

بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده سهام رویکرد رگرسیون فازی گارچ بوت استرپ

فاطمه بزازان^۱

شمس‌اله شیرین بخش ماسوله^۲

سولماز صفری^۳

تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۲/۲۰

تاریخ دریافت: ۹۰/۸/۲۵

چکیده

هدف از مقاله حاضر، بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت سهام بازار بورس تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ است. در این مطالعه از روش "رگرسیون فازی با توابع عضویت مثلثی" در مقابل روش‌های دیگر بهره جستیم. مبنای این روش، فازی سازی متغیرهای مجازی با استفاده از منطق فازی است. در واقع منطق فازی ما را قادر می سازد تا ابهامات و غیرخطی‌های رفتار انسانی که از مشخصه‌های اصلی فعالیت مالی است را محاسبه نماییم. علاوه بر آن از طبقه بندی متغیرهای مجازی به صفر و یک، که در روش‌های آماری و اقتصادسنجی سنتی انجام می شود، اجتناب ورزیم. نتایج نشان می دهد بر اساس رویکرد رگرسیون فازی، بازده کل روز یکشنبه مثبت و معنی دار و روز سه شنبه منفی و معنی دار است.

واژه‌های کلیدی: منطق فازی، روزهای هفته، رگرسیون فازی، بوت استرپ.

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا - نویسنده مسئول مکاتبات fbazzazan@alzahra.ac.ir

۲- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا sh_shirinbakhsh@yahoo.com

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا Safari.solmaz@yahoo.com

مقدمه

روزهای هفته یکسان و مستقل نیست. تحقیقات تجربی نشان می‌دهند که استفاده از بعضی الگوهای روزانه می‌تواند به ایجاد بازدهی اضافی منجر گردد.

هدف مقاله حاضر در واقع بررسی این موضوع است که آیا روزهای هفته بر بازده بازار بورس تهران اثر گذار است؟ و در صورت موثر بودن، کدام یک از روزهای هفته بیشترین و کمترین اثر را بر بازده بورس تهران با استفاده از روش فازی سازی متغیرهای مجازی دارد. متناسب با سوالات مطرح شده، این فرضیه را می‌توان مطرح کرد که اثرات روزهای هفته بر بازده بورس تهران معنی‌دار می‌باشند. به منظور تحقق هدف فوق و پاسخ‌گویی به پرسش تحقیق، مقاله در شش بخش سازماندهی شده است: بعد از مقدمه، در بخش دوم به مروری بر مطالعات پیرامون این موضوع می‌پردازیم. در بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق که شامل روشهای: گارچ، رگرسیون فازی گارچ و شبیه سازی بوت استرپ در مدل رگرسیون خواهیم پرداخت. در بخش چهارم پایه‌های آماری معرفی می‌شوند. بخش پنجم یافته‌های پژوهش و تحلیل نتایج را خواهیم داشت. نتیجه‌گیری آخرین قسمت مقاله خواهد بود.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مقالات و پژوهش‌های زیادی در سراسر جهان توسط محققان برای آزمون و بررسی اثرات روزهای هفته صورت گرفته است. در این قسمت به بررسی تعدادی از این مقالات می‌پردازیم. نتایج اکثر مطالعات اولیه حاکی از

مدل‌سازی اثرات تقویمی در بازارهای سهام، از منظر افراد دانشگاهی و نیز کارپردازان علم مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی بازده سهام، موضوع با اهمیتی به نظر می‌رسد. مطالعات تجربی متعددی پدیده اثرات تقویمی بر بازده سهام را مورد بررسی قرار داده‌اند. این مطالعات نشان می‌دهند که در اکثر کشورها، روزهایی خاص از هفته و یا ماه‌هایی خاص از سال وجود دارند که به طور متوسط بازدهی سهام در این دوره‌ها تمایل به بیشترین یا کمترین مقدار را دارند. به بیانی دیگر بازدهی سهام برای تمام روزهای هفته یا ماه‌های سال به صورت نامتقارن عمل می‌کند. این تجربیات مشاهده شده، مقابل تئوری بازارکارا قرار می‌گیرد که در آن قیمت‌ها به صورت تصادفی بوده و از روند خاصی پیروی نمی‌کنند. طبق این تئوری، بی‌قاعدگیهای بازار سهام در صورتی که عدم کارایی آنقدر بزرگ باشد که به طور سود بخش عمل نماید، بعد از کشف و گزارش باید سریعاً حذف شوند. دیمسن و مارش^۱ (۱۹۹۹) نشان دادند کفایت فقط یکی از این بی‌قاعدگی‌ها عمومی شود، آنگاه درصد یا قسمت ناچیزی از آن بی‌قاعدگی ناپدید خواهد شد یا به سمت معکوس شدن پیش خواهد رفت. این بی‌قاعدگی‌ها را می‌توان به دو دسته: بی‌قاعدگیهای تقویمی (فصلی) و بی‌قاعدگیهای غیر تقویمی تقسیم نمود. اثر روزهای هفته از موارد بی‌قاعدگی‌های تقویمی (فصلی) است که به وجود الگوهای رفتاری در بازدهی سهام در گذشته تاکید دارد. بدین معنا که بازدهی استاندارد شده برای تمام

