

بررسی ارتباط تجربی بین حجم معاملات و نوسانات بازده^{*}؛ در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر رضا نجار زاده*

مهندی زیودار**

تاریخ دریافت: ۸۴/۱۰/۶ تاریخ پذیرش: ۸۴/۱۲/۱۷

چکیده:

در این مطالعه، تحلیل تجربی ارتباط بین حجم معاملات و نوسانات بازده سهام به استناد فرضی ترکیب توزیع‌ها یا MDH، در بازار بورس اوراق بهادار تهران بررسی و حجم معاملات و نوسانات شرطی در قالب مدل GARCH آزموده شده است. برخلاف نتایج مطالعات لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰)، یافته‌های این تحقیق، کاهش معنی‌داری را در اندازه (مقدار) ضرایب معادله واریانس شرطی، هنگامی که حجم معاملات به عنوان یک متغیر برون‌زا وارد مدل شد. نشان نداده و نیز برخلاف مطالعات انجام شده در بازارهای توسعه یافته، نوسانات بازده هنگامی که حجم معاملات به عنوان جایگزینی برای ورود اطلاعات در نظر گرفته می‌شود از بین نرفت و نیز فرضیه MDH در بازار ایران اثبات نشده است. علت این موضوع، عدم ورود همزمان اطلاعات به بازار که از شرط‌های اصلی فرضیه MDH می‌باشد بیان شده است.

طبقه بندي JEL: R53

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

1- Volatility.

* دکتری علوم اقتصادی- عضو هیات علمی دانشگاه تربیت مدرس.

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی- پژوهش گر اقتصاد.

GARCH**۱- مقدمه**

دو ضرب المثل مهم در بازار بورس وال استریت وجوددارد: ۱- این حجم معاملات است که تغییرات قیمت را به وجود می‌آورد. ۲- حجم معاملات در بازارهای پرونوئن^۱ نسبتا سنگین و در بازارهای راکد^۲، نسبتا سبک است.^۳ مطالعات انجام شده در این زمینه، به خوبی توانسته اند این دو ضرب المثل را مورد آزمون قرار دهند. تعداد زیادی از مطالعات تجربی، ارتباط بین حجم معاملات و قدر مطلق تغییر قیمت (ضرب المثل اول) و ارتباط مثبت بین حجم معاملات و تغییر قیمت (ضرب المثل دوم) را تأیید می‌کنند.

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 می‌گیرند که روابط مختلف 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 می‌کنند. ولذا، روشن شدن نحوه ارتباط حجم معاملات و بازده سهام دیدگاهها را نسبت به بازارهای مالی و تشخیص (تمایز) فرضیه‌های مختلف در مورد ساختار بازار، شفاف می‌کند.

(دوم) آگاهی از نحوه ارتباط حجم معاملات و قیمت سهام برای مطالعاتی که از ترکیب اداده‌های حجم معاملات و قیمت سهام برای تفسیرهای خود استفاده می‌کنند، اهمیت دارد. به عنوان مثال، در آزمونی که تغییر قیمت‌ارزیابی بازار از ورود اطلاعات جدید و حجم معاملات به عنوان شاخصی از میزان اختلاف

1- Bullish Market.

2- Bearish Market.

3- Gunduz.L,Hatemi.J.

4- Karpoff.

عقیده در تفسیر آن اطلاعات استفاده می‌کند آگاهی از نحوه ارتباط حجم معاملات و قیمت سهام مهم می‌باشد.

سوم) ارتباط بین حجم معاملات و قیمت سهام در مورد مباحث مریبوط به توزیع قیمت‌های سفته بازی^۱، از اهمیت خاصی برخوردار است. هنگامی که در یک دوره مشخص، از داده‌های روزانه نمونه گیری شود، نرخ بازده در مقایسه با توزیع نرمال، توزیعی کشیده‌تر دارد. برای توضیح این موضوع، یک فرضیه بیان می‌کند که قیمت از توزیع‌های ترکیبی با واریانس‌های متفاوت نمونه‌گیری شده‌اند (فرضیه ترکیب توزیع‌ها یا^۲ MDH).

چهارم) روابط حجم معاملات - تغییر قیمت، تأثیرهای معنی‌داری بر بازارهای آتی^۳ دارند. تغییرات قیمت، حجم معاملات قراردادهای آتی را تحت تاثیر قرار می‌دهند و در واقع در برگیرنده این نظریه اند که آیا سفته بازی به صورت یک عامل ثبات‌کننده قیمت عمل می‌کند و یا این که، ثبات قیمت‌های آینده را به هم می‌زند؟ زمان تحويل کالا در قرار دادهای آتی، حجم معاملات را تحت تاثیر قرار می‌دهد و از این طریق، این تغییر احتمالاً قیمت‌ها نیز تغییر می‌کند.

در این مطالعه، در نظر داریم به بررسی ارتباط حجم معاملات و نوسانات بازده سهام بپردازیم. این مقاله، در پنج بخش طراحی شده است. در بخش اول، مقدمه ای بر موضوع نوشته شده‌است . بخش دوم، مروری بر ادبیات موضوع دارد و در بخش سوم، متداول‌تری و داده‌های تحقیق ارائه می‌شوند. نتایج آزمون‌های تحقیق نیز در بخش چهارم ارائه خواهند شد و در نهایت، در بخش پایانی، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

1- Speculative prices.

2 - Mixture of Distribution Hypothesis.

