

فرایند شکل‌گیری قیمت‌ها در بورس تهران – رویکرد ریزساختاری

احمد پویان‌فر^{۱*}، رضا راعی^۲، شاپور محمدی^۳

۱. دکترای مدیریت مالی، دانشگاه تهران، ایران
۲. استادیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، ایران
۳. استادیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۱۱/۷، تاریخ تصویب: ۱۳۸۸/۳/۱۰)

چکیده

در این مقاله با استفاده از رویکرد هاسبروک (۱۹۹۱) و دافور و انگل (۲۰۰۰) نسبت به مدل‌سازی قیمت‌های معاملاتی در بورس تهران اقدام نموده‌ایم. سازگار با مدل‌های نظری و تحقیقات تجربی در سایر بازارها، مدل تخمینی خودرگرسیو برداری بر روی هفت شرکت انتخابی در بورس تهران وجود رابطه معنی‌دار بین جهت معامله و مظنه‌ها را در بورس تهران مورد تایید قرار داد. همچنین ملاحظه گردید که فاصله بین معاملات و دامنگ در شکل‌گیری مظنه‌ها از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی:

۱. مقدمه

طی دو دهه اخیر مطالعات دانشگاهی در حوزه‌ای از مالی تحت عنوان ریزساختار بازار^۱ به سرعت گسترش یافته است. در این حوزه از دانش مالی، چگونگی تاثیر سازوکارهای معاملاتی و طراحی بازار بر فرایند شکل‌گیری قیمت‌ها و معاملات بررسی می‌شود. هدف اصلی در مطالعات نظری و تجربی ریزساختار بازار، تشریح چگونگی شکل‌گیری قیمت‌های معاملاتی می‌باشد. منظور از قیمت‌های معاملاتی، قیمت‌های لحظه‌ای معاملات و همچنین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش یا مظنه‌ها^۲ می‌باشد. بدین منظور تحلیل و مدلسازی رفتار معامله‌گران و فرایند افشای اطلاعات و در نهایت تأثیر آن بر قیمت‌ها، فاصله زمانی معاملات^۳، حجم معاملات و نوسان قیمت‌ها هدف اصلی در یک مطالعه ریزساختاری خواهد بود.

چنانچه مشارکت کنندگان در بازار به صورت عقلایی رفتار نموده و اطلاعات یکسانی را داشته باشند، قیمت‌ها همواره تمامی اطلاعات موجود در مورد ارزش ذاتی دارایی را در خود نشان خواهند داد. مفهوم فوق، یعنی کارایی بازار سرمایه، یکی از اولین پیشرفت‌ها و در واقع از مفروضات اساسی در دانش مالی در دهه ۱۹۶۰ میلادی بود. لیکن در چهار دهه اخیر هم بنیاد نظری آن دچار چالش اساسی گردیده و هم اینکه نتایج مطالعات تجربی حاکی از عدم حصول مفهوم فوق در عمل در بازارهای مالی بوده است. فرض رفتار عقلایی در حوزه مالی رفتاری و فرض دسترسی یکسان به اطلاعات، یعنی تقارن اطلاعاتی، توسط مدل‌های ریزساختاری به چالش کشیده شده‌اند.

مطالعات اولیه در حوزه ریزساختار بازار از بررسی پدیده دامنک^۴ و چگونگی شکل‌گیری مظنه‌ها آغاز گردید. دلایل وجود دامنک براساس دو نظریه عدم تقارن اطلاعاتی و مدل‌های موجودی تبیین می‌شود. تحت هر دو نظریه بازارساز در ازای فراهم نمودن خدمات معامله‌ای، توسط دامنک جبران پاداش می‌شود.

مدل‌های موجودی در ابتدا توسط گارمن [۱۰]، امیهود و مندلسون [۲ و ۳] و هو و استول [۱۴] ارائه شدند. در این مدل‌ها بر ریسک بازارساز ناشی از نگهداری موجودی سهام تکیه شده و فرض می‌شود که بازارساز دارای سقف و کف معین برای نگهداری موجودی است

1. Market Microstructure
2. quotes
3. duration
4. Bid-Ask Spread

که خروج از محدوده مذکور توأم با هزینه خواهد بود. مظنه‌های بازارساز بر اساس نرخ ورود تصادفی خریداران و فروشندگان تعیین می‌شوند و بازارساز قیمت‌ها را در جهت بهینه‌سازی سطح موجودی خود تعدیل می‌کند. دامنگر منبع سود برای بازارساز در جهت پوشش هزینه‌های اداری و موجودی است. گارمن [۱۰] نشان داد که بازارساز خواستار تعیین قیمتی است که منجر به ورشکستگی وی نشده، موجودی اش تمام نشود و نهایتاً سود انتظاری وی در هر واحد زمان حداکثر شود. در مدل گارمن بازارساز قیمت را پس از ورود هر خریدار و فروشنده و بر مبنای یک فرایند پواسون مدل‌سازی می‌کند. وی نشان داد که به نفع بازارساز است که قیمت‌های خرید و فروش متفاوتی را تعیین کند. مدل گارمن پایه‌ای برای توسعه سایر مدل‌های مبتنی بر موجودی از قبیل استول [۲۲] امیهود و مندلسون [۲]، اوهارا و اولدفیلد [۲۰] و مدهاون و اسمیت [۱۸] شد. ایده اصلی در تمامی مدل‌های فوق تصادفی بودن جریان ورود سفارشات است که می‌تواند برای بازارساز مشکل موجودی سهام و برای معامله‌گر مشکل اجرای سفارش را ایجاد نماید.

علی‌رغم تفاوت‌های موجود در رویکردهای مطرح شده، یک مشابهت عمومی در مدل‌های موجودی وجود دارد و آن این است که مسئله بازارساز ایجاد توازن در جریان‌های خروجی و ورودی (موجودی سهام) است. نتیجه اصلی در مدل‌های موجودی این است که بازارساز مظنه‌ها را به نحوی تعیین می‌کند که هزینه‌های پردازش سفارش و نگهداری موجودی پوشش داده شود.