شاخص NSE20 صورت گرفته که در آن اثرات روزهای دوشنبه و جمعه به ترتیب کمترین، منفی و بزرگترین، مثبت بدست آمده است (اونیوما^۶، ۲۰۰۹). بقیه مطالعات هم کماکان در برگیرنده همین نتایج است (نظیر آرسادوکوتز^۷ ۱۹۹۷، میلزو کوتز^۸ ۱۹۹۷). دسته دیگری از مطالعات نشان می‌دهند که اثر سه شنبه بیشتر از دوشنبه بوده است (آگراوال و ریوولی^۹ ۱۹۸۹، میلز و دیگران^{۱۰} ۲۰۰۰، مارکورینگ و نیسرووالا^{۱۱} ۲۰۰۶).

سولیوان^{۱۲} (۲۰۰۱) اولین محققی بود که روش بوت استراپ را برای برطرف نمودن خطاهای ناشی از داده کاوی^{۱۳} در بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده بورس به کاربرد و در بین اثرات تقویمی اثر روزهای هفته را رد شده اعلام کرد. علاوه بر آن اثر منفی روز دوشنبه را نیز حذف شده اعلام کرد. او همچنین بیان نمود که به دلیل کاهش در هزینه های نقل و انتقال به سرمایه گذاران اجازه داده می شود که بر خلاف قاعده در روز دوشنبه مقداری سود نیز به دست آورند (سولیوان ۲۰۰۱).

در تحقیقات اخیر نیز تغییراتی در الگوی این اثرات یافت شده و بازده ی روز دوشنبه منفی تر از بقیه روزهای منفی هفته بدست نیامده و حتی محققانی شواهدی از اثرات مثبت و معنی دار میانگین بازده روز دوشنبه بازار ایالت متحده که از بقیه اثرات نیز بزرگتر می باشد را پیدا کردند (مهدین و پری^{۱۴} ۲۰۰۱، پیتنجیل^{۱۵} ۲۰۰۳).

علاوه بر پژوهش های یاد شده، مطالعات نسبتا خوبی نیز در داخل کشور صورت گرفته که در ادامه به آنها اشاره می کنیم. بدری و صادقی (۱۳۸۴)، هشت شاخص اصلی بورس تهران را

مثبت بودن بازده در آخرین روز معاملات بازار بورس (جمعه) می باشد و لیکن کمترین (منفی ترین) بازده در اکثر کشورهای اروپایی و آمریکا روز دوشنبه (اولین روزکاری بازار) و در کشورهای آسیای شرقی سه شنبه (اثر سه شنبه) گزارش شده است که تحلیل گران دلایل متفاوتی برای این نوع رفتار ذکر کرده اند، از آن جمله می توان به انتشار اخبار بد در اواخر هفته و تاثیر آن بر روی بازده نخستین روزکاری هفته بعد (دوشنبه) اشاره کرد. که این اخبار بد در بعضی کشورها با یک روز تاخیر (سه شنبه) اثر خود را نشان می دهند. در بین این مطالعات می توان به آگراوال و تاندون^۲ (۱۹۹۸) اشاره کرد که به بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده بورس کشورهای استرالیا، بلژیک، برزیل، کانادا، دانمارک، فرانسه، آلمان، هنگ کنگ، ژاپن، لوکزامبورگ، مکزیک، سنگاپور، سوئد، انگلستان، هلند، نیوزلند، ایتالیا، سوئیس، و آمریکا پرداخته و به این نتیجه رسیده است که در تمامی کشورها به جز لوکزامبورگ بازده روز جمعه مثبت و بزرگترین است. همچنین پایین ترین اثر برای نه کشور روز دوشنبه گزارش شده است. در مطالعات دیگری اثر بازدهی منفی معنی دار روز دوشنبه را در شاخص داو جونز آمریکا توسط لاکونیشک و اشمیت^۳ (۱۹۹۸) و در بورس لندن توسط دریپر و پادیال^۴ (۲۰۰۲) نشان داده و نتایج حاکی از بازدهی بالاتر در بقیه روزهای هفته است. در مطالعه دیگری که برای کشورهای درحال توسعه اتیوپی، کنیا، تونس، مراکش و زیمبابوه صورت گرفته اثرات روزهای هفته بر بازده این کشورها رد، فقط در زیمبابوه اثر مثبت بالای روز جمعه بدست آمد (الاجیده^۵ ۲۰۰۸). مطالعه دیگری در کنیا بر روی

وارد ادبیات اقتصاد مالی گردید که این روش‌ها اغلب در پیش بینی قیمت سهام به کاربرده می‌شوند و به ندرت در بررسی بی قاعدگی‌های تقویمی مشاهده شده است.

