

اثرات روزهای هفته بر بازده سهام: رویکرد رگرسیون گارچ بوت استرپ

فاطمه بزازان*، شمس اله شیرین بخش ماسوله**، سولماز صفری***

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۱/۱۹

تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۳/۱۱

چکیده

هدف مقاله حاضر، بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ است. در این مطالعه جهت بررسی اثر تقویمی روزهای هفته بر بازده سهام، از مدل‌های گارچ و برای گرفتن نتایج با قابلیت اطمینان بالاتر از بوت استرپ در مدل رگرسیون گارچ استفاده شده است. روش بوت استرپ استاندارد برای داده‌های سری زمانی به دلیل همبستگی مشاهدات بر حسب زمان، کاربرد ندارد به همین دلیل از روش بوت استرپ بر اساس باز نمونه‌گیری از پس‌ماندهای مدل رگرسیون گارچ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد بر اساس رویکرد رگرسیون گارچ نامتقارن بوت استرپ، بازده کل روز شنبه مثبت و معنی‌دار است.

واژه‌های کلیدی: بوت استرپ، اثرات روزهای هفته، گارچ نامتقارن

طبقه بندی موضوعی: G1, G14, G10

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا، نویسنده مسئول، (fbazzazan@alzahra.ac.ir)

** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا (س)، (sh_shirinbakhsh@yahoo.com)

*** دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا (س)، (Safari.solmaz@yahoo.com)

۱- مقدمه

مطالعات تجربی متعددی در زمینه اثرات تقویمی بر بازده سهام انجام شده، که نشان می‌دهند بازده‌ها به سمت بالاتر (یا پایین‌تر) از میانگین‌شان تمایل دارند. اثرات تقویمی که بیشتر مورد علاقه محققان بوده، شامل موارد زیر است:

- ژانویه
- روزهای هفته

مطالعه اثرات تقویمی در ارتباط با مالی رفتاری است، به دلیل اینکه تعداد زیادی از اثرات تقویمی در تناقض با فرضیه بازار کارا، که در آن قیمت‌ها به صورت تصادفی بوده و از روند خاصی پیروی نمی‌کنند، قرار می‌گیرد. یکی از پیامدهای فرضیه بازار کارا این است که با توجه اطلاعات موجود نتوان سود غیر نرمال کسب نمود. تحقیقات اسپورن ۱۹۵۹-۱۹۶۲ نشان می‌دهد که قیمت سهام و کالاها، دارای حرکت تصادفی است و رفتار تغییرات قیمت سهام بصورت تغییرات تصادفی است. مفهوم این جمله این است که تکنیک‌هایی که مبتنی بر اطلاعات قیمتی گذشته هستند، قادر به ایجاد بازده‌هایی بالاتر از حد نرمال نیستند. ساموئلسون (۱۹۶۵) یک تئوری منطقی در خصوص فرضیه بازار کارا ارائه می‌کند، که چنانچه بازار رقابتی بوده و سود تجاری نرمال برابر صفر باشد، طبق آن تئوری، تغییرات غیر منتظره قیمتی در بازارهایی با عدم اطمینان باید بصورت یک تغییر تصادفی مستقل عمل نماید. استدلال آن‌ها بر این است که تغییرات غیر منتظره قیمتی، بیانگر اطلاعات جدیدی است. از آنجا که اطلاعات جدید طبق شرایط جدید صورت گرفته، شامل اطلاعاتی است که قابل استنتاج از اطلاعات قبلی نیست، بنابراین اطلاعات جدید باید در طول زمان مستقل باشد. پس چنانچه سود نرمال غیر منتظره صفر باشد، در آن صورت تغییرات غیر منتظره قیمت اوراق بهادار باید در طول زمان مستقل باشد. حال بحثی که در اینجا مطرح می‌شود اینست که اگر رفتار افراد منطقی نباشد آیا باز هم بازارهای سرمایه کارا خواهند بود؟ برای مثال اگر اطلاعات برای کلیه سرمایه‌گذاران، غیرارباب، بدون هزینه و ارزشمند باشند ولی بیش از حد به آن‌ها اعتماد شود در آن صورت چه اتفاقی خواهد افتاد؟ آیا قیمت‌های فعلی بازار افزایش می‌یابد؟ اگر این چنین حالتی رخ دهد آیا فرایند یادگیری که باعث شود بازار به حالت تعادل منطقی برگردد وجود خواهد داشت؟ سه شکل کارایی بازار تعریف می‌شود. که عبارتند از:

- **شکل ضعیف بازار کارا:** اطلاعات مربوط به قیمت‌ها و بازده‌های گذشته برای دستیابی به بازده بیشتر کارساز نخواهد بود.
- **شکل نیمه قوی بازار کارا:** هیچ سرمایه‌گذاری نمی‌تواند با استفاده از روش‌های خرید و فروش مبتنی بر هرگونه اطلاعات عمومی موجود، به بازده بیشتری دست یابد.
- **شکل قوی بازار کارا:** هیچ سرمایه‌گذاری نمی‌تواند با استفاده از هرگونه اطلاعاتی اعم از عمومی یا غیر عمومی به بازده مازاد دست یابد.

واضح است که شکل سوم کارایی بازار، قویترین نوع کارایی محسوب می‌شود. چنانچه بازارها در شکل قوی کارا باشند، در آن صورت قیمت‌ها کاملاً بیانگر کلیه اطلاعات موجود خواهند بود. بنابراین طبق این فرضیه، بی‌قاعدگی‌های بازار سهام در صورتی که عدم کارایی موثر واقع شود، بعد از کشف و گزارش باید سریعاً حذف شود. دیمسن و مارش (۱۹۹۹) نشان دادند کفایت فقط یکی از این بی‌قاعدگی‌ها عمومی شود، آنگاه بخشی از آن بی‌قاعدگی ناپدید خواهد شد یا به سمت معکوس شدن پیش خواهد رفت. بدین ترتیب اگر جریان اطلاعات بطور پیوسته با شد و قیمت‌ها انعکاس همه اطلاعات باشد، انتظار این است که بازده روز دوشنبه (اولین روز کاری هفته) تقریباً سه برابر بزرگتر یا بالاتر نسبت به بازده بقیه روزهای هفته باشد که به دلیل وجود سه روز تقویمی بین بسته شدن بازار در روز جمعه تا باز شدن آن در روز دوشنبه است. اما اگر بپذیریم که جریان اطلاعات در آخر هفته بی‌اهمیت است، بازده روز دوشنبه باید با بقیه روزهای هفته یکسان باشد. ولیکن، مطالعات نشان می‌دهند که هر دو فرضیه فوق در بورس آمریکا و تعداد زیادی از کشورهای تایید نشده است. (برگس، ۲۰۰۹)

مدلسازی اثرات تقویمی در بازارهای سهام، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش بینی بازده سهام، همواره مورد توجه محققین و فعالان مالی بوده است. هدف مقاله حاضر نیز یافتن پاسخ به این سوال است که آیا روزهای هفته بر بازده بورس تهران اثر گذار است؟ در صورت موثر بودن کدام یک از روزهای هفته بیشترین و کمترین اثر را بر بازده بورس دارد؟ متناسب با سوالات مطرح شده، این فرضیه را می‌توان مطرح کرد که اثر روزهای هفته بر بازده بورس تهران معنی‌دار است. به منظور دستیابی به هدف مقاله و پاسخ به پرسش تحقیق، مقاله در شش بخش سازماندهی شده است. بعد از مقدمه، و در بخش دوم مروری بر مطالعات پیرامون این

موضوع داریم. در بخش سوم به روش شناسی تحقیق که شامل روش های گارچ و شبیه سازی بوت استرپ در مدل رگرسیون است، خواهیم پرداخت. در بخش چهارم پایه های آماری معرفی می شوند. بخش پنجم به یافته های پژوهش و تحلیل نتایج اختصاص دارد. نتیجه گیری آخرین بخش مقاله است.

۲- مروری بر پیشینه

در این قسمت مروری کوتاه بر دست آوردهای مطالعات صورت گرفته در ایران و سطح بین المللی داریم. مطالعات بین المللی را می توان به دو دسته تقسیم کرد. دسته اول شامل مطالعات ابتدایی اثرات تقویمی می باشد که بدون استفاده از مدل های پیشرفته و مدرن آمار و اقتصاد سنجی، اثرات تقویمی بر بازده سهام را بررسی نموده اند. این مطالعات به دو سری نتایج دست یافته اند. سری اول: به طور نمونه کراس (۱۹۷۳) بدون انجام آزمون های آماری به این نتیجه رسید که بازده سهام در آمریکا، روز دو شنبه دارای میانگین منفی و در روز جمعه مثبت است. رگالسکی (۱۹۸۴) هم با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات و آزمونهای T و F نشان داد که بازده ها در روز دوشنبه منفی می باشند ولیکن معنی دار نیستند. چانگک (۱۹۹۳) و کمر (۱۹۹۷) اعتبار اثرات آخر هفته را تایید کردند. ژافه و وستفیلد (۱۹۸۵)، کندینی (۱۹۸۷) و چانگک (۱۹۹۳) با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات و در کشورهای ژاپن، سنگاپور، استرالیا، کانادا، انگلستان و بقیه کشورهای اروپایی، بازده های منفی و معنی دار روز دوشنبه را یافتند.