دسته دوم نظریه‌های مربوط به شکل‌گیری دامنگر و مظنه‌ها با مقاله بیگوت [۴] شکل گرفت که به جای هزینه‌ی معاملاتی بر نقش اطلاعات تاکید نمود. در نظریه‌های عدم تقارن اطلاعاتی فرض می‌شود که سه نوع معامله‌گر در بازار وجود دارد؛ معامله‌گرانی که اطلاعات برتر دارند، آنهایی که نیاز نقدشوندگی دارند و بازارسازها. در این مدل‌ها فرض می‌شود معامله‌گران مطلع باتوجه به اطلاعات نهانی (محرمانه) از شرکت‌ها معامله نموده و بدین لحاظ بازارسازها در معامله با این دسته از سرمایه‌گذاران دچار زیان می‌شوند. سرمایه‌گذاران نامطلع باتوجه به نیازهای نقدشوندگی (متوازن‌سازی پرتفولیو) معامله می‌نمایند و بازارسازها در معامله با این افراد سود عایدشان می‌شود. بازارسازها از اطلاعات برتر برخوردار نیستند و لیکن وظیفه تأمین نقدشوندگی در بازار را بر عهده دارند، بدین منظور باید بتوانند بازدهی مناسبی نسبت به سرمایه خود به دست آورند. آنها با هر دو دسته معامله‌گران مطلع و نامطلع

معامله می‌کنند و امکان شناسایی نوع معامله‌گر برای بازارساز وجود ندارد. بازارساز با یادگیری از فرایند معاملات، برای پرهیز از زیان ناشی از معامله با معامله‌گران مطلع دامنگر را افزایش می‌دهد. مدل‌های تحلیلی در این حوزه توسط کیل [۱۶]، گلستون و میلگروم [۱۱] و ایسلی و اوهارا [۷] بسط یافتند. در مدل گلستون و میلگروم دو دسته سرمایه‌گذار مطلع و نامطلع داریم. همچنین فرض می‌شود که نسبت ثابتی از معامله‌گران دارای اطلاعات نهانی باشند. دارایی مورد معامله می‌تواند دو ارزش بالا یا پایین داشته باشد. با صرف نظر کردن از هزینه‌های پردازش سفارش و موجودی، یک بازارساز منطقی، مظنه‌های خود را به نحوی تعیین می‌کند که دچار زیان نشود. لذا قیمت فروش بازارساز ارزش انتظاری ورقه بهادار با فرض وجود یک سفارش خرید خواهد بود. در مدل نهایی، عرضه‌کننده نقدشوندگی قیمت‌های خرید و فروش را بسته به جهت معامله^۱ تعیین می‌کند. یعنی یک قیمت فروش برای سفارش خرید و یک قیمت خرید برای سفارش فروش.

ایسلی و اوهارا [۸] مدلی را توسعه دادند که در آن هر دو حالت وجود و عدم وجود معامله منجر به تغییر در قیمت‌ها می‌شود. هولدن و سابرامانیام [۱۵] با تعمیم مدل کیل، رقابت بین چندین سرمایه‌گذار مطلع را با فرض وجود اطلاعات محرمانه در بلندمدت تعمیم دادند. از دیگر مطالعات تعمیمی در مدل کیل می‌توان به مطالعه ادماستی و پفلیدرر [۱] اشاره نمود که در آن یک بازی استراتژیک توسط معامله‌گران مطلع و نامطلع اجرا می‌شود.

در جمع‌بندی نهایی در مدل‌های اطلاعاتی، عدم تقارن اطلاعات باعث می‌شود که جریان سفارش (خرید یا فروش) که در مدل‌های قبلی به صورت متغیر برون‌زا در نظر گرفته می‌شد به عنوان متغیر درون‌زا تلقی شود و خود انجام معامله‌دارای بار اطلاعاتی باشد. بدین ترتیب تحقیقات در حوزه ریزساختار بازار به تحلیل یادگیری بازارساز از جریان سفارشات و به تبع آن شکل‌گیری قیمت‌های در طی زمان سوق پیدا نمود. تمامی مدل‌های عدم تقارن اطلاعاتی علی‌رغم این که در تبیین رفتار بازارساز و ساختار بازار متفاوت‌اند لیکن در تمامی آنها یک مدل یادگیری بیزی حل می‌شود.

در تحقیق حاضر به بررسی تجربی مدل‌های اطلاعاتی در بورس تهران خواهیم پرداخت. ویژگی اصلی بازار بورس تهران در این است که برخلاف سایر بورس‌ها، برای سهام پذیرفته شده، بازارساز به معنی واقعی وجود ندارد. در نتیجه مظنه‌ها توسط سرمایه‌گذاران تعیین می‌شود

و نه توسط بازارسازها. با توجه به واقعیت فوق، بدیهی است که شکل‌گیری قیمت‌های معاملاتی در بورس تهران با توجه به مدل‌های موجودی قابل تبیین نخواهد بود. بنابراین هدف اصلی تحقیق مدل‌سازی قیمت‌های معاملاتی در بورس تهران بر مبنای مدل‌های اطلاعاتی می‌باشد. همان‌گونه که عنوان گردید در مدل‌های اطلاعاتی، برتری اطلاعاتی دسته خاصی از سرمایه‌گذاران در بازار موجب تغییر در قیمت‌ها (مظنه‌ها) می‌شود. وجود سرمایه‌گذاران مذکور در بازار را می‌توان در سرعت و حجم معاملات آنان شناسایی نمود. در بخش ۲ مقاله چگونگی مدل‌سازی قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش (مظنه‌ها) با توجه به متغیرهای مذکور بیان خواهد شد. در بخش سوم به معرفی فرایند نمونه‌گیری و متدولوژی تحقیق خواهیم پرداخت. در بخش چهارم چگونگی تخمین مدل بیان می‌شود و بخش پنجم به نتیجه‌گیری اختصاص خواهد یافت.

۲. مدل‌سازی قیمت‌های معاملاتی

در مدل‌سازی داده‌های معاملاتی هر معامله به صورت یک فرایند تصادفی با متغیرهای دیرش (فاصله بین معاملات)، قیمت و حجم معامله در نظر گرفته می‌شود. هاسبروک [۱۲] و دافور و انگل [۶] از رویکرد VAR بدین منظور استفاده نموده‌اند. هاسبروک [۱۲] و [۱۳] مدل VAR زیر را جهت مدل‌سازی قیمت‌های معاملاتی پیشنهاد نمود:

$$\Delta q_t = \sum_{i=1}^p a_i \Delta q_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i x_{t-i} + v_{1,t} \quad (1)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^p c_i \Delta q_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_i x_{t-i} + v_{2,t}$$

Δq_t بیانگر تغییر در میانه قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش (میانه مظنه‌ها) در هر معامله و x_t بیانگر جهت معامله می‌باشد. اگر معامله توسط خریدار آغاز شود، جهت معامله +۱ و اگر از طرف فروشنده آغاز شود، علامت آن -۱ خواهد بود. در مدل فوق تغییرات در مظنه‌ها به ویژگی معاملات (علامت) و شرایط بازار (قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش) بستگی خواهد داشت.

ملاحظه می‌شود که در مدل فوق نقش زمان یا فاصله بین معاملات در مدل وارد نشده است. در پی مطالعه انگل و راسل [۹] در مدل‌سازی دیرش معاملات با استفاده از رویکرد

ACD^۱، مطالعات گسترده‌ای در جهت وارد نمودن زمان در فرایند شکل‌گیری قیمت‌ها آغاز گردید.