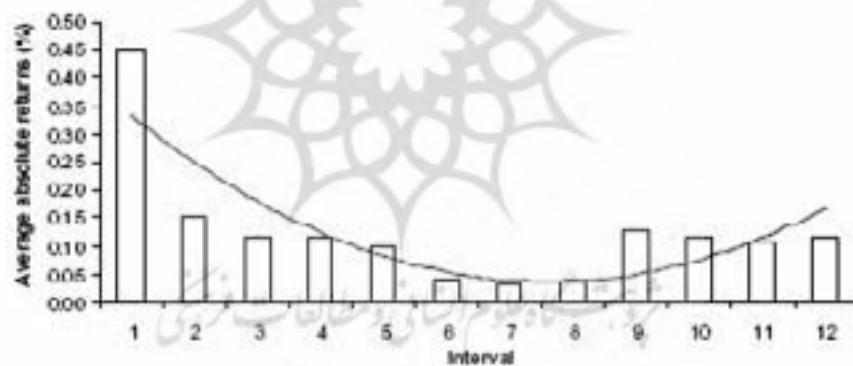
3- Future Markets.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

در مورد ارتباط حجم معاملات و بازده سهام آن چه که بیش از هر چیزی ذهن محققان را به خود مشغول کرده است، چگونگی و علت ارتباط حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار می باشد. محققان، فرضیه های مختلفی ارائه داده اند.

از دلایل اولیه که به منظور ارتباط مثبت بین بازده سهام و حجم معاملات ارائه شده اند موضوع یو - شکل^۱ بودن تغییرات قیمت و حجم معاملات در طول یک روز معاملاتی می باشد. کالف، لیو و فام (۲۰۰۲)^۲، در بررسی نوسانات بازده و ورود اطلاعات عام، با استفاده از داده های تعداد خبرهای وارد به بازار، قدر مطلق بازدهی و حجم معاملات در طول یک روز معاملاتی (۱۲ دوره نیم ساعتی)، یو-

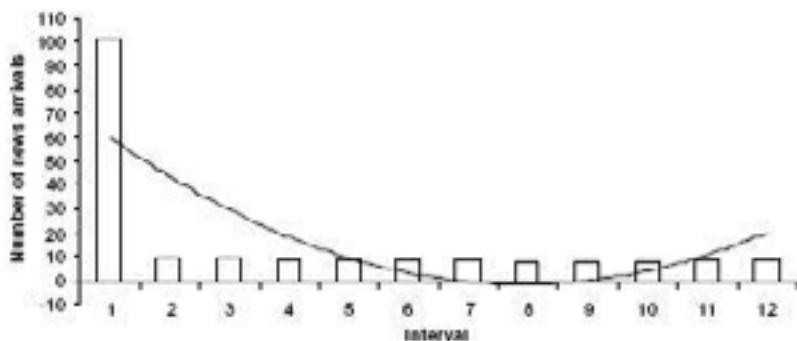
شکل بودن را با استفاده از شکل های زیر توضیح داده اند.



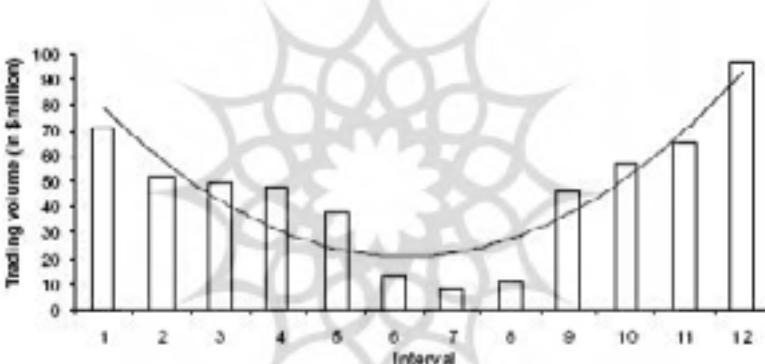
شکل (۲-۱)- داده های قدر مطلق بازده در طول یک روز معاملاتی با استفاده از نمودار هیستوگرام

1- U-Shape.

2 - Kalev , Liu and Pham (2002).



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



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

از مطالعه کالف، لیو و فام (۲۰۰۲)، می‌توان نتیجه‌گرفت که افزایش حجم معاملات، تغییر قیمت و تعداد اخبار رسیده به بازار در دوره‌های آغاز و پایان معاملات می‌تواند نشان‌دهد این موضوع باشد که این متغیرها به گونه‌ای با هم ارتباط مثبت دارند.

به دنبال بحث یو-شکل بودن متغیرها در طول یک روز معاملاتی، محققان زیادی، برای بررسی دلایل ارتباط مثبت حجم معاملات، بازده سهام و تغییر

قیمت تلاش کرده‌اند^{۱۰} و بطور عموم، به چهار دلیل تئوریک اشاره کرده‌اند^{۱۱}:

دلیل اول) فرضیه ورود متوالی اطلاعات یا SIAH^{۱۲}

دلیل دوم) فرضیه ترکیب توزیع‌ها یا MDH^{۱۳}

دلیل سوم) قیمت گذاری دارایی‌ها، بر اساس انتظارات عقلایی یا REAP^{۱۴}

دلیل چهارم) اختلاف عقیده یا DO^{۱۵}

در این مقاله، به بررسی دقیق دو فرضیه جانشین SIAH^{۱۶} و MDH^{۱۷} که بعدها مبنای شکل گیری یک متداول‌تری برای تحقیقات تجربی شدند، پرداخته می‌شود.

۲-۱- 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 مبادله‌گران به دو دسته خوشبین و بدبین تقسیم شده‌اند. هم‌چنان، مبادلات کوتاه مدت، پرهزینه‌تر از مبادلات بلندمدت فرض شده‌اند. بنابراین سرمایه گذارانی که خرید و فروش کوتاه مدت می‌کنند، کم‌تر نسبت به تغییرات قیمت حساس‌اند. آن‌ها نشان دادند که به طور عموم، زمانی که مبادله‌گران بدبین‌اند. حجم معاملات کم‌تر از زمانی است که مبادله‌گران خوشبین‌اند.

در مدل SIAH^{۱۸} ارائه شده توسط کوپلند ۱۹۷۶، مورس ۱۹۸۰، جنینگ، استارکس و فلینگهام ۱۹۸۱، و جنینگ و باری ۱۹۸۳ یک ارتباط مثبت هم‌زمان (و علی)، بین حجم معاملات و قدر مطلق تغییر قیمت مشاهده شده است. در این مدل فرض می‌شود، که اطلاعات، با یک شیوه تصادفی و دائمی به دست مبادله‌گران می‌رسند به این صورت که مدل در آغاز، از یک موقعیت^{۱۹} تعادلی اولیه، که همه مبادله‌گران اطلاعات مشابهی در اختیار دارند شروع شده و در نهایت، با

۱- کارپوف (۱۹۸۷).