در سری دوم: اثرات روزهای هفته بر بازده سهام متفاوت با نتایج محققان در سری اول یافتند. بطور مثال، بروکس و پرساند (۲۰۰۱) بازده منفی و معنی دار روز سه شنبه را در تایلند و مالزی و چهارشنبه معنی دار در تایوان را تایید کردند. یافته های ژافه و وستفیلد (۱۹۸۵) و دوبوا و لاوت (۱۹۹۶) نشانگر بازده منفی سه شنبه در تعدادی از کشورهای اقیانوس آرام می باشد. هماهنگی کلی در مطالعات ابتدایی، که بصورت خلاصه اشاره شد، اولین بار توسط سالیوان و تیمامن (۲۰۰۱) به چالش کشیده شد. سالیوان اولین محقق بود که روش بوت استرپ را جهت برطرف نمودن خطاهای ناشی از داده کاوی به کار برد و در بین اثرات تقویمی اثر روزهای هفته را رد کرد. این محققان در مقابل خطرات ناشی از داده کاوی هشدار دادند و ادعا کردند که نتایج بدست آمده تنها یک خیال واهی است که توسط روش های داده کاوی بدست آمده است. آن ها همچنین اثر منفی روز دوشنبه را نیز حذف شده اعلام کردند. همچنین بیان کردند

که به دلیل کاهش در هزینه‌های نقل و انتقال به سرمایه‌گذاران اجازه داده می‌شود که بر خلاف قاعده در روز دو شنبه مقداری سود نیز بدست آورند. در مطالعات روبینستین (۲۰۰۱) واگنا و میلی (۲۰۰۰) شووارت (۲۰۰۱) ستیلی (۲۰۰۱)، نشان داده شده که اثرات تقویمی به‌خصوص در کشورهای توسعه یافته ضعیف‌تر شده است. بدین ترتیب مشاهده می‌شود که استفاده از روش‌های آماری مدرن بحثی را در مورد نتایج مطالعات اولیه به‌راه انداخت.

علاوه بر پژوهش‌های یاد شده در سطح بین‌المللی، مطالعات نسبتاً خوبی نیز در داخل کشور صورت گرفته است که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌کنیم. بدری و صادقی (۱۳۸۴) هشت شاخص اصلی بورس تهران، را در طول دوره ۱۳۷۸-۱۳۸۵ مورد مطالعه قرار دادند که نتیجه آن بازده مثبت و معنی‌دار آخرین روز هفته (چهارشنبه) مانند اکثر تحقیقات اولیه در سایر کشورها می‌باشد. (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 بکار بردن اطلاعات سری زمانی بازده روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران در دو زیر دوره ۷۱-۸۱ و ۸۲، به این نتیجه رسیدند که برای شاخص کل، اثرات شنبه و چهارشنبه منفی است، بگونه‌ای که در زیر دوره اول اثر سه شنبه را منفی ولی در زیر دوره دوم اثر شنبه، یکشنبه و دوشنبه را منفی بدست آوردند. یحیی‌زاده‌فر و همکاران (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 معنی‌دار، و در روزهای شنبه بازده کل مثبت و معنی‌دار است و سایر روزهای هفته بازده معنی‌داری وجود ندارد.

۳- روش تحقیق

اثرات تقویمی را می‌توان در سهام منفرد بورس و یا در شاخص کل مشاهده نمود. آفیس (۱۹۷۵) ادعا نموده، که مشاهده اثرات تقویمی در شاخص کل و نیز پرتفوی سهام بزرگ بسیار آسان‌تر از قیمت سهام منفرد و کوچک است. بدین لحاظ، هدف ما بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

عموما سری‌های زمانی مالی، به ویژه قیمت سهام‌ها نامانای می‌باشند، لیکن در عمل بجای قیمت، از بازده سهام‌ها در مدل‌سازی استفاده می‌شود که معمولا سری‌های زمانی آن‌ها مانای می‌باشد.

