رویکردهای پژوهشی در علوم اجتماعی، شماره ۶، تابستان ۱۳۹۵، ص ۱۰۱-۱۱۳

ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

مجله علمی رویکردهای پژوهشی در علوم اجتماعی (سال دوم)
شماره ۶ / تابستان ۱۳۹۵ / ص ۱۰۱-۱۱۳

آزمون فرضیه ترکیب توزیع‌ها(MDH) در بورس اوراق بهادار

هاتف حاضری نیری

[۱] عضو هیات علمی دانشگاه محقق اردبیلی

نام و نشانی ایمیل نویسنده مسئول:

فروتن امینی

afroutan2000@yahoo.com

چکیده

شاخص‌های قیمت سهام در تمامی بازارهای مالی دنیا، به مثابه یکی از مهم‌ترین معیارهای سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار از تجمیع حرکت‌های قیمتی سهام تمامی شرکت‌ها یا طبقه خاصی از شرکت‌های موجود در بورس، به دست می‌آیند. تحقیق حاضر به بررسی اثر تعادلی بلندمدت حجم معاملات بر شاخص کل و قیمتی شرکت های فعال بورسی در قالب تحلیل های سری زمانی با رویکرد یوهانسون-یوسیلیوس مبتنی بر داده‌های روزانه طی دوره زمانی۱۳۸۵-۱۳۹۳ می‌پردازد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اولاً رابطه اقتصادی واقعی و تعادلی بین شاخص قیمتی کل و حجم معاملات، ارزش معاملات و تعداد دفعات معاملات و همچنین بین شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال و متغیرهای مذکور وجود دارد. بطوریکه رابطه مثبتی معنی‌داری بین حجم معاملات و شاخص قیمتی کل وجود دارد در حالیکه ارزش بازاری معاملات و تعداد دفعات معاملات اثر منفی بر شاخص قیمتی کل بازار دارد. علاوه بر این حجم معاملات و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال به صورت همزمان و همسو در واکنش به اطلاعات جدید تغییر می کنند در مقابل روند تغییرات شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال معکوس روند تغییرات ارزش معاملات و تعداد دفعات معاملات می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: F36،C51،F62،F41.

واژگان کلیدی: شاخص قیمت، حجم معاملات، بورس اوراق بهادار تهران، شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال، سری زمانی.

ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

مقدمه

شاخص‌های قیمت سهام در تمامی بازارهای مالی دنیا، به مثابه یکی از مهم‌ترین معیارهای سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار، از اهمیت و توجه زیادی برخوردارند، شاید مهم‌ترین دلیل این توجه روزافزون، این امر باشد، که شاخص‌های مزبور از تجمیع حرکت‌های قیمتی سهام تمامی شرکت‌ها یا طبقه خاصی از شرکت‌های موجود در بورس، به دست می‌آیند و در نتیجه بررسی جهت و اندازه حرکت‌های قیمتی را در بازار سهام، امکان‌پذیر می‌سازند. در واقع گسترش نظریه‌ها و نوآوری‌های مالی در یکی دو دهه اخیر بر پایه نقش محوری توجه به حرکت عمومی بازار، با گرایش روزافزون به محاسبه و بررسی روند حرکتی چنین شاخص‌هایی همراه بوده است.

علاوه بر این هر سرمایه گذار با ورود به بازار بورس اوراق بهادار سعی دارد بازدهی کل به ویژه بازدهی قیمتی خود را متناسب با ریسک حداکثر نماید، لذا در اولین گام به دنبال این است که بتواند بازدهی خود را در سطح معین ریسک افزایش دهد و یا ریسک خود را در سطح معین بازده کاهش دهد. این انگیزه ها برای دستیابی به سود آربیتراژی و به اصطلاح سود بدون ریسک، منجر به اهمیت بیش از اندازه شاخص قیمتی برای سرمایه گذاران در بورس می‌شود. بنابراین در مطالعه رفتار عوامل موثر بر شاخص بورس اوراق بهادار، جستجوی عوامل موثری که منجر به افزایش شاخص قیمتی و بنابراین افزایش بازدهی قیمتی سرمایه گذاران می شود، از اهمیت بسیاری برخوردار است که از بین عوامل مختلف یکی از مهمترین عوامل، تغییرات محسوس حجم معاملات به عنوان نقطه شروع یک روند نزولی و یا صعودی شاخص قیمتی می باشد. بنابراین آگاهی از نحوه ارتباط حجم معاملات و شاخص قیمتی در مطالعات واقعه‌نگر[1]، که از ترکیبی از داده‌های مربوط به حجم معاملات و شاخص قیمت سهام جهت تفاسیر خود استفاده می کنند، حائز اهمیت است. چرا که تعیین همزمان نوسانات قیمت و حجم معاملات باعث افزایش قدرت تشخیص بهینه سرمایه‌گذاری می شود. طبق فرضیه بازار کارآ تغییرات قیمت متاثر از نحوه ارزش گذاری اخبار جدید توسط بازار است، ولی تغییرات حجم معاملات به معنی شدت توافق یا عدم توافق مبادله گران در مورد کیفیت اطلاعات جدید است. در هر صورت اتخاذ یک تصمیم بهینه سرمایه گذاری و اعتبار نتایج آن بستگی به نحوه تاثیرپذیری نوسانات شاخص قیمتی و حجم معاملات دارد(کارپوف[2]، ۱۹۸۷).

بنابراین شناخت وضعیت شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار و عوامل موثر بر آن مهم و ضروری بوده و به همین جهت نیز پژوهش های متعددی مورد مطالعه قرار گرفته است. این در حالی است که در مطالعات صورت گرفته شده رابطه بلندمدت شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار با حجم معاملات اندازه گیری نشده است. در واقع این رابطه تعادلی بلندمدت می‌تواند ناشی از متغیرهای دیگر از قبیل افزایش یا کاهش تعداد شرکت‌های بورسی و بنابراین میزان سهام عرضه شده در بازار باشد. همچنین اثرحجم معاملات بر شاخص قیمتی کل و بر شاخص قیمتی شرکتهای فعال بورس می تواند بسیار متفاوت باشد. لذا تحقیق حاضر به دنبال این است که بصورت تجربی و آزمون فرض در قالب تحلیل های سری زمانی با رویکردی یوهانسون-یوسیلیوس نشان دهد که شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران و شاخص قیمتی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار چگونه از تغییرات حجم معاملات بر مبنای داده های روزانه طی دوره زمانی۱۳۸۵-۱۳۹۳متاثر می شود.