مدل‌های نظری گارمن [۱۰] و ایسلی و اوهارا [۸] زمان ورود معامله را نیز در فرایند بازبینی مظنه‌ها وارد نمودند. ایده بررسی تاثیر دیرش معاملات بر فرایند قیمت‌ها، در ابتدا با مدل اطلاعاتی گلستون و میلگروم [۱۱] آغاز گردید. دیاموند و ورچیا [۵] نشان دادند که دیرش کم با وجود خبر بد مطابقت دارد. ایسلی و اوهارا [۸] با تعمیم مدل گلستون و میلگروم، در تفکیک معامله گران مطلع و نامطلع دیرش را به صورت کاملاً مشخص مورد استفاده قرار دادند. با این فرض که معامله گران مطلع تنها در صورت وجود خبر، معامله خواهند نمود، آنان نشان دادند که اطلاعات جدید منجر به دیرش کمتر بین معاملات می‌شود و این به معنی افزایش تعداد معامله گران مطلع در جهت استفاده از اطلاعات برتر می‌باشد. دافور و انگل [۶] نشان دادند که هرچه قدر زمان بین معاملات کمتر می‌شود سرعت تعدیل قیمت‌ها افزایش می‌یابد. سیتا و وسترهولم [۲۱] با تعمیم مدل مدهاوان و دیگران [۱۹] و منظور نمودن دیرش و تفکیک اثر دیرش به عوامل نقدشوندگی و اطلاعاتی، نشان دادند که دیرش بر بازدهی تاثیر گذار است.

با این فرض که قیمت‌ها و مظنه‌ها، زمان‌های ورود سفارشات را تحت تأثیر قرار ندهند و دیرش T_t برای فرایند قیمت‌ها و معاملات متغیر برون‌زا باشد، می‌توانیم دیرش را در مدل وارد نماییم. اگر زمان را به عنوان یک متغیر از پیش تعیین شده که هم اثر قیمتی معامله و هم همبستگی بین معاملات را تحت تأثیر قرار می‌دهد، به مدل (۱) اضافه کنیم در این صورت معادله مظنه به صورت زیر خواهد بود (دافور و انگل، ۲۰۰۰):

$$\Delta q_t = \sum_{i=1}^p a_i \Delta q_{t-i} + \sum_{i=1}^p [\Delta q_i^f + z_{t-i} \delta_i^f] x_{t-i}^0 + v_{1,t} \quad (2)$$

Δq_t تغییر در لگاریتم میانه مظنه‌ها x_t^0 علامت معامله و z_{t-i} و δ_i بردار ضرایب هستند. مقادیر داخل براکت که جایگزین b_i در مدل (۱) گردیده جهت پارامترسازی اثر معامله بر بازنگری مظنه می‌باشند. z_{t-i} بردار سطری مشاهدات برای تعیین‌کننده‌های اثر معامله است و δ_i بردار ستونی متناسب با ضرایب است. بررسی اثر زمان تقویمی (زمان روز) ابتدا حالتی را در

نظر می‌گیریم که تنها متغیرها در Z_t مقادیر جاری و قبلی دیرش‌ها، T_{t-i} و مجموعه متغیرهای موهومی زمان تقویمی $D_{j,t-i}$ باشند. در این صورت اثر معامله به صورت زیر بیان می‌شود:

$$b_i = \gamma_i^r + \sum_{j=1}^J \lambda_{j,i}^r D_{j,t-i} + \delta_i^r \ln(T_{t-i})$$

اگر تمامی δ ها و λ ها در مدل فوق به طور مشترک صفر باشند معادله (۲) همانند مدل (۱) خواهد بود. همچنین اگر $\delta_{j,i}^r$ و $i=1, \dots, p$ و $j=1, \dots, J$ غیرصفر باشند در این صورت اثر معاملات بر قیمت‌ها تنها دوره‌ای بودن درون روزانه را نشان خواهد داد. در این مدل این امکان فراهم می‌شود که ضرایب معامله در طی زمان تغییر یابد و هدف بررسی این واقعیت است که آیا زمان بین معاملات T_i (برحسب ثانیه) فرایند تعدیل قیمت در معاملات و همبستگی بین معاملات را تحت تأثیر قرار می‌دهد یا نه. معادله معامله را نیز می‌توان به شیوه فوق در جهت بررسی اثرات دیرش معاملات بر معاملات تصحیح کرد.

در مدل (۱) اثر معاملات ۱۰۰۰ سهمی بدون توجه به زمان تقویمی یکسان است در حالیکه در معادله (۲) اثر معامله بر بازنگری مظنه با توجه به زمان تقویمی و حجم معامله متغیر است. همچنین در معادله فوق این امکان فراهم شده است که همبستگی بین معاملات در طی زمان تقویمی متغیر باشد.

در این تحقیق برای تخمین مظنه‌ها از مدل دافور و انگل با یکسری تعدیلات استفاده شده است که جزئیات آن در قسمت مدل تخمینی بیان شده است.

۳. داده‌ها و متدولوژی

a. انتخاب نمونه

مطالعه حاضر بر روی سهام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. نمونه‌گیری شامل ۲ مرحله اصلی بوده است. در مرحله اول، دوره مورد نظر تعیین شده است و در مرحله دوم، در دوره انتخابی، شرکت‌های مورد نظر انتخاب شده‌اند. با توجه به تغییر دامنه نوسان از ۲٪ به ۵٪ در خرداد سال ۸۲ کل دوره زمانی را به دو دوره قبل و بعد تغییر رژیم دامنه نوسان تفکیک نموده‌ایم و در هر دوره داده‌های ۲ ماهه برای تخمین در نظر گرفته شده‌اند. با توجه به اینکه در ماه تاریخ مجامع (تیرماه)، درجه شفافیت اطلاعاتی بازار بسیار بالاست، در هر دو دوره قبل و پس از تغییر رژیم ماه مذکور به عنوان ماه نمونه انتخاب شده است. با توجه به بازدهی بسیار بالای شاخص در تیر ماه سال ۸۲، به جای ماه

مذکور، ماه مهر انتخاب شده است. به منظور کنترل جو عمومی بازار (ریسک و بازده شاخص کل)، در هر دوره (پیش و پس از تغییر رژیم)، یک ماه با عملکرد منفی شاخص و یک ماه با عملکرد مثبت شاخص با حداقل ۲۰ روز کاری انتخاب شده است. در نگاره (۱) ماههای انتخابی و عملکرد شاخص در ماه انتخابی آورده شده است.