2- Gong- meng Chen, Michael Firth and Oliver Rui.

3- Sequential Information Arraival Hypothesis.

4- Mixture of Distribution Hypothesis.

5- Rational Expectation Asset Pricing.

6 - Difference of Opinion.

7- Position.

ورود اطلاعات جدید به بازار، مبادله‌گران در انتظاراتشان بازنگری می‌کنند. به هر حال مبادله‌گران علائم^{۰۰} اطلاعاتی را به طور هم‌زمان دریافت نمی‌کنند. عکس العمل‌های متفاوت مبادله‌گران به اطلاعات، بخشی از یک سری تعادل‌های ناقص می‌باشد. هنگامی که همه مبادله‌گران تحت تاثیر علائم اطلاعاتی قرار گرفتند، پایان تعادل رسیده است.

عکس العمل مداوم به اطلاعات در SIAH، پیشنهاد می‌کند که مقادیر با وقفه نوسانات، این توانایی را دارند که حجم معاملات جاری را تحت تاثیر قرار دهن و بر عکس، به عبارت، دیگر طبق مدل SIAH، حجم معاملات با وقفه قدرت پیش‌بینی برای بازدهی سهام و متغیر، با وقفه بازدهی، قدرت پیش‌بینی حجم معاملات جاری را دارا می‌باشند.

جنینگ و باری(۱۹۸۳)، مدلی از SIAH را توسعه دادند که در آن به مبادله‌گران اجازه سفته بازی داده می‌شد. سفته‌بازی سبب می‌شود 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 تعديل قیمت بازار، مدلی را تشریح کردند که در آن، از طریق تغییر در انتظارات سرمایه‌گذاران چگونگی تعديل یک بازار نسبت به اطلاعات جدید تشریح شده است و بر تاثیر اطلاعات بر قیمت‌های دارایی و حجم معاملات، تأکید می‌کند. این محققان، نشان دادند که روابط حجم معاملات-تغییر قیمت و بازده سهام تحت تاثیر تعداد سرمایه‌گذاران در بازار، میزان اطلاعات منتشر شده و تفاوت در تفسیر اطلاعات می‌باشند.

در دهه گذشته، قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و کارایی بازار، بیشتر مطالعات مالی را به خود اختصاص داده‌اند. اغلب این مطالعات بر تاثیر این اطلاعات بر انتظارات سرمایه‌گذاران، اشاره نکرده‌اند. مطالعه اثرات اطلاعات شامل این است که چگونه اخبار به بازار می‌رسد و توسط یک فعال بازار^{۰۱} پردازش

۱- Signal.

۲- agent.

می‌شود، چگونه بازنگری در نظرات، منجر به عکس العمل یک فعال بازار می‌شود و چگونه، بازار به این شوک، عکس العمل نشان می‌دهد.

مدل SIAH که توسط کوپلند ارائه شد، چارچوبی برای این فرایند پویای تعديل، ارائه داده است. در مدل SIAH جنینگ، استارکس و فلینگهام (۱۹۸۱)، فرایند تعديل، از یک تعادل اولیه در بازار آغاز می‌شود و سپس، یک خبر به بازار وارد می‌شود. در مطالعات قبلی که از تحلیل تعادل استفاده کرده‌اند، فرض شده بود که همه فعالان بازار به طور همزمان از اخبار مطلع می‌شوند در حالی که در مدل SIAH، فرض شده است که در آغاز فقط یک مبادله‌گر صاحب خبر می‌شود. این مبادله‌گر، خبرها را تفسیر ن، کرده‌اند، نظراتش را بازنگری می‌کند و معامله به یک موقعیت بهینه جدید می‌رسد. نتیجه این سری از حوادث، ایجاد حجم معاملات و یک تعادل جدید می‌باشد. پس از این‌که بازار به تعادل جدید رسید، مبادله‌گر بعدی صاحب خبر می‌شود و پس از طی حوادث مشابه، تعادل موقتی بعدی ایجاد می‌شود. این فرایند، تا هنگامی ادامه می‌یابد که همه مبادله‌گران مطلع شوند، وقتی که مبادله‌گر نهایی اطلاعات را دریافت کرد، بازار به تعادل نهایی می‌رسد. این فرایند متوالی، اجازه می‌دهد که افراد، مسیر مبادلات، قیمت‌ها و حجم معاملات را مشاهده کنند. به علاوه، این مدل به دلیل ورود متوالی (ونه همزمان) اطلاعات به بازار، مدلی واقعی‌تر برای حوادث و ورود اطلاعات می‌باشد.

این نتایج، سبب اصلاح قیمت و ایجاد حجم در بازار جدید می‌شوند. در بازار جدید باعث اصلاح قیمت و ایجاد حجم می‌شود. بنابراین در فرضیه SIAH داریم:

گام اول:

- الف) مبادله‌گر اول اطلاعات را دریافت می‌کند.
- ب) مبادله‌گر اول نظراتش را اصلاح می‌کند.
- ج) بازار به تعادل جدید می‌رسد.

گام دوم :

- الف) مبادله‌گر دوم اطلاعات را دریافت می‌کند.
- ۲-ب) مبادله گر دوم نظراتش را اصلاح می‌کند.

۲- ج) بازار به تعادل جدید می‌رسد.

و....

M گام

M-الف) مبادله‌گر M ام اطلاعات را دریافت می‌کند.

M-ب) مبادله‌گر M ام، نظراتش را اصلاح می‌کند.

M-ج) بازار به تعادل جدید می‌رسد.

درنهایت، $M+1$ تعادل به وجود می‌آید، یک تعادل، اولیه و M تعادل برای M مبادله کننده، هنگامی که خبر را دریافت می‌کنند.

