

بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و نوسانات بازده^۱ در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر رضا نجار زاده^{*}

مهدی زیودار^{**}

^{*} دکتری علوم اقتصادی- عضو هیات علمی دانشگاه تربیت مدرس
^{**} کارشناس ارشد علوم اقتصادی- پژوهشگر اقتصاد

چکیده: در این مطالعه تحلیل تجربی ارتباط بین حجم معاملات و نوسانات بازده سهام به استناد فرضیه ترکیب توزیعها یا MDH در بازار بورس اوراق بهادار تهران بررسی و حجم معاملات و نوسانات شرطی در قالب مدل GARCH آزمون شده است. برخلاف نتایج مطالعه لامورکس و لاسترایس (۱۹۹۰)، یافته های این تحقیق کاهش در معنی داری و اندازه (مقدار) ضرایب معادله واریانس شرطی را هنگامی که حجم معاملات به عنوان یک متغیر برونزا وارد مدل گردید نشان نداده و نیز برخلاف مطالعات انجام شده بازارهای توسعه یافته، نوسانات بازده هنگامی که حجم معاملات به عنوان جایگزینی برای ورود اطلاعات در نظر گرفته می شود از بین نرفت و موضوعیت فرضیه MDH در بازار ایران اثبات نشد. علت این موضوع را عدم ورود همزمان اطلاعات به بازار که از فروض اصلی فرضیه MDH می باشد بیان کرده ایم.

کلید واژه ها: حجم معاملات، فرضیه MDH، فرضیه SIAH، نوسانات بازده، GARCH

^۱ Volatility

۱- مقدمه:

دو ضرب المثل مهم در بازار بورس وال استریت وجود دارد: ۱- این حجم معاملات است که تغییرات قیمت را به وجود می آورد. ۲- حجم معاملات در بازارهای پر رونق^۱ نسبتا سنگین و در بازارهای راکد^۲ نسبتا سبک است.^۳ مطالعات انجام شده در این حوزه به خوبی توانسته اند این دو ضرب المثل را مورد آزمون قرار دهند. تعداد زیادی از مطالعات تجربی موید رابطه حجم معاملات و قدر مطلق تغییر قیمت (ضرب المثل اول) و ارتباط مثبت بین حجم معاملات و تغییر قیمت می باشند (ضرب المثل دوم). از دیدگاه کارپوف (۱۹۸۷)^۴ حداقل چهار دلیل برای اهمیت ارتباط حجم معاملات و قیمت سهام وجود دارد:

اول) در بازارهای مالی مدلهایی مورد بحث و بررسی قرار می گیرد که روابط مختلفی بین حجم معاملات و قیمت سهام را با توجه به نرخ ورود اطلاعات به بازار، چگونگی انتشار اطلاعات، اندازه بازار و وجود قیدهای معاملات کوتاه مدت پیش بینی می کند و لذا روشن شدن نحوه ارتباط حجم معاملات و بازده سهام دیدگاهها را نسبت به بازارهای مالی و تشخیص (تمایز) فرضیه های مختلف در مورد ساختار بازار شفاف می کند.

دوم) آگاهی از نحوه ارتباط حجم معاملات و قیمت سهام برای مطالعاتی که از ترکیبی از داده های حجم معاملات و قیمت سهام جهت تفاسیر خود استفاده می کنند اهمیت دارد. به عنوان مثال در آزمونی که تغییر قیمت ارزیابی بازار از ورود اطلاعات جدید و حجم معاملات به عنوان شاخصی از میزان اختلاف عقیده در تفسیر آن اطلاعات می باشد آگاهی از نحوه ارتباط حجم معاملات و قیمت سهام مهم می باشد.

سوم) رابطه حجم معاملات و قیمت سهام در مورد مباحث مربوط به توزیع قیمتتهای سفته بازی^۵ از اهمیت خاصی برخوردار است. هنگامی که در یک دوره مشخص از داده های روزانه نمونه گیری می شود، نرخ بازده در مقایسه با توزیع نرمال، توزیعی کشیده تر می باشد. جهت توضیح این موضوع یک فرضیه می گوید قیمت از توزیع های

¹ Bullish Market

² Bearish Market

³ Gunduz.L,Hatemi.J, « stock price- volume relation in east european stock markets », working paper, p.5

⁴ Karpoff

⁵ Speculative prices

ترکیبی با واریانسهای متفاوت نمونه گیری شده اند (فرضیه ترکیب توزیع ها یا ¹(MDH).

چهارم) روابط حجم معاملات - تغییر قیمت دلالت‌های معنی داری بر بازارهای آتی^۲ می باشد. تغییرات قیمت، حجم معاملات قراردادهای آتی را تحت تاثیر قرار می دهد و در واقع در برگیرنده این نظریه است که آیا سفته بازی در صورت یک عامل تثبیت کننده قیمت عمل می کند و یائبات قیمت‌های آینده را به هم می زند. زمان تحویل کالا در قرار دادهای آتی حجم معاملات را تحت تاثیر قرار می دهد و از طریق این تغییر احتمالا قیمت‌ها نیز تغییر می کند.

در این مطالعه قصد داریم به بررسی رابطه حجم معاملات و نوسانات بازده سهام بپردازیم. این مقاله در پنج بخش طراحی شده است. در بخش اول مقدمه ای بر موضوع نوشته شده است. بخش دوم به مروری بر ادبیات موضوع می پردازد و در بخش سوم متدولوژی و داده های تحقیق ارائه می شود. نتایج آزمونهای تحقیق نیز در بخش چهارم ارائه خواهد شد و در نهایت در بخش پایانی نتیجه گیری ارائه شده است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

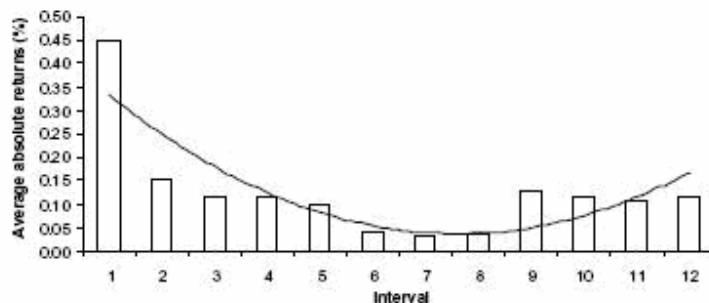
در مورد ارتباط حجم معاملات و بازده سهام آنچه که بیش از هر چیزی ذهن محققان را به خود مشغول کرده چگونگی و علت ارتباط حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار می باشد. در این باره محققان فرضیات مختلفی را ارائه داده اند. از دلایل اولیه که به منظور ارتباط مثبت بین بازده سهام و حجم معاملات ارائه شده است موضوع یو -شکل^۳ بودن تغییرات قیمت و حجم معاملات در طول یک روز معاملاتی می باشد. کالف، لیو و فام (۲۰۰۲)^۴ در بررسی نوسانات بازده و ورود اطلاعات عام با استفاده از داده های تعداد خبرهای وارده به بازار، قدر مطلق بازدهی و حجم معاملات در طول یک روز معاملاتی (۱۲ دوره نیم ساعتی) یو- شکل بودن را با استفاده از شکل‌های زیر توضیح داده اند.