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

که در معادله (۱)، R_t بازده، P_t شاخص کل قیمت سهام در دوره t و P_{t-1} شاخص کل قیمت سهام در دوره $(t-1)$ است.

۳-۱. مدل رگرسیون مناسب

مدل رگرسیون که توسط دو محقق برای بررسی اثرات روزهای هفته معرفی شده و در این مطالعه نیز بکار گرفته می‌شود، بصورت زیر است: (الاجید، پاناگیتیدیس ۲۰۰۶)

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

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

۳-۲. مدل‌های گارچ

غالبا 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. بنابراین بدلیل 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 می‌توان به وجود آن پی برد. از طرفی با مشاهده 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 (پول، گرنجر ۲۰۰۳). مدل E-GARCH که اولین بار توسط نلسن (۱۹۹۱) ارائه 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 را می‌تواند توضیح دهد و معادله آن بدین صورت است:

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

از جمله مدل‌های نامتقارن دیگری که توسط گلستن (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) مشخص می‌گردد که استفاده از مدل‌های نامتقارن در این تحقیق مناسب‌تر است. بر این اساس از بین دو مدل E-GARCH و GJR-GARCH و با وقفه‌های متعدد، تنها یکی از آن‌ها بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز و هنان کوئین انتخاب می‌شود. معادله میانگین برای برآورد مدل‌های نامتقارن گارچ همان معادله معرفی شده در رابطه (۲) است ولیکن مدل‌های واریانس بین آن‌ها متفاوت و بر اساس روابط (۳) و (۴) می‌باشند.

۳-۳. فواصل اطمینان صدکی بوت‌استرپ در مدل گارچ

به دلیل اینکه اثرات روزهای هفته دارای تئوری از پیش تعیین شده نمی‌باشند و این نتایج پس از بررسی و استفاده از مدل‌های متفاوت کشف، گزارش و توجیه می‌شوند و از طرفی شواهد تجربی بیان می‌کنند که توزیع بازدهی‌های سهام انحراف قابل توجهی از توزیع نرمال دارند (فاما ۱۹۶۵) بنابراین جهت استنباط آماری با استفاده از فواصل اطمینان از روش بوت‌استرپ استفاده می‌کنیم که نیازی به فرض نرمال ندارد.

جهت دوری از خطرات داده کاوی و اطمینان به نتایج، از روش باز نمونه‌گیری بوت‌استرپ در پسماندهای مدل رگرسیون (۲) استفاده می‌شود. در واقع روش بوت‌استرپ معمولی برای

داده‌های سری زمانی بدلیل همبستگی مشاهدات بر حسب زمان کاربرد ندارد، به همین دلیل از روش بوت‌استرپ بر اساس باز نمونه‌گیری از پسماندهای مدل رگرسیون (۲) استفاده شده است. (افرون، تیشرانای ۱۹۹۳).

در باز نمونه‌گیری بوت‌استرپ در مسائل رگرسیون، نمونه‌گیری مجددی از پسماندها انجام می‌شود که فرایند آن بقرار زیر است:

- ابتدا، از بین پسماندهای برآورد شده مدل رگرسیون (۲)، t نمونه تصادفی ساده با جایگذاری را بدست می‌آوریم که t اندازه تعداد پسماندها می‌باشد. نام این نمونه‌ها بدست آمده را ε_t^* می‌گذاریم.

- سپس، با استفاده از نمونه‌های ε_t^* مقدار R_t^* به صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

با استفاده از مقدار R_t^* جدید مجدداً مدل E-GARCH(1,1) را برآورد می‌کنیم. مراحل بالا را B بار تکرار می‌کنیم، که B به جایگذاری بوت‌استرپ اشاره دارد. بنابراین اکنون B مقدار برای هر کدام از ضرایب در دست داریم که با مرتب کردن این مقادیر، فاصله اطمینان صدکی بوت‌استرپ را برای تک‌تک ضرایب بدست می‌آوریم. مقدار B را در عمل می‌توان بسیار بزرگ انتخاب کرد. مقدار B برای برآورد اندازه‌های دقت بین ۵۰ تا ۲۰۰ و برای برآورد توزیع نمونه‌ای بین ۲۰۰ تا ۱۰۰ پیشنهاد شده است و با استفاده از قانون قوی اعداد بزرگ توجه‌پذیر می‌باشد (ایران پناه، پاشا، ۱۳۷۵).