فرضیه ترکیب توزیع‌ها

در مورد تبیین ارتباط بین حجم معاملات و نوسانات شاخص قیمتی دو دسته تئوری وجود دارد. دسته اول تئوری‌های اطلاعاتی هستند، مانند فرضیه ترکیب توزیع‌ها(MDH)[3] و فرضیه ورود متوالی اطلاعات(SIAH)[4]. این تئوری ها اطلاعات را به عنوان نیروی محرکی در نظر می گیرند که تغییرات قیمتی و حجم معاملات را سبب می شوند. دسته دوم تئوری های پراکندگی عقاید[5] یا اختلاف نظر[6] هستند که ارتباط حجم وشاخص قیمتی را به اختلافات در باورها و عقاید سرمایه گذاران بازار مرتبط می سازند، یعنی این رابطه بستگی به این دارد که چه کسانی و چرا معامله می‌کنند. بر اساس فرضیه ترکیب توزیع‌ها(MDH) ارتباط حجم و سطح قیمت‌ها از وابستگی مشترک آنها به یک متغیر پنهانی از جریان اطلاعات نشأت می گیرد. به دلیل این وابستگی مشترک، حجم معاملات و قیمت‌ها سهام باید به صورت مثبت

---

1 - Event Studies.
2. Karpoff.
3. Mixtures of Distributions Hypothesis
4. Sequential Information Arrival Hypothesis
5. Dispersion of Beliefs Theories
6. Difference of Opinion

ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

همبسته باشند. به عبارت دیگر هم قیمت و هم حجم اطلاعات به صورت همزمان و همسو در واکنش به اطلاعات جدید تغییر می‌کنند به عبارتی دیگر ورود همزمان اطلاعات به بازار از پیش‌فرض‌های فرضیه مذکور می‌باشد(توو و همکاران، ۲۰۰۶)[۷].

در الگوی ورود متوالی اطلاعات نیز فرض می‌شود که جریان اطلاعات در بین مشارکت‌کنندگان بازار نامتقارن است. یعنی اطلاعات جدید به طور همزمان دربین تمام مشارکتکنندگان بازار منتشر نمی شود. در نتیجه با انتشار اطلاعات جدیدی در بازار، قبل از آنکه تعادل نهایی شکل گیرد، چندین وضعیت تعادل موقتی شکل می گیرد. به خاطر این جریان متوالی اطلاعات، حجم با وقفه ممکن است دارای اطلاعاتی باشد که در پیشبینی بازده جاری مفید باشد و بازده با وقفه سهام ممکن است حاوی اطلاعاتی باشد که در پیشبینی حجم جاری معاملات مفید واقع شود. بنابراین بین حجم معاملات و سطح قیمت سهام باید یک ارتباط علّی دوسویه وجود داشته باشد(آنیروت و همکاران، ۲۰۰۵[۸]).

بر اساس دو فرضیه بالا که مرتبط با جریان ورود اطلاعات در بازار است، سرمایه‌گذاران به یکی از دو شیوه زیر اطلاعات جدید را دریافت می‌کنند،اول اینکه همه سرمایه‌گذاران در یک زمان اطلاعات را دریافت می‌کنند، آن را پردازش می‌کنند و در یک زمان سفارشهای خود را انجام می‌دهند(فرضیه ترکیب توزیع‌ها) یا دوم اینکه سرمایه‌گذاران اطلاعات را در گروههایی، در طی زمان دریافت می‌کنند و معامله پس از دریافت اطلاعات توسط هرگروه اتفاق می افتد(فرضیه ورود متوالی اطلاعات)(دونگ، ۲۰۰۶[۹]).

شاخص کل و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال

بطورکلی تعریف شاخص نشان می‌دهد که کاربرد آن نشان‌دادن سطح عمومی قیمت یا بازدهی کل در میان تمام یا گروهی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس است. به بیان دیگر، شاخص شرایط عمومی شرکت‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد و معیاری برای سنجش وضعیت کلی بازار اوراق بهادار یا وضعیت بخش یا صنعت خاصی در این بازار است. توجه به این نکته ضروری است که شاخص‌ها سطح قیمت را در مقایسه با تاریخ مشخصی که تاریخ مبداء نام دارد نشان می‌دهند. شاخص قیمتی کل(TEPIX)[۱۰] یکی از اصلی‌ترین شاخص های بورس اوراق بهادار تهران بوده و روش محاسبه آن بر اساس فرمول لاسپیرز انجام می شود که تعداد سهام منتشرۀ شرکت‌ها، معیار وزن‌دهی در شاخص مزبور است. این شاخص گویای آن است که ارزش کل بازار نسبت به سال پایه چند برابر شده است(شرکت بورس اوراق بهادار تهران)[۱۱]. این شاخص با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

$$TEPIX_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it} q_{it}}{D_t} \times 100$$

که در آن P_{it}: قیمت شرکت i ام در زمان t ، q_{it} تعداد سهام منتشره شرکت، D_t عدد پایه در زمان tکه در زمان مبداء برابر $\sum p_{io}q_{io}$ بوده است. P_{io} قیمت شرکت i ام در زمان مبدأ، q_{io} تعداد سهام منتشره شرکت i ام در زمان مبدأ و n نیز تعداد شرکت‌های مشمول شاخص را نشان می‌دهد. شاخص قیمت بورس تهران، سهام تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را در برمی‌گیرد و در صورتی‌که نماد شرکتی بسته باشد یا برای مدتی معامله نشود، قیمت آخرین معامله آن در شاخص لحاظ می‌گردد.

شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار نیز معمولاً هر سه ماه یکبار معرفی می شوند. شاخص مذکور نشان دهنده میانگین قیمت سهام ۵۰ شرکت برتر در بورس است. محاسبه این شاخص به روش محاسبه شاخص داوجونز است. به عبارتی در این محاسبه، تعداد سهام منتشره شرکت تأثیر داده نمی‌شود و تنها از جمع قیمت سهام ۵۰ شرکت تقسیم بر تعداد آنها بدست می‌آید. بورس تهران نیز با دو روش اقدام به محاسبه و انتشار شاخص قیمت ۵۰ شرکت فعال‌تر می‌کند. در روش اول که منجر به محاسبۀ شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر- میانگین ساده می‌شود از روش میانگین ساده استفاده می‌شود و روش دوم نیز همانند شاخص قیمتی کل محاسبه و تعدیل می‌شود و منجر به محاسبه شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر – میانگین موزون می‌شود. آن چه در انتخاب ۵۰ شرکت مزبور که در دوره‌های سه ماهه صورت می‌گیرد، بیشترین اهمیت را دارد تعداد روزهای دادوستد شرکت‌ها است. به تعبیر دیگر بر خلاف سایر بورس‌ها که به طور معمول، میزان سرمایه را برای انتخاب شرکت‌های منتخب ملاک قرار می‌دهند و تنها آن را مقید به میزان مشخصی از نقدشوندگی می‌کنند، بورس تهران میزان نقدشوندگی یا فعالیت شرکت‌ها را ملاک اصلی برای گزینش ۵۰ شرکت قرار داده و به همین سبب شاخص مزبور را شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر نامیده است(شرکت بورس اوراق بهادار تهران).