کارجدیدی که در این مقاله انجام می‌شود، ترکیب دومدل گارچ و فازی با یکدیگر و استفاده از شبیه‌سازی بوت استراپ است، که تاکنون برای بررسی بی قاعدگی‌های موجود در بازار بورس تهران انجام نشده است. در ادامه به مروری از تحقیقات انجام شده در این زمینه می‌پردازیم. پژوهش جیوانیس^{۱۶} (۲۰۰۹)، که پایه‌های اصلی تحقیق حاضر است، در بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص‌های DAX, FTSE 100, NIKKEI 225, S&P 500 از روش رگرسیون با منطق فازی استفاده کرده است. جیوانیس قواعد فازی را بر این اساس که در روز دوشنبه بازده سهام منفی یا کمترین و در روز جمعه بیشترین و مثبت است ساخت و دلیل اصلی استفاده از روش منطق فازی در رگرسیون را حذف اثرات آرچ و خود همبستگی‌ها توسط این روش اعلام نمود، او همچنین اثر دوشنبه معکوس (مثبت) را برای بعضی از این شاخص‌ها نتیجه گرفت. روش رگرسیون با منطق فازی به همراه شبیه‌سازی بوت استراپ که در مطالعه حاضر از آن بهره می‌جویم، دارای محاسن زیر است:

- از طبقه‌بندی متغیرهای مجازی به صفر و یک پرهیز خواهد کرد.
- باعث رفع خودهمبستگی‌ها در باقیمانده‌های مدل رگرسیون خواهد شد.
- در بررسی و معرفی معیارهای مقایسه‌ای مدل‌های گارچ موفق‌تر عمل خواهد کرد.
- قدرت حذف اثرات آرچ را دارد.

در طول دوره ۱۳۷۸-۸۵ مورد مطالعه قرار دادند که نتیجه آن بازده مثبت و معنی دار آخرین روز هفته (چهارشنبه) مانند اکثر تحقیقات در سایر کشورها بدست آمده است (به استثنای شاخص پنجاه شرکت برتر). همچنین ضریب منفی روز یکشنبه در بازده قریب به اتفاق این شاخص‌ها یافت شد. ابونوری و ایزدی (۱۳۸۴) هم با استفاده از مدل‌های خانواده آرچ و به کار بردن اطلاعات سری زمانی بازده روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران در دو زیر دوره ۸۱-۷۱ و ۸۲، به این نتیجه رسیدند که برای شاخص کل، اثرات شنبه و چهارشنبه منفی است، به گونه‌ای که در زیر دوره اول اثر سه شنبه را منفی ولی در زیر دوره دوم اثر شنبه، یکشنبه و دوشنبه را منفی بدست آوردند. یحیی زاده فر و سایرین (۱۳۸۴)، برای سال‌های ۸۳-۷۷ و با استفاده از رگرسیون خطی کلاسیک و خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی، نشان دادند که الگوی نامتعارف بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد و نتیجه گرفتند که در روزهای یکشنبه بازده کل منفی و معنی دار و در روزهای شنبه بازده کل مثبت و معنی دار است و سایر روزهای هفته بازده معنی داری وجود ندارد.

بررسی مطالعات فوق (داخلی و خارجی) نشان می‌دهند که در بررسی بی قاعدگیهای تقویمی در بازار بورس، از ابزارهای آماری و اقتصادسنجی همچون روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک، آزمون‌های فرض مدل‌های رگرسیون حداقل مربعات معمولی و برآوردهای گارچ استفاده شده است. همان‌گونه که می‌دانیم در سال ۱۹۹۰ روش هوش مصنوعی با زیر شاخه‌های چون شبکه‌های عصبی و منطق فازی

روش‌شناسی تحقیق

مشکلاتی که در مطالعه بررسی اثرات تقویمی و از آن جمله، روزهای هفته مشاهده می‌شود، خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در باقیمانده‌های مدل رگرسیون خطی است. برای بررسی این مشکلات از آزمون آرچ و نیز تخمین آماره LBQ^2 تا مراتب بالا استفاده می‌نماییم. حتی با اضافه نمودن جمله $AR(1)$ در مدل رگرسیون خطی باز هم دیده می‌شود که خود همبستگی رفع نمی‌گردد. بنابراین برای رفع این مشکلات در داده‌های سری زمانی روزانه بازده شاخص کل بازار سهام تهران ما از روشهای آماری بوت استراپ و مدل‌های گارچ و ترکیب آنها با منطق فازی استفاده می‌نماییم. در واقع برای بررسی موضوع پژوهش حاضر از دو رویکرد رگرسیون گارچ نامتقارن بوت استراپ با استفاده از:

- متغیرهای مجازی قطعی^{۱۷}
- متغیرهای مجازی فازی^{۱۸}

استفاده شده و آنها را با یکدیگر مقایسه می‌نماییم. با این مقدمه به معرفی مدل‌های به کارگرفته شده در این مقاله می‌پردازیم.

