فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نوزدهم/ شماره ۵۸/ بهار ۱۳۹۳/ صفحات ۲۰۶-۱۸۳

بررسی تأثیر حجم معاملات بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های رکود و رونق: کاربرد مدل انتقال رژیم مارکف

عباس کلانتری[۱]

نوید خلیل پاک طینت[۲]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۳/۳/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۶/۲۵

چکیده

این پژوهش تأثیر حجم معاملات بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران رابا تکیه بر دوره‌های رکود و رونق و با استفاده از مدل غیرخطی انتقال رژیم مارکف، مورد بررسی قرار می‌دهد. در این راستا، از داده‌های ماهانه شاخص کل و حجم معاملات بورس تهران در دوره زمانی ابتدای سال ۱۳۸۱ تا انتهای ماه نهم سال ۱۳۹۱ استفاده می‌گردد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که رابطه غیرخطی معنادار بین حجم معاملات و شاخص کل بورس تهران وجود دارد. حجم معاملات در هر دو رژیم رکود و رونق اثر معنادار مثبت بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران دارد، ولی این اثر در رژیم رونق بزرگتر است. بر پایه نتایج در هر دو وضعیت رکود و رونق بازار سهام، انتظار می‌رود که افزایش حجم معاملات سبب رشد شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران گردد.از طرفی مقایسه نتایج با شواهد تاریخی نشان می‌دهد که مدل انتقال رژیم مارکف سیکل‌های رکود و رونق بورس تهران را به درستی مدل‌سازی می‌نماید. نتایج آزمون‌های اعتبارسنجی نیز بر کفایت و عملکرد مناسب مدل انتقال رژیم مارکف تأکید دارد. همچنین این مدل دارای دقت بالاتری در برازش داخل نمونه و پیش‌بینی خارج از نمونه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران نسبت به مدلهای ARIMA و VAR بر مبنای معیار MAE می‌باشد.

۱. کارشناس ارشد مدیریت MBAگرایش مالی دانشگاه گیلان abbas.kalantary@yahoo.com

۲.کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه n.khpaktinat@gmail.com

Archive of SID

www.SID.ir

واژگان کلیدی: ***شاخص قیمت سهام، حجم معاملات، دوره‌های رکود و رونق بازار سهام، مدل انتقال رژیم مارکف.***

طبقه‌بندی JEL: C22، G10.

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مقدمه

بازار سهام برحسب نحوه حرکت قیمتها دارای دو حالت کلی رونق و رکود می‌باشد[1]. حالت رونق بازار سهام به شرایطی اطلاق می‌گردد که در آن انتظار رشد قیمتها وجود دارد. در مقابل حالت رکودی وضعیتی است که انتظار سقوط قیمتها وجود دارد. به بیانی دیگر روندهای تواتری کوتاه مثبت قیمتها بیانگر وضعیت رونق و از طرفی روند تواتری کوتاه منفی قیمتی بیانگر وضعیت رکود در بازار سهام است (ماهیو و همکاران[2]، ۲۰۱۲). صرف نظر از علل وقوع چرخه‌های رکود و رونق در بازار سهام، مدل‌سازی این چرخه‌ها از روی رفتار داده‌ها، برای تصمیمات سرمایه‌گذاری و ارزیابی و مدیریت ریسک حائز اهمیت بالایی است.

از طرفی دیگر، علاوه بر اهمیت مدل‌سازی سیکل‌های رکود و رونق بازار سهام، شناسایی عوامل مؤثر بر تغییر یا تداوم وضعیت‌های رکود و رونق بازار سهام ضروری است. انتظار می‌رود تغییر حجم خرید و فروش سرمایه‌گذاران با تأثیر بر عرضه و تقاضا و میزان نقدشوندگی سهام اثر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت سهام و متعاقباً تغییر یا تداوم سیکل‌های رکود و رونق بازار سهام داشته باشد (سان[3]، ۲۰۰۳).

با توجه به آنچه گفته شد، این مقاله در پی پاسخگویی به سؤالات اساسی زیر است: چه مدلی برای تشخیص و مدل‌سازی دوره‌های رکود و رونق بازار سهام مناسب است؟ آیا حجم معاملات به پیش‌بینی قیمت سهام کمک می‌کند؟ به عبارتی دیگر، رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران طی دوره‌هایی که قیمت سهام در حال رشد است و برعکس در دوره‌هایی که قیمت سهام در حال کاهش است، اثرات معناداری بر قیمت سهام دارد و آیا این اثرات متقارن است؟

مدل غیرخطی سری زمانی انتقال رژیم مارکف[4] که اولین بار توسط همیلتن[1] (۱۹۸۹) برای مدل‌سازی دوره‌های رکود و رونق اقتصادی امریکا بکارگرفته شد، ضمن مدل‌سازی

1.Bull and Bear market
2.Maheu , J.M. and Mccurdy, T.H. and Song,Y.
3.Sun, W.
4.Nonlinear Markov-Switching(MS) models

www.SID.ir

سیکل‌های رکود و رونق، با بهره‌گیری از مفهوم زنجیره مارکف انتقال بین فازهای مختلف را با احتمال انتقال شرطی بیان می‌کند. به دو دلیل عمده این مقاله از مدل انتقال رژیم مارکف برای بررسی رابطه بین قیمت سهام و حجم معاملات بهره می‌برد. اولاً، شواهد تجربی نشان می‌دهد که مدل‌های غیرخطی نظیر انتقال رژیم مارکف با لحاظ تغییرات رژیمی رفتار داده‌های واقعی را دقیق‌تر برازش می‌کنند. ثانیاً، با توجه به اینکه رابطه بین حجم معاملات و قیمت سهام ساختار بازار مالی را منعکس می‌کند و چون بر پایه تئوری‌ها و شواهد تجربی رفتار معامله‌گران طی دوره‌های رکود و رونق بازار سهام نامتقارن است (کارپوف[2]، ۱۹۸۷)، مدل انتقال رژیم مارکف از قابلیت و عملکرد بهتری نسبت به مدلهایARDL[3]، VAR[4] و آزمون علیت گرنجر[5] برخوردار است.

بنابراین، این مقاله در تلاش برای رفع نواقص مطالعات پیشین، ضمن آزمون وجود رابطه غیرخطی بین شاخص قیمت سهام و حجم معاملات، دوره‌های رکود و رونق بورس اوراق بهادار تهران را با تکیه بر رابطه بین شاخص قیمت‌سهام و حجم معاملات با بهره-گیری از مدل غیرخطی انتقال رژیم مارکف مورد مدل‌سازی قرار می‌دهد. این تلاش مزیت و نوآوری این مقاله را نسبت به مطالعات پیشین نشان می‌دهد.