---

[7].Tov, et al.
[8]. Anirut, et al.
[9] . Duong, et al..
[10]. Tehran Exchange Price Index.
[11]. www.TSE.ir

ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

مبانی تجربی

در رابطه با اثر و نقش حجم معاملات بر شاخص قیمتی بورس مطالعات مختلفی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. نجارزاده و زیودار(۱۳۸۵) در مطالعه تحت عنوان بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل خود توضیح برداری روابط همزمان و علّی حجم معاملات و بازده سهام را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این تحقیق ارتباط همزمان بین حجم معاملات و بازده سهام را تایید کرده و نیز یک ارتباط بازخوردی (دو طرفه) بین حجم معاملات و بازده سهام را تایید کرده است. آذر وکریمی(۱۳۸۸) در پژوهشی توانایی پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نسبت‌های حسابداری با دو رویکرد شبکه های عصبی مصنوعی و رگرسیون حداقل مربعات را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که با استفاده از نسبت‌های حسابداری تا حدودی میتوان بازده سهام را پیشبینی نمود و هر دو روش رگرسیون حداقل مربعات و شبکه های عصبی توانایی پیش‌بینی بازده سهام را دارند اما عملکرد شبکه های عصبی مصنوعی از رگرسیون حداقل مربعات بهتر است. آلودری و دیگران(۱۳۹۰) در بررسی ارتباط همزمان و پویای حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری طی ۱۳۷۹-۱۳۹۰ نشان داده است که در روابط همزمان بین حجم معاملات و بازده سهام همبستگی مثبت و معنی‌داری وجود ندارد. رامشه و دیگران(۱۳۹۱) در بررسی پیش‌بینی جهت تغییرات بازده سهام بر اساس حجم معاملات با استفاده از مدل پرابیت و با استفاده از داده‌های روزانه ۷۶ شرکت در بازار بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره‌ای ۴ ساله از ۱۳۸۶ لغایت ۱۳۸۹ به این نتیجه رسیده‌اند که حجم معاملات سهام تا حدودی دارای قدرت پیش‌بینی جهت تغییرات بازده در شرکتهای دارای حجم معاملات بالا و نیز شرکتهای با نسبت بازده صفر پایین است. اما برای شرکتهای با حجم معاملات پایین و نسبت بازده صفر بالا، حجم معاملات قدرت پیش‌بینی مشابه برای توضیح جهت تغییرات بازده‌های سهام را ندارد.

چن و دیگران(۲۰۰۱)[12] از برخی ویژگی‌های مقطعی برای پیش‌بینی چولگی در بازده روزانه سهام انفرادی برای بازار امریکا برای دوره ۱۹۶۲-۱۹۹۸ استفاده کرد. نتایج بررسی آنها نشان داد که چولگی منفی در سهام‌هایی که افزایش در حجم معاملات داشته و نیز در سهام‌هایی که برای ۳۶ ماه قبل بازده مثبت داشته اند بزرگتر است. اما نتایج تحلیل آنها در سطح داده های بازار مشابه نتایج قبلی آنها نبود. پژوهشهایی که متعاقب پژوهش چن و همکاران در سطح بازار انجام شد نیز نتایج متناقضی به همراه داشت. مک میلان(۲۰۰۷)[13] با استفاده از داده های روزانه بازارهای سهام انگلستان، آمریکا، فرانسه و ژاپن به بررسی ارتباط غیرخطی بین بازده‌های سهام و حجم معاملات وقفه دار پرداخت. او وجود رابطه منفی بین حجم و بازده آتی را شناسایی کرد و نشان داد که حجم معاملات سهام می‌تواند بعنوان یک متغیر آستانه ای برای پیش‌بینی بازده‌های سهام بکار رود. در مطالعه دیگری هاتسن و دیگران(۲۰۰۸)[14] به بررسی ارتباط میان حجم معاملات و چولگی بازده در ۱۱ بازار سهام بین المللی با استفاده از دادههای روزانه و ماهانه طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۴ پرداختند. نتایج آنها نشان داد که حجم معاملات بالا منجر به چولگی منفی در بازده می شود. بینیک و بروکس(۲۰۱۰)[15] به بررسی این موضوع که آیا حجم معاملات سهام به پیشبینی جهت تغییرات بازده در بازار سهام استرالیا کمک میکند یا خیر پرداختند. آنها این فرضیه را با استفاده از ۶ معیار متفاوت از حجم معاملات برای یک نمونه از شرکت های پذیرفته شده در بازار سهام استرالیا در دوره ۲۰۰۰-۲۰۰۵ مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاصل از تحقیق آنها نشان داد که حجم معاملات تا حدودی دارای قدرت پیش‌بینی برای شرکت‌های با حجم معاملاتی بالا و صنایع خاص در بازار استرالیا میباشد. ولی برای شرکتهای کوچک، حجم معاملات به همان اندازه دارای قدرت پیشبینی برای توضیح بازده سهام نبود.

تصریح و برآورد مدل

افزایش حجم معاملات در بازار بورس اوراق بهادار تهران می تواند ناشی از افزایش هیجان فروش و بنابراین کاهش شاخص بورس و بازده قیمتی سهام همراه باشد. به عبارت دیگر به همان اندازه که افزایش حجم معاملات در افزایش شاخص بورس اوراق بهادار تهران موثر است در کاهش شاخص به ویژه در زمان افزایش هیجانات فروش نیز می‌تواند موثر باشد. با توجه به مبانی تجربی اشاره شده و همچنین با در نظر گرفتن این نکته که در عمده مطالعات تجربی که در فصل دوم اشاره شد، مدل رگرسیون خطی برآورد شده است و مدل ماهیت سری زمانی را دارد، از اینرو مدل‌های خطی تبیین می گردد؛ در مدل اول شاخص قیمتی کل تابعی از حجم معاملات، ارزش معاملات و تعداد دفعات معاملات می‌باشد:

$$Index_{Overall_t} = \beta_0 + \beta_1 Volume_t + \beta_2 Value_t + \beta_3 NumberTrade_t + \varepsilon_t$$

12. Chen, Hong, and Stein.
13. McMillan.
14. Hutson, Kearney and Lynch.
15. Bheenick and Brooks.

رویکردهای پژوهشی در علوم اجتماعی، شماره ۶، تابستان ۱۳۹۵، ص ۱۰۱-۱۱۳
ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

که در آن ε جمله اخلال یا همان پسماند می باشد. در مدل دوم نیز شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال ($Index_{50TOP}$) به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود:

$$Index_{50TOP_t} = \beta_0 + \beta_1 Volume_t + \beta_2 Value_t + \beta_3 NumberTrade_t + \varepsilon_t$$

که در آن $Index_{Overall}$ شاخص کل، $Index_{50TOP}$ شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال، $Volume$ حجم معاملات(بر حسب میلیون سهم)، $Value$ ارزش معاملات(بر حسب میلیون ریال) و $NumberTrade$ تعداد دفعات معاملات می‌باشد. با توجه به مبانی نظری و تجربی مطرح شده، انتظار بر این است که طی دوره مورد بررسی عوامل مذکور احتمالاً اثر افزایشی و مثبت بر متغیرهای وابسته یعنی شاخص کل و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال داشته باشد.

