

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

فاطمه بزازان<sup>۱</sup>

شمس‌اله شیرین بخش ماسوله<sup>۲</sup>

سولماز صفری<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۹۰/۸/۲۵

تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۲/۲۰

### 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 جسته‌ایم. مبنای این روش، فازی سازی متغیرهای مجازی با استفاده از منطق فازی است. در واقع منطق فازی ما را قادر می‌سازد تابعهای و غیرخطی‌های رفتارانسانی که از مشخصه‌های اصلی فعالیت مالی است را محاسبه نماییم. علاوه بر آن از طبقه بنده متغیرهای مجازی به صفر و یک، که در روش‌های آماری و اقتصادسنجی سنتی انجام می‌شود، اجتناب ورزیم. نتایج نشان می‌دهد 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 استرالیا.

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 گذاراست؟ و در صورت موثر بودن، کدام یک از روزهای هفتگی 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: بعداز مقدمه، در بخش دوم به مروری بر مطالعات پیرامون این موضوع می‌پردازیم. در بخش سوم به روش شناسی تحقیق که شامل روش‌های: گارچ، رگرسیون فازی گارچ و شبیه سازی بوت استرالپ در مدل رگرسیون خواهیم پرداخت. در بخش چهارم پایه‌های آماری معروفی می‌شوند. بخش پنجم یافته‌های پژوهش و تحلیل نتایج را خواهیم داشت. نتیجه گیری 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 داده اند. 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 تنوری بازارکارا قرار می‌گیرد که در آن قیمت‌ها به صورت تصادفی بوده و از روند خاصی پیروی نمی‌کنند. طبق این تئوری، بسی قاعده‌گیهای بازار سهام در صورتی که عدم کارایی آنقدر بزرگ باشد که به طور سود بخش عمل نماید، بعداز کشف و گزارش باید سریعاً حذف شوند. دیمسن و مارش<sup>(۱)</sup> (۱۹۹۹) نشان دادند کافیست فقط یکی از این بسی قاعده‌گی‌ها عمومی شود، آنگاه درصد یا قسمت ناچیزی از آن بسی قاعده‌گی ناپدید خواهد شد یا به سمت معکوس شدن پیش خواهد رفت. این بسی قاعده‌گی‌ها را می‌توان به دو دسته: بسی قاعده‌گیهای تقویمی (فصلی) و بسی قاعده‌گیهای غیر تقویمی تقسیم نمود. اثر روزهای هفته از موارد بسی قاعده‌گی‌های 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 (اوینیوما<sup>۶</sup> ۲۰۰۹). بقیه مطالعات هم کماکان در برگیرنده همین نتایج است (نظیر آرسادوکوتز<sup>۷</sup> ۱۹۹۷، میلزو کوتز<sup>۸</sup> ۱۹۹۷). دسته دیگری از مطالعات نشان می‌دهند که اثر سه شنبه بیشتر از دوشنبه بوده است (آگروال و ریوولی<sup>۹</sup> ۱۹۸۹، میلز و دیگران<sup>۱۰</sup> ۲۰۰۰، مارکورینگ و نیسرووالا<sup>۱۱</sup> ۲۰۰۶).

سولیوان<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۱) اولین محققی بود که روش بوت استرالپ را برای برطرف نمودن خطاهای ناشی از داده کاوی<sup>۱۳</sup> در بررسی اثرات روزهای هفتگی 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 بازدهی روز دوشنبه منفی تر از بقیه روزهای منفی هفته بدست نیامده و حتی محققانی شواهدی از اثرات مثبت و معنی‌دار میانگین بازده روز دوشنبه بازار ایالت متحده که از بقیه اثرات نیز بزرگتر می باشد را پیدا کردند (مهندین و پری<sup>۱۴</sup> ۲۰۰۱، پیتنجیل<sup>۱۵</sup> ۲۰۰۳).