۴-۳. پایه آماری داده‌ها

بمنظور 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 بصورت روزانه و در محدوده زمانی ۱۳۸۵/۱/۱ تا ۱۳۹۱/۱۲/۲۶ می‌باشند.

۴- برآورد مدل و تحلیل نتایج

جهت تخمین مدل رگرسیون گارچ نامتقارن بوت‌استرپ مدل‌های، ۳ تا ۷ مراحل زیر طی

شده است:

- محاسبه شاخص بازده کل با استفاده از فرمول (۱)
 - استفاده از مدل‌های نامتقارن E-GARCH، GJR-GARCH (معادلات ۲ تا ۴) با وقفه‌های متعدد.
 - انتخاب مدل نامتقارن E-GARCH(1,1) بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز و هنان کوئین.
 - بعد از برآورد مدل‌های (۲) تا (۴) باز نمونه‌گیری بوت‌استرپ با ۱۰۰۰ تکرار از باقیمانده‌های مدل رگرسیون (۲)، تکرار حلقه بوت‌استرپ و سرانجام فواصل اطمینان صدکی بوت‌استرپ برای ضرایب مدل (E-GARCH(1,1)) بدست می‌آید.
- نتایج حاصل از تخمین مدل‌های (۲) تا (۵)، توسط نرم‌افزار MATLAB در جداول ۱ و ۲ می‌باشند که بطور خلاصه حاوی نکات زیر هستند:
- در نگاره ۱، نتایج برآورد مدل رگرسیون گارچ نامتقارن (E-GARCH(1,1)) به همراه فاصل اطمینان صدکی بوت‌استرپ آورده شده است. مشاهده می‌شود که بازده روز شنبه b_1 با مقدار ۰,۰۰۱ از نظر مقدار بیشترین بازده و مثبت، درون فاصله اطمینان صدکی بوت‌استرپ (۰/۰۰۰۸، ۰/۰۰۲) قرار می‌گیرد و بنابراین در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار بوده بازده مثبت و معنی‌دار روز شنبه قبلا در مطالعه یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۴)، برای سال‌های ۸۳-۷۷ که در بخش ۲ نیز اشاره شد، تایید شده است. (یحیی‌زاده‌فر و همکاران، ۱۳۸۴)

نگاره (۱): تخمین $E-GARCH(1,1)$ با باز نمونه گیری بوت/استرپ

ضرایب معادله میانگین			
ضریب	برآورد	فاصله اطمینان صدکی بوت/استرپ	انحراف استاندارد
b ₁	*.۰/۰۰۱		[0.0008۳, ۰.۰۰۲]
b ₂	.۰/۰۰۰۲	(-۰/۰۰۰۲, ۰/۰۰۰۹)	.۰/۰۰۰۳
b ₃	.۰/۰۰۰۱-	(-۰/۰۰۰۲, ۰/۰۰۰۹)	.۰/۰۰۰۳
b ₄	.۰/۰۰۰۲	(-۰/۰۰۰۲, ۰/۰۰۰۹)	.۰/۰۰۰۳
b ₅	.۰/۰۰۰۵	(-۰/۰۰۰۲, ۰/۰۰۰۹)	.۰/۰۰۰۳
C	.۰/۵۷۷۶	(-۰/۰۰۰۲, ۰/۰۰۰۹)	.۰/۰۱۸۸
ضرایب معادله واریانس			
ضریب	برآورد	فاصله اطمینان صدکی بوت/استرپ	انحراف استاندارد
w ₀	-۳/۸۰۵۲	(-۵, -۰/۰۹)	.۰/۲۱۶۷
w ₁	۱/۰۵۰۸	(-۰/۱۶, ۰/۱۴)	.۰/۰۶۲۲
w ₂	.۰/۶۵۳۵	(۰/۵۲۷, ۰/۹۵)	.۰/۰۲
w ₃	.۰/۰۴۵۹	(-۰/۱۰۵, ۰/۱۰۶)	.۰/۰۳۴

یک مدل گارچ (مقارن یا نامتقارن) برآورد شده نه تنها می‌بایست دارای برازش خوبی باشد بلکه لازم است تمامی جنبه‌های پویای مرتبط با مدل میانگین و واریانس را نیز داشته باشد. پسماندهای برآورد شده در هر دو مدل میانگین و واریانس نباید دارای خودهمبستگی باشند و نباید در مدل واریانس این پسماندها هیچ گونه رفتاری ناظر به وجود نوسانات شرطی از خود بروز دهند. نتایج این آزمون‌ها در نگاره (۲) آورده شده است و همانطور که مشاهده می‌شود پسماندهای مدل میانگین، خودهمبستگی ندارند و نیز در مدل واریانس اثری از خود همبستگی و واریانس ناهمسان شرطی در پسماندها مشاهده نمی‌شود.