نگاره ۱. دوره‌های انتخابی و عملکرد شاخص در دوره‌های انتخابی

رژیم و حجم مینا		عملکرد شاخص
۲٪ و بدون حجم مینا	۵٪ و حجم مینا	
۱۳۸۱/۴/۳۱	۱۳۸۳/۴/۳۰	+
۱۳۸۱/۷/۲۹	۱۳۸۴/۴/۲۹	-

در مرحله دوم نمونه‌گیری که در واقع به منظور کنترل عدم نقدشوندگی بوده است، در ماه‌های انتخابی، کلیه سهام معامله شده که تاریخ مجمع آنها بعد از بیست و پنجم ماه مذکور بودند بر مبنای سه فیلتر انتخاب شده‌اند؛

۱. نقدشوندگی شامل؛ تعداد روز معاملاتی (حداقل ۵ روز در ماه)، تعداد افراد مشارکت‌کننده در معامله (حداقل ۵ نفر در هر روز) و دفعات معامله (حداقل ۱۰ دفعه در هر روز)،

۲. نمونه عادی شامل؛ مالکیت غیر متمرکز، فعالیت مداوم معاملاتی و نداشتن معامله عمده و

۳. نداشتن صف خرید یا فروش در بیش از ۱/۳ روزهای معاملاتی ماه مورد بررسی. در نگاره (۲) تعداد شرکت‌های واجد شرایط با توجه به ۳ فیلتر فوق آورده شده است.

نگاره ۲. تعداد شرکت‌های واجد شرایط با توجه به فیلترهای شرایط بازار، نقدشوندگی و عادی بودن

دوره	تعداد کل شرکت‌ها	تعداد شرکت‌های واجد شرایط		
		فیلتر اول*	فیلتر دوم**	فیلتر سوم***
۱۳۸۱/۴	۷۰	۶	۴	۳
۱۳۸۱/۷	۸۴	۵	۶	۲
۱۳۸۳/۴	۱۰۹	۱۴	۱۱	۱
۱۳۸۴/۴	۱۱۰	۱۸	۱۲	۱
کل	۳۷۳	۴۳	۳۳	۷

* روز معاملاتی حداقل ۵ روز، حداقل ۵ مشارکت‌کننده در معامله و حداقل ۱۰ دفعه معامله در روز

** عدم مالکیت بالای ۵۰٪، عدم فعالیت معاملاتی مداوم به مدت ۶ ماه قبل از ماه انتخاب و عدم معامله عمده

*** عدم داشتن صف خرید و فروش در بیش از ۱/۳ روزهای معاملاتی ماه

پس از اعمال فیلترهای فوق در نهایت شرکت‌های سرمایه‌گذاری پتروشیمی، سرمایه‌گذاری توسعه صنعتی ایران، سرمایه‌گذاری ملی ایران (در دو دوره)، سرمایه‌گذاری غدیر، سرمایه‌گذاری صنعت و معدن و سرمایه‌گذاری رنا بعنوان نمونه‌های تحقیق انتخاب شدند. مهمترین آماره‌های توصیفی شرکت‌های انتخابی در نگاره (۳) ارائه شده است.

نگاره ۳. خلاصه آماره‌های توصیفی نمونه‌های تحقیق

شرکت	جهت معامله			تعداد دفعات معامله	متوسط دفعات معامله در روز	بازدهی ماهانه	متوسط دیرش هر معامله (ثانیه)	متوسط قیمت معاملات (ریال)	متوسط حجم معامله در هر معامله (تعداد)	متوسط دامنگ در هر معامله (ریال)
	معامله خرید	معامله فروش	معامله نامشخص							
1. vapetro8104	0.41	0.30	0.29	1122	49	-0.64	229	2851	2837	21
2. vasanat8104	0.44	0.38	0.18	2022	88	13.21	115	2841	15458	20
3. vaniki8104	0.32	0.35	0.33	1947	85	20.46	125	1970	3922	17
4. vagadir8107	0.34	0.44	0.22	1172	59	2.06	164	2209	4332	18
5. vaniki8107	0.40	0.36	0.23	1602	80	-4.08	132	2249	4467	17
6. varena8304	0.44	0.26	0.30	1244	59	-3.89	183	5662	2142	73
7. vatos8404	0.39	0.34	0.27	1609	85	-15.13	131	1458	3376	22
میانگین کل نمونه	0.39	0.35	0.26	1531	72	1.71	152	2749	5219	27

در نگاره مذکور سه ستون اول بیانگر جهت معاملات می‌باشد. در نمونه‌های تحت بررسی تقریباً ۴۰ درصد معاملات معامله خرید و ۳۵ درصد معاملات معامله فروش بوده‌اند. متوسط تعداد دفعات معامله شرکت‌ها در یک ماه برابر ۱۵۳۱ بوده است. همچنین روزانه به طور متوسط ۷۲ معامله برای هر شرکت انجام پذیرفته است.

۴ شرکت (۶،۵،۱ و ۷) در ماه مورد بررسی دارای بازدهی منفی و ۳ شرکت بعدی دارای بازدهی مثبت بوده‌اند. متوسط فاصله زمانی هر معامله برای شرکت‌های تحت بررسی در حدود ۱۵۲ ثانیه و یا ۲/۵ دقیقه بوده است. متوسط دامنگ برای کل نمونه ۲۷ ریال بوده است.

۱.۱. محاسبه متغیرهای تحقیق

چگونگی محاسبه متغیرهای تحقیق شامل؛ تغییر در میانه مظنه‌ها، دیرش، حجم معاملات و جهت معاملات به صورت زیر بوده است.

تغییر در میانه مظنه‌ها با توجه به میانه مظنه‌ها و با استفاده از رابطه زیر محاسبه شده است:

$$\Delta q_t = \ln((p_t^{\text{bid}} + p_t^{\text{ask}})/2) - \ln((p_{t-1}^{\text{bid}} + p_{t-1}^{\text{ask}})/2)$$

در تعدیل مظنه‌ها اگر زمان ورود مظنه‌ها یکسان و قیمت‌ها متفاوت باشد از متوسط مظنه‌ها استفاده شده است. همچنین کلیه معاملات و مظنه‌های بعد از ساعت ۱۲:۳۰ تا قبل از ساعت ۹:۰۰ روز بعد، از محاسبات حذف شده‌اند.

دیرش را می‌توان با تفاضل گیری زمان‌های معاملات و مظنه‌های پی در پی به دست آورد. در محاسبه دیرش چنانچه مظنه‌های متوالی فاقد تغییر قیمت باشند، از اولین دستور استفاده شده است. فواصل زمانی بین روزانه (کلیه معاملات و مظنه‌های بعد از ۱۲:۳۰ تا قبل از ساعت ۹:۰۰ روز بعد) در محاسبه دیرش‌ها حذف شده‌اند. در محاسبه حجم معامله، معاملاتی که در یک زمان رخ داده‌اند (دیرش صفر) با یکدیگر جمع شده است. برای مظنه‌ها نیز حجم تقاضای خرید یا فروش برای آخرین مظنه انتخابی جمع شده است.