نتایج مقاله نشان می‌دهند اولاً، رابطه معنادار غیرخطی بین حجم معاملات و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. ثانیاً، حجم معاملات در هر دو رژیم حدی رکود و رونق اثر معنادار و مثبت بر شاخص کل بورس تهران دارد. ثالثاً، براساس آزمونهای اعتبارسنجی نتایج، مدل انتقال رژیم مارکف از کفایت لازم جهت مدل‌سازی غیرخطی تأثیر حجم معاملات بر شاخص کل بورس تهران برخوردار است. ضمن آنکه مقایسه نتایج پیش‌بینی داخل و خارج از نمونه مدل انتقال رژیم مارکف با مدلهایARIMA[6] و VAR نشان می‌دهد که این مدل از دقت بالاتری نسبت به این مدلها برخوردار است.

1.Hamilton, J.
2.Karpoff, J.M.
3. Autoregressive Distributed Lags models
4. Vector Autoregressive Models
5. Granger Causality test
6. Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) models

Archive of SID

www.SID.ir

ساختار مقاله بدین ترتیب است که در بخش بعدی مروری بر پیشینه موضوع ارائه شده است. بخش سوم، به معرفی روش‌شناسی پژوهش اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم، داده‌های مورد استفاده تبیین می‌گردند. بخش پنجم به گزارش یافته‌های تجربی مقاله اختصاص دارد و سرانجام در بخش ششم،خلاصه و نتیجه‌گیری حاصل از تحقیق گزارش خواهد شد.

۲. مبانی نظری

بازار سهام به شکل طبیعی چرخه‌های تجاری و شرایط اقتصادی را منعکس می‌کند. بر پایه تئوری‌های اقتصادی و مالی، قیمت سهام براساس ارزش فعلی جریانات نقدی انتظاری‌اش[1] تعیین می‌گردد (هان و همکاران[2]، ۲۰۰۹). از این‌رو هر عاملی که ارزش فعلی جریانات نقدی انتظاری سهام را تحت تأثیر قرار دهد به وضوح بر قیمت سهام اثرگذار خواهد بود. بدین ترتیب زمانیکه اقتصاد در حال رشد و در دوره رونق باشد، قیمت سهام رشد پیدا خواهد نمود و برعکس طی دوره‌های رکود اقتصادی قیمت سهام کاهش پیدا خواهد کرد. در این میان حجم معاملات به عنوان یکی از متغیرهای اثرگذار بر قیمت سهام مورد توجه محققان بوده است بطوریکه، از دهه ۱۹۷۰ مطالعات نظری مختلف در تلاش برای تبیین رابطه صریح بین حجم معاملات و قیمت سهام بوده‌اند. با این وجود، نظریات متبلور در دیدگاه‌های مختلف اجماع روشنی در پیش‌بینی این رابطه را ارائه نمی‌دهند.

دیدگاه عمده در این زمینه از دو کانال عرضه و تقاضا و نقدشوندگی سهام، تأثیر حجم معاملات بر قیمت سهام را توجیه می‌نماید (سان، ۲۰۰۳). بر پایه این دیدگاه، افزایش حجم معاملات به معنای افزایش علاقه به خرید و فروش سهام است که این خود با افزایش تقاضای سهام سبب افزایش قیمت سهام می‌گردد. از طرفی دیگر افزایش حجم معاملات با افزایش نقدشوندگی سهام (تسهیل در تبدیل سهام به وجه نقد)، ضمن کاهش شکاف بین

1.Expected Present Value of Cash Flow
2.Han,K.C. and Lee, S.H. and Suk, D.Y.

www.SID.ir

قیمتهای درخواستی فروشنده و پیشنهادی خریدار[1] منجر به افزایش تقاضا و نهایتاً افزایش قیمت سهام می‌گردد. بر پایه دیدگاه عمده موجود، افزایش حجم معاملات با کاهش هزینه‌های نقل و انتقال در معاملات بزرگ، منجر به کاهش نوسانات قیمت سهام و در نتیجه کاهش ریسک و افزایش جذابیت و تقاضای سهام می‌گردد (سان، ۲۰۰۳).

می‌توان دیگر تئوری‌های موجود پیرامون تبیین رابطه بین حجم معاملات و تغییرات قیمت سهام را در حالت کلی به سه دسته تئوری‌های اطلاعات در بازار سهام، تئوری‌های اختلاف نظر و مدل‌های نامتقارن دسته‌بندی نمود (آلودری و همکاران، ۱۳۹۰). بر پایه تئوریهای اطلاعات، جریان متوالی اطلاعات (SIAH)[2] و فرضیه ترکیب توزیع (MDH)[3]،عامل تغییر بازده و حجم معاملات محسوب می‌گردد. الگوی جریان متوالی اطلاعات (SIAH) بیان می‌کند که مشارکت‌کنندگان و فعالان بازار از اطلاعات نامتقارن برخوردارند. از این‌رو ورود اطلاعات جدید به بازار منجر به شکل‌گیری چندین وضعیت تعادلی ناپایدار شده و جریان متوالی اطلاعات در بازار سهام سبب می‌گردد تا حجم معاملات و بازدهی متقابلاً شامل مجموعه‌ای از اطلاعات مفید در پیش‌بینی یکدیگر باشند و لذا رابطه علی دوطرفه بین آنها وجود دارد (آلودری و همکاران، ۱۳۹۰). فرضیه ترکیب توزیع (MDH) که توسط کلارک[4] (۱۹۷۳) ارائه شده بیان می‌کند که، بازدهی سهام از یک تابع توزیع مشترک شرطی اطلاعات به روز با حجم معاملات پیروی می‌کند. از این-رو تغییرات قیمت سهام و حجم معاملات به مجموعه‌ای یکسان از اطلاعات در دسترس بستگی دارند و بنابراین تغییرات این دو متغیر به همدیگر وابسته است.

در مقابل، دسته دوم ریشه ارتباط بین تغییرات قیمت سهام با حجم معاملات را در اختلاف عقاید بین سرمایه‌گذاران[5] می‌دانند. فرضیه اختلاف عقاید ریشه در تفاوت انتظارات فعالان بازار نسبت به آینده دارد. تفاوت در انتظارات فعالان بازار سهام به دلیل

1.Spread
2. sequential arrival of information(SIAH)
3. Mixtures of Distributions Hypothesis(MDH)
4. Clark, P.K.
5. Dispersion of Beliefs Theories

www.SID.ir

عدم تقارن اطلاعات است. در واقع مجموعه‌های اطلاعاتی افراد مختلف، متفاوت است. اختلاف عقیده پیامدهای قابل توجهی بر بازار سهام دارند. در این رابطه هاریسون و کریپس[1] (۱۹۷۸) معتقدند که بحران‌های مالی، چرخه‌های رکود و رونق و حباب‌های ایجاد شده در بازارهای مالی از عقاید نامتجانس عاملان فردی نشات می‌گیرد. در بازارهای سهامی که فعالان در مورد سهام اختلاف نظر دارند، رفتار بورس‌بازانه شکل می‌گیرد که تداوم آن سبب ایجاد رونق و نهایتاً حباب در بازار می‌گردد.از سویی دیگر دسته سوم شامل کارپوف (۱۹۸۶،۱۹۸۷)، ایپس[2] (۱۹۷۵) و چن[3] (۲۰۱۲)، رابطه نامتقارن را بین قیمت سهام و حجم معاملات نتیجه‌گیری می‌کنند.