عموما سری‌های زمانی مالی، به ویژه قیمت سهام‌ها، ناماننا می‌باشند، لیکن در عمل به جای قیمت، از بازده سهم‌ها در مدل‌سازی استفاده می‌شوند که معمولا سری‌های زمانی آنها، مانا است. نرخ مرکب پیوسته بازده هر سهم در زمان t ، به صورت تفاضل لگاریتمی طبیعی قیمت‌های آن تعریف شده و در مدل‌ها از آن استفاده می‌شود:

$$R_t = \log(P_t - P_{t-1}) \quad (1)$$

که P_t شاخص کل قیمت سهام در روز t و P_{t-1} شاخص کل قیمت سهام در روز $(t-1)$

می‌باشد. با توجه به بازده تعریف شده در رابطه (۱) مدل رگرسیونی اثرات روزهای هفته بر بازده سهام به صورت زیر معرفی می‌شود (پاناگتیس، الاجیده^{۱۹} ۲۰۰۶)،

$$R_t = b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + CR_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن R_t بازده روزانه سهام، D_{it} ها ($i=1,2,3,4,5$) متغیرهای مجازی و مستقل مدل ونماینده‌ی بازده در روزهای کاری هفته شنبه تا چهارشنبه می‌باشند. ε_t هم جمله خطای مدل است و برای پرهیز از خود همبستگی خطاها جمله R_{t-1} به معادله رگرسیون اضافه شده است.

مدل‌های گارچ

در بسیاری مواقع به خصوص زمانی که پسماندها با یکدیگر در طول زمان همبستگی دارند، خوشه‌ای بودن تلاطم سهام در داده‌های مالی مشاهده می‌شود. انگل (۱۹۸۲) در مقاله آرچ خود به مدل‌سازی تلاطم خوشه‌ای با این فرض که واریانس شرطی به صورت تابعی خود همبسته و متاثر از پسماندهای قبلی می‌باشد پرداخته است. در واقع در این مدل اجازه داده می‌شود که اثر یک شوک در طول زمان به سرعت محو نشود. انگل نشان داد زمانی که درجه همبستگی در پسماندها قوی باشد، کارایی استفاده از روش آرچ در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی بسیار بالاتر است. بنابر این به دلیل اینکه داده‌های سری زمانی مورد استفاده در این تحقیق، روزانه و فرکانس بالایی دارند، انتظار داریم که اثرات آرچ وجود داشته باشد، که با آزمون اثرات آرچ می‌توان به وجود آن پی برد.

مدلهای نامتقارن در این تحقیق مناسب تر است. بر این اساس دو مدل E-GARCH و GJR-GARCH را تخمین می‌زنیم. از بین این دو مدل تنها یکی از آنها را بر اساس معیارهای اطلاعاتی که در قبل به آنها اشاره شد انتخاب می‌نماییم. معادله ی میانگین برای برآورد مدل‌های نامتقارن گارچ همان معادله معرفی شده در (2) است ولیکن مدل‌های واریانس بین آنها متفاوت و طبق روابط (3) و (4) است.

مدل رگرسیون فازی

برای اصلاح معادله (2) که در واقع یک رگرسیون قطعی^{۲۳} است، همچنین برای برطرف نمودن ضعف طبقه‌بندی متغیرهای مجازی به صفر و یک، که منجر به خطاهای طبقه‌بندی می‌شود، رگرسیون زیر را به صورت معادله (5) تعریف می‌کنیم (پاپادوپلوس و سرپی^{۲۴} ۱۹۹۹)

$$R_t = A_1 L_{1t} + A_2 L_{2t} + A_3 L_{3t} + A_4 L_{4t} + A_5 L_{5t} + A_6 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن A_1 - A_6 پارامترهای فازی و L_i متغیرهای فازی می‌باشند و R_t - R_{t-1} همان متغیرهای قطعی‌اند که قبلاً تعریف شدند. آنالیز ما بر خلاف سایر تحقیقات که متغیر وابسته را فازی در نظر می‌گیرند و در نتیجه برآوردهای فاصله‌ای فازی به دست می‌آید بر اساس فازی‌سازی متغیرهای مجازی که نماینده روزهای کاری هفته می‌باشند، استوار است. بنابراین در ابتدا یک سری قواعد فازی بر اساس تحقیقات، تجربیات و آزمون‌های پیشین محققین که در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده استخراج می‌کنیم. بر این

از طرفی با مشاهده ی اثرات آرچ برآورد ضرایب قابل اعتماد نیست به همین دلیل نیازمند مدل‌سازی واریانس بوده و از مدل‌های گارچ که از تعمیم‌های مدل آرچ انگل می‌باشد، استفاده می‌نماییم. مدل‌های گارچ نسبت به آرچ بسیار کوچک‌تر هستند و مدل $GARCH(1,1)$ معمول‌ترین ساختار مورد استفاده برای بسیاری از سری‌های زمانی مالی می‌باشند (پون و گرنجر^{۲۰} ۲۰۰۳). مدل E-GARCH که اولین بار توسط نلسن^{۲۱} (۱۹۹۱) بیان شد، نیاز به اعمال محدودیت بر پارامترهای مدل آرچ را از بین می‌برد که با تعریف واریانس شرطی در فرم لگاریتمی، واریانس همواره به صورت مثبت باقی می‌ماند. از این رو مدل، این واقعیت را که شوک‌های منفی منجر به واریانس شرطی بزرگتری نسبت به شوک‌های مشابه مثبت می‌شوند می‌تواند توضیح دهد و معادله آن بدین صورت است:

$$\log(\sigma_t^2) = w_0 + \log w_1 (\sigma_{t-1}^2) + w_2 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + w_3 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3)$$