¹ Mixture of Distribution Hypothesis

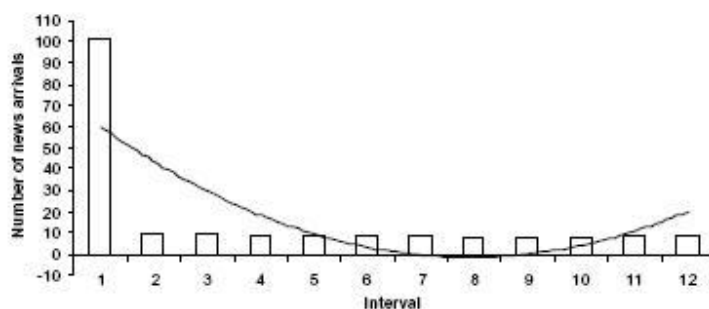
² Future Markets

³ U-Shape

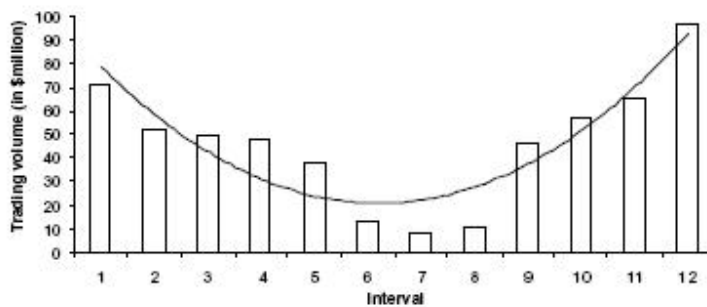
⁴ Kaley , Liu and Pham (2002)



شکل (۱-۲): داده های قدرمطلق بازده در طول یک روز معاملاتی با استفاده از نمودار هیستوگرام



شکل (۲-۲): داده های تعداد خبرهای رسیده در طی یک روز معاملاتی با استفاده از نمودار هیستوگرام



شکل (۳-۲): حجم معاملات در طی یک روز معاملاتی با استفاده از نمودار هیستوگرام

از مطالعه کالف، لیو و فام (۲۰۰۲) می توان نتیجه گرفت که فزونی گرفتن حجم معاملات، تغییر قیمت و تعداد اخبار رسیده به بازار در دوره های آغاز و پایان معاملات می تواند نشانگر این موضوع باشد که این متغیرها به گونه ای با هم ارتباط مثبت دارند.

به دنبال بحث یو- شکل بودن متغیرها در طول یک روز معاملاتی محققان زیادی سعی در بررسی دلایل ارتباط مثبت حجم معاملات، بازده سهام و تغییر قیمت نموده اند^۱ و عموماً به چهار دلیل تئوریک اشاره کرده اند^۲ :
دلیل اول) فرضیه ورود متوالی اطلاعات یا SIAH^۳
دلیل دوم) فرضیه ترکیب توزیعها یا MDH^۴
دلیل سوم) قیمت گذاری داراییها بر اساس انتظارات عقلایی یا REAP^۵
دلیل چهارم) اختلاف عقیده یا DO^۶

در این مقاله به بررسی دقیق دو فرضیه جانشین SIAH, MDH که بعدها مبنای شکل گیری یک متدولوژی برای تحقیقات تجربی شدند، پرداخته می شود.

۱-۲- مدل ورود متوالی اطلاعات یا SIAH

این مدل توسط کوپلند در سال ۱۹۷۶ ارائه شد و توسط جنینگ، استارکس و فلینگهام (۱۹۸۱) توسعه داده شد. در این مدل مبادله گران به دو دسته خوشبین و بدبین تقسیم شده اند. همچنین مبادلات کوتاه مدت پرهزینه تر از مبادلات بلندمدت فرض شده است. بنابراین سرمایه گذاری که خرید و فروش کوتاه مدت می کنند نسبت به تغییرات قیمت کمتر حساس هستند. آنها نشان دادند که به طور عمومی زمانیکه مبادله گران بدبین هستند حجم معاملات کمتر از زمانی است که مبادله گران خوشبین هستند.

در مدل SIAH ارائه شده توسط کوپلند ۱۹۷۶، مورس ۱۹۸۰، جنینگ، استارکس و فلینگهام ۱۹۸۱، و جنینگ و باری ۱۹۸۳ یک رابطه مثبت همزمان (و علی) بین حجم معاملات و قدر مطلق تغییر قیمت مشاهده شده است. در این مدل فرض می شود که اطلاعات در یک شیوه تصادفی و دائمی به دست مبادله گران می رسد بدین صورت که مدل در آغاز از یک موقعیت^۷ تعادلی اولیه که همه مبادله گران اطلاعات مشابهی در اختیار دارند شروع شده و در نهایت با ورود اطلاعات جدید به بازار مبادله

^۱ کارپوف (۱۹۸۷) در یک مطالعه جامع از تحقیقات تجربی تئوریک در ارتباط بین تغییرات قیمت سهام و حجم معاملات مشاهده نمود که اغلب مطالعات قبلی به بررسی روابط همزمان بین حجم معاملات و تغییر قیمت پرداخته و اکثراً نیز این ارتباط را مثبت به دست آورده اند.

^۲ Gong- meng Chen, Michael Firth and Oliver Rui, « The Dynamic Relation Between Stock Returns, Trading Volume and Volatility », The financial review, p-155

^۳ Sequential Information Arraival Hypothesis

^۴ Mixture of Distribution Hypothesis

^۵ Rational Expectation Asset Pricing

^۶ Difference of Opinion

^۷ Position

گران در انتظاراتشان بازنگری می کنند. به هر حال مبادله گران علائم^۱ اطلاعاتی را به طور همزمان دریافت نمی کنند. عکس العمل های متفاوت مبادله گران به اطلاعات بخشی از یک سری تعادل های ناقص می باشد. هنگامی که همه مبادله گران تحت تاثیر علائم اطلاعاتی قرار گرفتند، پایان تعادل رسیده است.

عکس العمل مداوم به اطلاعات در SIAH پیشنهاد می کند که مقادیر با وقفه نوسانات، توانایی این را دارند که حجم معاملات جاری را تحت تاثیر قرار دهند و بر عکس. به عبارت دیگر طبق مدل SIAH حجم معاملات با وقفه قدرت پیش بینی برای بازدهی سهام و متغیر با وقفه بازدهی قدرت پیش بینی حجم معاملات جاری را دارا می باشند. جنینگ و باری (۱۹۸۳) مدلی از SIAH را توسعه دادند که در آن به مبادله گران اجازه سفته بازی داده می شد. سفته بازی باعث می شود که قیمتها سریعتر به اطلاعات جدید واکنش نشان داده و خود را تعدیل کنند.

در سال ۱۹۸۱ جنینگ، استارکس و فلینگهام در تلاش برای فهم بهتر فرایند پویای تعدیل قیمت بازار مدلی را تشریح کردند که در آن از طریق تغییر در انتظارات سرمایه گذاران چگونگی تعدیل یک بازار به اطلاعات جدید تشریح شده است و تاکید آن بر تاثیر اطلاعات بر قیمت های دارایی و حجم معاملات می باشد. این محققان نشان دادند که روابط حجم معاملات و تغییر قیمت و بازده سهام تحت تاثیر تعداد سرمایه گذاران در بازار، میزان اطلاعات منتشر شده و تفاوت در تفسیر اطلاعات می باشند.

در دهه گذشته قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و کارایی بازار بیشتر مطالعات مالی را به خود اختصاص داده اند. اغلب این مطالعات تاثیر اطلاعات بر انتظارات سرمایه گذاران را تصریح نکرده اند. مطالعه اثرات اطلاعات شامل این است که چگونه اخبار به بازار می رسد و توسط یک فعال بازار^۲ پردازش می شود، چگونه بازنگری در نظرات منجر به عکس العمل یک فعال بازار می شود و چگونه بازار به این شوک عکس العمل نشان می دهد.