رویکرد غالب در تعیین جهت معامله این است که اگر معاملات در قیمت پیشنهادی (مظنه) خرید رخ دهند، معامله را معامله فروشنده- آغاز و اگر معامله در قیمت فروش رخ دهد می‌گوییم معامله، یک معامله خریدار- آغاز می‌باشد. همچنین با توجه به وقفه حاصل از مشاهده مظنه‌ها و واکنش معامله‌گران در بازار مظنه‌ها با معاملاتی تطبیق داده شده‌اند که از نظر زمانی حداقل ۵ ثانیه قبل از معامله باشند. برای شناسایی جهت معامله از رویکرد لی و ردی [۱۷] استفاده کردیم. بدین صورت که اگر قیمت معاملاتی بزرگتر از میانه مظنه‌ها باشد (مظنه‌های موجود حداقل ۵ ثانیه قبل از معامله) معامله را معامله خرید (-۱)، و اگر کوچکتر باشد آنرا معامله فروش (+۱) طبقه‌بندی نموده‌ایم. در صورت برابری معامله به عنوان معامله میانه (۰) دسته‌بندی شده است.

به منظور بررسی اثر زمان روز، ۵ متغیر دامی برای ساعات متفاوت معاملاتی روز به صورت نگاره (۴) تعریف نموده‌ایم.

نگاره ۴. متغیرهای دامی بر حسب زمان روز

متغیر دامی	دوره زمانی
۲	۶۰ دقیقه اول بازار (۹:۰۰ تا ۹:۳۰ و ۹:۳۰ تا ۱۰:۰۰)
۱	۳۰ دقیقه آخر بازار (۱۲:۰۰ تا ۱۲:۳۰)
۲	به ازای هر ۱ ساعت (از ۱۰:۰۰ تا ۱۲:۰۰)

بدین صورت که بعنوان مثال اگر معامله در ساعتی بین ۹:۰۰ تا ۹:۳۰ انجام پذیرفته باشد ضریب ۱ و اگر غیر از زمان مذکور باشد ضریب صفر خواهد گرفت.

c. مدل تخمینی

همان گونه که بیان شد در این تحقیق از تعمیم مدل دافور و انگل برای مدل‌سازی مظنه‌ها استفاده شده است. در مدل ایسلی و اوهارا [۸] معامله گران علاوه بر جهت معامله از حجم معامله نیز به وجود اطلاعات پی می‌برند لذا حجم معامله به عنوان یک متغیر برون‌زا وارد مدل شده است. همچنین با توجه به تاثیرگذاری حجم معامله بر دامنک متغیر مذکور را نیز در مدل وارد نموده‌ایم. مدل تخمینی VAR به صورت زیر می‌باشد:

$$x_t^o = \sum_{i=1}^p c_i r_{t-i} + \lambda_{open}^x D_t x_t^o + \lambda_{close}^x D_t x_t^o + \sum_{i=1}^p [\gamma_i^k + \delta_i^x \ln(T_{t-i}) + \beta_i^x \ln(SI)_{t-i} + \theta_i^x \ln(SP)_{t-i}] x_{t-i}^o + v_{2,t}$$

$$r_t = \sum_{i=1}^p a_i r_{t-i} + \lambda_{open}^r D_t x_t^o + \lambda_{close}^r D_t x_t^o + \sum_{i=1}^p [\gamma_i^k + \delta_i^r \ln(T_{t-i}) + \beta_i^r \ln(SI)_{t-i} + \theta_i^r \ln(SP)_{t-i}] x_{t-i}^o + v_{1,t}$$

که I_t تغییر در میانه مظنه‌ها D متغیر دامی زمان روز، T دیرش یا فاصله زمانی معاملات، SI حجم معامله، SP دامنک و X جهت معامله می‌باشد. با توجه به اینکه هدف اصلی در مدل‌سازی فوق تبیین شکل گیری مظنه‌ها می‌باشد لذا لازم است که پارامترهای معادله دوم تشریح شوند. a بیانگر تاثیر مظنه‌های قبلی بر مظنه جاری می‌باشد. با توجه به عدم معنی داری تاثیر متغیرهای دامی غیر از زمان آغازین و پایانی بازار، در مدل‌سازی متغیرهای مذکور حذف شده‌اند. چنانچه زمان تقویمی در ابتدا و انتهای بازار بر مظنه‌ها تاثیر داشته باشد انتظار داریم که λ پارامتری معنی دار در مدل باشد. γ اثر جهت معامله را بر مظنه‌ها بیان می‌کند. بدین صورت که اگر معنی دار

باشد، بدین معنی خواهد بود که دستور خرید یا فروش معامله قبلی در دستور خرید یا فروش بودن معامله جاری تاثیر خواهد داشت. δ ، β و θ به ترتیب نشان دهنده تاثیر فاصله زمانی معاملات، حجم معاملات و دامنگ بر مظنه‌ها می باشند.

۴. تخمین مدل

در نگاره (۵) پارامترهای مدل تخمینی آورده شده است^۱. در معادله (جهت) معامله X ، جهت معامله یک دوره قبل در اکثر شرکت‌ها معنی دار بوده است (به عنوان مثال معنی داری ضریب تخمینی ۰/۷۲۸۶ در وقفه اول برای شرکت سرمایه گذاری ملی ایران (vaniki)). بدین صورت که اگر معامله قبلی از سوی خریدار انجام شده باشد، معامله جاری نیز توسط یک خریدار انجام شده است. معنی داری جهت معامله در معادله معامله را می توان به دو صورت تفسیر نمود؛ یکی اینکه معامله گران اخبار را در بازار دریافت نموده و یا از سایر معامله گران یاد گرفته‌اند که خبری در بازار منتشر گردیده و لذا تقاضای خرید به دنبال تقاضای خرید و تقاضای فروش بدنبال تقاضای فروش وارد بازار شده است. در تفسیر دوم می توان چنین بیان نمود که با توجه به اینکه در سیستم معاملاتی بورس تهران، سفارشات به صورت بلوک‌های ۱۰۰۰۰ تایی وارد سیستم می شوند لذا این امر باعث می شود که به طور مثال یک تقاضای خرید ۱۰۰۰۰۰ تایی در طی ۱۰ جلسه معامله شود و در این صورت شاهد معنی داری جهت معامله باشیم.

در تایید این مطلب به طور نمونه می توان به نمودار تابع خودهمبستگی جهت معاملات شرکت سرمایه گذاری ملی در تیر ۸۱ که با ۱۰۰ وقفه در نمودار (۱) نمایش داده شده است توجه نمود.