آزمون	مقدار
آکائیک	۱۰/۱۱۹۳-
شوارتز	۱۰/۰۹۹۷-
هانان کوئین	-۱۰/۱۱۲۰
مدل میانگین ARCH(7)	.۰/۰۴۷۵
مدل واریانس ARCH(7)	.۰/۰۹۲۷۵
مدل میانگین LBQ(۱۲)	.۰/۰۸۷۴
مدل واریانس LBQ(۱۲)	.۰/۰۹۸۱۸
R-bar	.۰/۲۹۵۲

بنابراین بر اساس مدل رگرسیون گارچ نامتقارن بوت‌استرپ نتایج زیر بدست آمد:

- بازده دوشنبه منفی و بقیه روزهای هفته مثبت می باشد.
- در بین بازده ها فقط اثر روز شنبه معنی دار می باشد.

بنابراین وجود اختلاف معنی دار بین بازده شنبه و سایر روزهای هفته بدین معنی است که در بورس تهران و برای بازده شاخص کل قیمت وجود اثر روزهای هفته در خلال سال‌های ۸۵ تا ۹۱ تایید می شود.

۵- نتیجه گیری

نتایج برخی مطالعات خارجی نشان می دهد، اثرات تقویمی که در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه و بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰ بدست آمده بود، در مطالعات اخیر ضعیف شده است. دو فرضیه برای این مورد می توان در نظر گرفت. اینکه بازارها در حال تبدیل به بازارهای کارا تر می باشند و یا بدلیل اینکه در مطالعات اخیر از روش‌های آماری مدرن و قویتر جهت شناسایی این اثرات استفاده شده، که نتایج مطالعات ابتدایی را به چالش کشانده و ادعا می کند که نتایج آن‌ها اوهامی بیش نیست و ناشی از روش‌های داده کاوی می باشد.

مدلسازی اثرات تقویمی در بازارهای سهام، از منظر افراد آکادمیک و نیز کاربردان علم مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی بازده سهام، موضوع با اهمیتی به نظر می رسد. از این جهت هدف این مطالعه کشف اثر تقویمی روزهای هفته بر بازده بورس تهران و در فاصله زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ است. بر اساس مدل رگرسیون گارچ نامتقارن بوت‌استرپ بازده روز شنبه مثبت، معنی دار و بیشترین می باشد.

نتایجی که در این مقاله با استفاده از روش‌های آمار و اقتصاد سنجی بدست آمد، نشان می دهد که در بازار اوراق بهادار تهران، هنوز امکان کسب بازدهی ناشی از تحلیل اطلاعات برای سرمایه گذاران وجود دارد که این با فرضیه بازار کارا متناقض می باشد. در این مطالعه سایر روش‌های باز نمونه گیری بوت‌استرپ مورد بررسی قرار نگرفت. به دلیل آنکه این موضوع بحث جدا گانه‌ای را می طلبد. از جمله این روش ها می توان به بلوک متحرک بوت‌استرپ در سری‌های زمانی اشاره نمود. بنابراین بدلیل اهمیت مسئله بی قاعدگی‌های بازار

سهام و استفاده آن توسط سرمایه‌گذاران در بورس، پیشنهاد می‌شود که اثرات تقویمی توسط این مدل‌ها نیز بررسی گردد.