آزمون فیلیپس- پرون

فیلیپس-پرون[۱۶](۱۹۸۸) نشان دادند در شرایطی که انتظار یک شکست ساختاری وجود دارد[۱۷]؛ آماره آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته(ADF)[۱۸] در جهت رد نکردن ریشه واحد اریب می‌باشد و برای رفع این مشکل روشی غیرپارامتریک را برای کنترل همبستگی سریالی ارائه نموده‌اند. بطور کلی اگر جمله اخلال(ε_t) به صورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع شده باشند می‌توان از آماره دیکی-فولر استفاده نمود و در غیر این صورت باید از روش فیلیپس و پرون برای مانایی سری زمانی استفاده نمود. آزمون فیلیپس-پرون یک تصحیحی را برای آماره t ضریب β در رگرسیون خود توضیحی(AR(1)[۱۹] زیر برای محاسبه همبستگی سریالی در جمله اختلال ارائه خواهد نمود.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

این تصحیح زمانی که از برآورد مربوط به طیف خطا در فراوانی صفر[۲۰] استفاده می‌کند غیرپارامتری بوده و به دلیل فرم مجهول موجب قوت یافتن واریانس ناهمسانی[۲۱] و خود همبستگی خواهد شد. بسته نرم‌افزاری Eviews,7 از واریانس ناهمسانی و خود همبستگی Newey-West [۲۲] استفاده خواهد نمود که برآورد آن به صورت زیر خواهد بود(ابریشمی و محسن مهرآرا، ۱۳۸۱).

$$\hat{\omega}^2 = \gamma_0 + 2\sum_{j=1}^{q}(1-\frac{j}{q+1})\gamma_j \qquad , \qquad \gamma_j = \frac{1}{T}\sum_{t=j+1}^{T}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-j}$$

q : وقفه پرشی[۲۳] و T : تعداد مشاهدات بوده و آمار t فیلیپس- پرون به صورت زیر قابل محاسبه خواهد بود:

$$t_{PP} = \frac{\gamma_0^{0.5} t_\beta}{\hat{\omega}} - \frac{(\hat{\omega}^2 - \gamma_0)TS_\beta}{2\hat{\omega}S}$$

t_β : آماره t مربوط به β، S_β : خطای استاندارد مربوط به β و S خطای رگرسیون می‌باشد. جدول (۱) نشان دهنده نتایج آزمون فیلیپس- پرون برای متغیرهای مورد بررسی می‌باشد.

---

16. Phillips and Perron

۱۷. بررسی روند شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد که شوک ارزی و تورمی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۱منجر به ایجاد شکست ساختاری احتمالی به صورت تغییر در سطح و یا تغییر در شیب شده است.

18. Augmented Dickey-Fuller Test
19. Auto Regressive
20. Frequency Zero
21. Heteroskedasticity
22. Newey-West Heteroskedasticity Autocorrelation.
23. Truncation Lag

رویکردهای پژوهشی در علوم اجتماعی، شماره ۶، تابستان ۱۳۹۵، ص ۱۰۱-۱۱۳
ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

جدول۱: آزمون فیلیپس- پرون سطح متغیرها.

مقادیر بحرانی			آماره PP	متغیر(سطح)	وضعیت
۱ ٪۰	۵ ٪	٪			
۳, -۱۲	۳ -۴۱.	-۹۶.	-۵۲.	شاخص قیمتی کل	عرض از مبدا و روند
۳, -۱۲	۳ -۴۱.	-۹۶.	-۲۲.	شاخص قیمتی ۵۰ فعال	عرض از مبدا و روند
۲, -۵۶	۲ -۸۶.	-۴۳.	-۶,۲۳	حجم معاملات	عرض از مبدا
۳, -۱۲	۳ -۴۱.	-۹۶.	-۵,۲۷	ارزش معاملات	عرض از مبدأ و روند
۱, -۶۱	۱ -۹۴.	-۵۶.	-۳۱.	تعداددفعات معاملات	بدون عرض از مبدأ و روند

منبع: محاسبات تحقیق

همانطوری که مشاهده می‌شود بر اساس فیلیپس- پرون نیز فقط متغیرهای حجم معاملات، ارزش معاملات و تعداد دفعات معاملات حداقل در سطح اطمینان ۹۰ درصد به صورت سطح مانا می باشند. دو متغیر شاخص قیمتی یعنی شاخص قیمتی کل و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال حتی در سطح اطمینان ۹۰ درصد ایستا(مانا) نمی‌باشند. لذا نتایج بررسی مانایی تفاضل مرتبه اول دو متغیر شاخص قیمتی در جدول(۲) ارائه شده است.

جدول۲: آزمون فیلیپس- پرون برای تفاضل مرتبه اول متغیرها.

مقادیر بحرانی			آمار PP	متغیر	وضعیت
٪۰	٪۵	۱ ٪			
-۵۶.	-۲,۸۶	۳, -۴۳	۳ -۷,۱۶	شاخص قیمتی کل	عرض از مبدا
-۱۲.	-۳,۴۱	۳, -۹۶	۳ -۶,۳۶	شاخص قیمتی ۵۰ فعال	عرض از مبدا و روند

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول بالا بیانگر اینست تفاضل مرتبه اول متغیرهای شاخص قیمتی کل و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال حتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد نیز مانا می‌باشد. به عبارت دیگر متغیرهای مذکور به انباشته از درجه یک I(1) می‌باشند. بنابراین می‌توان گفت که کلیه متغیرهای مدل تصریحی بر اساس آزمون فیلیپس پرون نیز به صورت سطح یا تفاضل مرتبه اول مانا می‌باشند.

- رویکرد یوهانسون- یوسیلیوس

در این مطالعه با توجه به اینکه اطلاعات مورد استفاده برای متغیرهای مورد نظر به صورت سری زمانی هستند، لذا برآورد مدل معرفی شده با تکیه به روش حداقل مربعات معمولی(OLS)[۲۴] با توجه به ادبیات اقتصادسنجی خالی از اشکال نخواهد بود. روش‌های

[24]. Ordinary Least Square.