مدل SIAH، یک رابطه پیچیده بین تغییر قیمت، حجم معاملات و فاکتورهایی که این دو متغیر را تحت تاثیر قرار می‌دهند، پیش‌بینی می‌کند و نشان می‌دهد که این دو متغیر به موارد زیر حساس می‌باشند:

- تعداد سرمایه‌گذاران

- ترکیب بدین‌ها و خوبین‌ها و افراد نامطلع

- سطح واقعی انتظارات هر دسته از سرمایه‌گذاران

- انتقادی که خود محققان به این مدل دارند، این است که این مدل نمی‌تواند شکل دقیقی از فرایند تعديل عدم تعادل را ارائه دهد، زیرا، این مدل شامل یک سری از تعادل‌های بازار می‌باشد.

یکی پیچیدگی‌های این مدل، این است که ممکن است در هر لحظه از زمان چندین شوک اطلاعاتی به بازار وارد و مانع تشکیل یک تعادل نهایی شوند و قبل از این‌که یک خبر به همه مبادله‌گران برسد، خبر دیگر به بازار وارد شود.

۲-۲- مدل ترکیب توزیع‌ها یا MDH

مدل MDH در ابتدا توسط کلارک، در سال ۱۹۷۳ ارائه شد و بعدها در سال ۱۹۷۶، توسط اپس و اپس، 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 است. در این مدل، همه مبادله‌گران،

علاوی قیمت جدید را به صورت همزمان دریافت می‌کنند و انتقال به تعادل‌های جدید، به سرعت انجام می‌گیرد و تعادلهای واسطه شکل نمی‌گیرند. این موضوع بر خلاف SIAH که تعادل‌های واسطه در آن برای رسیدن به تعادل نهایی شکل می‌گیرند می‌باشد. درنتیجه طبق فرضیه MDH، نباید هیچ گونه اطلاعاتی در داده‌های نوسانات گذشته وجود داشته باشد که بتوان از آن برای پیش‌بینی حجم (یا بالعکس) استفاده کرد زیرا، این متغیرها به صورت همزمان در پاسخ به ورود اطلاعات جدید تغییر کرده‌اند.

فرضیه MDH، به عنوان تفسیری از ارتباط بین حجم معاملات، تغییر قیمت و نرخ جریان اطلاعات پیشنهاد شده است. این مدل، فرض می‌کند که قیمت‌ها و حجم معاملات، به جریان ورود اطلاعات در طول زمان معاملات واکنش نشان می‌دهند. از این‌رو، تغییر قیمت روزانه، مجموعه‌ای از تغییرات قیمت روزانه است. در مدل MDH، کلارک ۱۹۷۳ و اپس و اپس (۱۹۷۶)، جریان اطلاعات به عنوان متغیر نهانی که حجم معاملات را تحت تاثیر قرار می‌دهد در نظر گرفته شده است. این مدل پیشنهاد می‌کند که تغییر قیمت و حجم معاملات به واسطه واپستگی‌شان دریک موضوع مشترک، یک ارتباط مثبت دارند.

مدل‌های مختلف MDH، تفسیرهای متفاوتی از ارتباط مثبت بین بازده جاری سهام و حجم معاملات ارائه داده‌اند. در مدل کلارک، جایگزینی حجم معاملات به جای سرعت اطلاعات که به عنوان فاکتور مشترک پنهانی معرفی می‌شود، ارتباط مثبت مشاهده شده بین حجم معاملات و واریانس تغییر قیمت را توضیح می‌دهد. هم‌چنین در این مدل، ارتباط منطقی بین حجم معاملات و بازدهی وجود ندارد. بر عکس اپس و اپس (۱۹۷۶)، از حجم معاملات به عنوان معیار اختلاف نظر بین مبادله‌گران استفاده کرده است، زیرا هنگامی که اطلاعات جدید وارد بازار می‌شود مبادله‌گران، نظرات خود را (وقیمت‌های مورد نظر خود را) را بازنگری می‌کنند. بنابراین، این انتظار وجود دارد که سطح حجم معاملات، با افزایش اختلاف نظر بین سرمایه گذاران افزایش یابد. در این مدل وجود ارتباط علی بین

حجم معاملات و 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، راههای اخذ اطلاعات و پاسخ دادن سرمایه‌گذاران به آن‌ها همه دارای یک ساختار ویژه می‌باشند و آنها برای مدل خود، تاییدهای تجربی نیز مبنی بر ارتباط $V|\Delta P|^{**}$ در سطوح معاملات ارائه دادند. این یافته‌ها نیز در مطالعات وود، مک‌اینیش و اورد (۱۹۸۵)، مطالعات دیگری تایید شد. باید توجه شود که در مدل اپس و اپس (۱۹۷۶)، ضروری است که همه سرمایه‌گذاران، به طور همزمان و نه تدریجی (همانند مدل SIAH که مبادله‌گران به صورت متوالی و تدریجی مطلع می‌شوند)، صاحب اطلاعات شوند.

مدل‌های MDH به دو دلیل از مدل‌های SIAH متداول‌تر اند:

۱- مدل‌های 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 فراوانی‌های متفاوت سازگار می‌باشد.

پس از ارائه این مدل‌ها، محققان زیادی برای تفسیر آن‌ها در دنیای واقعی تلاش کردند. با شکل‌گیری روش اقتصادسنجی فرایند خودتوضیح واریانس ناهمگن شرطی یا اثرات^{۰۰} ARCH و^۳ GARCH در سالهای ۱۹۸۲ و ۱۹۸۶، لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰)، یک متدولوژی برای تفسیر دو فرضیه MDH و SIAH ارائه دادند که مبنای شکل‌گیری بسیاری از مطالعات تجربی قرار گرفتند. این دو محقق، بر اساس مدل‌های ARCH انگل (۱۹۸۲)، مدل GARCH

۱- حجم معاملات و تغییرات قیمت

2- Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity.

3- Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity.