منابع

- ابونوری، الف؛ ایزدی، ر. ۱۳۸۵. ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ. *تحقیقات اقتصادی*؛ شماره ۷۲؛ صص ۱۹۰-۱۶۳.
- ایران پناه. ن؛ پاشا. ع. ۱۳۷۵. آشنایی با الگوریتم بوت استرپ. *اندیشه‌ی آماری*؛ سال دوم؛ شماره اول؛ صص ۴۶-۳۳.
- بدری، الف؛ صادقی، م. زمستان ۸۴ و بهار ۸۵. بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی، نوسان پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران. *پیام مدیریت*؛ شماره ۱۷ و ۱۸؛ صص ۸۳-۵۵.
- یحیی زاده فر، م؛ ابونوری، الف؛ شبابی، ه. تابستان ۱۳۸۴ (پیاپی ۴۳). بررسی اثر روزهای هفته بر بازدهی 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، ویژه نامه حسابداری؛ صص ۱۹۵-۱۷۹.
- Alagidede, P; Panagiotidis Th. 2006. Calendar Anomalies in the Ghana Stock Exchange. Loughborough University, Department of economics, Discussion paper series. WP 2006 – 13, U.K.
- Borges, M. R. 2009. Calendar Effects in Stock Markets: Critique of Previous Methodologies and Recent Evidence in European Countries. WP37/DE/UECE, ISBN N 0874-4548.
- Brooks, C. ؛ G. Persaud. 2001. Seasonality in Southeast Asian Stock Markets: Some New Evidence on Day of the Week Effects. *Applied Economic Letters*؛ 8؛ PP155-158.
- Chang, E؛ J, Pinegar؛ R, Ravichandran. 1993. International Evidence on the Robustness of the Day of the Week Effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*؛ 28؛ PP 497-513.
- Condoyanni, L؛ J. O’Hanlon؛ C. Ward. 1987. Day of the Week Effect on the Stock Returns: International Evidence. *Journal of Business Finance and Accounting*؛ 14؛ PP159-174.
- Cross, F. 1973. The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays؛ *Financial Analysts Journal*؛ 29؛ PP 67-69.

- Dimson, E; Marsh, P. 1999. Murphy's law and market anomalies. *Journal of Portfolio Management*; 25(2); PP 53-69.
- Dubois, M; P, Louvet. 1996. The Day of the Week Effect: The International Evidence. *Journal of Banking and Finance*; 20; PP1463-1485.
- Efron, B. and Tibshirani, R.J. 1993. *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall, New York.
- Engle, R. F. 1982. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica* ;50 :987.
- Engle, R. F. 1993. Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Financial*; 48; PP 1749-78.
- Fama, E. F (1965). The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, 38: 34-105.
- Glosten, LR; Ravi, J ;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; PP1779 – 1801.
- Jaffe, J;R. Westerfield. 1985a. The Weekend Effect in Stock Returns: the International Evidence. *Journal of Finance*; 41; PP433-454.
- Jaffe, J;R. Westerfield. 1985b. Patterns in Japanese Common Stock Returns: The International Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*; 20; PP243-260.
- Kamara, A. 1997. New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns. *Journal of Business*;70; No.1; PP. 63-84.
- Maberly, E; D. Waggoner. 2000. Closing the Question on the Continuation of the Turn of the Month Effects: Evidence from the S&P 500 Index Future Contracts. *Federal Reserve Bank of Atlanta*.
- Nelson, D.B. 1991. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*; 59;34-70.
- Officer, R. 1975. Seasonality in Australian Capital Markets: Market Efficiency and Empirical Issues. *Journal of Financial Economics*;2; PP 29-52.
- Osborn, M.F.M. 1959. Brownian Motion in Stock Market. *Operatio Research*; V.7; PP145-173

- Osborn, M.F.M. 1962. Brownian.Periodic Structure in the Brownian Motion of Stock Prices. *Operatios Research*; V.10; PP345-379
- Poon, S.H;Clive, W.J. G. 2003. Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review. *Journal of Economic Literature*; 41; PP 478-539
- Rogalski, R. 1984. New Findings Regarding Day of the Week over Trading and Non-trading Periods: a Note. *Journal of Finance*;39; PP1903-1614.
- Rubinstein, M. 2001. Rational Markets: Yes or No? The Affirmative Case. *Financial Analysts Journal*; 57; PP15-29.
- Samuelson,Paul A. 1965. Proof That Property Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*; v.Spring; PP41-49.
- Schwert, G. 2001. Anomalies and Market Efficiency in G. Constantinides. *Handbook of the Economics of Finance*; North Holland, Amsterdam.
- Steely, J. 2001. A Note on Information Seasonality and the Disappearance of the weekend Effect in UK Stock Market. *Journal of Banking and Finance*; 25; PP1941-1956.
- Sullivan, R;Timmermann, A;White, H. 2001. Dangers of data mining: The case of calendar effects in stock returns. *Journal of Econometrics*;105;PP 249–286