رویکردهای پژوهشی در علوم اجتماعی، شماره ۶، تابستان ۱۳۹۵، ص ۱۰۱-۱۱۳
ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

مختلفی برای حل این مسأله در ادبیات اقتصادسنجی ارائه شده است که از جمله آنها روش انگل-گرنجر[۲۵] تعمیم یافته و روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسون- یوسیلیوس[۲۶](۱۹۹۰) است.

در آزمون هم انباشتگی انگل-گرنجر فرض بر نرمال بودن و وجود یک بردار هم انباشتگی است. به عبارت دیگر روش انگل-گرنجر تنها در مدل‌های دو متغیره جواب بهینه را ارائه می‌کند، در حالی که در یک مدل چند متغیره ممکن است بیش از یک بردار هم انباشتگی بین متغیرها وجود داشته باشد. از سوی دیگر سه محدودیت مهم در استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد که در روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسون-یوسیلیوس وجود ندارد این محدودیت‌ها عبارتند از:

۱- تخمین ها کارایی ندارند.
۲- آزمون فرضیه بطور مستقیم بر روی ضرایب نمی‌توان انجام داد.
۳- اگر بیش از یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود داشته باشد روش حداقل مربعات معمولی، تخمین های سازگاری از هیچ از یک بردارهای هم انباشته نمی‌دهد.

در کل روش یوهانسون- یوسیلیوس تخمین‌های کاملاً متفاوتی از کشش‌های بلندمدت انگل-گرنجر ارائه می‌نماید. چرا که تخمین‌های حاصل از روش انگل-گرنجر در واقع مبتنی بر نرمال کردن معادله روی یک متغیر(اختیاری) است. آشکار است که وقتی متغیر وابسته را تغییر دهیم، تخمین های حاصل از این روش کاملاً تغییر می‌کنند. ولی روش یوهانسون ماهیتاً سیستمی بوده و هیچ گونه قاعده نرمال کردن در آن بکار نمی رود، زیرا در این روش برای تخمین پارامترها از اطلاعات مربوط به تمامی معادلات سیستم استفاده می‌شود و تعیین و برآورد بردارهای همجمعی(ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلند مدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب مدل خود توضیحی برداری(VAR)[۲۷] صورت می گیرد[۲۸](ابریشمی و محسن مهرآرا، ۱۳۸۱). یوهانسون-یوسیلیوس(۱۹۹۰) برای آزمون تعداد بردار هم‌انباشتگی دو آماره اثر[۲۹] و حداکثر مقادیر ویژه[۳۰] را معرفی نمودند:

$$\lambda_{Trace}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{n}\ln\left(1-\hat{\lambda}_i\right)$$

$$\lambda_{Max}(r,r+1) = -T\ln\left(1-\hat{\lambda}_{r+1}\right)$$

که در آن $\hat{\lambda}_i$ مقادیر ویژه ماتریس اطلاعات مربوط به ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مدل VAR و T تعداد مشاهدات می‌باشد. آماره λ_{Trace} مربوط به فرض صفری است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی حداکثر تعداد روابط بلندمدت(r) است. آشکار است هر چه تعداد بیشتری از مقادیر ویژه($\hat{\lambda}_i$) با صفر فاصله داشته باشد، آماره λ_{Trace} نیز بزرگتر خواهد بود. آماره λ_{Max} نیز مربوط به این فرض صفر است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مساوی r بوده و فرض مقابل نیز بیان می‌کند که تعداد بردارها $r+1$ است. در اینجا نیز اگر مقادیر ویژه نزدیک صفر باشد، آماره λ_{Max} کوچک خواهد بود.

تخمین مدل هم‌انباشتگی یوهانسون-یوسیلیوس مستلزم تخمین یک سیستم معادلات VAR است که دراین بین بدست آورن طول وقفه بهینه جهت برقراری فروض کلاسیک جمله اخلال، از مقدمات تخمین مدل می‌باشد. در هر دو مدل شاخص قیمتی کل و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال طبق معیار اطلاعات آکائیک(AIC)[۳۱]، حنان-کوئین(HQ)[۳۲] و نسبت درستنمایی(LR)[۳۳] طول وقفه بهینه P=۲

---

[25]. Engle and Granger.
[26]. Johansen- Juselios
[27]. Vector Auto Regressive
[۲۸]. در رویکرد یوهانسون- یوسلیوس همواره رابطه $r \leq n-1$ برقرار بوده که r تعداد روابط بلندمدت و n متغیر را نشان می‌دهد. بنابراین در هر دو مدل شاخص قیمتی کل و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال انتظار بر این است که با توجه به تعداد متغیرها ۳ بردار هم انباشتگی بین متغیرهای هر مدل وجود داشته باشد که از بین بردارهای هم انباشتگی موجود، فقط یکی از بردارها بر مبنای علائم انتظاری ضرایب و معقول و معنی‌دار بودن ضرایب، انتخاب خواهد شد.
[29]. Trace.
[30]. Maximal Eigenvalue.
[31]. Akaike Information Criterion
[32]. Hanan Queen
[33]. Likelihood Ratio

ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

انتخاب می‌شود که در این میان فقط معیار شوارتز بیزین(SC)[۳۴] وقفه مذکور را نشان نداد. در ضمن بر اساس معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین ساختار مدلها نیز به صورت با عرض از مبدأ در مقابل ساختار بدون عرض از مبدأ انتخاب می‌شود. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی برای هر دو مدل در جداول(۳) و (۴) ارائه شده است.

جدول۳: آزمون برآورد نعداد بردار هم‌انباشتگی در مدل شاخص قیمتی کل.

منبع: محاسبات تحقیق

فرض صفر	λ_{Trace}: فرض مقابل	λ_{Trace}: آماره	λ_{Trace}: مقدار بحرانی۹۵٪	λ_{Max}: فرض مقابل	λ_{Max}: آماره	λ_{Max}: مقدار بحرانی۹۵٪
$r=0$	$r\geq 1$	۸۶,۶	۵۴,۰۷	$r=1$	۸۷,۹	۲۸,۵۸
$r\leq 1$	$r\geq 2$	۹۸,۶	۳۵,۱۹	$r=2$	۹۶,۵	۲۲,۲۹
$r\leq 2$	$r\geq 3$	۰۲,۱۷	۲۰,۲۶	$r=3$	۸,۱۵	۱۵,۸۹
$r\leq 3$	$r\geq 4$	۰۲۲.	۹,۱۶	$r=4$	۰۲۲.	۹,۱۶

جدول۴: آزمون برآورد نعداد بردار هم‌انباشتگی در مدل شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال.