بولرسلف (۱۹۸۶)^۱ و نیز مدل MDH اپس و اپس (۱۹۷۶)، ارتباط بین حجم معاملات و نوسانات بازده سهام را بررسی کردند. آن‌ها برطبق مدل خودتوضیح واریانس ناهمگن شرطی تعیین یافته (GARCH) بولرسلف، واریانس شرطی سری‌های زمانی را، به عنوان تابعی از مجدور خطاهای گذشته در نظر گرفتند. نتیجه‌ای که از تحقیق لامورکس و لاستراپس به دست آمد، نشان داد که می‌توان از حجم معاملات روزانه به عنوان متغیر جانشین برای ورود اطلاعات استفاده کرد. مدل آن‌ها نشان داد که اگر حجم معاملات به عنوان توضیح دهنده ناپایداری بازده سهام در نظر گرفته شود، پدیده ARCH تمایل به از بین رفتن دارد. چون متغیرهای ترکیبی تصادفی، اغلب باعث کشیدگی در توزیع بازدهی سهام می‌شوند، وجود حجم معاملات به عنوان یک جانشین، می‌تواندغیر نرمال بودن را توضیح دهد.^۲

پس از لامورکس و لاستراپس (۱۹۹۰)، مطالعات زیادی توسط محققان انجام گرفته‌اند است که نتایج و روش تحقیق آن‌ها، به طور خلاصه در **جدول شماره (۱)**، در انتهای مقاله ارائه شده‌اند.

۳- متداول‌ترین و داده‌های تحقیق

در این مطالعه، که درباره نوسانات شرطی مربوط به حجم معاملات و بازدهی سهام می‌باشد، به سوالات زیر پاسخ داده می‌شود:

- ۱- آیا حجم معاملات می‌تواند توضیح دهنده اثرات garch در بازدهی سهام باشد؟

- ۲- آیا فرضیه mdh برای توضیح فرضیه garch مفید است. همان‌طور که اشاره شد، پس از مطالعات انگل (۱۹۸۲) و بولرسف (۱۹۸۶) و حضور مدل‌های garch و arch در حوزه اقتصاد سنجی، لامورکس و لاستراپس

1- Bollerslev(1986).

2- Huang.B, Yang.C, 2002.

(۱۹۹۰)، توانستند به خوبی از این مدل‌ها جهت آزمون فرضیه mdh و نوسانات شرطی استفاده کرده و مدل خود را پی ریزی کنند. پس از لامورکس و لا سترایپس (۱۹۹۰)، اکثر محققان، مدل‌های آن‌ها را به عنوان مدل‌های پایه در نظر گرفتند.

در مطالعه ارائه شده نیز بر اساس متداول‌تری لامورکس و لا سترایپس (۱۹۹۰) و با کمک از مطالعه هانگ و یانگ (۲۰۰۱) و مستل، گورگول و مجدوز (۲۰۰۳)، دو مدل زیر مورد آزمون قرار گرفته‌اند.
(مدل اول)

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

(مدل دوم)

$$\begin{aligned} R_t &= a + bR_{t-1} + \varepsilon \\ \varepsilon | (V_t, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) &\approx N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2(L)h_{t-1} + \alpha_3 v_t \end{aligned}$$

که در آن R بازدهی، α_1 و α_2 (L) اپراتور وقفه می‌باشند و ε ، جزء غیر قابل پیش‌بینی بازدهی است. که دارای میانگین صفر و واریانس h_t می‌باشد. اگر فرضیه mdh، یک مدل مربوط به توضیح اثرات garch در بازدهی سهام باشد، یعنی، حجم معاملات به عنوان یک جایگزین برای نرخ ورود اطلاعات در نظر گرفته شود، بایستی دیرپایی نوسانات را در فرایند واریانس شرطی مدل garch(1,1) جذب کرده و آن را 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 باید یک کاهش اساسی در دیرپایی نوسانات ایجاد شود. درجه دیرپایی نیز برابر است با $\alpha_1 + \alpha_2$. علاوه بر آن، α_3 باید بزرگ‌تر از صفر و معنی دار باشد.

داده‌های تحقیق

به منظور اخذ داده‌ها برای آزمون فرضیه‌های تحقیق در بورس اوراق بهادار تهران، از سه روش زیر می‌توانیم استفاده کنیم:

الف) استفاده از داده‌های روزانه شاخص^۱: این روش که داده‌ها را به صورت کلی^۲ برای کل بورس در نظر می‌گیرد، در تحقیقات مختلفی که بورس‌های مختلف دنیا را با هم به کار برده شده است. از این مطالعات، می‌توان به مطالعه تیموثی برای لسفورد (۱۹۹۴) و مطالعه چن، میکاییل فیرث و اولیور روی (۲۰۰۱) اشاره کرد.

ب) استفاده از داده‌های شرکت‌های بورسی^۳: استفاده از داده‌های روزانه شرکت‌ها با توجه به رشد توان آماری در دنیا، در چند سال اخیر معمول شده است. به عنوان مثال، مقایسه کردند، در مطالعه مستل، گورگول و مجدوز (۲۰۰۳)، از داده‌های ۳۱ شرکت بورسی استرالیا استفاده شده است. در مطالعه اخیر مارتین بوهل و هارالد اینتک، از داده‌های ۲۰ شرکت بورسی لهستان استفاده شده است.

ج) استفاده از داده‌های بین روزی شرکت‌های بورسی^۴: مطالعات اندکی نیز با استفاده از داده‌ها ی مربوط به معاملات بین روزی (دقیقه‌ای، ساعتی، و...) به بررسی ارتباط بین حجم معاملات و بازده سهام پرداخته‌اند. از این مطالعات، می‌توان به مطالعه‌های دارات، رحمان و ژونگ (۲۰۰۳) اشاره کرد که با استفاده از داده‌های ۵۵ دقیقه‌ای برای ۳۰ شرکت بورسی در شاخص داوجونز، ارتباط بین حجم معاملات و نوسانات بازده را بررسی کردند.

در این مقاله، به به دلایل زیر، استفاده از داده‌های روزانه شرکت‌های بورسی، بر سایر موارد، ترجیح داده شده است:

1- index data.

