\gamma_1$ منفی و در سطح ٪۹۹ معنادار است. علاوه بر این، وقتی حجـم معاملـه در معادلـه‌ی ۸ قـرار داده شـد، داده‌ها نشان‌گر افزایش در تداوم تغییرها است، زیرا حاصل جمع $\beta_1$، $\alpha_2$ و $\alpha_1$ افزایش می‌یابد.

**جدول ۷: تخمین محدود شده مشترک معادله‌های ۶ تا ۸**

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Dependent Variable: R | | | | |
| Method: ML - ARCH (Marquardt) | | | | |
| Date: 02/04/07 Time: 02:24 | | | | |
| Sample(adjusted): 1377:08 1385:03 | | | | |
| Included observations: 92 after adjusting endpoints | | | | |
| Convergence not achieved after 100 iterations | | | | |
| | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
| C | 51.40904 | 25.05459 | 2.051882 | 0.0402 |
| R(-1) | 0.993287 | 0.008183 | 121.3854 | 0 |
| | Variance Equation | | | |
| C | 3046.838 | 820.2778 | 3.714397 | 0.0002 |
| ARCH(1) | 0.121361 | 0.083489 | 1.453606 | 0.1461 |
| ARCH(2) | 0.226993 | 0.10909 | 2.080786 | 0.0375 |
| GARCH(1) | -0.205525 | 0.232479 | -0.884059 | 0.3767 |

**ادامه جدول ۷**

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.995055 | Mean dependent var | 3407.558 |
| Adjusted R-squared | 0.994767 | S.D. dependent var | 821.1887 |
| S.E. of regression | 59.4034 | Akaike info criterion | 11.00404 |
| Sum squared resid | 303473.7 | Schwarz criterion | 11.16851 |
| Log likelihood | -500.186 | F-statistic | 3460.842 |
| Durbin-Watson stat | 2.031613 | Prob(F-statistic) | 0 |

**جدول ۸: تخمین محدود نشده مشترک معادله‌های ۶ تا ۸**

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Dependent Variable: R | | | | |
| Method: ML - ARCH (Marquardt) | | | | |
| Date: 01/22/07 Time: 05:50 | | | | |
| Sample(adjusted): 1377:08 1385:03 | | | | |
| Included observations: 92 after adjusting endpoints | | | | |
| Failure to improve Likelihood after 41 iterations | | | | |
| | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
| C | 41.28669 | 46.088 | 0.895823 | 0.3703 |
| R(-1) | 0.994412 | 0.011537 | 86.19623 | 0 |
| | Variance Equation | | | |
| C | 2628.862 | 571.1337 | 4.602883 | 0 |
| ARCH(1) | 0.036722 | 0.044283 | 0.829262 | 0.407 |
| ARCH(2) | -0.094892 | 0.034825 | -2.724803 | 0.0064 |
| GARCH(1) | 0.538284 | 0.104798 | 5.136402 | 0 |
| V | -0.20354 | 0.062551 | -3.253973 | 0.0011 |
| R-squared | 0.994959 | Mean dependent var | | 3407.558 |
| Adjusted R-squared | 0.994603 | S.D. dependent var | | 821.1887 |
| S.E. of regression | 60.32925 | Akaike info criterion | | 10.91451 |
| Sum squared resid | 309367.6 | Schwarz criterion | | 11.10639 |
| Log likelihood | -495.0676 | F-statistic | | 2795.923 |
| Durbin-Watson stat | 1.995134 | Prob(F-statistic) | | 0 |

نتایج به دست آمده در مورد بازار بورس اوراق بهادار تهران ، بـه خـوبی از مـدل MDH حمایـت نمی‌کند. حجم معامله به عنوان نماینده‌ی جریان اطلاعات، تأثیر ضعیف و در برخی مـوارد بـی‌معنـا بـر تغییر بازده سهام دارد. از سوی دیگر، پـس از اعمـال حجـم معاملـه در معادلـه‌ی ۸، مشـاهده شـد کـه پارامترهای $\beta_1$ ، $\alpha_1$ و $\alpha_2$ معنادارتر شدند. بنابراین، نمی‌توان در مـورد مـدل MDH و فرضـیه‌ی آن مبنی بر اثر داشتن حجم معامله‌ها بر بازده سهام، به خوبی تصمیم‌گیری نمود.