از جمله مدل‌های نامتقارن دیگری که توسط گلستن^{۲۲} (۱۹۹۳) ارائه شد مدل GJR-GARCH می‌باشد و به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = w_0 + w_1 u_{t-1}^2 + w_2 \sigma_{t-1}^2 + w_3 u_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (4)$$

بر اساس آزمون نامتقارن (انگل ۱۹۹۳) و معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز و هانان کوئین به این نتیجه می‌توان رسید که استفاده از

$$\begin{aligned} [a_1, b_1, c_1] &= [-0/06, -0/024, 0/012] \\ [a_2, b_2, c_2] &= [-0/048, -0/012, 0/024] \\ [a_3, b_3, c_3] &= [-0/036, 0, 0/036] \\ [a_4, b_4, c_4] &= [-0/024, 0/012, 0/048] \\ [a_5, b_5, c_5] &= [-0/012, 0/024, 0/06] \end{aligned}$$

که به ترتیب نماینده بازده در روزهای یکشنبه (L_{2t})، دوشنبه (L_{3t})، سه شنبه (L_{4t})، شنبه (L_{1t}) و چهارشنبه (L_{5t}) می‌باشند. با معرفی مقادیر فوق مدل رگرسیون فازی معرفی شده در معادله (5) قابل برآورد است و مدل رگرسیون فازی گارچ نامتقارن را از بین مدل‌های E-GARCH, GJR-GARCH بر اساس همان معیارهای اطلاعاتی قطعی که معرفی شد انتخاب و سپس تخمین می‌زنیم.

رگرسیون بوت استرپ

در واقع، برای اطمینان بیشتر در نتایج، از روش بازنمونه‌گیری بوت استرپ در هر دو روش رگرسیون گارچ و رگرسیون فازی گارچ استفاده می‌کنیم. برای شبیه سازی بوت استرپ در مسائل رگرسیون، نمونه گیری مجددی از باقیمانده ها انجام می‌شود. فرایند آن بدین قرار است:

- از بین باقیمانده‌های برآورد شده از مدل رگرسیون (۲)، t نمونه تصادفی ساده با جایگذاری را به دست می‌آوریم که t اندازه تعداد باقیمانده هاست. نام این نمونه‌های به دست آمده را ε_t^* می‌گذاریم.
- با استفاده از نمونه‌های ε_t^* مقدار R_t^* به صورت زیر محاسبه می‌شود:

اساس در بازار بورس تهران و برای بازده شاخص کل قیمت، با فرض معنادار بودن اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت، اثر روز یکشنبه منفی یا پایین‌ترین اثر می‌باشد، در حالیکه اثر روزهای دوشنبه، سه شنبه و شنبه، بیشتر از یکشنبه و کمتر از چهارشنبه و اثر روز چهارشنبه مثبت و بیشترین می‌باشد. بر اساس این فروض ما متغیرهای زبانی قواعد فازی را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

- اگر بازده در روز یکشنبه باشد آنگاه انتظار داریم که منفی یا در بین بقیه ی روز های هفته کوچکترین باشد.
 - اگر بازده در روزهای دوشنبه، سه شنبه و شنبه باشد آنگاه انتظار داریم که این بازده ها از روز یکشنبه بزرگتر و از چهارشنبه کوچکتر باشند.
 - اگر بازده روز چهارشنبه باشد آنگاه انتظار داریم که مثبت و در بین بقیه ی روزهای هفته بزرگترین باشد.
- تابع عضویت مثلثی فازی برای متغیرهای مجازی D_i به شکل زوابط زیر تعریف می‌شود:

$$F(L_i; a, b, c) = \begin{cases} 0 & , D_i \leq a \\ \frac{D_i - a}{b - a} & , a \leq D_i \leq b \\ \frac{c - D_i}{c - b} & , b \leq D_i \leq c \\ 0 & , c \leq D_i \end{cases}$$

که b مرکز و a و c مقادیر گسترش هستند. مقادیر برای هر متغیر مجازی برپایه ی فروضی که در بالا به آن اشاره شد بدین ترتیب تعریف می‌شوند:

- با استفاده از فرمول (۱) شاخص بازده کل را به دست می‌آوریم.
- تخمین مدل رگرسیون (۲)
- شبیه سازی بوت استرپ با ۱۰۰۰ تکرار بر روی مدل رگرسیون (۲) و انجام آزمون‌های خودهمبستگی و آرچ با وقفه های متعدد بر روی رگرسیون شبیه سازی شده.
- با مشاهده ی اثرات آرچ و نیز بر اساس معنی دار بودن ضرایب مدل‌های نامتقارن و نیز آزمون نامتقارن (انگل ۱۹۹۳) بدین نتیجه رسیدیم که استفاده از مدل‌های نامتقارن بهتر است. از بین مدل‌های نامتقارن E-GARCH، GJR-GARCH با وقفه های متعدد و بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز و هانان کوئین مدل E-GARCH(1,1) (این مدل از نظر معیارهای معرفی شده کمتر می باشد) انتخاب گردید.