۳. مطالعات تجربی خارجی

علاوه بر مطالعات نظری، مطالعات تجربی نیز در زمینه رابطه بین تغییرات قیمت سهام و حجم معاملات از نتایج ناهمسو و متناقض با یکدیگر برخوردارند. در جدول (۱) خلاصه‌ای از چند مطالعه خارجی تجربی در این زمینه آورده شده است.

جدول ۱. خلاصه مطالعات تجربی خارجی

نویسندگان و سال انجام	قلمرو زمانی و مکانی و روش تحقیق	خلاصه نتایج
هانگ و یانگ[4] (۲۰۰۱)	کشور تایوان، مدل واریانس ناهمسان	حجم معاملات اثر نامتقارن و U شکل بر نوسانات بازدهی سهام در بورس تایوان دارد
لی و روی[5] (۲۰۰۲)	سه بازار سهام توکیو، لندن و نیویورک، آزمون علیت گرنجر و مدل خودرگرسیونی برداری	در هیچیک از سه بازار سهام مذکور، حجم معاملات علیت گرنجر بازدهی سهام نیست. در هر سه بازار یک بازخورد مثبت از سوی نوسانات بازدهی نسبت به حجم

1. Harrison, Michael, and David M. Kreps
2. Epps, T.W.
3. Chen, Sh. Sh.
4. Huang, B.N. and Yang
5. Lee, B.S. and Rui, O.M.

Archive of SID

www.SID.ir

		معاملات وجود دارد.
ستاتمن و ورکینگ[1] (۲۰۰۶)	بازارهای سهام امریکا، مدل VAR	افزایش حجم معاملات اثر مثبت و معنادار بر بازدهی سهام دارد
گرلاچ و همکاران[2](۲۰۰۶)	پنج بازار سهام تایلند، تایوان، کره جنوبی، فرانسه و انگلستان ، مدلچندمتغیره آستانه‌ای ناهمسان واریانس	افزایش حجم معاملات اثر مثبت و معنادار بر بازدهی سهام دارد
گریفین و همکاران[3] (۲۰۰۷)	مطالعه‌ای تجربی برای گروهی از ۴۶ کشور، مدل VAR	حجم معاملات تأثیر معنادار و مثبت بر بازدهی سهام در گروه بازارهای سهام مورد مطالعه دارد
چن (۲۰۱۲)	آمریکا، مدل غیرخطیانتقال رژیم مارکف	رابطه غیرخطی و نامتقارنی بین حجم معاملات و قیمت سهام در دوره زمانی سالهای ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۸ وجود دارد

منبع : مطالعات پیشین تجربی خارجی

همچنانکه ملاحظه می‌گردد، مطالعات پیشین تجربی خارجی شامل نتایج مختلف و در بعضی موارد متناقض می‌باشند. عموماً از مدلهای خودرگرسیونی برداری و علیت استفاده شده است. با استناد به جدول (۱)، به نظر می‌رسد که نمی‌توان به یک اجماع کلی از نتایج مطالعات تجربی خارجی دست پیدا کرد.

٤. مطالعات تجربی داخلی

در داخل کشور نیز مطالعات تجربی محدودی در رابطه با تأثیر حجم معاملات بر تغییرات قیمت سهام صورت پذیرفته است. خلاصه‌ای از این مطالعات در جدول (۲) آورده شده است.

1. Statman, M., T. and Vorkink, K
2. Gerlach, R. and Chen, C.W.S. and Lin, D.S.Y. and Huang, M.H
3. Griffin, J.M., Nardari, F., Stulz, R.M

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲. خلاصه مطالعات تجربی داخلی

نویسندگان و سال انجام	قلمرو زمانی و مکانی و روش تحقیق	خلاصه نتایج
نجارزاده و زیودار (۱۳۸۵)	بورس اوراق بهادار تهران، آزمون علیت گرنجر و مدل VAR	نتایج حاکی از وجود ارتباط همزمان معنادار و ارتباط بازخوردی بین حجم معاملات و بازدهی در بورس اوراق بهادار تهران است
آلودری و همکاران (۱۳۹۰)	بورس اوراق بهادار تهران، مدل VAR و علیت گرنجر	همبستگی معناداری بین این دو متغیر وجود ندارد. حجم معاملات علیت گرنجر بازدهی سهام است ولی عکس آن صادق نیست
ایزدی‌نیا و همکاران (۱۳۹۱)	۷۴ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران، مدل پروبیت	حجم معاملات تا حدودی از قدرت پیش‌بینی جهت بازدهی برای شرکت‌هایی با حجم معاملات بالا برخوردار است

منبع : مطالعات پیشین تجربی داخلی

در مطالعات تجربی داخلی تمرکز بر تبیین رابطه خطی بین تغییرات قیمت سهام و حجم معادلات است و خلأ عدم بررسی تأثیر شرایط رکود و رونق بازار سهام بر رابطه بین این دو متغیر ملموس است. بدین ترتیب نوآوریهای این مطالعه به لحاظ هدف و ابزار و مدل مورد استفاده در بین مطالعات پیشین تجربی داخلی می‌تواند مورد توجه قرار گیرد.

۵. روش‌شناسی پژوهش

مدل غیرخطی انتقال رژیم مارکف اولین بار توسط همیلتن[1] (۱۹۸۹) توسعه پیدا کرده است. این مدل‌ها، ابزاری مناسب جهت مدل‌سازی سری‌های زمانی که رفتارهای چندگانه در فازهای مختلف دارند، فراهم می‌نماید. به ویژه اگر هدف مدل‌سازی دوره‌های رکود و رونق در روند متغیرهای سری زمانی باشد، مدل‌های انتقال رژیم مارکف با تکیه بر مفهوم ویژگی زنجیره مارکف[2] فرآیندهای تصادفی و در قالب ماتریس احتمال انتقال[3] این فرآیند

1. Hamilton, J.
2. Markov Chain
3. Probability Transition Matrix

Archive of SID

www.SID.ir

را مورد بررسی قرار می‌دهند. به این ترتیب که مدل انتقال رژیم مارکف احتمال ماندگاری در یک رژیم و گذر از یک رژیم به رژیم دیگر را برآورد نموده و همچنین ضرایب متفاوت اثرگذاری متغیرهای توضیحی را در رژیم‌های مختلف تخمین می‌زند. این ضرایب اثرگذاری از درون فرآیند برازش مدل و براساس رفتار داده‌های واقعی استخراج می‌گردد و اساساً درونزا هستند.