2- aggregate.

3- individual stocks.

4- intraday data.

- شاخص کل در بورس اوراق بهادار تهران^۱، بر مبنای سرمایه شرکت‌های بورسی تهیه شده و تغییر می‌کند همچنین، سهام شناور آزاد شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران، اندک است و لذا، تغییرات شاخص نمی‌تواند مبنای صحیحی از کل بازار باشد.

- حجم معاملات عمدۀ در بازار بورس اوراق بهادار تهران معمولاً زیاد است. و جدا کردن آن از کل معاملات در داده‌های بین روزی (۵ دقیقه‌ای و..)، در عمل غیر ممکن است.

- کمترین، 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 داده‌های ۵ دقیقه‌ای یا بین روزی به نظر صحیح نمی‌رسد.

در نتیجه، با توجه به دلایل گفته شده در بالا، در این تحقیق از داده‌های روزانه شرکت‌های بورسی (روش دوم) استفاده شده است. برای انتخاب شرکت‌ها و دورۀ مورد بررسی به منظور کسب نتایج قابل اعتماد، باید موارد زیر در نظر گرفته شوند:

- رونق و رکود در دورۀ مورد بررسی

- نقدشوندگی شرکت‌ها

- تعداد شرکت‌ها مورد بررسی

سال ۱۳۸۳ برای بورس اوراق بهادار تهران، دارای دوران متفاوتی بوده است، نیمه اول سال، رونق و نیمه دوم سال، رکود. به همین دلیل، دورۀ زمانی را، روزهای معاملات سال ۸۳ در نظر گرفتیم. اما، به منظور افزایش تعداد مشاهدات و تعديل رکود در نیمه دوم سال، سه ماه اول سال ۱۳۸۴ نیز به آن افزوده شده است. به عبارت دیگر، دورۀ 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... در نظر گرفته می شود)، و لذا، پس از بررسی شرکت های فعال در ۴ فصل سال ۱۳۸۳، مشاهده شد که تعداد ۱۴ شرکت در تمام طول سال ۸۳، جزء شرکت های فعال تر بورس 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 و توصیف آماری آن ها در جداول الف و ب آورده شده اند:

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	ساپیا	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

در بین 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 (۹۲/۰) می باشد.

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

نام شرکت	گروه پیشمن	نفت پهلوان	صنعتی پیشنهاد	ایران خودرو	بارس دارو	سازمان معدنی	صدرا	توسعه صنعتی	ساییا	سروایر گذاری	سپه	سینما تهران	سینما آزادان	پتروشیمی
زمان	1383/01/08 - 1384/03/08	1383/01/22 - 1384/03/09	1383/01/15 - 1384/02/10	1383/01/08 - 1384/03/11	1383/01/08 - 1384/03/11	1383/01/11 - 1384/02/26	1383/01/11 - 1384/03/11	1383/01/08 - 1384/03/11	آزادان					
مشاهدات														1383/01/09 - 1384/03/11
تعداد مشاهده	253	253	244	277	259	251	261	235	241	242	260	223	239	247
بازدهی :														
متوسط	0.249	0.160	-0.013	0.132	0.076	-0.011	0.141	0.089	-0.191	0.267	0.009	0.115	-0.170	0.564
بازدهی														
انحراف معیار	1.70	1.21	0.92	1.84	1.33	1.11	2.09	1.68	2.01	3.30	1.18	2.62	1.12	2.61
چوکی	1.85	0.86	2.70	0.77	1.77	1.30	0.36	1.02	1.18	-3.84	2.09	-1.93	-1.88	1.20
کشیدگی	7.71	6.06	21.95	1.00	13.92	7.84	0.50	2.75	6.23	37.71	11.61	16.83	16.86	4.18
حجم معاملات	:													
متوسط حجم معاملات	766541	74280	44688	302773	27621	1648323	142599	636530	617487	1016004	671275	713740	98835	109797
انحراف معیار	1,576,317	408,463	75,677	443,250	47,863	2,252,129	455,052	1,080,260	860,388	1,375,264	1,347,344	763,651	264,533	456,276
چوکی	4.31	9.82	6.66	4.46	3.95	3.53	10.12	5.22	7.52	3.78	3.41	4.68	6.51	9.85
کشیدگی	20.35	104.00	65.43	27.83	17.37	13.63	108.28	36.30	76.48	15.79	13.88	30.41	47.26	101.47

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

مثبت بودن چولگی اکثر شرکت ها نشان دهنده طولانی بودن دم توزیع بازدهی ها، به سمت راست و در مجموع، افزایش احتمال بازدهی مثبت در این شرکت ها می باشد. هرچند که احتمال کسب بازدهی منفی در سه شرکت سیمان تهران، سرمایه گذاری سپه و سرمایه گذاری توسعه صنعتی ایران زیاد است. کشیدگی یا kurtosis سری های زمانی بازده شرکت های فعال تر بورس، مثبت و گاهی خیلی بزرگ است. کمترین کشیدگی، مربوط به شرکت های سرمایه گذاری بیمه (+۱)، محور سازان ایران خودرو (۵/۰+) و سرمایه گذاری ملی (+۲/۷۵) می باشد و بیشترین مقدار کشیدگی، مربوط به شرکت های صنعت به شهر (+۲/۹۵)، سرمایه گذاری توسعه صنعتی ایران (۷۱/۳+)، سیمان تهران و سرمایه گذاری سپه (+۱۶/۸۳ و +۱۶/۸۶) می باشد. این مقدارها، نشان می دهند که تقریبا همه توزیع های بازده این شرکت ها حالت کشیده leptokurtic دارند به این معنی که تجمع بازدهی های آن ها، بیشتر در نزدیکی های میانگین بازدهی ها می باشد.

در بین شرکت های 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) و کمترین متوسط بازدهی، مربوط به شرکت های پارس دارو (۲۷۶۲ سهم در روز) و صنعتی به شهر (۴۴۶۸۸ سهم در روز)، بوده است و همچنین، کمترین و بیشترین انحراف معیار، برای شرکت های پارس دارو (۴۷۸۶۳) و ایران خودرو (۲۲۵۲۱۲۹) بوده است.