رگرسیون فازی گارچ نامتقارن بوت استرپ

مراحل طی شده برای این قسمت، همانند روش قبل می باشد با این تفاوت که در مرحله ۲ به جای تخمین مدل رگرسیون (۲)، این بار با فازی سازی متغیرهای مجازی، مدل رگرسیون (۵) را تخمین می‌زنیم.

نتایج حاصل از تخمین مدل‌های ۱ تا ۸ توسط نرم افزارهای Fuzzy tech و MATLAB در جداول یک، دو و سه می‌باشند که به طور خلاصه حاوی نکات زیر هستند:

در جداول یک، دو و سه نتایج حاصل از تخمین هر دو روش را، ارائه نموده‌ایم. با استفاده از رگرسیون گارچ نامتقارن بوت استرپ

$$R_t^* = b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + CR_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (7)$$

• حال معادله جدید را تخمین می‌زنیم:

$$R_t^{**} = b_1^* D_{1t} + b_2^* D_{2t} + b_3^* D_{3t} + b_4^* D_{4t} + b_5^* D_{5t} + c^* R_{t-1} + \varepsilon_t^{**} \quad (8)$$

سه مرحله بالا را B بار تکرار می‌کنیم، که B به جایگذاری بوت استرپ اشاره دارد. مقدار B را در عمل می‌توان بسیار بزرگ انتخاب کرد. مقدار B برای برآورد اندازه های دقت بین ۵۰ تا ۲۰۰ و برای برآورد توزیع نمونه ای بین ۲۰۰ تا ۱۰۰۰ پیشنهاد شده است و با استفاده از قانون قوی اعداد بزرگ توجیه پذیر می باشد (ایران پناه و پاشا ۱۳۷۵). در این مقاله ما با ۱۰۰۰ جایگذاری بوت استرپ تخمین می‌زنیم.

آزمون و برآورد مدل و تحلیل نتایج

به منظور عملیاتی نمودن مدل هایی که در بخش سه، توضیح داده شد نیازمند آمار شاخص کل قیمت سهام هستیم. آمار شاخص کل قیمت سهام، از سازمان بورس اوراق بهادار تهران اخذ شده که مشتمل بر ۱۷۱۹ مشاهده به صورت روزانه و در محدوده زمانی ۱۳۸۳/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۱۲/۲۶ می‌باشند. همان‌گونه که در بخش سه توضیح داده شد، به دلیل نامانای بودن داده های شاخص کل قیمت سهام، با استفاده از فرمول معرفی شده در (۱) بازده شاخص کل را محاسبه نموده و از آن به جای شاخص کل قیمت استفاده می‌نماییم.

به صورت خلاصه مراحل طی شده برای تخمین مدل‌های ۱ تا ۸ به صورت زیر می باشد:

رگرسیون گارچ نامتقارن بوت استرپ

روزهای یکشنبه (A_2) و سه شنبه (A_4) معنی دار و به ترتیب مثبت و بیشترین، منفی و کمترین می باشد. (جدول ۲) با ملاحظه معیارهای آکائیک، شوارتز و هانان کوئین و نیز R^2 مشخص می شود که برای روش فازی تمامی این معیارها بهتر عمل کرده اند. (جدول ۳-آزمونهای تشخیص)

و (b_2) بازده روزهای یکشنبه ($E-GARCH(1,1)$) سه شنبه (b_4) معنادار بوده و به ترتیب کوچکترین و منفی، بزرگترین و مثبت می باشد. (جدول یک) در حالی که با استفاده از رگرسیون فازی گارچ نامتقارن بوت استرپ ($E-GARCH(1,1)$) یک اثر معکوس برای روز یکشنبه یافتیم و به طور کل با این روش اثرات

جدول 1- تخمین مدل رگرسیون گارچ بوت استرپ $E-GARCH(1,1)$

ضرایب معادله ی میانگین						
ضرایب	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	c
تخمین	0/0004	-0/0013*	-0/0002	0/0007*	0/0003	0/4707*
احتمال	0/1911	0/0007	0/3424	0/037	0/2106	0/000
معنی دار						
ضرایب معادله ی واریانس						
ضرایب	ω_0	ω_1	ω_2	ω_3		
تخمین	-3/38*	0/18*	0/658*	0/04*		
احتمال	0	0	0	0		
معنی دار						