۱. برای تعیین طول وقفه مدل ها، از معیار آکائیک استفاده شده است. با توجه به اینکه برای اکثر مدل‌ها وقفه پنجم مناسب‌ترین وقفه بوده است لذا از وقفه پنجم متغیرها در تخمین تمامی مدل ها استفاده شده است. نتیجه آزمون ضرایب لاگرانژ برای فرض صفری که بیانگر عدم وجود همبستگی پیاپی برای h وقفه در مقادیر پسماند مدل تخمینی می باشد، نشان داد که پارامترهای تخمینی پایدار بوده و اجزا اخلال فاقد الگوی خودهمبستگی می باشند.

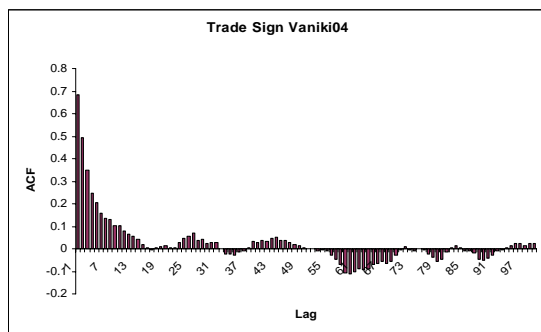
نگاره ۵. ضرایب تخمینی مدل VAR

Variables	vaniki04		Vapetro		Vasanat		Vagadir	
	x	r	X	r	x	r	x	R
x(-1)	0.7282*	-0.0008	0.5279*	0.0019	0.6136*	0.0003	0.7370*	-0.0003
x(-2)	0.0549	-0.0011	0.0724	0.0029	-0.0827	0.0002	0.3496*	-0.0014
x(-3)	0.0178	-0.0007	0.1354	-0.0011	-0.0757	0.0008	-0.0311	0.0007
x(-4)	0.1448	-0.0009	0.2227	0.0026	0.0404	0.0002	0.0129	0.0013
x(-5)	-0.1382	0.0002	0.1203	-0.0003	-0.0432	0.0002	-0.0952	0.0004
r(-1)	-4.2138	-0.0526	-0.2221	-0.0697	-0.8347	-0.1562*	-7.1188	0.0839
r(-2)	1.3578	-0.1335*	-0.0536	-0.0154	-4.7345	-0.1480*	-10.2332	0.0052
r(-3)	3.5468	-0.0793*	-0.0623	-0.0762	1.2378	-0.1243*	1.3297	-0.0507
r(-4)	1.8102	-0.0464	0.2782	-0.0505	5.5785	-0.1031*	-8.5381	0.1347*
r(-5)	-4.0508	-0.0186	0.1520	-0.0253	3.5248	-0.0983*	6.9922	-0.1072*
C	0.0002	0.0001	-0.0400	0.0030*	0.0192	0.0001	0.0512*	-0.0001
D1	0.0594	-0.0007	-0.0256	-0.0302	0.0405	-0.0005	-0.0774	0.0011*
D5	-0.0082	-0.0002	-0.0446	0.0013	-0.0379	-0.0002	-0.0340	0.0001
xT(-1)	-0.0186*	0.0002*	-0.0111	-0.0007	-0.0055	0.0000	0.0036	0.0001
xT(-2)	0.0084	0.0000	-0.0185	-0.0010	-0.0281*	0.0001	-0.0325*	0.0000
xT(-3)	-0.0025	0.0000	-0.0143	0.0002	-0.0104	0.0000	-0.0004	-0.0001
xT(-4)	-0.0185*	0.0001	-0.0126	0.0000	-0.0012	0.0000	-0.0001	0.0000
xT(-5)	0.0037	0.0001	-0.0132	0.0000	0.0101	0.0000	-0.0039	0.0000
xSI(-1)	-0.0048	0.0000	0.0352	-0.0003	0.0098	-0.0001	-0.0165	0.0000
xSI(-2)	-0.0010	0.0001	0.0020	0.0008	0.0199*	0.0000	-0.0314	0.0001
xSI(-3)	-0.0031	0.0002	-0.0096	-0.0005	0.0133	-0.0001	-0.0022	0.0000
xSI(-4)	-0.0154	0.0000	-0.0256	-0.0003	0.0025	-0.0001	0.0058	-0.0002
xSI(-5)	0.0245	0.0000	-0.0070	0.0005	0.0045	0.0000	0.0160	0.0000
xSP(-1)	0.0089	0.0006*	0.0297	0.000012*	0.0181	0.0005*	0.0303	0.0010*
xSP(-2)	-0.0075	0.0001	0.0001	-0.0020	0.0070	0.0000	-0.0417	-0.0003
xSP(-3)	0.0149	-0.0002	0.0032	0.0003	0.0104	-0.0001	0.0605	0.0003
xSP(-4)	-0.0102	0.0003	0.0074	0.0002	0.0020	-0.0001	-0.0747	0.0006*
xSP(-5)	-0.0150	0.0002	-0.0120	-0.0007	-0.0180	0.0002	0.0383	-0.0004
Adj. R-squared	0.4732	0.1089	0.3987	0.1246	0.5741	0.1136	0.4267	0.1455

Variables	varena		vatosa		vaniki07	
	X	R	x	r	X	r
x(-1)	0.7902*	-0.0021	0.4096*	0.0004	0.5240*	0.0002
x(-2)	0.0025	-0.0019	0.0353	-0.0003	0.00558	-0.00002
x(-3)	0.1186	-0.0008	0.3386*	-0.0024	0.05044	-0.00039
x(-4)	0.1022	-0.0004	0.3084*	-0.0011	-0.0686	-0.0010
x(-5)	-0.1435	0.0011	-0.0111	-0.0005	-0.4749	-0.0019
r(-1)	0.7330	-0.1203*	-0.5746	-0.1804*	5.9377	-0.3090*
r(-2)	-4.6050	-0.0223	1.5605	-0.1952*	1.48673	-0.2897*
r(-3)	0.2218	-0.1015*	0.6106	-0.1327*	2.72126	-0.18096*
r(-4)	9.8331*	-0.1155	1.0320	-0.0371	-0.182395	-0.1160*
r(-5)	4.1142	-0.0778*	-0.4961	-0.0459	1.54834	-0.0990*
C	-0.0664*	0.0003	-0.0144	0.0002	0.0074	-0.0017
D1	0.0341	0.0004	-0.0816	-0.0001	-0.7704	-0.0014
D5	-0.0190	0.0002	0.0372	-0.0009	0.1293	0.0012
xT(-1)	-0.0488*	0.0003*	-0.0030	0.0000	-0.0545	-0.0005
xT(-2)	0.0047	0.0002	0.0035	-0.0002	0.0879	-0.0006
xT(-3)	-0.0017	0.0000	-0.0120	0.0002	-0.0210	-0.0006
xT(-4)	-0.0003	0.0000	-0.0329*	0.0000	0.0067	0.0003
xT(-5)	0.0073	-0.0001	-0.0146	0.0002	-0.0724	-0.0003
xSI(-1)	-0.0143	0.0002	0.0118	0.0000	0.0130	0.0001
xSI(-2)	0.0017	0.0001	0.0065	0.0001	-0.0170	0.0002
xSI(-3)	-0.0194	0.0002	-0.0332*	0.0002	0.0269	0.0003
xSI(-4)	-0.0093	0.0000	-0.0225	0.0001	-0.0210	-0.0001
xSI(-5)	0.0161	-0.0001	0.0153	-0.0001	0.0959	0.0003
xSP(-1)	0.0418*	0.0005*	0.0117	0.0004*	0.00296	-0.00001*
xSP(-2)	-0.0133	0.0002	-0.0052	0.0003	0.1343	0.00006*
xSP(-3)	0.0396	-0.0004	-0.0082	0.0001	-0.0020	0.00001*
xSP(-4)	0.0022	0.0001	0.0017	0.0003	0.0784	0.0046
xSP(-5)	-0.0247	0.0001	-0.0073	0.0002	-0.0903	0.00001*
Adj. R-squared	0.4019	0.0876	0.3883	0.1362	0.4052	0.1377