در این مطالعه اگر فرض کنیم P_t بیانگر شاخص قیمت سهام وبیانگر حجم معاملات باشد، آنگاه یک مدل خودرگرسیونی انتقال رژیم مارکف از مرتبه q (MS-AR(q)) به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$P_t = \mu_{s_t} + \sum_{i=1}^{q}\left(\beta_{is_t} P_{t-i}\right) + \varphi_{s_t} V_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

در رابطه (۱)، s_t بیانگر حالتی از متغیر وابسته است که $s_t = 1, 2, \dots, m$ می‌باشد و m بیانگر تعداد رژیم‌های حدی متغیر وابسته است. زمانیکه رگرسیون شماره (۱) در دوره زمانی t ام در رژیم kام باشد، در این رژیم حجم معاملات (V_t) با ضریب φ_{s_t} بر قیمت سهام اثرگذار خواهد بود. بدین ترتیب به تعداد رژیم‌های حدی، حجم معاملات با ضرایب متفاوت بر قیمت سهام اثرگذار خواهد بود. در صورتی که دو رژیم حدی رکود و رونق برای بازار سهام مدنظر باشد، حجم معاملات به ترتیب دارای دو ضریب اثرگذاری مختلف $\varphi_{s_t} = 0$ و $\varphi_{s_t} = 1$ به ترتیب در رژیم‌های رکود و رونق خواهد بود. بنابراین رابطه (۱) فرم خلاصه شده تعداد m معادله رگرسیون در m رژیم برای تبیین تأثیر حجم معاملات بر قیمت سهام است. لازم به ذکر است که کلیه ضرایب اثرگذاری پارامترهای قابل برآورد مدل شامل عرض از مبدأ و ضرایب اثرگذاری در رژیم‌های مختلف درونزا بوده و بر پایه فرآیند برازش مدل از طریق روش حداکثر راستنمایی[1] برآورد می‌گردند.

یکی از مهمترین ویژگیهای مدل‌های انتقال رژیم مارکف این است که فرض می‌شود متغیر حالت s_t، یک فرآیند تصادفی با ویژگی زنجیره مارکف است. بنابراین:

$$P\left(s_t = j \middle| s_1, s_2, \dots, s_{t-1}\right) = P\left(s_t = j \middle| s_{t-1} = i\right) = P_{ij} \qquad (2)$$

1.Maximum Likelihood Estimator (MLE)

Archive of SID

www.SID.ir

رابطه (۲)، بیانگر احتمال انتقال از رژیم iام به رژیم jام در گذر از دوره زمانی t به است. در حالت دو رژیم رکود و رونق ماتریس احتمال انتقال را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & 1 - P_{11} \\ 1 - P_{00} & P_{11} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

در رابطه (۳)، P_{00} و P_{11} به ترتیب نمایانگر احتمال ماندگاری در رژیم‌های حدی رکود و رونق می‌باشد. در مقابل $P_{11} - 1$ و به ترتیب احتمال گذر از رژیم‌های حدی رکود و رونق به رژیم دیگر می‌باشند. به بیان ریاضی:

$$P\left(s_t = 1 \middle| s_{t-1} = 1\right) = P_{11} \quad (۴)$$

$$P\left(s_t = 0 \middle| s_{t-1} = 0\right) = P_{00} \quad (۵)$$

$$P\left(s_t = 0 \middle| s_{t-1} = 1\right) = 1 - P_{11} \quad (۶)$$

$$P\left(s_t = 1 \middle| s_{t-1} = 0\right) = 1 - P_{00} \quad (۷)$$

رابطه (۴) احتمال ماندگاری در رژیم رونق را نشان می‌دهد. رابطه (۵) بیانگر احتمال ماندگاری در رژیم رکود است. رابطه (۶) نمایانگر احتمال گذر از رژیم رکود به رژیم رونق و رابطه (۷) نشان‌دهنده احتمال بازگشت از رژیم رونق به رژیم رکود است. از طرفی اگر π_i برابر با احتمال واقع شدن متغیر y_t در رژیم iام تعریف گردد، در اینصورت ماتریس احتمال حالت در لحظه زمانی t به صورت زیر تبیین می‌گردد:

$$\pi_t = [\pi_1 \ \pi_2 \ \ldots \ \pi_m] \quad (۸)$$

ثابت می‌گردد که $\pi_{t+1} = P\pi_t$ و در حالت عمومی‌تر $\pi_{t+s} = P^s\pi_t$ (براک، ۲۰۰۸) که در آن P همان ماتریس احتمال انتقال یک مرحله‌ای است. در نهایت مجموعه پارامترهای درونزای قابل برآورد مدل را می‌توان به صورت زیر معرفی نمود:

$$\theta = \{\mu_0, \mu_1, \beta_{01}, \beta_{02}, \ldots \beta_{1p}, \varphi_0, \varphi_1, P_{00}, P_{11}, \sigma_0, \sigma_1\} \quad (۹)$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن اندیس صفر بیانگر رژیم رکود و انـدیس یـک نشـان‌دهنـده رژیـم رونـق اسـت. روش برآورد مدل انتقال رژیم مارکف حداکثر راسـتنمایی[1] اسـت (همیلـتن، ۱۹۹۴). بـرای تشکیل تابع راستنمایی جهت برآورد پارامترهای مدل، از تعریف احتمال شرطی در آمار بـه صورت زیر بهره می‌گیریم:

$$P(P_t, s_t = j; \theta) = f(P_t | s_t = j; \theta) P(s_t = j; \theta) \quad (۱۰)$$

از طرفی توزیع احتمال توأم $P(y_t, s_t = j; \theta)$ را می‌توان با فرض آنکه جملات خطای مدل به صورت مستقل و یکسان و به شکل نرمال توزیع[2] شـده‌انـد، بـه صـورت زیـر تشـکیل داد (همیلتن، ۱۹۹۴):

$$P(P_t, s_t = j; \theta) = \frac{\pi_i}{\sqrt{۲\pi\sigma_i}} exp\left\{\frac{-(\varepsilon_j)^۲}{۲\sigma_j^۲}\right\} \quad (۱۱)$$