جدول 2- تخمین مدل رگرسیون فازی گارچ بوت استرپ $E-GARCH(1,1)$

ضرایب معادله ی میانگین						
ضرایب	A_1	A_2	A_3	A_4	A_5	A_6
تخمین	-0/0006	0/0003*	0/0001	-0/0011*	-0/0011	0/0357
احتمال	011344	0/0038	0/3919	0/0187	0/1564	0
معنی دار						
ضرایب معادله ی واریانس						
ضرایب	ω_0	ω_1	ω_2	ω_3		
تخمین	-3/3554*	0/1793*	0/6611*	0/0369*		
احتمال	0	0	0	0/0134		
معنی دار						

تخمین احتمالات معنی داری در سطح 0.05 می باشد
منبع: محاسبات پژوهش

جدول 3-آزمونهای تشخیص

رگرسیون گارچ بوت استرپ $E-GARCH(1,1)$	
آکائیک	-9/8448
شوارتز	-9/8266
هانان کوئین	-9/8380
$ARCH - LM(7)$	{0/0475}
$LBO^2(12)$	{0/0874}
آماره F	39.8804
R-bar	0.097

رگرسیون فازی گارچ بوت استرپ $E-GARCH(1,1)$	
آکائیک	-9/8468
شوارتز	-9/8286
هانان کوئین	-9/84
$ARCH - LM(7)$	{0/0524*}
$LBO^2(12)$	{0.1007}
آماره F	40.1834
R-bar	0/0977

{ } احتمال معنی داری در سطح 0.05 می باشد.

منبع: محاسبات پژوهش

یک را حل کند و نیز اثرات آرچ را تا حدی از بین ببرد. علاوه بر آن بازار مالی و اقتصاد علم رفتار انسان می‌باشند که روش‌های فازی و هوش مصنوعی توانایی بیشتری در محاسبه ابهامات و غیرخطی‌ها در رفتار انسان را دارا هستند. طبق روش رگرسیون فازی یک اثر معکوس برای روز یکشنبه به دست آمد که نشان دادیم روز یکشنبه بر بازده بورس دارای بزرگترین اثر و مثبت می‌باشد. کمترین اثر (منفی) نیز برای روز سه شنبه بدست آمد.

یادداشت‌ها

1. Dimson & Marsh (1999)
2. Aggarwal, A & Tandon, K, 1994
3. Lakonishok, J & Smidt, S, 1988
4. Draper, P. & Paudyal, K, 2002
5. Alagidede, P, 2008
6. Onyuma, S.O, 2009
7. Arsad, Z. & Coutts, G.A, 1997
8. Mills, T.C. & Coutts, A.J, 1995
9. Aggarwal, R. and Rivoli, P. (1989).
10. Mills, T.C., Siriopoulos, C., Markellos, R.N. and Harizanis, D. (2000)
11. Marquering, J., Nisser, J. and Valla, T. (2006)
12. Sullivan R., Timmermann A., White H
13. Data mining
14. Mehdian S. & Perry M .
15. Pettengill, G.N. (2003).
16. Giovanis
17. Crisp dummy variables
18. Fuzzy dummy variables
19. Panagiotidis & Alagide
20. Poon & Granger, 2003
21. Nelson, 1991
22. Glosten et al, 1993
23. Crisp regression
24. Papadopoulos, T.U. & Sirpi, V.W, 1999

فهرست منابع

- (۱) ابونوری، الف و ایزدی، ر. "ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ"،

از طرفی همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد با فازی سازی متغیرهای مجازی اثر آرچ در سطح معنی داری ۵ درصد حذف می‌شود.

بنابراین بر اساس روش پیشنهادی ما در این مقاله که رگرسیون فازی گارچ نامتقارن بوت استرپ می‌باشد نتایج زیر به دست آمد:

- بازدهی روزهای یکشنبه و دوشنبه مثبت و بقیه‌ی روزهای هفته منفی می‌باشد.
- در بین این بازده‌ها فقط اثرات روز یکشنبه و سه شنبه معنی دار بوده که به ترتیب بزرگترین (مثبت) و کوچکترین (منفی) را دارا هستند.

بنابراین وجود اختلاف معنی دار بین بازده یکشنبه و سه شنبه بدین معنی است که در بازار بورس تهران و برای بازده شاخص کل قیمت وجود اثر روزهای هفته در خلال سال‌های ۸۳ تا ۸۸ تایید می‌شود.