چولگی^۱ برای همه شرکت‌های مورد بررسی، مثبت و بزرگ بوده است، که این موضوع، نشان‌دهنده، تمایل شدید توزیع حجم معاملات، در به سمت راست می‌باشد. کشیدگی^۲ نیز در همه شرکت‌ها مثبت و بسیار بزرگ است، 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 توزیع‌های حجم معاملات را تایید می‌کند.

در اغلب سری‌های زمانی، به علت وجود روند مشترک در آن‌ها، تمایل به همجهتی آن‌ها ایجاد می‌شود و چنانچه از متغیرهای سری زمانی ناپایا، در برآورده ضرایب الگویی استفاده شود، ممکن است به یک رگرسیون کاذب دست یابیم. این موضوع برای بررسی ارتباط هم‌زمان بین حجم معاملات و بازده سهام نیز صادق است. بنابراین، برای آزمودن این‌که سری زمانی بازدهی و حجم معاملات مانا اند یا نه، از آزمون دیکی – فولر تعییم یافته ADF، همانند بیشتر مطالعات، به صورت زیر استفاده کرده ایم:

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta x_{t-i} \quad (1-4)$$

که در آن x ، حجم معاملات و بازده سهام و n ، تعداد وقفه بهینه می‌باشد که وقفه بهینه با استفاده از نرم افزار eviews بدست می‌آید. در جدول (ج)، تخمین آزمون ریشه واحد همه سهم‌ها برای حجم معاملات، ارائه شده است، و نشان داده شده است که فرضیه صفر وجود ریشه واحد، در هیچ کدام از سهم‌ها تأیید نشده است. آزمون ریشه واحد برای بازده سهام نیز بررسی و در جدول (د)، خلاصه تخمین آزمون ریشه واحد همه سهم‌ها برای سهام ارائه شده است.

۱-Skewness.

۲ - kurtosis.

جدول (ج)- آزمون ریشه وحد دیگی فولر تعمیم یافته (ADF) برای متغیر حجم معاملات

متغیر	VGB	VNB	VSB	VBM	VPD	VKH	VMV	VSM	VSR	VTS	VSP	VSS	VST	VPA
نای	-6.809	-6.242	-5.965	5.7748	-7.00	-7.999	-5.705	-6.581	-6.242	-5.515	-4.956	-6.146	-6.088	
مقدار بحرانی	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
مک. کینون	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	
درصد	د فرضیه													
نتیجه	صفر (پایا)													

جدول (د)- آزمون ریشه وحد دیگی فولر تعمیم یافته (ADF) برای متغیر بازدهی

متغیر	RGB	RNB	RSB	RBM	RPD	RKH	RMV	RSM	RSR	RTS	RSP	RSS	RST	RPA
نای	-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	-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
درصد	د فرضیه													
نتیجه	صفر (پایا)													

۴- نتایج آزمون

برای بررسی اثرات GARCH در بازدهی سهام در بورس اوراق بهادر تهران، دو مدلی را که در بخش متدولوزی ارائه شدند، توسط نرم افزار Eviews مورد آزمون قراردادهایم، و خلاصه، نتایج مدل اول و، دوم برای همه سهم‌ها در جدول‌های (۲) و (۳) انتهای مقاله ارائه شده است، و برای تفسیر بهتر این جداول‌ها، یک جدول کمکی تهیه شده است.

جدول ۵ - 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	.۰/۸۲۵	.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	.۰/۲۱۳	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 نشان می‌دهد، 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 است، و در شش موردی که معنی دار شده است معنی داری آن نسبت به مدل اول کاهش یافته است. این نتایج نشان می‌دهند که اثرات GARCH با ورود حجم معاملات به عنوان جانشینی برای ورود

اطلاعات به سیستم، از بین رفته اند، اما، همان‌طور که در فصل سوم و در مدل لامورکس و لاستراپس اشاره شد، فرضیه MDH هنگامی می‌تواند توضیح دهنده اثرات GARCH باشد و نوسانات بازده را توضیح دهد، که $\alpha_3 < 0$ و معنی دار باشد.

اگر به جدول ۵-دقیت کنیم خواهیم دید که در بیشتر شرکت‌های جز در شرکت‌های صنعتی بهشهر (SB)، پارس دارو (PD)، محورسازان (MV)، توسعه صنعتی (TS) و سرمایه‌گذاری سپه (SS)، پارامتر α_3 کوچک‌تر از صفر و از لحظه آماری بی معنی شده است. از بین این سهم‌ها در ۴ مورد، $\alpha_3 > 0$ و از لحظه آماری، در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار و دریک مورد نیز، $\alpha_3 < 0$ و از لحظه آماری در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار بوده است. نتیجه‌ای که می‌توان گرفت این است که فرضیه MDH که نشان دهنده ورود همزمان اطلاعات به بازار می‌باشد توضیح دهنده اثرات GARCH و نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران باشد. و همچنین در اکثر موارد، حجم معاملات، نمی‌تواند جانشین خوبی برای ورود اطلاعات به بازار باشد.

نتیجه این آزمون، با مطالعات هانگ و یانگ (2001)، لی و روی (2002) و دارات، رحمان و ژونگ (2003)، مطابقت دارد.^{۰۰}

۵- نتیجه گیری

با اضافه کردن حجم معاملات در معادله واریانس شرطی، مشخص شد که حجم معاملات نمی‌تواند به طور کامل ناپایداری بازده و اثرات GARCH را توضیح داده و به عبارت دیگر نمی‌تواند همه اطلاعات را بسط دهد. این موضوع برخلاف یافته‌های لامورکس و لاستراپس است. در نهایت این‌که، فرضیه MDH به عنوان یکی از تئوری‌های مهم در زمینه ارتباط حجم معاملات و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران نتوانست جواب مثبت بگیرد و در مقابل، فرضیه SIAH

۱- با توجه به این‌که چنین مطالعه‌ای از قبیل در کشور انجام نگرفته است، نمی‌توان نتایج این تحقیق را با نتایج سایر تحقیقات مقایسه کرد.