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

مبثت 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 روز کاری 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 می‌توان به انتشار اخبار بد در اواخر هفته و تأثیر آن بر روی بازده نخستین روز کاری هفته بعد (دوشنبه) اشاره کرد. که این اخبار بد در بعضی کشورها با یک روز تاخیر (سه شنبه) اثر خود را نشان می‌دهند. در پین این مطالعات می‌توان به اگروال و تاندون<sup>۱۶</sup> (۱۹۹۸) اشاره کرد که به بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده بورس کشورهای استرالیا، بلژیک، بربیل، 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 معنی‌دار روز دوشنبه را در شاخص داو جونز آمریکا توسط لاکونیشک و اشمیت<sup>۱۷</sup> (۱۹۹۸) و در بورس لندن توسط دریپر و پادیال<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۲) نشان داده و نتایج حاکی از بازدهی بالاتر در بقیه روزهای هفته است. در مطالعه دیگری که برای کشورهای در حال توسعه ایتیوبی، کنیا، تونس، مراکش و زیمبابوه صورت گرفته اثرات روزهای هفته بر بازده این کشورها رد، و فقط در زیمبابوه اثر مثبت بالای روز جمعه بدست آمد (الاجیده<sup>۱۹</sup> ۲۰۰۸). مطالعه دیگری در کنیا بر روی



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

کارجدیدی که در این مقاله انجام می‌شود، ترکیب دو مدل گارچ و فازی با یکدیگر و استفاده از شبیه‌سازی بوت استراتاپ است، که تاکنون برای بررسی بی قاعده‌گی‌های موجود در بازار بورس تهران انجام نشده است. در ادامه به مروری از تحقیقات انجام شده در این زمینه می‌پردازیم: پژوهش جیوانیس<sup>۱۶</sup> (۲۰۰۹)، که پایه‌های اصلی تحقیق حاضر است، در بررسی اثرات روزهای هفت‌گیاره بر بازده شاخص‌های DAX، FTSE 100، NIKKEI 225، S&P 500 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 آرج 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 استراتاپ که در مطالعه حاضر از آن بهره می‌جوییم، دارای محسن زیر است:

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

در طول دوره ۸۵-۱۳۷۸ 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 خاتواده آرج 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 آوردن. یحیی زاده فر و سایرین (۱۳۸۴)، برای سال‌های ۷۷-۸۳ 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 قاعده‌گی‌های تقویمی در بازار بورس، از ابزارهای آماری و اقتصاد سنجی 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

## روش شناسی تحقیق

مشکلاتی که در مطالعه بررسی اثرات تقویمی و از آن جمله، روزهای هفته مشاهده می شود، خود همبستگی و ناهمسانی واریانس در باقیماندهای مدل رگرسیون خطی است. برای بررسی این مشکلات از آرمون آرج و نیز تخمین آماره  $LBQ^2$  تا مرتب بالا استفاده می نماییم. حتی با اضافه نمودن جمله (1) AR در مدل رگرسیون خطی باز هم دیده می شود که خود همبستگی رفع نمی گردد. بنابراین برای رفع این مشکلات در داده های سری زمانی روزانه بازده شاخص کل بازار سهام تهران ما از روش های آماری بوت استراپ و مدل های گارچ و ترکیب آنها با منطق فازی استفاده می نماییم. در واقع برای بررسی موضوع پژوهش حاضر از دو رویکرد رگرسیون گارچ نامتقارن بوت استراپ با استفاده از:

- متغیرهای مجازی قطعی<sup>۱۷</sup>
- متغیرهای مجازی فازی<sup>۱۸</sup>

استفاده شده و آنها را با یکدیگر مقایسه می نماییم. با این مقدمه به معرفی مدل های به کار گرفته شده در این مقاله می پردازیم.

عموماً سری های زمانی مالی، به ویژه قیمت سهام ها، نامانا می باشند، لیکن در عمل به جای قیمت، از بازده سهم ها در مدل سازی استفاده می شوند که معمولاً سری زمانی آنها، مانا است. نرخ مرکب پیوسته بازده هر سهم در زمان  $t$ ، به صورت تفاضل لگاریتمی طبیعی قیمت های آن تعریف شده و در مدل ها از آن استفاده می شود:

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

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

می باشد. با توجه به بازده تعریف شده در رابطه (1) مدل رگرسیونی اثرات روزهای هفته بر بازده سهام به صورت زیر معرفی می شود (پانگتیس، ال جیده<sup>۱۹</sup>، 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 و نماینده ای بازده در روزهای کاری هفته شنبه تا چهارشنبه می باشند. هم جمله خطای مدل است و برای پرهیز از خود همبستگی خطایها جمله  $R_{t-1}$  به معادله رگرسیون اضافه شده است.