نتیجه گیری

در این مقاله برای بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران دو روش گارچ نامتقارن با متغیرهای مجازی قطعی و مدل گارچ نامتقارن فازی با متغیرهای مجازی فازی آزمون گردید. برای رفع مشکلات ناشی از داده کاوی نیز شبیه‌سازی بوت استرپ را در هر دو روش استفاده نمودیم. در مجموع ما روش گارچ و منطق فازی را با یکدیگر ترکیب کردیم و این به معنای ترکیب احتمالات با امکانات است. رگرسیون فازی با شبیه سازی بوت استرپ قادر است که مشکلات ناشی از طبقه‌بندی متغیرهای مجازی به صفر و

- University, Department of economics, Discussion paper series, WP 2006 – 13, U.K.
- 9) Arsad, Z. and Coutts, G.A. (1997). "Security price anomalies in the London International Stock Exchange: a 60 year perspective", Applied Financial Economics, Vol. 7, pp. 455-46.
- 10) Dimson, E. and Marsh, P. (1999), "Murphy's law and market anomalies",
- 11) Journal of Portfolio Management 25(2), 53-69.
- 12) Draper, P. and Paudyal, K. (2002). "Explaining Monday returns", The Journal of Financial Research, Vol. 25 No.4, pp. 507-520.
- 13) Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica 50, 987.
- 14) Engle, R. F. and Ng, V. K. (1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", Journal of Financial, Vol. 48, pp. 1749-78.
- 15) Giovanis, E. (2009). "Bootstrapping Fuzzy-GARCH Regressions on the day of the week effect in stock returns", Working paper, MPRA Paper No.22326.
- 16) Glosten, LR. Ravi, J and David E. Runkle (1993). "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, Journal of finance, 48, pp 1779 – 1801.
- 17) Kamara, A. (1997). "New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns", Journal of Business, Vol. 70 No.1, pp. 63-84.
- 18) Lakonishok, J. and Smidt, S. (1988). "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective", The Review of Financial Studies, Vol. 1 No.4, pp. 403-425.
- 19) Marquering, J., Nisser, J. and Valla, T. (2006). "Disappearing anomalies: a dynamic analysis of the persistence of anomalies", Applied Financial Economics, Vol. 16, pp. 291-302.
- تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۲، فروردین و اردیبهشت ۱۳۸۵، صفحات ۱۹۰-۱۶۳.
- ۲) ایران پناه. ن و پاشا، "آشنایی با الگوریتم بوت استرپ"، اندیشه ی آماری، سال دوم – شماره اول، صفحات ۳۳-۴۶.
- ۳) بدری، الف و صادقی، م. "بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی، نوسان پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران"، پیام مدیریت، شماره ۱۷ و ۱۸ – زمستان ۸۴ و بهار ۸۵، صفحات ۸۳-۵۵.
- ۴) یحیی زاده فر، م. ابونوری، الف و شبایی. "بررسی اثر روزهای هفته بر بازده ی سهام بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه آن با سایر بازارهای نوظهور (تحلیل تجربی)", مجله علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه شیراز، دوره بیست و دوم، شماره دوم، تابستان ۱۳۸۴ (پیاپی ۴۳)، ویژه نامه حسابداری، صفحات ۱۹۵-۱۷۹.
- 5) Aggarwal, A. and Tandon, K. (1994). "Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries", Journal of International Money and Finance, Vol.13, pp. 083-106
- 6) Aggarwal, R. and Rivoli, P. (1989). "Seasonal and Day-of-the-Week Effects in Four Emerging Stock Markets", The Financial Review, Vol. 24 No. 7, pp. 541-550.
- 7) Alagidede, P. (2008). "Day of the week seasonality in African stock markets", Applied Financial Economics Letters, Vol. 4, pp. 115-120.
- 8) Alagidede, P and Panagiotidis Th. (2006). "Calendar Anomalies in the Ghana Stouk Exchange" Loughborough

- 20) Mehdian, S. and Perry, M. (2001). "The reversal of the Monday effect: new evidence from US equity markets", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 28, No. 7/8, pp. 1043-1065.
- 21) Mills, T.C. and Coutts, A.J. (1995). "Calendar effects in the London Stock Exchange FT-SE indices", *The European Journal of Finance*, Vol. 1, pp. 79-93.
- 22) Mills, T.C., Siriopoulos, C., Markellos, R.N. and Harizanis, D. (2000). "Seasonality in the Athens stock exchange", *Applied Financial Economics*, Vol. 10, pp. 137-142.
- 23) Nelson, D.B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica* 59, 347-70.
- 24) Onyuma, S.O. (2009). "Day-of-the-Week and Month-of-the-Year effect on the Kenyan Stock Market returns", *Eastern Africa Social Science Research Review*, Vol. 25 No.2, pp. 53-74.
- 25) Papadopoulos, T.U. and Sirpi, V.W. (1999). "Similarities in Fuzzy Regression Models", *Journal of Optimization Theory and Applications*, Vol. 2 No.2, pp. 373-383.
- 26) Pettengill, G.N. (2003). "A survey of the Monday effect literature", *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 42 No. 3/4, pp. 3-28.
- 27) Poon, S.H. and Clive, W.J. G. (2003). "Forecasting Volatility in Financial Markets": A Review, *Journal of Economic Literature* 41, pp. 478-539
- 28) Sullivan, R., Timmermann, A. and White, H. (2001). "Dangers of data mining: The case of calendar effects in stock returns", *Journal of Econometrics*, Vol. 105, pp. 249-286.