فرض صفر	λ_{Trace}: فرض مقابل	λ_{Trace}: آماره	λ_{Trace}: مقدار بحرانی۹۵٪	λ_{Max}: فرض مقابل	λ_{Max}: آماره	λ_{Max}: مقدار بحرانی۹۵٪
$r=0$	$r\geq 1$	۸۹,۵	۵۴,۰۷	$r=1$	۹۱,۱	۲۸,۵۸
$r\leq 1$	$r\geq 2$	۹۸,۳	۳۵,۱۹	$r=2$	۹۶,۷۲	۲۲,۲۹
$r\leq 2$	$r\geq 3$	۰۱,۶	۲۰,۲۶	$r=3$	۸,۱۲	۱۵,۸۹
$r\leq 3$	$r\geq 4$	۵۴۷.	۹,۱۶	$r=4$	۵۴.	۹,۱۶

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جداول بیانگر اینست که در هردو مدل شاخص قیمتی کل و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال، در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود سه بردار هم‌انباشتگی رد نمی‌شود. از بین بردارهای هم‌انباشتگی، فقط یکی از بردارهای مذکور بر مبنای علائم انتظاری ضرایب و معقول و معنی‌دار بودن ضرایب (آزمون نسبت حداکثر درستنمایی) و به ویژه سازگاری بیشتر با رگرسیون برآورد شده به روش OLS انتخاب می‌شود. نتایج بردار نرمال هم‌انباشتگی منتخب در جدول زیر آورده شده است.

جدول۵: بردار نرمال مدل شاخص قیمتی کل و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال.

[34]. Schwarz Bayesian

رویکردهای پژوهشی در علوم اجتماعی، شماره ۶، تابستان ۱۳۹۵، ص ۱۰۱-۱۱۳
ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

مدل شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال: آماره t	مدل شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال: بردار نرمال	متغیر	مدل شاخص قیمتی کل: آماره t	مدل شاخص قیمتی کل: بردار نرمال	متغیر
-	۱,۰۰	شاخص ۵۰ فعال	-	۱,۰۰	شاخص قیمتی کل
۰,۷۸۳	۰,۰۸۱۵	حجم معاملات	۰,۱۳۷	۰,۰۰۱۳	حجم معاملات
* ۱۰,۸۶	۰,۰۰۲۵	ارزش معاملات	* ۱۱,۷۸	۰,۰۰۱۴	ارزش معاملات
* ۱۲,۵۷	۱,۵۰۳۰	تعداد دفعات	* ۱۰,۳۱	۰,۰۰۸۶	تعداد دفعات
* ۱۲,۶۹	۹۲۶۸,۲	عرض از مبدا	* ۶,۳۹۱	۹۳۱۱,۲	عرض از مبدا

منبع: محاسبات تحقیق *معنی داری ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان می‌دهد.

نتایج جدول بالا نشان می‌دهد بردارهای اول، سوم و چهارم در مقابل بردار همجمعی دوم برای مدل اثر حجم معملات بر شاخص قیمتی کل انتخاب نخواهند شد، چرا که طبق مبانی نظری در بردارهای هم جمعی مذکور ضریب مربوط به برخی متغیرهای مستقل در صورت نرمال کردن بردار هم جمعی های مربوطه دور از انتظار می باشد. همانطوری که در بخش مبانی تئوری نیز اشاره گردید بر اساس فرضیه ترکیب توزیع‌ها(MDH) ارتباط حجم و سطح قیمت‌ها از وابستگی مشترک آنها به یک متغیر پنهانی از جریان اطلاعات نشأت می گیرد. به دلیل این وابستگی مشترک، حجم معاملات و شاخص قیمت‌ها سهام باید به صورت مثبت همبسته باشند. به عبارت دیگر هم قیمت و هم حجم اطلاعات به صورت همزمان و همسو در واکنش به اطلاعات جدید تغییر می کنند. البته این امر در تحلیل تکنیکال نیز مورد تایید قرار گرفته است. به عبارت دیگر در بازار بورس ایران افزایش(کاهش) حجم معاملات در راستای افزایش(کاهش) شاخص قیمتی همواره در یک دوره زمانی بوده است. این امر در تحلیل و مطالعات تجربی نیز تایید گردیده است.

بنابراین اگر رابطه بلندمدت متغیرهای مربوط به فرم تبعی تصریح شده برای مدل اول را بر اساس بردار هم جمعی دوم بنویسیم، به رابطه زیر می‌رسیم:

$$-4.09\times10^{-6}\, Index_{Overall_t} + 0.00370\ Volume_t - 4.74\times10^{-7}\ Value_t$$
$$-1.06\times10^{-5}\ NumberTrade_t - 0.3535 \ \sim I(0)$$

در رابطه بالا چنانچه طبق قاعده نرمال، متغیر شاخص قیمتی کل را به عنوان متغیر وابسته بر اساس مدل تصریح شده انتخاب نماییم و ضریب آن را برابر واحد قرار دهیم، خواهیم داشت:

$$Index_{Overall_t} = -86500 + 905\ Volume_t - 0.116\, Value_t$$
$$-2.59\ NumberTrade_t + \varepsilon_t$$

همانطوری که رابطه تعادلی بلندمدت بالا نشان می‌دهد که طبق بردار همجمعی دوم رابطه مثبتی بین حجم معاملات و شاخص قیمتی کل وجود دارد بطوریکه احتمالاً به ازای افزایش هر یک میلیون تعداد سهم حجم معاملات و با فرض ثابت بودن سایر عوامل مؤثر، شاخص قیمتی کل به اندازه ۹۰۵ واحد افزایش می‌یابد. این میزان افزایش در شاخص قیمتی کل می‌تواند ناشی از حجم معاملات شرکتهایی با میزان سرمایه بالا و یا ناشی از معاملات بلوکی باشد که همچنان که در بخش مبانی تئوری نیز اشاره گردید امروزه یکی از معظلات بزرگ و اساسی بازار بورس اوراق بهادار نیز بشمار می‌رود. این در حالی است که ارزش بازار اثر منفی بر شاخص قیمتی کل بازار دارد. به لحاظ تئوری نیز آشکار است به عنوان مثال پس از کاهش‌های(افزایش) متوالی ارزش معاملات، قیمت سهام شرکت‌ها به پایین‌ترین(بالاترین) حد ممکن رسیده و بنابراین ارزش معاملات در نتیجه تغییرات قیمت سهام وقتی که در پایین‌ترین(بالاترین) سطح ممکن باشد این امر منجر به خرید(فروش) به ویژه در بازار بورس تهران گشته و تداوم خرید(فروش) منجر به افزایش(کاهش) شاخص قیمتی کل می‌گردد. بنابراین

رویکردهای پژوهشی در علوم اجتماعی، شماره ۶، تابستان ۱۳۹۵، ص ۱۰۱-۱۱۳

ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

علامت ضریب به لحاظ تئوری نیز دور از انتظار نمی‌باشد و در واقع یک رابطه منفی از طرف ارزش معاملات و شاخص قیمتی می‌تواند وجود داشته باشد که در تحلیل تکنیکال نیز این امر تایید گردیده است. به لحاظ تئوری و تکنیکال نیز رابطه منفی بین تعداد دفعات معاملات و شاخص قیمتی وجود دارد چرا که وقتی شاخص قیمتی در اوج مقدار ممکن باشد تعداد دفعات معاملات نیز معمولا کاهش می‌یابد. البته تعداد دفعات معاملات می‌تواند ناشی از فعالیت‌های سفته بازان به ویژه در بازار راکد نیز بالا باشد.