## مدل های گارچ

در بسیاری مواقع به خصوص زمانی که پسمند ها با یکدیگر در طول زمان همبستگی دارند، خوشای بودن تلاطم سهام در داده های مالی مشاهده می شود. انگل (۱۹۸۲) در مقاله آرج خود به مدل سازی تلاطم خوشای با این فرض که واریانس شرطی به صورت تابعی خود همبسته و متاثر از پسمند های قبلی می باشد پرداخته است. در واقع در این مدل اجازه داده می شود که اثر یک شوک در طول زمان به سرعت محون شود. انگل نشان داد زمانی که درجه همبستگی در پسمند ها قوی باشد، کارایی استفاده از روش آرج در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی بسیار بالاتر است. بنابراین به دلیل اینکه داده های سری زمانی مورد استفاده در این تحقیق، روزانه و فرکانس بالایی دارند، انتظار داریم که اثرات آرج وجود داشته باشد، که با آزمون اثرات آرج می توان به وجود آن پی برد.

مدلهای نامتقارن در این تحقیق مناسب تراست. بر این اساس دو مدل GJR-GARCH و E-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 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<sup>۲۳</sup> است، همچنین برای برطرف نمودن ضعف طبقبندی متغیرهای مجازی به صفر و یک، که منجر به خطاهای طبقبندی می‌شود، رگرسیون زیر را به صورت معادله (5) تعریف می‌کنیم (پاپادوپلوس و سرپی<sup>۲۴</sup> 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 قبل 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 مشاهدهٔ اثرات آرج برآورده ضرایب قابل اعتماد نیست به همین دلیل نیازمند مدل‌سازی واریانس بوده و از مدل‌های گارچ که از تعمیم‌های مدل آرج انگل می‌باشد، استفاده می‌نماییم. مدل‌های گارچ نسبت به آرج بسیار GARCH(1,1) کوچک‌تر هستند و مدل (2003) معمول‌ترین ساختار مورد استفاده برای بسیاری از سری‌های زمانی مالی می‌باشند (پون و گرنجر<sup>۲۰</sup>). مدل E-GARCH که اولین بار توسط نلسن<sup>۲۱</sup> (۱۹۹۱) بیان شد، نیاز به اعمال محدودیت بر پارامترهای مدل آرج 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 گلستان<sup>۲۲</sup> (۱۹۹۳) ارائه شد مدل GJR-GARCH می‌باشد و به صورت زیر است:

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

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

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

که به ترتیب نماینده بازده در روزهای یکشنبه ( $L_{2t}$ ), دوشنبه ( $L_{3t}$ ), سه شنبه ( $L_{4t}$ ), شنبه ( $L_{1t}$ ) و چهارشنبه ( $L_{5t}$ ) می‌باشد. 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 معیارهای اطلاعاتی قطعی که معرفی شد انتخاب و سپس تخمین می‌زنیم.

### رگرسیون بوت استرال

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

- از بین باقیمانده‌های برآورده 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  $R_t^*$  می‌گذاریم.
- با استفاده از نمونه‌های  $R_t^*$  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 مشبت 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 پین بقیه روزهای 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 مشبت و در پین بقیه 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 برمایه  $i$  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 استرآپ با ۱۰۰۰ تکرار برروی مدل رگرسیون (۲) و انجام آزمون‌های خودهمبستگی و آرج با وقفه‌های متعدد برروی رگرسیون شبیه سازی شده.
- با مشاهده‌ی اثرات آرج 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 اساس معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز و هانان کوئین مدل E-GARCH(1,1) (این مدل از نظر معیارهای معرفی شده کمتر می‌باشد) انتخاب گردید.

**رگرسیون فازی گارچ نامتقارن بوت استرآپ**  
 مراحل طی شده برای این قسمت، همانند روش قبل می‌باشد با این تفاوت که در مرحله ۲ به جای تخمین مدل رگرسیون (۲)، این بار با فازی‌سازی 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 استرآپ

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

- 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 استرآپ اشاره دارد. مقدار B را در عمل می‌توان بسیار بزرگ انتخاب کرد. مقدار B برای برآورد اندازه‌های 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 می‌باشد (ایران پناه و پاشا ۱۳۷۵). در این مقاله ما با ۱۰۰۰ جایگذاری بوت استرآپ تخمین می‌زنیم.