که در آن ε_j جملات خطای مدل تحقیق بـرای حـالتی اسـت کـه در رژیـم jام واقـع شـده است. بدین ترتیب تابع راستنمایی مدل به صورت زیر تعریف می‌گردد (همیلتن، ۱۹۹۴):

$$f(P_t; \theta) = \sum_{j=۱}^{m} p(P_t, s_t = j; \theta) \quad (۱۲)$$

با لگاریتم‌گیری از رابطه (۱۲)، تابع لگاریتم راستنمایی بدست می‌آید. تشکیل شروط مرتبـه اول مشتق از تابع حاصل شده نسبت به پارامترهای مـدل، برآوردگـر حـداکثر راسـتنمایی از پارامترهای مدل را بدست می‌دهد. قبل از آنکـه مـدل تخمـین زده شـود، ابتـدا بایـد وجـود رابطه غیرخطی مورد آزمـون قـرار گیـرد. بـرای ایـن منظـور هنسـن (۱۹۹۲) آزمـون نسـبت راستنمایی را به این ترتیب ارائه نموده است. اگر γ بیانگر مجموعه پارامترهایی که وابسته به ویژگی تغییـر مـارکف هسـتند باشـد، فرضـیه صـفر ایـن آزمـون بـه صـورت زیـر مشـخص می‌گردد:

$$H_۰ : \gamma = ۰ \quad (۱۳)$$

آماره این آزمون از تشکیل لگاریتم نسبت تابع راستنمایی برای مدل بدون قید به مدل مقید نسبت به قید معادله شماره (۱۳) بدست می‌آید. آماره این آزمون دارای توزیع کای دو با

1. Maximum Likelihood Estimator (MLE)
2. Normal Identical Independent Distributed (N.IID)

Archive of SID

www.SID.ir

تعداد درجات آزادی برابر با تعداد پارامترهای مجموعه γ می‌باشد. بدیهی است رد فرضیه صفر این آزمون بیانگر وجود رابطه غیرخطی است.

تبیین داده‌ها و تشریح قلمرو تحقیق

در این مقاله از داده‌های ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)[1] و داده‌های ماهانه حجم معاملات صورت گرفته (برحسب میلیارد ریال) در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ماه اول سال ۱۳۸۱ تا ماه نهم سال ۱۳۹۱ استفاده می‌گردد. به منظور هموار سازی، از فرم لگاریتمی داده‌ها استفاده خواهیم کرد. داده‌های سری‌زمانی شاخصTEPIX از بخش آرشیو وب سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران اخذ شده است. شاخص TEPIXیکی از اصلی‌ترین شاخصهای بورس اوراق بهادار تهران است و بر پایه فرمول لاسپیرز و به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

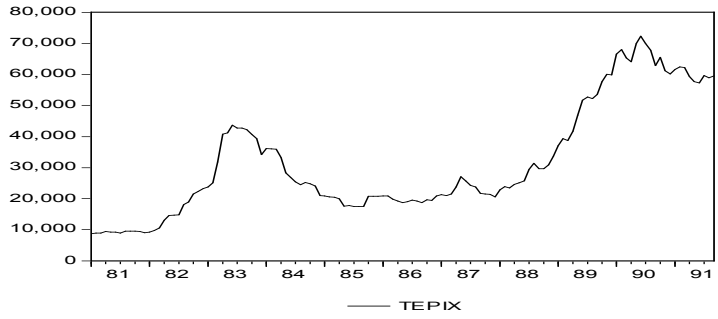
$$TEPIX_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it}q_{it}}{\sum_{i=1}^{n} p_{i0}q_{i0}} \times ۱۰۰ \qquad (۱۴)$$

که در آن، n تعداد شرکتهای مشمول شاخص کل بورس است. همچنین، p_{it} قیمت سهام شرکت iام در دوره t ام و q_{it} نشان‌دهنده تعداد سهام شرکت i ام در دوره t ام است. از طرفی p_{i0} قیمت سهام شرکت i ام را در سال پایه را نشان می‌دهد و q_{i0} بیانگر تعداد سهام شرکت i ام در سال پایه است. داده‌های سری‌زمانی حجم معاملات نیز از نشریات ادواری منتشره توسط بانک مرکزی گرفته شده است. در شکل‌های (۱) و (۲) روند سریهای زمانی شاخص TEPIX و حجم معاملات بورس اوراق بهادار تهران به نمایش گذاشته شده است.

1. Tehran Exchange Price Index

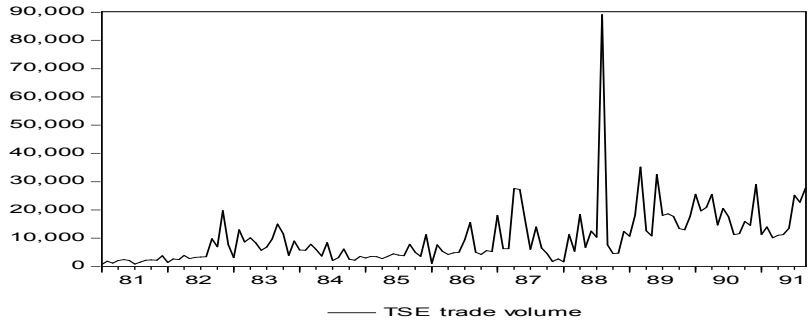
Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۱. نمودار روند داده‌های شاخص TEPIX

همچنانکه نمودار روند در شکل (۱) نشان می‌دهد، طی دوره زمانی سالهای ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۱ شاخص TEPIX روند پرنوسانی را پیموده است. شکل ۱ نشان می‌دهد که طی دوره زمانی سالهای ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۱، بازار بورس اوراق بهادار تهران دو دوره سقف و دو دوره کف اندازه شاخص را تجربه نموده است.



شکل ۲. نمودار روند حجم معاملات بورس اوراق بهادار تهران

شکل ۲ بیانگر روند حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران است که دارای روندی پرنوسان و میرا است. از سال ۱۳۸۸ به بعد، ضمن افزایش متوسط سطح معاملات، نوسانات این متغیر افزایش چشم‌گیری را نسبت به قبل تجربه نموده است.

www.SID.ir

٦. یافته‌های پژوهش

در این بخش ابتدا مانایی سریهای زمانی شاخص کل بورس تهران و حجم معاملات طی دوره زمانی مورد مطالعه، با استفاده از آزمونهای ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج این آزمونها در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳. نتایج آزمونهای ریشه واحد

متغیر / آزمون	TEPIX	تفاضل مرتبه اول TEPIX	حجم معاملات
ADF	-۰/۷۵(۰/۸۳)	-۸/۰۰(۰/۰۰)	-۸/۰۱(۰/۰۰)
PP	-۰/۸۰(۰/۸۲)	-۸/۰۲(۰/۰۰)	-۸/۷۸(۰/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

بر پایه نتایج، متغیر شاخص TEPIX در سطح مانا نیست و دارای ریشه واحد است، با این وجود تفاضل مرتبه اول این متغیر مانا است. بنابراین شاخص TEPIXیک سری زمانی انباشته از مرتبه یک[1] است. از طرفی حجم معاملات بر پایه هر دو آزمون ریشه واحد ADF و PP مانا است و بنابراین انباشته از مرتبه صفر[2] است. با توجه به درجات متفاوت انباشتگی متغیرها، لازم است از وجود رابطه بلندمدت اطمینان حاصل گردد. برای این منظور از آزمون همجمعی کرانه‌ها[3] (پسران و همکاران[4]، ۲۰۰۱) با قابلیت بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای سری زمانی از مرتبه‌های متفاوت صفر و یک استفاده خواهیم کرد[5]. نتایج این آزمون در جدول (۴) گزارش شده است.