مدل SIAH که توسط کوپلند ارائه شد، چارچوبی برای این فرایند پویای تعدیل ارائه داده است. در مدل SIAH جنینگ، استارکس و فلینگهام (۱۹۸۱) فرایند تعدیل از یک تعادل اولیه در بازار آغاز می شود و سپس یک خبر به بازار وارد می شود. در مطالعات قبلی که از تحلیل تعادل استفاده نموده اند، فرض شده بود که همه فعالان بازار به طور همزمان از اخبار مطلع می شوند در حالی که در مدل SIAH فرض شده است که در آغاز فقط یک مبادله گر صاحب خبر می شود. این مبادله گر خبرها را تفسیر نموده، نظراتش را بازنگری نموده و معامله به یک موقعیت بهینه جدید می رسد.

¹ Signal

² agent

نتیجه این سری از حوادث ایجاد حجم معاملات و یک تعادل جدید می باشد. پس از اینکه بازار به تعادل جدید رسید، مبادله گر بعدی صاحب خبر می شود و پس از طی حوادث مشابه، تعادل موقتی بعدی ایجاد می شود. این فرایند تا هنگامی ادامه می یابد که همه مبادله گران مطلع شوند وقتی که مبادله گر نهایی اطلاعات را دریافت نمود، بازار به تعادل نهایی می رسد. فرایند متوالی اجازه می دهد که افراد مسیر مبادلات، قیمتها و حجم معاملات را مشاهده نمایند. بعلاوه این مدل به دلیلی ورود متوالی (ونه همزمان) اطلاعات به بازار مدلی واقعی تر برای حوادث و ورود اطلاعات می باشد. این نتایج در بازار جدید باعث اصلاح قیمت و ایجاد حجم می شود. بنابراین در فرضیه SIAH داری م:

گام اول:

- ۱- الف) مبادله گر اول اطلاعات را دریافت می کند.
- ۱- ب) مبادله گر اول نظراتش را اصلاح می کند.
- ۱- ج) بازار به تعادل جدید می رسد.

گام دوم:

- ۲- الف) مبادله گر دوم اطلاعات را دریافت می کند.
- ۲- ب) مبادله گر دوم نظراتش را اصلاح می کند.
- ۲- ج) بازار به تعادل جدید می رسد.

و....

گام M

- M- الف) مبادله گر M ام اطلاعات را دریافت می کند.
- M- ب) مبادله گر M ام نظراتش را اصلاح می کند.
- M- ج) بازار به تعادل جدید می رسد.

در نتیجه نهایتاً $M+1$ تعادل به وجود می آید، یک تعادل اولیه و M تعادل برای همه M مبادله کننده هنگامی که خبر را دریافت می کنند.

مدل SIAH یک رابطه پیچیده بین تغییر قیمت، حجم معاملات و فاکتورهایی که این دو متغیر را تحت تاثیر قرار می دهند پیش بینی می کند و نشان می دهد که این دو متغیر به موارد زیر حساس می باشد:

- تعداد سرمایه گذاران
- ترکیب بدبین ها و خوشبین ها و افراد نامطلع
- سطح واقعی انتظارات هر دسته از سرمایه گذاران

انتقاداتی که خود محققان به این مدل وارد می کنند این است که این مدل نمی تواند شکل دقیقی از فرایند تعدیل عدم تعادل را ارائه دهد زیرا این مدل شامل یک سری از تعادلهای بازار می باشد.

از پیچیدگی های این مدل این است که ممکن است در هر لحظه از زمان چندین شوک اطلاعاتی به بازار وارد شود و مانع از تشکیل یک تعادل نهایی شود و قبل از اینکه یک خبر به همه مبادله گران برسد، خبر دیگر به بازار وارد شود.

۲-۲- مدل ترکیب توزیع ها یا MDH

مدل MDH در ابتدا توسط کلارک در سال ۱۹۷۳ ارائه شد و بعدها در سال ۱۹۷۶ توسط آپس و آپس توسعه یافت. فرضیه MDH به عنوان جایگزینی برای فرضیه SIAH ، بر این موضوع دلالت دارد که ارتباط بین حجم معاملات و بازده سهام به نرخ جریان اطلاعات به بازار وابسته می باشد. در این مدل همه مبادله گران علائم قیمت جدید را به صورت همزمان دریافت می کنند و انتقال به تعادلهای جدید فوراً صورت می پذیرد و تعادلهای واسطه شکل نمی گیرند. این موضوع بر خلاف SIAH که می گوید تعادلهای واسطه جهت رسیدن به تعادل نهایی شکل می گیرند می باشد. در نتیجه طبق فرضیه MDH نباید هیچ گونه اطلاعاتی در داده های نوسانات گذشته وجود داشته باشد که بتوان از آن برای پیش بینی حجم (یا بالعکس) استفاده نمود زیرا این متغیرها به صورت همزمان در پاسخ به ورود اطلاعات جدید تغییر کرده اند.

فرضیه MDH به عنوان تفسیری از ارتباط بین حجم معاملات، تغییر قیمت و نرخ جریان اطلاعات پیشنهاد شده است. این مدل فرض می کند که قیمتها و حجم معاملات به جریان ورود اطلاعات در طول زمان معاملات واکنش نشان می دهند. از این رو تغییر قیمت روزانه مجموعه ای از تغییرات قیمت روزانه است.

در مدل MDH کلارک ۱۹۷۳ و آپس و آپس (۱۹۷۶) جریان اطلاعات به عنوان متغیر نهانی که حجم معاملات را تحت تاثیر قرار می دهد دیده شده است. این مدل پیشنهاد می کند که تغییر قیمت و حجم معاملات به واسطه وابستگی شان در یک حادثه مشترک یک ارتباط مثبت دارند.

مدلهای مختلف MDH تفاسیر متفاوتی از ارتباط مثبت بین بازده جاری سهام و حجم معاملات ارائه داده اند. در مدل کلارک، جایگزینی حجم معاملات به جای سرعت اطلاعات که به عنوان فاکتور مشترک پنهانی معرفی می شود ارتباط مثبت مشاهده شده بین حجم معاملات و واریانس تغییر قیمت را توضیح می دهد. در این مدل همچنین رابطه علی از حجم معاملات به بازدهی وجود ندارد. برعکس آپس و

اپس (۱۹۷۶) از حجم معاملات به عنوان معیار اختلاف نظر بین مبادله گران استفاده نموده است، زیرا مبادله گران هنگامی که اطلاعات جدید وارد بازار می شود نظرات خودشان (وقیمتهای مورد نظرشان) را مورد بازنگری قرار می دهند. بنابراین انتظار می رود سطح حجم معاملات با افزایش اختلاف نظر بین سرمایه گذاران افزایش یابد. در این مدل وجود روابط علی از حجم معاملات به قدر مطلق بازدهی سهام قابل پیش بینی است.

در یک شکل فرضیه MDH ارائه شده توسط اپس و اپس (۱۹۷۶) مدلی استخراج شد که در آن واریانس تغییر قیمت در یک معامله، شرطی بر روی حجم آن معامله می باشد. مدل آنها مشابه مدل SIAH است که در آن راه های اخذ اطلاعات و پاسخ دادن سرمایه گذاران به آنها همه یک ساختار ویژه می باشد و آنها برای مدلشان تاییدهای تجربی نیز مبنی بر ارتباط $|\Delta P|_V$ در سطوح معاملات آوردند، این یافته ها نیز در مطالعات وود، مک اینیش و اورد (۱۹۸۵) مطالعات دیگری تایید شد. بایستی توجه شود که در مدل اپس و اپس (۱۹۷۶) ضروری است که همه سرمایه گذاران به طور همزمان و نه تدریجی (همانند مدل SIAH که مبادله گران به صورت متوالی و تدریجی مطلع می شوند) صاحب اطلاعات شوند.