### ۶. ۵. بررسی رابطه‌ی علّی

برای آزمون رابطه‌ی علّی از مدل VAR(1) استفاده شده که نتایج آن در جـدول شـماره ۹ ارائـه

شده است. انتخاب VAR بر مبنای حداقل سازی ملاک اطلاعاتی آکائیک و شوارتز است.

با توجه به جدول ۹ مشاهده می‌شود که تأثیر حجم معامله بر بازده سهام ضعیف اسـت. عـلاوه بـر این، واضح است که تأثیر بازده سهام بر حجم معامله مثبت و معنادار است.

با این حال، می‌توان با استفاده از آزمون علیت گرنجری، تصویر بهتری از تـأثیر حجـم معاملـه بـر بازده سهام و یا عکس آن به دست آورد. جدول ۱۰ نتـایج بـه دسـت آمـده از آزمـون گرنجـر در مـورد رابطه‌ی علّی غیر مستقیم بین بازده و حجم معامله و بین مجذور بازده (تغییرهای بازده) و حجم معامله را براساس نتایج VAR(1) (جدول شماره ۹) نشان می‌دهد.

نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی علّی مستقیم یک طرفه[۶۷] بین بازده سهام و حجـم معاملـه وجـود دارد (از طرف بازده سهام به حجم معامله). یعنی با آگاهی داشتن از داده‌هـای مربـوط بـه بـازده سـهام می‌توان پیش‌بینی کوتاه مدت حجم جاری معامله‌ها یا حجم آتی معاملـه‌هـای سـهام را بهبـود بخشـید (عکس آن صادق نیست). به علاوه جدول ۱۰ نشان می‌دهد که حجـم معاملـه و تغییـر بـازده نیـز یـک رابطه‌ی یک طرفه دارند که از طرف تغییر بازده سهام به حجم معامله‌ها می‌باشـد، در نتیجـه فرضـیه‌ی دوم رد می‌شود. این نتیجه، یافته‌های قبلی مبنی بر اینکه هر نوع تغییر قیمتی برای معامله‌های آتی بار اطلاعاتی دارد را رد می‌کند.

**جدول ۹: نتایج مدل خود توضیح برداری**

| Vector Autoregression Estimates | | |
|---|---|---|
| Included observations: 92 after adjusting endpoints | | |
| Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ] | | |
| | R | V |
| R(-1) | 0.995917 | 1.287555 |
| | -0.00934 | -0.41312 |
| | [ 106.595] | [ 3.11664] |
| | | |
| V(-1) | -8.96E-05 | 0.510817 |
| | -0.00207 | -0.0917 |
| | [-0.04322] | [ 5.57034] |
| | | |
| C | 44.92409 | -2815.789 |
| | -28.8081 | -1273.81 |
| | [ 1.55942] | [-2.21052] |
| R-squared | 0.995067 | 0.52325 |
| Adj. R-squared | 0.994956 | 0.512537 |
| Sum sq. resids | 302701.6 | 5.92E+08 |
| S.E. equation | 58.3193 | 2578.715 |
| F-statistic | 8976.874 | 48.84042 |

**ادامه جدول ۹**

| | | |
|---|---|---|
| Log likelihood | -503.0832 | -851.6816 |
| Akaike AIC | 11.00181 | 18.58004 |
| Schwarz SC | 11.08404 | 18.66227 |
| Mean dependent | 3407.558 | 3094.209 |
| S.D. dependent | 821.1887 | 3693.452 |
| Determinant Residual Covariance | | 2.26E+10 |
| Log Likelihood (d.f. adjusted) | | -1357.808 |
| Akaike Information Criteria | | 29.64801 |
| Schwarz Criteria | | 29.81247 |

**جدول ۱۰: آزمون‌های علّیت گرنجر**

| Pairwise Granger Causality Tests | | | |
|---|---|---|---|
| Sample: 1377:07 1385:03 | | | |
| Lags: 1 | | | |
| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Probability |
| V does not Granger Cause R | 92 | 0.00187 | 0.96562 |
| R does not Granger Cause V | | 9.71347 | 0.00246 |
| V does not Granger Cause R2 | 92 | 0.01014 | 0.92002 |
| R2 does not Granger Cause V | | 9.25917 | 0.00308 |

رابطه‌ی یک طرفه‌ی بین تغییر بازده و حجم معامله می‌تواند مؤید این مطلب باشد که ورود اطلاعات جدید، از یک فرآیند همزمان پیروی نمی‌کند و بازار بورس تهران کارا نیست.