**آزمون و برآورد مدل و تحلیل نتایج**  
 به منظور عملیاتی نمودن مدل‌هایی 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 می‌باشد. همان‌گونه که در بخش سه توضیح داده شد، به دلیل ناماگاه بودن داده‌های 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 می‌باشد:  
**رگرسیون گارچ نامتقارن بوت استرآپ**

روزهای یکشنبه (A<sub>2</sub>) و سه شنبه (A<sub>4</sub>) 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)

(E-GARCH(1,1)) بازده روزهای یکشنبه (b<sub>2</sub>) و سه شنبه (b<sub>4</sub>) 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 استراپ (E-GARCH(1,1))، یک اثر معکوس برای روز یکشنبه یافتیم و به طور کل با این روش اثرات

جدول ۱- تخمین مدل رگرسیون گارچ بوت استراپ E-GARCH(1,1) ضرایب معادله‌ی میانگین

$c$	$b_3$	$b_4$	$b_3$	$b_2$	$b_1$	ضرایب
0/4707*	0/0003	0/0007*	-0/0002	-0/0013*	0/0004	تخمین
0/000	0/2106	0/037	0/3424	0/0007	0/1911	احتمال
معنی دار						
ضرایب معادله‌ی واریانس						
	$w_3$	$w_2$	$w_1$	$w_0$		ضرایب
	0/04*	0/658*	0/18*	-3/38*		تخمین
	0	0	0	0		احتمال
معنی دار						

جدول ۲- تخمین مدل رگرسیون فازی گارچ بوت استراپ E-GARCH(1,1) ضرایب معادله‌ی میانگین

$A_6$	$A_5$	$A_4$	$A_3$	$A_2$	$A_1$	ضرایب
0/0357	-0/0011	-0/0011*	0/0001	0/0003*	-0/0006	تخمین
0	0/1564	0/0187	0/3919	0/0038	011344	احتمال
معنی دار						
ضرایب معادله‌ی واریانس						
	$w_3$	$w_2$	$w_1$	$w_0$		ضرایب
	0/0369*	0/6611*	0/1793*	-3/3554*		تخمین
	0/0134	0	0	0		احتمال
معنی دار						

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

جدول ۳- آزمونهای تشخیص

E-GARCH(1,1)	رگرسیون گارچ بوت استراپ	
-9/8448		آکائی
-9/8266		شاوا
-9/8380		هانان کوئین
{0/0475}		ARCH - LM (?)
{0/0874}		$LBQ^2(12)$
39.8804		F آماره
0.097		R-bar

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

{ احتمال معنی داری در سطح 0.05 می باشد.

منبع: محاسبات پژوهش



یک را حل کند و نیز اثرات آرج را تا حدی از بین برده. 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. Arsal, 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. Mehidian 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

- 1) ابونوری، الف و ایزدی، ر."ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادر تهران با استفاده از الگوهای آرج و گارچ"،

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

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

- بازدهی روزهای یکشنبه و دوشنبه مثبت و بقیه روزهای هفته منفی می‌باشد.
- در بین این بازدهی‌ها 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 بهادر 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 استرآپ را در هر دو روش استفاده نمودیم. در مجموع ما روش گارچ و منطق فازی را به یکدیگر ترکیب کردیم و این به معنای ترکیب احتمالات با امکانات است. رگرسیون فازی با شبیه‌سازی بوت استرآپ 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) Arsal, 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, jornal 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 پاشاع، "آشنایی با الگوریتم بوت استرالیا" ، اندیشه‌ی آماری، سال دوم شماره اول، صفحات ۴۶-۳۳
- (۳) بدري، الف و صادقي، م . "بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی، نوسان پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادر تهران" ، پیام مدیریت، شماره ۱۷ و ۱۸ - زمستان ۸۴ و بهار ۸۵ ، صفحات ۸۳-۵۵
- (۴) يحيى زاده فر، م.ابونوری، الف و شباهی.ه "بررسی اثر روزهای هفته بر بازدهی سهام بورس اوراق بهادر 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 نا مه حسابداری، صفحات ۱۷۹-۱۹۵
- 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.