مدلهای MDH به طور کلی از مدل های SIAH به دو دلیل متداول تر هستند:

۱- مدل های MDH با فرضیه انتشار اطلاعات به صورت همزمان و تدریجی سازگارند.

۲- مدل MDH با توزیع تجربی تغییرات قیمت و تفاوت در همبستگی بین V $|\Delta P|$ در فراوانی های متفاوت سازگار می باشد.

بدنبال ارائه این مدلها، محققان زیادی سعی در تفسیر آنها در دنیای واقعی کردند. با شکل گیری روش اقتصادسنجی فرایند خودتوضیح واریانس ناهمگن شرطی یا اثرات^۲ ARCH^۳ و GARCH در سالهای ۱۹۸۲ و ۱۹۸۶ لامورکس و لاسترایس (۱۹۹۰) یک متدولوژی جهت تفسیر دو فرضیه SIAH, MDH ارائه دادند که مبنای شکل گیری بسیاری از مطالعات تجربی قرار گرفت. این دو محقق بر پایه مدل های ARCH انگل (۱۹۸۲) و مدل GARCH بولرسلف (۱۹۸۶)^۴ و نیز مدل MDH اپس و اپس (۱۹۷۶) به بررسی ارتباط حجم معاملات و نوسانات بازده سهام پرداختند. آنها طبق مدل خودتوضیح واریانس ناهمگن شرطی تعمیم یافته (GARCH) بولرسلف، واریانس

^۱ حجم معاملات و تغییرات قیمت

^۲ Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

^۳ Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity

^۴ Bollerslev(1986)

شرطی سری های زمانی را به عنوان تابعی از مجذور خطای گذشته محدود نمودند. نتیجه ای که از تحقیق لامورکس و لاستراپس گرفته شد این بود که می توان از حجم معاملات روزانه به عنوان متغیر جانشین برای ورود اطلاعات استفاده نمود. مدل آنها نشان داد که اگر حجم معاملات به عنوان توضیح دهنده ناپایداری بازده سهام مورد توجه قرار گیرد، پدیده ARCH تمایل به از بین رفتن دارد. چون متغیرهای ترکیبی تصادفی اغلب باعث کشیدگی در توزیع بازدهی سهام هستند، حضور حجم معاملات به عنوان یک جانشین می تواند توضیح دهنده غیر نرمال بودن باشد.¹ پس از لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰) مطالعات مختلفی توسط محققان انجام گرفته است که نتایج و روش تحقیق آنها به طور خلاصه در جدول شماره (۱) در انتهای مقاله ارائه شده است.

۳- متدولوژی و داده های تحقیق

در مطالعه حاضر در مورد نوسانات شرطی مربوط به حجم معاملات و بازدهی سهام به سوالات زیر پاسخ داده می شود:

۱- آیا حجم معاملات می تواند توضیح دهنده اثرات GARCH در بازدهی سهام باشد.

۲- آیا فرضیه MDH در توضیح اثرات GARCH می توان مفید باشد. همانطور که اشاره شد، به دنبال مطالعات انگل (۱۹۸۲) و بولرسف (۱۹۸۶) و حضور مدل های GARCH و ARCH در حوزه اقتصاد سنجی، لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰) توانستند به خوبی از این مدل ها جهت آزمون فرضیه MDH و نوسانات شرطی استفاده نموده و مدل خود را پی ریزی کنند. پس از لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰) اکثر محققان مدل های آنها را به عنوان مدل های پایه در نظر گرفتند.

در مطالعه حاضر نیز بر اساس متدولوژی لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰) و با الهام از مطالعه هانگ و یانگ (۲۰۰۱) و مستل، گورگول و مجدوز (۲۰۰۳) دو مدل زیر مورد آزمون قرار گرفته است.
مدل اول)

¹ Huang, B, Yang, C, « An empirical investigation of trading volume and return volatility of the taiwan stock market », Global Finance Journal 12, 2002, p 57-58

$$\begin{aligned}
R_t &= a + bR_{t-1} + \varepsilon_t \\
\varepsilon_t | (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) &\approx N(0, h_t) \\
h_t &= \alpha_0 + \alpha_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2(L)h_{t-1}
\end{aligned}$$

مدل دوم)

$$\begin{aligned}
R_t &= a + bR_{t-1} + \varepsilon_t \\
\varepsilon_t | (V_t, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) &\approx N(0, h_t) \\
h_t &= \alpha_0 + \alpha_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2(L)h_{t-1} + \alpha_3v_t
\end{aligned}$$

که در آن R بازدهی، $\alpha_1(L)$ و $\alpha_2(L)$ اپراتور وقفه می باشند و ε_t جزء غیر قابل پیش بینی بازدهی می باشد که دارای میانگین صفر و واریانس h_t می باشد. اگر فرضیه MDH یک مدل مربوط در توضیح اثرات GARCH در بازدهی سهام باشد، یعنی حجم معاملات به عنوان یک جایگزین برای نرخ ورود اطلاعات باشد، بایستی دیرپایی نوسانات را در فرایند واریانس شرطی مدل GARCH(1,1) جذب نموده و آنرا کاهش دهد. به همین منظور متغیر حجم معاملات در مدل دوم وارد شده است. به عبارت دیگر در معادله واریانس شرطی (معادله دوم) با ورود متغیر حجم معاملات بایستی یک کاهش اساسی در دیرپایی نوسانات نتیجه گرفته شود. درجه دیرپایی نیز برابر است با $\alpha_1 + \alpha_2$. علاوه بر آن α_3 بایستی بزرگتر از صفر و معنی دار باشد.

داده های تحقیق

به منظور اخذ داده ها جهت آزمون فرضیات تحقیق در بورس اوراق بهادار تهران از سه روش می توانستیم استفاده نماییم:

الف) استفاده از داده های روزانه شاخص^۱: این روش که داده ها را به صورت کلی^۲ برای کل بورس در نظر می گیرد در تحقیقات مختلفی مخصوصاً آنهایی که قصد مقایسه بورسهای مختلف دنیا را با هم داشته اند به کار برده شده است. از این مطالعات می توان به مطالعه تیموئی برایلسفورد (۱۹۹۴) و مطالعه چن، میکاییل فیرث و اولیور روی (۲۰۰۱) اشاره نمود.

^۱ index data

^۲ aggregate

ب) استفاده از داده های روزانه شرکتهای بورسی^۱ : استفاده از داده های روزانه شرکتهای با توجه به رشد توان آماری در دنیا در چند سال اخیر معمول شده است. به عنوان مثال در مطالعه مستل، گورگول و مجدوز (۲۰۰۳) از داده های ۳۱ شرکت بورسی استرالیا استفاده شده است. در مطالعه اخیر مارتین بوهل و هارالد اینتک از داده های ۲۰ شرکت بورسی لهستان استفاده شده است.

ج) استفاده از داده های بین روزی شرکتهای بورسی^۲ : مطالعات اندکی نیز با استفاده از داده های مربوط به معاملات بین روزی (دقیقه ای، ساعتی، و...) قصد بررسی ارتباط بین حجم معاملات و بازده سهام را داشته اند. از این مطالعات می توان به مطالعه دارات، رحمان و ژونگ (۲۰۰۳) اشاره نمود که با استفاده از داده های ۵ دقیقه ای برای ۳۰ شرکت بورسی در شاخص داوجونز قصد بررسی ارتباط حجم معاملات و نوسانات بازده را داشته اند.