1.Integrated of order one
2.Integrated of order zero
3. Bound testing co-integration test
4. Pesaran , M.H. and Shin, Y. and Smith, R.J.
۵.این آزمون نسبت به دیگر روش‌های هم‌انباشتگی از مزیت‌های قابل ملاحظه‌ای برخوردار است. این آزمون نسبت به انباشتگی متغیرها از مرتبه یک یا صفر و یا ترکیبی از این دو بی‌تفاوت است و قابلیت کاربرد دارد. به ویژه زمانی که در تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها با نااطمینانی مواجه باشیم اهمیت این مزیت آزمون کرانه‌ها برجسته‌تر خواهد بود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌جمعی کرانه‌ها

آماره F		
حالت پنجم	حالت چهارم	حالت سوم
۸/۳۱***	۶/۷۵***	۲/۴۱*

منبع: محاسبات تحقیق، *، ** و *** به ترتیب بیانگر معناداری در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد هستند.

همچنانکه ملاحظه می‌گردد، آماره های F سه‌گانه آزمون کرانه‌ها، در سطح ۵ درصد معنادار بوده و بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین شاخص کل و حجم معاملات بورس اوراق بهادار تهران تأیید می‌گردد. بدین ترتیب پس از حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین شاخص TEPIX و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران، می‌توان این دو متغیر را در قالب یک مدل رگرسیونی تصریح نمود، لذا در ادامه این بخش به بررسی رابطه بین این دو متغیر در قالب مدل انتقال رژیم مارکف خواهیم پرداخت.

زمانی می‌توان مدل انتقال رژیم مارکف را مورد استفاده قرار دارد که وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها مورد تأیید قرار گیرد. از این‌رو در ادامه این بخش قبل از برآورد مدل، آزمون کشف رفتار غیرخطی نسبت راستنمایی جهت آزمون وجود رابطه غیرخطی بین بازدهی و حجم معاملات انجام می‌گیرد. آماره این آزمون از تشکیل نسبت توابع راستنمایی مقید و نامقید بدست می‌آید و دارای توزیع کای دو با تعداد درجات برابر با تعداد رژیم‌ها است. بر پایه نتایج این آزمون رابطه معنادار غیرخطی در سطح اطمینان ۹۹ درصد بین حجم معاملات و شاخص کل بورس تهران وجود دارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که مدل بهینه غیرخطی انتقال رژیم مارکف برای مدل‌سازی رابطه شاخص کل با حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران، مدلی با دوبار تغییر رژیم و با لحاظ وقفه خودرگرسیونی مرتبه اول برای شاخص کل یعنی MS(2)-AR(1) است. این مدل بر پایه معناداری آماره آزمون غیرخطی نسبت راستنمایی و معیار آکائیک تعیین شده است. نتایج

Archive of SID

www.SID.ir

برآورد این مدل در جدول (۵) گزارش شده است[۱]. پارامترهای مدل در هر دو رژیم حدی رکود و رونق درونزا بوده، بر پایه رفتار متغیرهای تحقیق برآورد شده‌اند.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل انتقال رژیم مارکف

متغیر	پارامتر	مقدار	آماره تی	سطح معناداری
عرض از مبدا (رکود)	μ_0	۸/۱۸	۱۵/۲	۰/۰۰
عرض از مبدا (رونق)	μ_1	۸/۲۶	۱۴/۶	۰/۰۰
(P_{t-1} رکود)	β_0	۱/۰۳	۷/۹۰	۰/۰۰
(P_{t-1} رونق)	β_1	۰/۹۹	۷/۴۸	۰/۰۰
(V_t رکود)	φ_0	۰/۱۳	۲/۷۸	۰/۰۱
(V_t رونق)	φ_1	۰/۱۷	۲/۷۸	۰/۰۱
واریانس رکود	σ_0	۰/۰۹	۸/۶۴	۰/۰۰
واریانس رونق	σ_1	۰/۰۲	۶/۰۲	۰/۰۰
	p_{00}	۰/۹۵	۳/۴۲	۰/۰۰
	p_{11}	۰/۹۴	۴/۳۸	۰/۰۰
	Nonlinear LR test	۳۰/۶۳	–	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

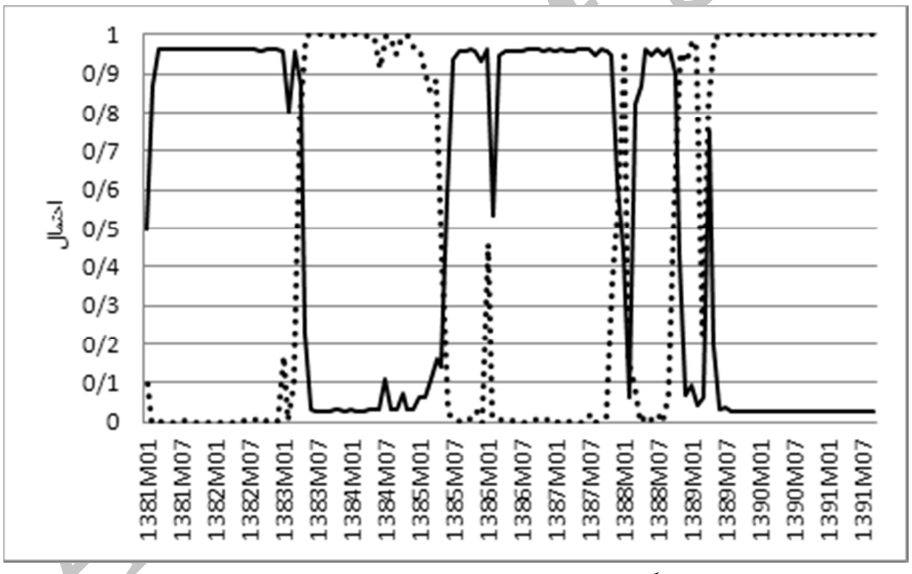
نتایج نشان می‌دهد که حجم معاملات در هر دو رژیم رکود و رونق اثر معنادار مثبت بر اندازه شاخص دارد، با این حال این اثر نامتقارن است و در دوره رونق اثر حجم معاملات بر شاخص بزرگتر است. بدین ترتیب بر پایه نتایج می‌توان گفت در دوره‌های رونق حجم معاملات اثر بزرگتری بر رشد بازدهی شاخص کل داشته است. بنابراین، اگرچه با افزایش حجم معاملات در هر کدام از شرایط رکودی و رونق بازار سهام تهران میزان شاخص رشد

۱. تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل در قالب نرم‌افزار OX-Metrics صورت گرفته است.