## ۶. نتیجه‌گیری

این پژوهش بر اساس مطالعه‌های انجام شده در بازار سهام سایر کشورها (در مورد بررسی رابطه‌ی بازده سهام، تغییرهای بازده و حجم معامله) انجام گردید. در این پژوهش، علاوه بر بررسی روابط همزمان بین متغیرها ،روابط علّی نیز مد نظر قرار گرفته است. نتایج به دست آمده نشان دهنده‌ی وجود رابطه و وابستگی بین بازده سهام و حجم معامله در بازار بورس اوراق بهادار تهران و تأئید این مطلب که آگاهی از بازده سهام باعث بهبود پیش‌بینی کوتاه مدت حجم معاملات خواهد شد، می‌باشد.

از سوی دیگر، فرضیه وجود رابطه‌ی مثبت بین تغییرهای بازده و حجم معامله نیز ثابت شد و جالب‌تر اینکه این رابطه‌ی مثبت نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی (گرنجری) یک طرفه، از طرف تغییر بازده به حجم معامله است. بنابراین، بورس اوراق بهادار می‌تواند با ارائه‌ی اطلاعاتی راجع به دلایل تغییر بازده به سهامداران، آنها را در تصمیم‌گیری برای انجام معامله یاری رساند.

از دیگر یافته‌های تحقیق، وجود شواهد ضعیف دال بر وجود رابطه‌ی همزمان موثر بین تغییر

بازده و حجم معامله است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی علّی مستقیم یک طرفه بین بازده سهام و حجم معامله وجود دارد ( از طرف بازده سهام به حجم معامله). یعنی با آگاهی داشتن از داده‌های مربوط به بازده سهام می‌توان پیش‌بینی کوتاه مدت حجم جاری معامله‌های یا حجم آتی معامله‌های سهام را بهبود بخشید (عکس آن صادق نیست). حجم معامله و تغییر بازده نیز یک رابطه‌ی یک طرفه دارند که از طرف تغییر بازده سهام به حجم معامله‌های می‌باشد. این نتیجه، یافته‌های قبلی مبنی بر اینکه هر نوع تغییر قیمتی برای معامله‌های آتی بار اطلاعاتی دارد را رد می‌کند.

همچنین، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بالا رفتن بازده باعث افزایش حجم معامله خواهد شد. تخمین مدل گارچ (۱و۲) در مورد بازده سهام و تغییرهای آن نشانگر تأثیر شدید ARCH در تغییر شرایط است. اگر حجم معامله را به عنوان نماینده‌ی اطلاعات ورودی در نظر بگیریم، پس ماند واریانس به مرور زمان افزایش می‌یابد. تخمین گارچ به خوبی از مدل MDH حمایت می‌کند، زیرا قرار دادن حجم معامله در معادله‌ی واریانس، بیشتر ضرایب را معنادار می‌کند که منعکس کننده‌ی تأثیر قوی ARCH (که در معادله‌ی واریانس مشروط مشاهده شد) می‌باشد.

نتایج به دست آمده با استفاده از آزمون علیت گرنجر نشان دهنده‌ی رابطه‌ی علّی یک طرفه‌ی بین بازده سهام و حجم معامله است. یعنی اینکه جریان اطلاعات همزمان نیست؛ بلکه به صورت متوالی است و ورود اطلاعات جدید، از یک فرآیند همزمان پیروی نمی‌کند و بازار بورس تهران کارا نیست.