در مقاله حاضر به دلیل موارد زیر استفاده از داده های روزانه شرکتهای بورسی بر سایر موارد ارجح تشخیص داده شده است:

- شاخص کل در بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)^۳ بر مبنای سرمایه شرکتهای بورسی تهیه شده و تغییر می کند همچنین سهام شناور آزاد شرکتهای در بورس اوراق بهادار تهران اندک است و لذا تغییرات شاخص نمی تواند مبنای صحیحی از کل بازار باشد.
- حجم معاملات عمده در بازار بورس اوراق بهادار تهران معمولاً زیاد می باشد که جدا نمودن آن از کل معاملات در داده های بین روزی (۵ دقیقه ای و...) عملاً غیر ممکن است.
- حداقل زمان برای یک معامله در بورس اوراق بهادار تهران ۴ روز است (البته به تازگی این فاصله به یک روز کاهش یافته است) و لذا استفاده از داده های ۵ دقیقه ای یا بین روزی به نظر صحیح نمی رسد.
- در نتیجه با توجه به دلایل گفته شده در بالا در این تحقیق از داده های روزانه شرکتهای بورسی (روش دوم) استفاده شده است. جهت انتخاب شرکتهای و دوره مورد بررسی به منظور کسب نتایج قابل اعتماد می بایست موارد زیر در نظر گرفته شود.
- رونق و رکود در دوره مورد بررسی
- نقد شوندگی شرکتهای
- تعداد شرکتهای جهت بررسی

¹ individual stocks

² intraday data

³ Tehran Price Index

سال ۱۳۸۳ برای بورس اوراق بهادار تهران دارای دوران متفاوتی بوده است، نیمه اول سال رونق و نیمه دوم سال رکود. به همین دلیل دوره زمانی را روزهای معاملات سال ۸۳ در نظر گرفتیم. اما به منظور افزایش تعداد مشاهدات و تعدیل رکود در نیمه دوم سال سه ماه اول سال ۱۳۸۴ نیز بدان افزوده شده است. به عبارت دیگر دوره بررسی از ۸۳/۱/۸ تا ۸۴/۳/۱۱ تعیین شد.

بورس اوراق بهادار تهران هر سه ماه یکبار اقدام به ارائه فهرستی از ۵۰ شرکت فعالتر بورس با توجه درجه نقدشوندگی (که در آن تعداد روزهای معامله شده در سه ماه، حجم معاملات و... لحاظ می شود) اعلام می شود و لذا پس از بررسی شرکتهای فعال در ۴ فصل سال ۱۳۸۳ مشاهده شد که تعداد ۱۴ شرکت در تمام طول سال ۸۳ جزء شرکتهای فعالتر بورسی بوده اند در نتیجه این مطالعه با داده های مربوط به ۱۴ شرکت بورسی از تاریخ ۸۳/۱/۸ تا ۸۴/۳/۱۱ انجام شده است که علائم اختصاری آنها به همراه توصیف آماریشان در جداول الف و ب آورده شده است:

جدول(الف) علائم اختصاری حجم و بازده برای شرکتهای مختلف

نام شرکت	حجم	بازده	نام شرکت	حجم	بازده
گروه بهمن	VGB	RGB	سرمایه گذاری ملی	VSM	RSM
نفت بهران	VNB	RNB	صدرا	VSR	RSR
صنعتی بهشهر	VSB	RSB	توسعه صنعتی	VTS	RTS
بیمه	VBM	RBM	سایپا	VSP	RSP
پارس دارو	VPD	RPD	سرمایه گذاری سپه	VSS	RSS
ایران خودرو	VKH	RKH	سیمان تهران	VST	RST
محورسازان	VMV	RMV	پتروشیمی آبادان	VPA	RPA

جدول (ب) شرح توصیف آماری داده ها (حجم معاملات، بازدهی)

نام شرکت	گروه بهمن	نفت بهران	صنعتی بهشهر	بیمه	پارس دارو	ایران خودرو	محورسازان	سرمایه گذاری ملی	صدرا	توسعه صنعتی	سایپا	سرمایه گذاری سیه	سیمان تهران	پتروشیمی آبادان
زمان مشاهدات	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۳/۰۸	۱۳۸۳/۰۱/۲۲ - ۱۳۸۴/۰۳/۰۹	۱۳۸۳/۰۱/۱۵ - ۱۳۸۴/۰۲/۱۰	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۳/۱۱	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۳/۱۱	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۳/۱۱	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۲/۲۶	۱۳۸۳/۰۱/۱۱ - ۱۳۸۴/۰۳/۱۱	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۳/۱۱	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۳/۱۱	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۳/۱۱	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۳/۱۱	۱۳۸۳/۰۱/۰۸ - ۱۳۸۴/۰۱/۳۱	۱۳۸۳/۰۱/۰۹ - ۱۳۸۴/۰۳/۱۱
تعداد مشاهده	۲۵۳	۲۵۳	۲۴۴	۲۷۷	۲۵۹	۲۵۱	۲۶۱	۲۳۵	۲۴۱	۲۴۲	۲۶۰	۲۲۳	۲۳۹	۲۴۷
بازدهی :														
متوسط بازدهی	۰.۲۴۹	۰.۱۶۰	-۰.۰۱۳	۰.۱۳۲	۰.۰۷۶	-۰.۰۱۱	۰.۱۴۱	۰.۰۸۹	-۰.۱۹۱	۰.۲۶۷	۰.۰۰۹	۰.۱۱۵	-۰.۱۷۰	۰.۵۶۴
انحراف معیار	۱.۷۰	۱.۲۱	۰.۹۲	۱.۸۴	۱.۳۳	۱.۱۱	۲.۰۹	۱.۶۸	۲.۰۱	۳.۳۰	۱.۱۸	۲.۶۲	۱.۱۲	۲.۶۱
چولگی	۱.۸۵	۰.۸۶	۲.۷۰	۰.۷۷	۱.۷۷	۱.۳۰	۰.۳۶	۱.۰۲	۱.۱۸	-۳.۸۴	۲.۰۹	-۱.۹۳	-۱.۸۸	۱.۲۰
کشی‌دگی	۷.۷۱	۶.۰۶	۲۱.۹۵	۱.۰۰	۱۳.۹۲	۷.۸۴	۰.۵۰	۲.۷۵	۶.۲۳	۳۷.۷۱	۱۱.۶۱	۱۶.۸۳	۱۶.۸۶	۴.۱۸
حجم معاملات :														
متوسط حجم معاملات	۷۶۶۵۴۱	۷۴۲۸۰	۴۴۶۸۸	۳۰۲۷۷۳	۲۷۶۲۱	۱۶۴۸۳۲۳	۱۴۲۵۹۹	۶۳۶۵۳۰	۶۱۷۴۸۷	۱۰۱۶۰۰۴	۶۷۱۲۷۵	۷۱۳۷۴۰	۹۸۱۳۵	۱۰۹۷۹۷
انحراف معیار	۱,۵۷۶,۳۱۷	۴۰۸,۴۶۳	۷۵,۶۷۷	۴۴۳,۲۵۰	۴۷,۸۶۳	۲,۲۵۲,۱۲۹	۴۵۵,۰۵۲	۱,۰۸۰,۲۶۰	۸۶۰,۳۸۸	۱,۳۷۵,۲۶۴	۱,۳۳۷,۳۴۴	۷۶۳,۶۵۱	۲۶۴,۵۳۳	۴۵۶,۲۷۶
چولگی	۴.۳۱	۹.۸۲	۶.۶۶	۴.۴۶	۳.۹۵	۳.۵۳	۱۰.۱۲	۵.۲۲	۷.۵۲	۳.۷۸	۳.۴۱	۴.۶۸	۶.۵۱	۹.۸۵
کشی‌دگی	۲۰.۳۵	۱۰۴.۰۰	۶۵.۴۳	۲۷.۸۳	۱۷.۳۷	۱۳.۶۳	۱۰.۸.۲۸	۳۶.۳۰	۷۶.۴۸	۱۵.۷۹	۱۳.۸۸	۳۰.۴۱	۴۷.۲۶	۱۰.۱.۴۷

در میان داده های بازدهی کمترین متوسط بازدهی مربوط به شرکت صنعتی دریایی ایران (۱۹۱/۰- درصد در روز) و بیشترین متوسط بازدهی مربوط به شرکت پتروشیمی آبادان (۵۶۴/۰+ درصد در روز) بوده است. بیشترین و کمترین انحراف معیار از داده های بازدهی مربوط به شرکت توسعه صنعتی ایران (۳/۳) و صنعتی بهشهر (۰/۹۲) می باشد.