* پارامترهای تخمینی در سطح معنی داری ۹۵٪ اطمینان

در معادله مظنه t متغیر مظنه با پنج وقفه در اکثر مدلها معنی دار بوده است. بدین معنی که قیمت مندرج در تقاضا تا ۵ سفارش قبلی بر قیمت سفارشات جاری تاثیرگذار می باشند.



نمودار ۱. تابع خودهمبستگی جهت معاملات شرکت سرمایه گذاری ملی ایران

در مورد متغیرهای دامی زمان روز، به غیر از دامی DI که تنها برای یک شرکت معنی دار بوده، بقیه آنها از نظر آماری تاثیر معنی داری بر جهت معاملات یا بازدهی مظنهها نداشته اند بدین ترتیب می توان بیان نمود که زمان تقویمی تاثیری در شکل گیری مظنهها نداشته اند. متغیر حاصلضرب جهت معامله در دیرش، تا سه وقفه برای سه شرکت معنی دار می باشد، بدین ترتیب می توان ادعا نمود که فاصله زمانی معاملات بر قیمت های پیشنهادی خرید و فروش تاثیرگذارند. حاصلضرب جهت معامله در حجم معامله نیز در اکثر مدلها فاقد معنی داری بوده است. بدین معنی که حجم معاملات قبلی تاثیر بر مظنهها نداشته اند. البته همان گونه که بیان شد، یکی از دلایل اصلی این عدم معنی داری مقررات مربوط به ورود سفارشات در بورس تهران می باشد که اجازه وارد نمودن سفارشات را در اندازه های بیش از ۱۰۰۰۰ تایی فراهم نمی سازد.

متغیر حاصلضرب جهت معامله در دامنک در وقفه اول برای تمامی شرکتها در معادله مظنه معنی دار بوده است. بدین معنی که اگر معامله خریدار- آغاز یا فروشنده- آغاز باشد همراه با اندازه دامنک تاثیر مثبت معنی دار بر میانه مظنهها خواهند داشت.

به عنوان نتیجه گیری کلی می توان عنوان نمود که متغیرهای جهت معامله با یک وقفه، تغییر در مظنهها با پنج وقفه، حاصلضرب جهت معامله در دیرش با سه وقفه و حاصلضرب

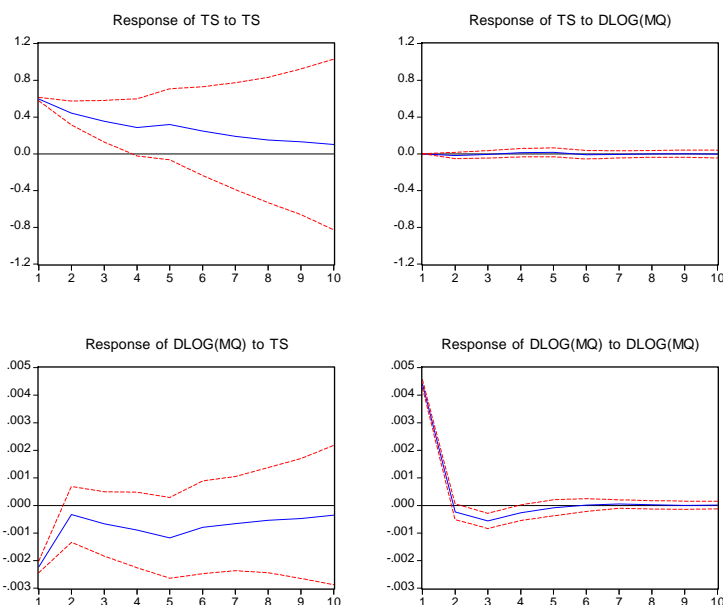
جهت معامله در دامنگ با یک وقفه مهمترین متغیرهای تاثیرگذار در تصریح بکار گرفته شده می‌باشند.

۵. نتیجه‌گیری

برای نتیجه‌گیری از ضرایب مدل تخمینی در مدل‌های VAR لازم است که ۳ تحلیل ساختاری شامل تحلیل توابع واکنش آنی، تجزیه واریانس و آزمون علیت گرانجر بر روی متغیرهای وابسته مدل انجام پذیرد. به منظور تحلیل تاثیر شوک‌ها بر رفتار هر کدام از متغیرها از توابع واکنش آنی استفاده نموده‌ایم. شوک وارده بر هر یک از متغیرهای درون‌زای مدل، بدلیل وجود ساختار وقفه‌ای در مدل VAR نه تنها بر خود متغیر بلکه بر سایر متغیرها نیز تاثیرگذار است. هر جز اخلال نام در واقع یک شوک بر متغیر نام می‌باشد. چنانچه VAR مانا باشد، انتظار داریم که اثر شوک حول و حوش صفر از بین برود. نمودار (۲) توابع واکنش آنی متغیرهای درون‌زای مدل را برای یکی از شرکت‌های نمونه (شرکت سرمایه‌گذاری ملی ایران) نمایش می‌دهد.

اثر شوک وارده بر جهت معامله (TS) یا به عبارت دیگر یک خرید (یا فروش) پیش‌بینی نشده تا ۱۰ معامله بعدی بر جهت معامله تاثیرگذار می‌باشد. علامت مثبت این اثر بدین معنی است که اگر معامله، خرید باشد معامله بعدی نیز معامله خرید و اگر معامله، معامله فروش باشد معامله بعدی نیز معامله فروش خواهد بود. باید توجه نمود که اندازه این تاثیر در حدود ۰/۶ (در مقایسه با مقدار واقعی جهت معامله که ± 1) می‌باشد (نمودار سمت چپ بالا). اثر غیر مستقیم جهت معامله بر اثر معاملات پیش‌بینی نشده بر تغییر مطنه‌ها (DLOG(MQ)) تا دو معامله بعدی منفی و تا ۵ معامله اثر مذکور ثابت می‌ماند (نمودار سمت چپ پائین).