که به عنوان جایگزینی برای MDH در نظر گرفته شد، تایید می شود. علت این موضوع، به نحوه ورود اطلاعات به بازار بورس اوراق بهادران تهران برمی‌گردد. زیرا، ورود همزمان اطلاعات به بازار از پیش فرض های MDH می‌شد، در حالی که SIAH ورود متوالی اطلاعات به بازار را به عنوان پیش فرض در نظر، می‌گیرد که با بازار ایران سازگارتر است.



جدول ۱ - مطالعات پس از سال ۱۹۹۰ تاکنون

ردیف	محقق	سال	داده ها	دوده تحقیق	نوع داده	روش تحقیق	نتیجه
۱	تیم‌شی برایسلفورد	۱۹۹۴	تاخض کلی بازار استرالیا	۳۱ آوریل ۱۹۸۲ - ۱۱ دسامبر ۱۹۹۳	۲۴ روزانه	نوسانات شرطی GARCH(1,1)	فرضیه MDH تایید شد.
۲	مارتن بوهل و هارالد هنک	۲۰۰۰	۰ سهم لهمستان	۰۰۰۰ - ۳۱ اکتبر ۱۹۹۰	روزانه	نوسانات شرطی GARCH(1,1)	فرضیه MDH تایید شد.
۳	بیرون، یوگ لی و نام	۲۰۰۰	۱۵ سهم دو سبد ۲۰ سهمی	۱۹۹۰ - ۱۹۹۴	هفتگی	نوسانات شرطی GARCH(1,1)	فرضیه MDH تایید شد.
۴	هاگ و ینگ	۲۰۰۰	شاخص های کلی بازار	۱۹۹۳ - ۱۹۸۹ سپتامبر ۱۹۹۰ - ۳۰ ژوئن	۵ دققه	نوسانات شرطی GARCH(1,1)	فرضیه MDH رد شد.
۵	لی و روی	۲۰۰۰	تاخض های کلی سه بازار	۱۹۹۱ - ۱۹۷۳ میتوالت و از ۱۹۹۱	روزانه	نوسانات شرطی GARCH(1,1)	فرضیه MDH رد شد.
۶	مستل، گروگول و مجذوز	۲۰۰۰	۳ سهم بازار استرالیا	۲۰۰۰ - ۲۰۰۳	روزانه	نوسانات شرطی GARCH(1,1)	فرضیه MDH تایید شد.
۷	دارات، رحمن و زونگ	۲۰۰۰	۳ سهم بازار دکشیدگیونز	۱۹۹۸ - ۱۹۹۱	۵ دققه	نوسانات شرطی GARCH(1,1)	فرضیه SIAH تایید و رد شد.

جدول ٢ - نتائج تخمین مدل اول

نام شرکت‌ها	GB	NB	SB	BM	PD	KH	MV	SM	SR	TS	SP	SS	ST	PA
ضرائب														
a	0.072392	0.042509	0.014773	-0.08673	-0.01448	-0.019688	0.053694	-0.06648	-0.15895	0.479814	0.003621	0.004424	-0.06198	0.049619
t-statistics	0.606762	0.548942	0.684144	-0.89531	-0.17041	-0.35235	0.503101	-0.95063	-1.14441	2.759125	0.037019	0.050122	-0.96091	0.347171
b	0.568807	0.588253	0.500285	0.421924	0.541296	0.532275	0.419559	0.478261	0.273023	0.170603	0.394545	0.074523	0.513914	0.544116
t-statistics	8.625773	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_1	0.404779	0.193000	-0.00333	0.083416	0.751680	0.1115337	0.072747	0.628829	2.681778	0.189304	0.129789	0.659461	0.116144	0.137549
t-statistics	5.578657	8.0055860	-18.4022	3.719759	8.560890	0.388515	1.243562	8.835395	2.693102	5.441578	6.048021	8.146708	5.791115	1.884240
α_2	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	0.137465	2.458679	7.759810	1.803040	-12.4017	3.303619	7.280714	6.374821	3.773642
α_3	0.532807	0.514786	0.991628	0.785045	0.288164	0.89768	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	2.2388426	31.18145	2.380540	0.362532	225.4881	24.03342	2.774612	21.180882	25.00335

جدول ٣ - نتائج تخمین مدل دوم

نام شرکت‌ها	GB	NB	SB	BM	PD	KH	MV	SM	SR	TS	SP	SS	ST	PA
ضرائب														
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	-0.033641	-0.05032	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	0.583897	0.246889	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	3.83288	2.10890	2.37286	2.57797	5.71490	1.87425	5.83159
α_1	1.61098	0.71668	-0.00315	1.89712	0.81597	0.42675	0.02203	1.45168	2.42056	6.75365	0.74495	3.73485	0.717875	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_2	0.15000	0.15000	0.60974	0.14999	0.29428	0.15000	0.10257	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_3	0.60000	0.59999	0.21853	0.59999	-0.09579	0.60000	-0.06955	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_4	-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	9.761676	-0.81135	4.626058	-0.39787	8.835588	-0.526	-0.2857	1.189284	-0.0161	5.393921	-0.4945	-1.38030

فهرست منابع

- ۱- امید قائمی، مصطفی، ۱۳۷۹، "بررسی ارتباط بین حجم معاملات و قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری شهید بهشتی
 - ۲- روشن‌گر، قدرت‌الله، ۱۳۷۹، "مدل‌های ARCH و کاربردهای آن‌ها در اقتصاد و امور مالی"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد آمار، دانشکده علوم ریاضی عباسی، موسی، ۱۳۸۴، "بررسی نااطمینانی تورم با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH و حالت فضا"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
 - ۳- نوفrstی، محمد، ۱۳۷۸، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، چاپ اول، انتشارات رسما
- 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- Kalev,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.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتمال جامع علوم انسانی