همانطور که از جدول ۳-۱ مشاهده می شود چولگی داده های بازدهی اکثر شرکتهای انتخاب شده به جز سه شرکت سیمان تهران (۱/۸۵-)، سرمایه گذاری سپه (۱/۹۳-) و توسعه صنعتی ایران (۳/۸۴-) بقیه مثبت و نزدیک به عدد ۱ بوده است. بیشترین چولگی مثبت مربوط به شرکت صنعتی بهشهر می باشد. (۲/۷+)

مثبت بودن چولگی اکثر شرکتهای نشان دهنده طولانی بودن دم توزیع بازدهی ها به سمت راست و در مجموع افزایش احتمال بازدهی مثبت در این شرکتهای می باشد. هر چند که احتمال کسب بازدهی منفی در سه شرکت سیمان تهران، سرمایه گذاری سپه و سرمایه گذاری توسعه صنعتی ایران زیاد می باشد.

کشی‌دگی یا kurtosis سری های زمانی بازدهی شرکتهای فعالتر بورسی تماما مثبت و گاهی خیلی بزرگ می باشد. کمترین کشی‌دگی مربوط به شرکتهای سرمایه گذاری بیمه (+۱)، محروسازان ایران خودرو (۰/۵+) و سرمایه گذاری ملی (۲/۷۵+) می باشد و بیشترین مقادیر کشی‌دگی مربوط به شرکتهای صنعت بهشهر (۲۱/۹۵+)، سرمایه گذاری توسعه صنعتی ایران (۳۷/۷۱+)، سیمان تهران و سرمایه گذاری سپه (۱۶/۸۶+) و (۱۶/۸۳+) می باشد. این مقادیر نشان می دهند که تقریباً همه توزیع های بازدهی این شرکتهای حالت کشیده leptokurtic دارا هستند بدین معنی که تجمع بازدهی های آنها اکثراً در نزدیکی های میانگین بازدهی ها می باشد.

در بین شرکتهای بورسی مورد بررسی از تاریخ ۸۳/۱/۸ - ۸۴/۳/۱۱ بیشترین متوسط حجم معاملات (تعداد سهام معامله شده) مربوط به شرکت ایران خودرو (۱۶۴۸۳۲۳ سهم در روز) و سرمایه گذاری توسعه صنعتی (۱۰۱۶۰۴۴ سهم در روز) بوده است و کمترین متوسط بازدهی مربوط به شرکتهای پارس دارو (۲۷۶۲ سهم در روز) و صنعتی بهشهر (۴۴۶۸۸ سهم در روز) می باشد. کمترین و بیشترین انحراف معیار برای شرکتهای پارس دارو (۴۷۸۶۳) و ایران خودرو (۲۲۵۲۱۲۹) بوده است.

چولگی یا Skewness برای همه شرکتهای مورد بررسی مثبت و بزرگ بوده است که این موضوع نشان دهنده تمایل شدید توزیع حجم معاملات در این شرکتهای به سمت راست می باشد. کشی‌دگی یا kurtosis نیز در همه شرکتهای مثبت و شدیداً بزرگ می باشد به طوری که کمترین کشی‌دگی با عدد ۱۳/۶ مربوط به شرکت ایران خودرو و

بیشترین کشیدگی مربوط به شرکت محورسازان ایران خودرو با عدد ۱۰۸/۲۸ بوده است و این موضوع نیز leptokurtic بودن توزیع های حجم معاملات را تایید می کند. در اغلب سری های زمانی به علت وجود روند مشترکی که در آنها ممکن است وجود داشته باشد، تمایل به همجهتی آنها وجود دارد و چنانچه متغیرهای سری زمانی که ناپایا هستند، در برآورد ضرایب الگوی مورد استفاده قرار نمی گیرند ممکن است به یک رگرسیون کاذب دست یابی می کند. این موضوع برای بررسی روابط همزمان بین حجم معاملات و بازده سهام نیز صادق است. بنابراین جهت آزمون اینکه آیا سری زمانی بازدهی و حجم معاملات مانا هستند یا نه از آزمون دی کی - فولر تعمیم یافته ای ADF همانند اکثر مطالعات به صورت زیر استفاده کرده ایم:

معادله (۴-۱)

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta x_{t-i}$$

که در آن حجم معاملات و بازده سهام و n تعداد وقفه بهینه می باشد که با استفاده از نرم افزار eviews وقفه بهینه انتخاب خواهد شد. در جدول (ج) تخمین آزمون ری شه واحد همه سهم ها برای حجم معاملات ارائه شده است و مشخص شد که برای هیچ کدام از سهم ها فرضیه صفر وجود ری شه واحد تالی د نشد. آزمون ری شه واحد برای بازده سهام نیز بررسی شد. در جدول (د) خلاصه تخمین آزمون ری شه واحد همه سهم ها برای بازدهی سهام ارائه شده است و مشخص شد که برای هیچ کدام از سهم ها فرضیه صفر وجود ری شه واحد تالی د نشد.

جدول (ج) آزمون ریشه واحد دی‌کی فولر تعمیمی یافته (ADF) برای متغیر حجم معاملات

	VGB	VNB	VSB	VBM	VPD	VKH	VMV	VSM	VSR	VTS	VSP	VSS	VST	VPA
آماره تای ADF	-6.809	-6.242	-5.965	-5.7748	-7.00	-7.999	-5.705	-6.581	-6.242	-6.243	-5.515	-4.956	-6.146	-6.088
مقدار بحرانی مک کی‌نون ۹۵ درصد	-2.8734	-2.8733	-2.8739	-2.8723	2.8735	-2.8736	-2.8735	-2.8744	-2.8740	-2.8739	-2.8735	-2.8749	-2.8741	-2.8737
نتیجه	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)

جدول (د) آزمون ریشه واحد دی‌کی فولر تعمیمی یافته (ADF) برای متغیر بازدهی

	RGB	RNB	RSB	RBM	RPD	RKH	RMV	RSM	RSR	RTS	RSP	RSS	RST	RPA
آماره تای ADF	-6.5357	-5.8688	-6.6373	-8.0142	-6.9485	-7.8047	-7.9601	-7.3272	-6.5242	-7.0373	-6.2352	-5.8734	-6.0299	-6.2752
مقدار بحرانی مک کی‌نون ۹۵ درصد	-2.8734	-2.8734	-2.8739	-2.8723	-2.873	-2.873	-2.873	-2.874	-2.874	-2.873	-2.873	-2.874	-2.874	-2.873
نتیجه	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)	رد فرضی صفر (پای)

۴- نتایج آزمون

جهت بررسی اثرات GARCH در بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران دو مدلی را که در بخش متدولوژی ارائه شد توسط نرم افزار Eviews مورد آزمون قرار داده ایم و خلاصه نتایج مدل اول و دوم برای کلیه سهم ها در جداول (۲) و (۳) انتهای مقاله ارائه شده است لیکن جهت تفسیر بهتر این جداول یک جدول کمکی (جدول ه) تهیه شده است.