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



نمودار ۲. توابع واکنش آنی متغیرهای جهت معامله و مظنه‌ها در مدل VAR -
شرکت سرمایه‌گذاری ملی ۰۴

به عبارت دیگر چنانچه یک معامله خرید (فروش) پیش بینی نشده رخ دهد، باعث افزایش (کاهش) میانه مظنه‌ها تا ۴ معامله بعدی می‌شود. شوک وارده بر مظنه‌ها تاثیری بر جهت معامله ندارد (نمودار سمت راست بالا). نهایتاً اینکه یک تغییر پیش بینی نشده بر میانه مظنه‌ها تاثیر بزرگی تنها در میانه مظنه بعدی می‌گذارد.

دیگر تحلیل ساختاری در مدل VAR تجزیه واریانس می‌باشد. در تجزیه واریانس نوسان در یک متغیر درون‌زا به شوک‌های مولفه‌ای در VAR تفکیک می‌شود. در واقع تجزیه واریانس اطلاعاتی را در مورد اهمیت نسبی هر جز اختلال تصادفی در تاثیرگذاری بر متغیرهای VAR فراهم می‌سازد. با تجزیه واریانس ملاحظه گردید که در حدود ۱۰۰ درصد منبع نوسان در جهت معامله تا ۱۰ دوره توسط متغیر جهت معامله می‌باشد. در واقع تغییرات در مظنه‌ها تاثیری بر نوسان در جهت معامله ندارد. اما در مورد منبع تغییرات در میانه مظنه‌ها، در حدود ۸۰ درصد آن در معاملات اولیه ناشی از تغییر در جهت معامله بوده است. نقش متوسط مظنه‌ها در

معامله دهم به زیر ۷۰ درصد کاهش می‌یابد. در کل می‌توان نتیجه‌گیری نمود که جهت معامله متغیری بسیار قوی در تبیین نوسانات آتی در جهت معامله و میانه مظنه‌ها می‌باشد. نهایتاً اینکه آزمون علیت گرانجر برای ۵ شرکت از ۷ شرکت نمونه نشان داد که متغیر جهت معامله علت گرانجری متغیر میانه مظنه‌ها می‌باشد. بدین معنی که معامله گران قیمت‌ها را بیشتر بر مبنای جهت معامله ارائه می‌کنند و نه برعکس. این یافته سازگار با مدل‌های نظری عدم تقارن اطلاعاتی می‌باشد.

در جمع‌بندی نهائی نتایج مدل‌های تخمینی در بازار بورس تهران نشان می‌دهد که معامله گران در بورس تهران مظنه‌ها را با توجه به مظنه‌ها، دامنگ، دیرش و جهت معامله تاریخی تعیین می‌کنند و بر خلاف تحقیقات انجام شده در سایر بورس‌ها (ایسلی و اوهارا [۷] و هاسبروک [۱۲ و ۱۳]) زمان تقویمی و حجم معاملات تاثیری بر قیمت‌ها ندارد. عدم معنی داری حجم معاملات می‌تواند ناشی از مقررات معاملاتی بورس تهران مبنی بر پذیرش سفارشات در بلوک‌های حداکثر ۱۰۰۰۰ سهمی باشد. عدم وجود امکان معاملات بالای ۱۰۰۰۰ سهم در معاملات عادی باعث می‌شود که نتوان واکنش سرمایه‌گذاران را به حجم معاملات را تخمین زد.

منابع

1. Admati Anat R, and Paul Pfleiderer. A Theory of Intraday Trading Patterns. Review of Financial Studies 1988; 1: 3-40.
2. Amihud Yakov, and Haim Mendelson. Dealership Market: Market Making with Inventory. Journal of Financial Economics 1980; 8: 31-53.
3. Amihud Yakov, and Haim Mendelson. Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. Journal of Financial Economics 1986; 17: 223-249.
4. Bagehot Walter. The Only Game in Town. Financial Analysts Journal 1971; 27: 12-14, 22.
5. Diamond D.W, and Verrecchia R.E. Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustments to Private Information. Journal of Financial Economics 1987; 18: 277-311.
6. Dufour A, and Engle R.F. Time and the Impact of a Trade. Journal of Finance 2000; 55: 2467-2498.
7. Easley David and Maureen O'Hara. Price, Trade Size, And Information In Securities Markets. Journal of Financial Economics 1987; 19: 69-90.

8. Easley, David and Maureen O'Hara. Time And The Process Of Security Price Adjustment, *Journal of Finance* 1992; 47: 577-606.
9. Engle R.F, and Russell J. Autoregressive Conditional Duration: A New Model for Irregularly Spaced Transaction data. *Econometrica* 1998; 66: 1127-1162.
10. Garman M. Market microstructure. *Journal of Financial Economics* 1976; 3: 257-275.
11. Glosten Lawrence R., and Paul Milgrom. Bid, ask, And Transaction Prices in a Specialist Market With Heterogeneously Informed Agents, *Journal of Financial Economics* 1985; 14: 71-100.
12. Hasbrouck Joel. Measuring the Information Content of Stock Trades. *Journal of Finance* 1991; 46: 178-208.
13. Hasbrouck J. Order Characteristics and Stock Price Evolution an Application to Program Trading. *Journal of Financial Economics* 1996; 41: 129-149.
14. Ho T.S.Y. and Stoll H. Optimal Dealer Pricing under Transactions and Return Uncertainty. *Journal of Financial Economics* 1981; 9: 47-73.
15. Holden Craig, and Avanidhar Subrahmanyam. Long-Lived Private Information and Imperfect Competition. *Journal of Finance* 1992; 47: 247-270.
16. Kyle Albert. Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica* 1985; 53: 1315-1335.
17. Lee Charles, and Mark Ready. Inferring Trade Direction from Intradaily Data. *Journal of Finance* 1991; 46: 733-746.
18. Madhavan Ananth, and Seymour Smidt. An Analysis of Changes In Specialist Quotes and Inventories. *Journal of Finance* 1993; 48: 1595-1628.
19. Madhavan Ananth, and George Sofianos. An Empirical Analysis of NYSE Specialist Trading. *Journal of Financial Economics* 1997; 48: 189-210.
20. O'Hara Maureen and George Oldfield. The Microeconomics of Market Making. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 1986; 21: 361-376.
21. Sita B and Westerholm J. the Role of Time in Price Discovery: Ultra-high frequency trading in a limit order book market, *Financial Management Association (FMA) European Conference*. Stockholm, Sweden, 8-9 June; 2006.
22. Stoll Hans. The Supply of Dealer Services in Securities Markets. *Journal of Finance* 1978; 33: 1133-1151.