در ارتباط با نتایج رابطه تعادلی بلندمدت برای مدل دوم(شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال) نیز می‌توان گفت که طبق مبانی نظری ارائه شده بردارهای اول و چهارم را به علت ضریب منفی حجم معاملات نمی‌توان انتخاب کرد و از بین بردار دوم و سوم بردار سوم انتخاب می‌گردد چرا که ضریب حجم معاملات در بردار دوم عدد ۱۱۲۰۰ واحد بوده که دور از انتظار می‌باشد به عبارت دیگر به ازای افزایش هر یک میلیون حجم معاملات، شاخص قیمتی به ویژه شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال و سایر شاخص‌ها از قیمت شاخص صنعت و مالی نمی‌تواند به اندازه عدد مذکور افزایش یابد.

جدول۸: بردارهای هم جمعی به روش یوهانسون-سیلیوس برای مدل دوم(مدل شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال).

متغیر	بردار اول		بردار دوم		بردارسوم		بردار چهارم	
	هم جمعی	ن رمال شده	ه م جمعی	نر مال شده	ه م جمعی	نرم ال شده	هم جمعی	نر مال شده
شاخص ۵۰ فعال	-۷ ۹,۷۱*۱۰	۱ ۰۰.	۷ -۳,۳۱*۱۰⁻	۱ ۰۰.	۵ ۳,۶۳*۱۰⁻	۱, ۰۰	-۵ -۱,۲۲*۱۰	۱ ۰۰.
حجم معاملات	۰,۰ ۰۰۲۳۴	۲ -۴۱	۰ ۰۰۳۷۰۲.	۱ ۱۲۰۰	۶ -۹,۳۵*۱۰⁻	۰, ۲۵۸	-۵ -۳,۲۹*۱۰	۲ -۷۰.
ارزش معاملات	-۷ -۶,۰۳*۱۰	۰ ۶۲۱.	۷ -۴,۶۶*۱۰⁻	۱ -۴۱.	۸ ۱,۵۸*۱۰⁻	۰, -۰۰۰۴۳۵	-۹ ۵,۲۷*۱۰	۰ -۰۰۰۴۳۲.
تعداد دفعات	-۵ ۲,۱۳*۱۰	۲ -۱,۹	۵ -۱,۵۲*۱۰⁻	۴ -۵,۹	۵ -۸,۴۹*۱۰⁻	۲, ۳۴	-۵ ۱,۸۰*۱۰	۱ ۴۸.
عرض از مبدا	۰,۰ ۹۲۴۸	۹ -۵۲۰۰	۰ -۳۷۴۸۷.	۱ -۱۳۰۰۰۰	۰ ۱۱۷۶۱۶.	۳۲ -۴۰	۰,۸ -۳۷۰۴۷	۶ -۸۶۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

بنابراین با توجه به مبانی تئوری و تجربی اگر رابطه تعادلی بلندمدت متغیرهای مربوط به فرم تبعی تصریح شده برای مدل دوم را بر اساس بردار هم جمعی سوم بنویسیم، به رابطه زیر می‌رسیم:

$$3.63\times10^{-5}\,Index_{50TOP_t} - 9.35\times10^{-6}\,Volume_t + 1.58\times10^{-8}\,Value_t$$
$$-8.49\times10^{-5}\,NumberTrade_t + 0.117616 \sim I(0)$$

با انتخاب متغیر شاخص قیمتی کل را به عنوان متغیر وابسته بر اساس مدل تصریح شده دوم و با نرمال کردن رابطه بالا، خواهیم داشت:

$$Index_{50TOP_t} = -3240 + 0.258\,Volume_t - 0.000435\,Value_t$$
$$+\,2.34\,NumberTrade_t + \varepsilon_t$$

همانطوری که رابطه تعادلی بلندمدت بالا نشان می‌دهد طبق مبانی تئوری حجم معاملات وشاخص قیمت‌ها سهام شرکت‌های فعال به صورت همزمان و همسو در واکنش به اطلاعات جدید تغییر می کنند. به عبارت دیگر تغییرات شاخص قیمتی سهام شرکت‌های فعال نسبت به تغییرات حجم معاملات همسو می‌باشد. به عبارت دیگر در راستای افزایش(کاهش) حجم معاملات در طول دوره زمانی مذکور، شاخص قیمتی سهام شرکت‌های فعال نیز هر چند جزئی در همان راستا روند افزایشی(کاهشی) دارد. بطوریکه به ازای افزایش هر میلیون حجم معاملات، شاخص قیمتی سهام شرکت‌های فعال نیز معادل ۰,۲۵۸ واحد افزایش می‌یابد. همانند رابطه تعادلی بلندمدت مدل اول(مدل شاخص قیمتی کل) روند تغییرات شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال معکوس روند تغییرات ارزش معاملات می‌باشد. به عبارت دیگر

رویکردهای پژوهشی در علوم اجتماعی، شماره ۶، تابستان ۱۳۹۵، ص ۱۰۱-۱۱۳
ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

زمانی که ارزش معاملات در پایین ترین حد ممکن است معمولا سهام شرکت‌های فعال در پایین ترین قیمت داشته که این امر می‌تواند منجر به روند افزایشی قیمت‌ها ناشی از هیجان خرید در طی زمان نیز باشد. در مقابل تعداد دفعات معاملات و شاخص قیمتی شرکت‌های فعال خلاف جهت همدیگر روند تغییراتی را دنبال می‌کنند.