Archive of SID

www.SID.ir

می‌کند، اما میزان تأثیرگذارای آن در رژیم رونق بیشتر است. از طرفی نتایج نشان می‌دهد که نوسانات شاخص کل در دوره‌های رکود تا حدی بیشتر از دوره رونق است. احتمال ماندگاری شاخص در هر کدام از دو رژیم رکود و رونق تقریباً برابر است. این نشان می‌دهد که سیکل‌های رکود و رونق بورس اوراق بهادار تهران ناپایدار و تغییرپذیر است. در شکل (۳) احتمال قرار گرفتن هر یک از ماه‌های دوره زمانی تحت مطالعه در هر کدام از رژیم های حدی رکود و رونق به نمایش گذاشته شده است. خطوط ممتد نمودار احتمال قرارگیری در رژیم رکود و خطوط نقطه‌چین احتمال قرار گرفتن در رژیم رونق را به نمایش می گذارد.



شکل ۳. احتمال قرار گرفتن دوره زمانی مورد مطالعه در هر یک از دو رژیم رکود و رونق

از آنجایی که یکی از ویژگی‌های مدل انتقال رژیم مارکف بررسی تأثیر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته بر اساس احتمالات فازهای رکود و رونق می‌باشد، در شکل شماره (۳) احتمالات حضور شاخص قیمت سهام در فازهای رکود و رونق طی دوره زمانی مورد مطالعه نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، دوره‌های زمانی ۱۳۸۱ تا

www.SID.ir

۱۳۸۳ و ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۸ با درصد احتمال بالایی در رژیم رکود واقع شده‌اند. از طرفی دوره-های زمانی اواسط سال ۱۳۸۳ تا ابتدای سال ۱۳۸۵ و ابتدای سال ۱۳۸۹ تا پایان نیمه اول سال ۱۳۹۱ با درصد احتمال بالایی در رژیم رونق واقع شده‌اند. این نتایج با شواهد تاریخی مربوط به این دوره‌های زمانی سازگار و منطبق است. در ادامه این بخش به اعتبارسنجی نتایج بدست آمده پرداخته می‌شود. در این راستا آزمونهای آسیب‌شناسی مدل، همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس و نرمال بودن بر روی اجزای اخلال حاصل از مدل انتقال رژیم مارکف برآورد شده، اجرا می‌شود. این نتایج در جدول (۶) گزارش گردیده است:

جدول ٦. نتایج آزمونهای آسیب‌شناسی مدل

عنوان آزمون	مقدارآماره آزمون	سطح معناداری
آزمون همبستگی سریالی	۲/۳۲	۰/۳۶
آزمون ناهمسانی واریانس	۱/۴۰	۰/۲۵
آزمون نرمال بودن	۱/۰۶	۰/۵۹

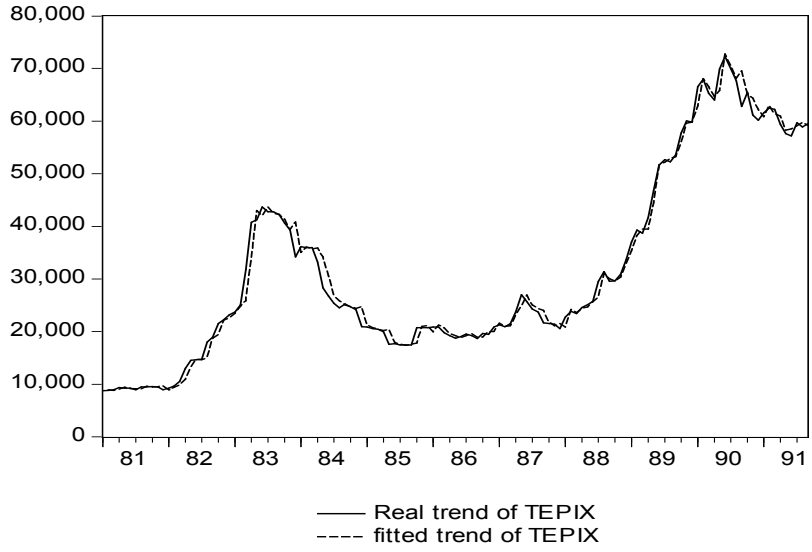
منبع: یافته‌های پژوهش

بر پایه نتایج، اجزای اخلال مدل انتقال رژیم مارکف ناهمبسته سریالی بوده و دارای واریانس همسان هستند و به صورت نرمال توزیع شده‌اند که همگی جزو ویژگی‌های یک مدل خوب اقتصادسنجی محسوب می‌گردند. بدین ترتیب نتایج آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل، عملکرد مناسب و قابل قبول مدل انتقال رژیم مارکف را تأیید می‌نمایند. می‌دانیم یکی دیگر از معیارهای بررسی میزان عملکرد یک مدل بررسی دقت و قدرت پیش‌بینی مدل است، لذا به منظور بررسی میزان قدرت پیش‌بینی‌دهندگی مدل انتقال رژیم مارکف، در ادامه روند واقعی و روند برازش شده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در شکل (۲) مقایسه شده‌اند. خط ممتد روند واقعی و خط‌چین روند برازش شده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را طی دوره مورد مطالعه به نمایش می‌گذارد. همچنانکه مشاهده می‌گردد، مدل انتقال رژیم مارکف از قدرت برازش قابل قبولی برخوردار است. به ویژه

Archive of SID

www.SID.ir

روند برازش شده شاخص TEPIX به خوبی روند واقعی داده‌ها را در دوره‌های رکود و رونق دنبال می‌نماید.



شکل ٤. روند واقعی و برازش شده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

به منظور مقایسه قدرت برازش و پیش‌بینی‌دهندگی مدل انتقال رژیم مارکف، در ادامه به مقایسه دقت پیش‌بینی داخل و خارج از نمونه این مدل با مدل خطی ARIMA و مدل خودرگرسیونی برداری (VAR) می‌پردازیم. برای تخمین مدل ARIMA از متدولوژی باکس- جنکینز[1] استفاده شده است. مرتبه جملات خودرگرسیونی و میانگین متحرک این مدل با استفاده از معیار آکائیک[2] مشخص گردیده است. از طرفی مرتبه بهینه مدل VAR نیز با استفاده از معیار آکائیک تعیین شده است[3]. جدول (۷) میانگین قدرمطلق خطاها

1. Box-Jenkins Methodology
2. Akaike information criterion

۳. برآورد این مدلها در نرم‌افزار Eviews(6) صورت گرفته است.

www.SID.ir

(MAE)[1] را برای سه مدل در برازش داخل و خارج نمونه‌ای به نمایش می‌گذارد. برازش خارج از نمونه برای ۸ دوره صورت گرفته و نتایج حاصل از پیش‌بینی با داده‌های واقعی مقایسه گردیده‌اند.