یافته‌های پژوهش از بعضی جهات با یافته‌های مطالعات قبلی متفاوت است. در حالی که مطالعات قبلی تنها از وجود رابطه‌ی همزمان و همبستگی ضعیف بین بازده سهام و حجم معامله حمایت کرده اند، ما به همزمانی و پویایی قابل توجهی در روابط بین این متغیرها دست یافتیم. یکی از دلایل این تفاوت در نتیجه گیری بین ما و مطالعات سابق، استفاده از روش‌های مختلف جهت برآورد معادله‌ها (معادله‌ی ۳ و ۴) است و دلیل دیگر به استفاده از آزمون علیّت گرنجری بر می‌گردد. پژوهش‌های پیشین (مستل؛ گارگل؛ مجد، ۲۰۰۳) شواهد ضعیفی در حمایت از وجود رابطه‌ی علیّت بین بازده سهام و حجم معامله به دست آوردند. در این پژوهش نیز رابطه‌ی علیّت یک طرفه بین این دو متغیر مشاهده شد. علاوه بر این، نتایج حاکی از وجود رابطه‌ی علیت یک طرفه بین دو متغیر تغییر بازده و حجم معامله است که با نتایج پژوهش‌های پیشین مطابقت دارد.

نتایج پژوهش حاضر می‌تواند به درک بهتر زیرساخت‌های بازار سهام، به خصوص بازارهای نو ظهور کمک کند. با این وجود، از آنجایی که بازار سهام ایران در مقایسه با بازارهای توسعه یافته ضعیف و کوچک است، پژوهش‌های تجربی تطبیقی بیشتر لازم می‌باشد.

متغییرهایی؛ چون خصوصی سازی، سیاست‌های دولتی و عوامل اقتصادی ممکن است، بر رابطه‌ی بین حجم معامله و بازده اثر بگذارد که این می‌تواند جزء محدودیت‌های این پژوهش باشد.

**یادداشت‌ها**

1.Hung
2.Yang
3.Pascual
4.Capital Assets Pricing Modal
5.Baklaci
6.Kasman
7.Karpoff
8.Event Studies
9.Speculative Prices
10. Return volatilities
11. Contemporaneous
12. Karpoff
13. Hiemstra
14. Jones
15. Mestel et al.
16. Brailsford
17. Lee
18. Rui
19. Brock
20. Lebaron
21. Time series models of conditional heteroskedasticity
22. Lamoureux
23. Lastrapes
24. Andersen
25. Gallo
26. Pacini
27. Omran
28. Mckenzie
29. Dow Jones
30. Darrat et al.
31. Ane et al.
32. Rangau
33. Mixture of Distribution Hypothesis (MDH)
34. Causal relationships
35. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
36. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
37. Engle
38. Volatility Clustering
39. Residuals
40. Fat Tail
41. Heteroscedasity
42. Serial correlation
43. Cross Correlation Analysis
44. Testing for Unit Roots
45. Vector Autoregressive (VAR)
46. Non-stationarities
47. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
48. MacKinnon
49. Three stage least squares
50. Emerging markets
51. Serial dependence
52. Serial correlation
53. Clark
54. Epps
55. Tauchen
56. Pitts
57. Maximum Likelihood
58. Ordinary Least Squares (OLS)
59. Schwartz
60. Akaike
61. Jarque-Bera
62. Carlos M. Jarque
63. Anil K. Bera
64. Cross-Correlation analysis
65. Unit Root Tests
66. Maximum Likelihood
67. Mono-causality

## منابع

### الف. فارسی

امید قائمی، مصطفی. (۱۳۷۹). *بررسی رابطه‌ی بین حجـم معاملـه‌هـا و قیمـت سـهام در شـرکت‌هـای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران*. **پایان‌نامه کارشناسی ارشد،** دانشگاه شهید بهشتی.

ابریشمی، حمید. (۱۳۷۰). **اقتصادسنجی کاربردی**. موسسه‌ی تحقیق‌های پولی و بانک.

بیدرام، رسول. (۱۳۸۱). **همگام با اقتصاد سنجی**. تهران: منشور بهره‌وری.

زیوداری، مهدی. (۱۳۸۴). *بررسی رابطه تجربی بین حجم معامله‌هـا، بـازده سـهام و نوسـانات بـازده در بورس اوراق بهادار تهران*. **پایان‌نامه کارشناسی ارشد،** دانشگاه تربیت مدرس.