جدول (ه): جدول کمکی برای تفسیر نتایج آزمون GARCH(1,1)

نام شرکت	$\alpha_1 + \alpha_2$		α_3	
	مدل اول	مدل دوم	ضریب	t-statistic
GB	.۰/۹۲۳	۰/۶۵۰	-1/86E-07	-0/45
NB	۰/۹۵۰	۰/۷۴۹	-5/25E-07	-0/65
SB	۰/۹۹۷	۰/۸۲۸	5/15E-06	9/76
BM	۰/۹۹۴	۰/۷۴۸	-4/024E-07	-0/81
PD	۰/۶	۰/۲	3/06E-05	4/62
KH	۰/۸۳۵	۰/۷۵۰	-2/233E-08	-0/39
MV	۰/۹۷۵	۰/۰۳۳	3/43E-05	8/83
SM	۰/۹۳۲	۰/۷۵۰	-2/82E-07	-0/52
SR	۰/۲۸۵	۰/۷۵۰	-2/19E-07	-0/265
TS	۰/۹۸۷	۰/۳۱۳	4/13E-06	1/18
SP	۰/۸۵۱	۰/۷۵۰	-4/53E-09	-0/01
SS	۱/۹۰۱	-۰/۱۰۲	5/01E-07	5/39
ST	۱/۰۶۷	-۰/۷۴۹	-4/36E-07	-0/49
PA	۰/۹۸۳	۰/۶۸۵	-7/17E-07	-1/38

همانطور که از جدول بالا مشهود است متوسط $\alpha_1 + \alpha_2$ در مدل دوم به شدت کاهش پیدا کرده است و نیز طبق جدول (۳) (نتایج تخمین مدل دوم) α_3 در مدل دوم از لحاظ آماری در همه موارد به جز سه مورد بی معنی شده است و α_2 نیز در ۸ مورد بی معنی شده است و در شش موردی که معنی دار شده است معنی داری آن نسبت به مدل اول کاهش یافته است. این یافته ها نشان می دهند که اثرات GARCH با ورود حجم معاملات به عنوان جانشینی برای ورود اطلاعات به سیستم از بین رفته است اما همانطور که در فصل سوم و در مدل لامورکس و لاسترایس اشاره شد فرضیه MDH هنگامی می تواند توضیح دهنده اثرات GARCH باشد و نوسانات بازده را توضیح دهد که $\alpha_3 > 0$ و معنی دار باشد.

اگر به جدول (ه) دقت کنیم خواهیم دید که در اکثر موارد به جز در شرکتهای صنعتی بهشهر (SB)، پارس دارو (PD)، محورسازان (MV)، توسعه صنعتی (TS) و سرمایه گذاری سپه (SS) پارامتر α_3 کوچکتر از صفر و از لحاظ آماری بی معنی شده اند. از بین این سهم ها در ۴ مورد $\alpha_3 > 0$ و از لحاظ آماری در سطح ۹۹ درصد معنی دار بوده است و یک مورد نیز $\alpha_3 > 0$ و از لحاظ آماری در سطح ۹۰ درصد معنی دار بوده است. نتیجه ای که می توان گرفت این است که فرضیه MDH که نشان دهنده ورود همزمان اطلاعات به بازار می باشد در بورس اوراق بهادار تهران نمی تواند توضیح دهنده اثرات GARCH و نوسانات بازده باشد و همچنین در اکثر موارد حجم معاملات جانشینی برای ورود اطلاعات به بازار نمی تواند باشد. نتیجه این آزمون با مطالعات هانگ و یانگ (2001)، لی و روی (2002) و دارات، رحمان و ژونگ (2003) مطابقت دارد.^۱

۵- نتیجه گیری

با افزودن حجم معاملات در معادله واریانس شرطی مشخص شد که حجم معاملات به طور کامل نمی تواند ناپایداری بازده و اثرات GARCH را توضیح داده و به عبارت دیگر حجم معاملات نمی تواند همه اطلاعات را بسط بدهد. این موضوع خلاف یافته های لامورکس و لاستراپس است. در نهایت اینکه فرضیه MDH به عنوان یکی از تئوری های مهم در زمینه ارتباط حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار در بازار بورس اوراق بهادار تهران نتوانست جواب مثبت بگیرد و در مقابل، فرضیه SIAH که به عنوان جایگزینی برای MDH در نظر گرفته می شود تایید می شود. علت این موضوع را می توان به نحوه ورود اطلاعات به بازار بورس اوراق بهادار تهران مربوط دانست زیرا از پیش فرضهای MDH ورود همزمان اطلاعات به بازار می باشد. در حالی که که SIAH ورود متوالی اطلاعات به بازار را به عنوان پیش فرض در نظر می گیرد که با بازار ایران سازگار تر می باشد.

^۱ با توجه به اینکه چنین مطالعه ای در کشور صورت نگرفته است نمی توان نتایج این تحقیق را با نتایج سایر تحقیقات مقایسه نمود.

جدول (۱) : مطالعات پس از سال ۱۹۹۰ تا کنون

ردیف	محقق	سال تحقیق	داده ها	دوره تحقیق	نوع داده ها	روش تحقیق	نتیجه
۱	تیموئی برایلسفورد	۱۹۹۴	شاخص کلی بازار استرالیا	۲۴ آوریل ۱۹۸۲ - ۳۱ دسامبر ۱۹۹۳	روزانه	GARCH(1,1) نوسانات شرطی	تایید شد. MDH فرضیه
۳	مارتین بوهل و هارالد هنک	۲۰۰۰	۲۰ سهم لهستان	۴ ژانویه تا ۳۱ اکتبر ۲۰۰۰	روزانه	GARCH(1,1) نوسانات شرطی	تایید شد. MDH فرضیه
۴	پیون، یونگ لی و نام	۲۰۰۰	۱۵ سهم و دو سبد ۲۰ سهمی - کره	۱۹۹۴-۱۹۹۰	هفتگی	GARCH(1,1) نوسانات شرطی	تایید شد. MDH فرضیه
۵	هانگ و یانگ	۲۰۰۱	شاخص های کلی بازار	۱ سپتامبر ۱۹۸۹ - ۳۰ ژوئن ۱۹۹۳	۵ دقیقه ای	GARCH(1,1) نوسانات شرطی	رد شد. MDH فرضیه
۷	لی و روی	۲۰۰۲	شاخص های کلی سه بازار معتبر دنیا	متفاوت و از ۱۹۷۳-۱۹۹۹	روزانه	GARCH(1,1) نوسانات شرطی	رد شد. MDH فرضیه
۸	مستل، گروگول و مجدوز	۲۰۰۳	۳۱ سهم بازار استرالیا	۲۰۰۳-۲۰۰۰	روزانه	GARCH(1,1) نوسانات شرطی	تایید شد. MDH فرضیه
۹	دارات، رحمان و ژونگ	۲۰۰۳	۳۰ سهم بازار دکشیدگیونز	۳۱ آوریل ۱۹۹۸ - ۳۰ ژوئن ۱۹۹۸	۵ دقیقه ای	GARCH(1,1) نوسانات شرطی	رد شد. MDH تایید و SIAH فرضیه

جدول (۲) : نتایج تخمین مدل اول GARCH(1,1)