جدول ۷. مقایسه خطای پیش‌بینی داخل نمونه مدلهای مختلف

نوع پیش‌بینی	مدل	ARIMA(5,1,5)	MS(2)-AR(1)	VAR(2)
داخل نمونه	MAE	۱۰/۲۳	۰/۱۵	۱/۴۶
خارج از نمونه	MAE	۲/۷۵	۰/۱۳	۱/۱۶

منبع: محاسبات پژوهشگران

بر پایه نتایج، مدل انتقال رژیم مارکف دارای کمترین مقدار میانگین قدرمطلق خطا در برازش پویای داخل نمونه‌ای شاخص TEPIX است. نتایج نشان می‌دهد مدل انتقال رژیم مارکف در برازش خارج از نمونه نیز عملکرد بهتر و دقت بالاتری نسبت به مدل خطی ARIMA و مدل پویای تجزیه واریانس VAR دارد. بدین ترتیب بر پایه آزمونهای اعتبارسنجی، مدل انتقال رژیم مارکف کفایت و دقت قابل قبولی را در مدل‌سازی و برازش رفتار شاخص TEPIX دارد و لذا نتایج قابل اتکا می‌باشند.

1.Mean Absolute Error (MAE)

Archive of SID

www.SID.ir

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مقاله در تلاش برای مدل‌سازی دوره‌های رکود و رونق در بورس اوراق بهادار تهران برای داده‌های سری‌زمانی ماهانه در یک دوره ۱۰ ساله، رابطه پویای بین شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و حجم معاملات انجام پذیرفته در این بازار را در قالب مدل انتقال رژیم مارکف مدل‌سازی و بررسی کرده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اولاً رابطه غیرخطی معنادار بین شاخص کل و حجم معاملات بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. ثانیاً حجم معاملات اثر مثبت و معناداری در سیکل‌های مختلف رکود و رونق بر شاخص کل بورس تهران دارد. این نتایج نشان می‌دهد که حجم معاملات از قدرت پیش‌بینی‌دهندگی شاخص کل بورس تهران برخوردار بوده و افزایش حجم معاملات می‌تواند به برون‌رفت بورس تهران از شرایط رکود و ماندگاری شرایط رونق کمک نماید. بدین ترتیب تلاش برای افزایش شفافیت اطلاعاتی و بروزسازی اطلاعات مالی مختلف مربوط به شرکتهای عضو سازمان بورس اوراق بهادار تهران و بنابراین افزایش میزان مبادلات و حجم معاملات بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند به رونق بازار سهام کمک نماید. برای انجام تحقیقات آتی در این زمینه، پیشنهاد می‌شود که محققان رابطه حجم معاملات و تغییرات قیمت سهام را در قالب مدل‌های واریانس ناهمسان چندمتغیره بررسی کنند. محققان می‌توانند رابطه بین حجم معاملات و قیمت سهام را در سطح گروه‌ها یا شرکت‌های مختلف عضو سازمان بورس اوراق بهادار تهران بررسی نموده و نتایج را با همدیگر مورد مقایسه و تحلیل قرار دهند.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع

آلوردی، قاسم، جواد مقدم، سعید رضوانی فرد و مهدی مقدم (۱۳۹۰)،"بررسی ارتباط همزمان و پویای بین حجم معاملات و بازدهی سهام با استفاده از مدلهای خودرگرسیونی برداری"،*فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۵: ۲۷-۴۱.

ایزدی‌نیا، ناصر، منیژه رامشه و سعید یادگاری (۱۳۹۱)،"پیش‌بینی جهت بازدهی سهام براساس حجم معاملات سهام"،*فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی*، ۱۶: ۱۶۰-۱۷۴.

نجارزاده، رضا و مهدی زیودار (۱۳۸۵)،"بررسی رابطه تجربی بین حجم معاملات و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران"،*فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، ۶(۲): ۵۹-۷۹.

Asteriou, D. (2006),*Applied Econometrics, A modern approach using Eviews and Microfit*, Palagrave Macmillan, New Y ork, USA.

Campbell, J.Y.,S.J. Grossman and J. Wang (1993),"Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns",*The Quarterly Journal of Economics*, 108(4): 905-39.

Candelon, B., J.Piplack andS. Straetmans (2008),"On measuring synchronization of bulls and bears: the case of East Asia",*Journal of Banking and Finance*, 32, 1022–1035.

Chen, Sh.Sh. (2012),"Revisiting the empirical linkages between stock returns and trading volume", *Journal of Banking & Finance*, 36, 1781–1788.

Clark, P.K. (1973),"A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices", *Econometrica*, 41: 135-155.

Epps, T.W. (1975),"Security Price Changes and Transaction Volumes: Theory and Evidence", *American Economic Review*, 65: 586-597.

Gerlach, R.,C.W.S. Chen, D.S.Y. Lin and M.H. Huang (2006), "Asymmetric responses of international stock markets to trading volume", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 360 (2) : 422–444.

Griffin, J.M., F.Nardariand R.M. Stulz, (2007),"Do investors trade more when stocks haveperformed well? Evidence from 46 countries",*Review of Financial Studies*, 20:905–951.

Archive of SID

www.SID.ir

Hamilton, J.D. (1989),"A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle",*Econometrica*, 57: 357–384.

Han,K.C.,S.H. Lee and D.Y. Suk (2009),"Changes in Price and Trading Volume: Bull vs. Bear Markets",*The Journal of Trading*, Vol.4, No.4 : 41-49.

Harrison, Michael, and David M. Kreps (1978),"Speculative investor behavior in a stock-market with heterogeneous expectations",*Quarterly Journal of Economics*,92: 323-336.

Huang, B.N. and C.W. Yang (2001),"An empirical investigation of trading volume and return volatility of the Taiwan Stock Market",*Global Finance Journal*, 12(1): 55-77.

Karpoff, J.M. (1986),"A Theory of Trading Volume",*Journal of Finance*, December, 41:1069-1088.

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

Lee, B.S. and O.M. Rui (2002),"The dynamic relationship between stock returns and trading volume: domestic and cross-countries evidence",*Journal of Banking and Finance*, 26, 51-78.

Maheu, J.M. T.H. Mccurdy and Y. Song (2012),Components of bull and bear markets: bull corrections and bear rallies. Social Science Research Network.

Pesaran, M.H.,Y. Shin and R.J. Smith (2001),"Bounds testing approaches to the analysis of level relationships",*Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.

Statman, M.T. and K.Vorkink (2006),"Investor overconfidence and trading volume",*Review of Financial Studies*, 19: 1531–1565.

Sun, W. (2003),"Relationship between Trading Volume and Security Prices and Returns", MIT Laboratory for Information and Decision Systems, Technical Report P-2638.

Archive of SID

www.SID.ir