صمدی، سعید؛ شیرانی فخر، زهره و داورزاده، مهتاب. (۱۳۸۶). *بررسی میزان اثرپذیری شـاخص قیمـت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مـدل سـازی و پـیش بینـی)*، **فصـل‌نامـه بررسی‌های اقتصادی**. ۴ (۲)، ۲۵-۵۱.

### ب. انگلیسی

Andersen, T. G. (1996). *Return Volatility and Trading Volume: an Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility*. **Journal of Finance,** 51 (1), 169–204.

Ane, T. and Ureche-Rangau, L. (2006). *Does Trading Volume Really Explain Stock Returns Volatility?* **Int. Fin. Markets, Inst. and Money,** in press.

Baklaci, H. and Kasman, A. (2008). *An Empirical Analysis of Trading Volume and Return Volatility Relationship in the Turkish Stock Market.* **http://eab.ege.edu.tr/pdf/6_2/C6-S2-M11.pdf.**

Brailsford, T. G. (1996). *The Empirical Relationship between Trading Volume, Returns and Volatility*. **Accounting and Finance,** 35 (1), 89-111.

Brock, W. A. and Lebaron, B. D. (1996). *A Dynamic Structural Model for Stock Return Volatility and Trading Volume*. **The Review of Economics and Statistics**. 78 (1), 94-110.

Chen, G. M., Firth, M. and Rui, O. M. (2001). *The Dynamic Relation between Stock Returns, Trading Volume and Volatility*. **The Financial Review**. 38, 153-174.

Clark, P. K. (1973). *A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices*. **Econometrica**. 41 (1), 135–156.

Darrat, A. F., Rahman, S. and Zhong, M. (2003). *Industry Trading Volume and Return Volatility of the DJIA Stocks: A Note.* **Journal of Banking and Finance**. 27 (10), 2035-2043.

Epps, T. W. and Epps, M. L. (1976). *The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications of the Mixture of Distribution Hypothesis.* **Econometrica**. 44 (2), 305-321.

Gallo, G. M. and Pacini, B. (2000). *The Effects of Trading Activity on Market Volatility.* **The European Journal of Finance**. 6 (2), 163-175.

Harris, L. (1986). *Cross-Security Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis.* **Journal of Financial and Quantitative Analysis**. 21, 39-46.

Hiemstra, C. and Jones, J. D. (1994). *Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation.* **Journal of Finance**. 49 (5), 1639-1664.

Hung, B. N. and Yang, C. W. (2001). *An Empirical Investigation of Trading Volume and Return Volatility of the Taiwan Stock Market.* **Global Finance Journal**. 12, 55-77.

Karpoff, J. M. (1987). *The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey.* **Journal of Financial and Quantitative Analysis**. 22 (1), 109-126.

Lamoureux, C. G. and Lastrapes, W. D. (1990). *Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume Versus GARCH Effects.* **Journal of Finance**. 45 (1), 221-229.

Lee, B. S. and Rui, O. M. (2002). *The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross-Country Evidence.* **Journal of Banking and Finance**. 26 (1), 51-78.

Mackinnon, J. G. (1991). Critical Values for Cointegration Tests, Chapter 13 in **Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration**, R. F. Engle and C. W. J. Granger (Eds.), Oxford: Oxford University Press.

Mestel, R., Gurgul, H. and Majdosz, P. (2003). *The Empirical Relationship between Stock Returns, Return Volatility and Trading Volume on the Austrian Stock Market.* University of Graz, **Institute of Banking and Finance, Research Paper**.

Omran, M. F. and Mckenzie, E. (2000). *Heteroscedasticity in Stock Returns Data Revisited: Volume Versus GARCH Effects.* **Applied Financial Economics**. 10 (5), 553-560.

Pascual, L., Romo, J. and Ruiz, E. (2006). *Bootstrap Prediction for Returns and Volatilities in GARCH Models*. **Computational Statistics & Data Analysis**. 50, 2293 – 2312.

Tauchen, G. and Pitts, M. (1983). The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets. **Econometrica**. 51 (2), 485-505.