نام شرکتها ضرایب	GB	NB	SB	BM	PD	KH	MV	SM	SR	TS	SP	SS	ST	PA
a	0.072392	0.042809	0.014773	-0.08673	-0.01448	-0.01968	0.059694	-0.06648	-0.15895	0.479814	0.003621	0.004424	-0.06198	0.049619
t- statistics	0.606762	0.548942	0.664144	-0.89531	-0.17041	-0.35235	0.508101	-0.95063	-1.14441	2.759125	0.037019	0.050122	-0.96091	0.347171
b	0.568807	0.682653	0.500285	0.421924	0.541296	0.592275	0.419559	0.478261	0.273023	0.170603	0.384545	0.074523	0.513914	0.544116
t- statistics	8.625713	9.314371	23.60184	6.947276	4.332241	1.243738	6.933830	5.546065	3.931120	4.698779	5.623845	0.868651	5.053744	9.444005
α_0	0.404779	0.193000	-0.0033	0.083416	0.751690	0.115337	0.072747	0.628829	2.681778	0.189304	0.129789	0.659461	0.116144	0.137549
t- statistics	5.578657	8.005860	-18.4022	3.719759	8.660890	0.398515	1.248562	8.835995	2.693102	5.441578	6.048021	8.146708	5.791115	1.884240
α_1	0.391883	0.436873	0.006733	0.209067	0.342809	0.006697	0.062012	0.882402	0.170209	-0.02732	0.063653	1.874735	0.278842	0.105980
t- statistics	6.044371	5.939655	6.434957	6.045013	5.889619	0.187465	2.458679	7.759810	1.803040	-12.4017	3.303619	7.280714	6.374921	3.713642
α_2	0.532807	0.514786	0.991628	0.785045	0.268164	0.819769	0.913255	0.150139	0.115349	1.014768	0.788936	0.127058	0.689098	0.878602
t- statistics	9.927291	18.53308	676.1472	35.11556	3.716654	2.298426	31.18145	2.580540	0.362582	225.4881	24.03342	2.774612	21.18082	25.00335

جدول (۳) : نتایج تخمین مدل دوم GARCH(1,1)

نام شرکتها ضرایب	GB	NB	SB	BM	PD	KH	MV	SM	SR	TS	SP	SS	ST	PA
a	0.15332	0.08089	-0.03406	0.08123	0.08642	-0.02842	-0.04831	0.06757	-0.15509	0.15944	-0.00381	0.01230	-0.11487	0.24531
t- statistics	0.54509	0.49941	0.02243	0.34397	0.67982	-0.33641	-0.53032	0.29696	-0.54036	0.44411	-0.01903	0.06549	-0.70957	0.86433
b	0.38015	0.48994	0.17645	0.36724	0.41659	0.58397	0.24689	0.43028	0.26307	0.29963	0.39823	0.36601	0.34204	0.55779
t- statistics	3.17341	4.53662	0.11287	3.18764	4.09078	3.01795	4.25565	3.85288	2.10890	2.37286	2.57797	5.71490	1.87425	5.83159
α_0	1.61098	0.71668	-0.00315	1.89712	0.81597	0.42675	0.02203	1.45168	2.42056	6.75365	0.74495	3.73485	0.71875	3.04467
t- statistics	0.91130	1.76116	-1.80501	0.74169	3.60890	0.61304	0.16136	1.02978	0.96137	1.53187	1.84505	2.63971	2.32614	1.04447
α_1	0.15000	0.15000	0.60974	0.14999	0.29428	0.15000	0.10257	0.15000	0.15000	0.02759	0.15000	0.09814	0.15000	0.13171
t- statistics	0.92267	1.09305	3.79143	0.82779	4.69712	0.70933	4.46004	0.86695	0.83083	0.45202	1.01412	1.20329	1.85521	0.66708
α_2	0.60000	0.59999	0.21853	0.59999	-0.09579	0.60000	-0.06955	0.60000	0.60000	0.18652	0.60000	-0.28743	0.59999	0.55400
t- statistics	1.49205	3.02405	3.52942	1.19518	-2.96127	1.03500	-1.74072	1.56109	1.52024	0.55552	2.86872	-4.24289	3.75819	1.42939
α_3	-1.86E-07	-5.25E-07	5.15E-06	-4.02E-07	3.06E-05	-2.23E-08	3.43E-05	-2.82E-07	-2.19E-07	4.13E-06	-4.53E-09	5.01E-06	-4.36E-07	-7.17E-07
t- statistics	-0.45731	-0.65081	9.767676	-0.81135	4.626058	-0.39787	8.838588	-0.526	-0.2657	1.189284	-0.0161	5.393921	-0.4945	-1.38030

فهرست منابع:

- ۱- امید قائمی، مصطفی، ۱۳۷۹، "بررسی رابطه بین حجم معاملات و قیمت سهام در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری شهید بهشتی
 - ۲- روشننگر، قدرت اله، ۱۳۷۹، "مدلهای ARCH و کاربردهای آن در اقتصاد و امور مالی"، پایان نامه کارشناسی ارشد آمار، دانشکده علوم ریاضی
 - ۳- عباسی، موسی، ۱۳۸۴، "بررسی ناپایداری تورم با استفاده از مدل‌های ARCH, GARCH و حالت فضا"، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
 - ۴- نوفرستی، محمد، ۱۳۷۸، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، چاپ اول، انتشارات رسا
- 1- Brailsford, T. (1996): *The empirical relationship between trading volume, returns, and volatility*, Accounting and Finance, 35, 89-111.
 - 2- Bohl, M.T, and Henke, H.(2000), *Trading volume and Stock Market Volatility: The Polish Case*, working paper,
 - 3- Chen G.M., Firth, M. , Rui O.M,(2001) "The Dynamic Relation Between Stock Returns, Trading Volume and Volatility" The Financial Review, 38, 153-174
 - 4- Darrat AF, Rahman S, Zhong M (2003) *Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note*. Journal of Banking and Finance 27 (10): 2035-2043
 - 5- Epps, W., and M. Epps (1976): *The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: implications for the mixture of distributions hypothesis*, Econometrica, 44, 305-321.
 - 6- Hung, B.N, Yang, C.W, (2001), *An empirical investigation of trading volume and return volatility of the Taiwan Stock Market*, Global Finance Journal, 12, 55-77
 - 7- Lamoureux, C. G., and W. D. Lastrapes (1990): *Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects*, Journal of Finance, 45(1), 221-229.
 - 8- Copeland, T. E. (1976) "A Model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential Information Arrival", *Journal of Finance* 31, 1149-1168.
 - 9- Jennings R. H. Starks L. and Fellingham J. (1981). "An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival", *Journal of Finance* 36, 143-161.
 - 10- Jennings R.H. and Barry C. (1983). "Information Dissemination and Portfolio Choice", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 18, 1-19.

- 11- Kalem, P.S., Liu, W.M., Pham, P.K., “ *Public Information Arrival and Volatility of Intraday Stock Returns*”, working paper, 2002
- 12- Karpoff, J.M., [1986], “*A Theory of Trading Volume*”, *Journal of Finance*, December, Vol.41, pp.1069-1088.
- 13- Karpoff, J.M., [1987], “*The Relation Between Price Changes and Trading Volume*”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, March, Vol.22, pp.109-126.
- 14- 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), 51-78.
- 15- Mestel, R. and Gurgul, H., Majdosz, P., “*The Relationship Between Stock Returns, Return Volatility and Trading Volume on The Austrian Stock Market*”, working paper, 2003

Abstract

In this article an empirical analysis has been performed to study the relationship between the volume of stock trades and the stock returns volatility using the MDH model at the Tehran Stock Exchange Market. We also have tested the stock trade volume and conditional returns in the framework of the GARCH model. Contrary to the work of Lamoureux & Lastrapes (1990), when the trade volume is included in the model as an exogenous variable, the findings of this study did not confirm the weakening of the significance and the value of the parameters of the conditional variance. Also, despite studies done in developed countries, return volatility, when trade volume is replaced by the information variable, did not disappear or subside. So the MDH hypothesis for the Iranian stock market did not hold. The main reason for this is that the stock related information, which is one of the principle assumptions of the MDH model, does not enter the market continuously.