خلاصه و نتیجه گیری

شناخت وضعیت شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار و عوامل موثر بر آن مهم و ضروری بوده و به همین جهت نیز پژوهش های متعددی مورد مطالعه قرار گرفته است. این در حالی است که در مطالعات صورت گرفته شده رابطه بلندمدت شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار با حجم معاملات اندازه گیری نشده است. در واقع این رابطه تعادلی بلندمدت می‌تواند ناشی از متغیرهای دیگر از قبیل افزایش یا کاهش تعداد شرکت‌های بورسی و بنابراین میزان سهام عرضه شده در بازار باشد. همچنین اثرحجم معاملات بر شاخص قیمتی کل و بر شاخص قیمتی شرکتهای فعال بورس می تواند بسیار متفاوت باشد. لذا تحقیق حاضر به دنبال این است که بصورت تجربی و آزمون فرض در قالب تحلیل های سری زمانی با رویکردی متفاوت(یوهانسون-یوسیلیوس) نشان دهد که شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران و شاخص قیمتی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار چگونه از تغییرات حجم معاملات بر مبنای داده های روزانه طی دوره زمانی۱۳۸۵-۱۳۹۳متاثر می شود. برای همین منظور با توجه به ادبیات و مبانی نظری تحقیق و مطالعات تجربی موجود، ابتدا دو مدل اثر حجم معاملات بر شاخص کل و شاخص قیمتی شرکت‌های فعال بورس اوراق بهادار تهران را ارائه گردید. در مدل اول شاخص قیمتی کل تابعی از حجم معاملات، ارزش معاملات و تعداد دفعات معاملات می‌باشد در حالیکه در مدل دوم نیز شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال تابعی از حجم معاملات، ارزش معاملات و تعداد دفعات معاملات می‌باشد. قبل از برآورد رابطه تعادلی بلندمدت متغیرها بر اساس آزمون فیلیپس-پرون به این نتیجه رسیدیم کهاحتمال آنکه نتایج آماری حاصل تنها یک رگرسیون جعلی بوده و نشانگر هیچگونه رابطه اقتصادی و مالی واقعی و تعادلی نباشد، به شدت کاهش یافته و وجود ارتباط حقیقی متغیرهای مدل تاکید گردید. در ادامه به منظور تعیین روابط تعادلی بلندمدت متغیرها در دو معادله شاخص قیمتی کل و شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال از روش یوهانسون- یوسیلیوس استفاده شده و دو آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی استفاده گردید که نتایج نشان داد ۳ بردار هم انباشتگی بین متغیرهای هر مدل می‌تواند وجود داشته باشد. در هر مدل از بین بردارهای هم انباشتگی موجود، فقط یکی از بردارهای مذکور بر مبنای علائم انتظاری ضرایب و معقول بودن میزان ضرایب، انتخاب گردید. نتایج تحقیق نشان داد که در مدل شاخص قیمتی کل طبق مبانی تئوری و تجربی رابطه مثبتی بین حجم معاملات و شاخص قیمتی کل وجود دارد در حالیکه ارزش بازاری معاملات اثر منفی بر شاخص قیمتی کل بازار دارد. همچنین رابطه منفی بین تعداد دفعات معاملات و شاخص قیمتی وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد که در مدل دوم حجم معاملات وشاخص قیمت‌ها سهام شرکت‌های فعال به صورت همزمان و همسو در واکنش به اطلاعات جدید تغییر می کنند ولی همانند رابطه تعادلی بلندمدت مدل اول(مدل شاخص قیمتی کل) روند تغییرات شاخص قیمتی ۵۰ شرکت فعال معکوس روند تغییرات ارزش معاملات می‌باشد. در مقابل تعداد دفعات معاملات و شاخص قیمتی شرکت‌های فعال خلاف جهت همدیگر روند تغییراتی را دنبال می‌کنند.

منابع و مراجع

۱. [1] ابریشمی، حمید و محسن مهرآرا؛(۱۳۸۱)، اقتصاد سنجی کاربردی(رویکردهای نوین)، دانشگاه تهران.
۲. امیدقائمی، 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 دانشگاه شهید بهشتی.
۳. آذر، عادل و سیروس کریمی، (۱۳۸۸)، پیش بینی بازده سهام با استفاده از نسبت‌های حسابداری با رویکرد شبکه های عصبی، تحقیقات مالی، دوره۱۱، شماره ۲۸. صص۳-۲۰.
۴. آذر، عادل و سیروس کریمی، (۱۳۸۸)، پیش بینی بازده سهام با استفاده از نسبت‌های حسابداری با رویکرد شبکه های عصبی، تحقیقات مالی، دوره۱۱، شماره ۲۸. صص۳-۲۰.
۵. آلودری، قاسم و دیگران.(۱۳۹۰)، بررسی ارتباط همزمان و پویای حجم معاملات و بازده سهام با استفاده از مدل های خودرگرسیونی برداری، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۵، صص۲۱-۴۷.
۶. بانک مرکزی ج.ا.ا.، آبان ۱۳۷۳،گزارش مشروح تجدید نظر شاخص بهای عمده‌فروشی کالاها در ایران، ص ۱۱

ISSN: 2476-3675
http://www.RassJournal.ir

۷. رامشه، منیژه و دیگران.(۱۳۹۱)، بررسی پیش‌بینی جهت تغییرات بازده سهام بر اساس حجم معاملات با استفاده از مدل پرابیت برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش حسابداری، شماره۴.

شرکت بورس اوراق بهادار تهران،(۱۳۹۳)، گزارش‌های پژوهشی، شاخص و نحوه محاسبه آن. [8] کالیمو، راجا البطوی ،مصطفی ،کوپر،کاری (۱۳۸۵). مدیریت عوامل روانی اجتماعی محیط کار ترجمه محمد تقی براهنی ، نشر رسانش.

[9] گلادینگ، ساموئل (۱۳۸۲). خانواده درمانی ترجمه فرشاد بهاری و همکاران ، انتشارات تزکیه

[10] گلدنبرگ، ایرنه، و گلدنبرگ، هربرت (۱۳۸۵). خانواده درمانی ترجمه حمید رضا حسین شاهی ، سیامک نقشبندی و الهام ارجمند ، انتشارات روان.

[11] همتی،فاطمه(۱۳۸۳). بررسی استرس شغلی برعملکرد خانواده کارمندان صدا وسیما،پایان نامه کارشناسی ارشد مشاوره خانواده دانشکده علوم بهزیستی و توانبخشی تهران.

۱۲.نجارزاده، رضا و زیودار، مهدی، (۱۳۸۵)، بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۲.

8. [Anirut. P., and Abeyratna. G. (2005). The Causal and Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Evidence from Emerging markets in South-East Asia. Second International Business Research Conference, Sydney, Australia.
9. Bheenick, E. B and Brooks, R. D. (2010), "Does Volume Help in Predicting Stock Return? An Analysis of the Australian Market", Research in International Business and Finance, 24, 146-157.
10. Johansen ,S and K. Juselius., (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration with Application to the Demand for Money, Oxfrod Bulletin of Economics and Statistics, 52,169-210.