پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال سوم، شماره ۱۲، تابستان ۱۳۹۲، صص ۱۴۹ - ۱۶۰

اثرات روزهای هفته بر بازده سهام: رویکرد رگرسیون گارچ بوت‌استرپ

فاطمه بزازان*، شمس اله شیرین بخش ماسوله، سولمازصفری*****

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 تقویمی‌روزهای هفته بر بازده سهام، از مدل‌های گارچ و برای گرفتن نتایج با قابلیت اطمینان بالاتر از بوت‌استرپ در مدل رگرسیون گارچ استفاده شده است. روش بوت‌استرپ استاندارد برای داده‌های سری زمانی به دلیل همبستگی مشاهدات بر حسب زمان، کاربرد ندارد به همین دلیل از روش بوت‌استرپ بر اساس باز نمونه‌گیری از پس‌ماندهای مدل رگرسیون گارچ استفاده شده است.

نتایج نشان می‌دهد براساس رویکرد رگرسیون گارچ نامتقارن بوت‌استرپ، بازده کل روز شنبه مثبت و معنی‌دار است.

واژه‌های کلیدی: بوت‌استرپ، اثرات روزهای هفته، گارچ نامتقارن

طبقه بندی موضوعی: G1,G14,G10

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* 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 تقویمی‌بر بازده سهام انجام شده، که نشان می‌دهند بازده‌ها به سمت بالاتر (یا پایین‌تر) از میانگین‌شان تمایل دارند. اثرات تقویمی‌که بیشتر مورد علاقه محققان بوده، شامل موارد زیر است:

- ژانویه
- روزهای هفته

مطالعه اثرات تقویمی‌درارتباط با مالی رفتاری است، به دلیل اینکه تعداد زیادی از اثرات تقویمی‌در 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 اسبورن 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 آن‌صورت 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، غیراریب، بدون هزینه و ارزشمند باشند ولی بیش از حد به آن‌ها اعتماد شود در آن‌صورت چه اتفاقی خواهد افتاد؟ آیا قیمت های فعلی بازار افزایش می یابد؟ اگر این‌چنین 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 عمومی‌موجود، 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 می شود. چنانچه بازارها در شکل قوی کارا باشند، در آن‌صورت قیمت‌ها کاملا بیانگر کلیه اطلاعات موجود خواهند بود. بنابراین طبق این فرضیه، بی قاعدگی‌های بازار سهام در صورتی‌که عدم کارایی موثر واقع شود، بعد از کشف و گزارش باید سریعا حذف شود. دیمسن و مارش (۱۹۹۹) نشان دادند کافیست فقط یکی از این بی قاعدگی‌ها 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 باشد و قیمت‌ها انعکاس همه اطلاعات باشد، انتظار این است که بازده روز دوشنبه (اولین روز کاری هفته) تقریبا 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 کشورها 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 روش‌های گارچ و شبیه سازی بوت‌استرپ در مدل رگرسیون است، خواهیم پرداخت. در بخش چهارم پایه‌های آماری معرفی می‌شوند. بخش پنجم به یافته‌های پژوهش و تحلیل نتایج اختصاص دارد. نتیجه‌گیری آخرین بخش مقاله است.

۲- مروری بر پیشینه

در این قسمت مروری کوتاه بر دست‌آوردهای مطالعات صورت‌گرفته در ایران و سطح بین‌المللی داریم. مطالعات بین‌المللی را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد. دسته اول شامل مطالعات ابتدایی اثرات تقویمی می‌باشند که بدون استفاده از مدل‌های پیشرفته و مدرن آمار و اقتصاد سنجی، اثرات تقویمی بر بازده سهام را بررسی نموده‌اند. این مطالعات به دو سری نتایج دست یافته‌اند. سری اول: به طور نمونه کراس (۱۹۷۳) بدون انجام آزمون‌های آماری به این نتیجه رسید که بازده سهام در آمریکا، روز دوشنبه 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 بازده‌ها در روز دوشنبه منفی می‌باشند ولیکن معنی‌دار نیستند. چانگ (۱۹۹۳) و کمرا (۱۹۹۷) اعتبار اثرات آخر هفته را تایید کردند. ژافه و وستفیلد (۱۹۸۵)، کندیینی(۱۹۸۷) و چانگ (۱۹۹۳) با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات و در کشورهای ژاپن، سنگاپور، استرالیا، کانادا، انگلستان و بقیه کشورهای اروپایی، بازده‌های منفی و معنی‌دار 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 معنی‌دار روز سه شنبه را در تایلند و مالزی و چهارشنبه معنی‌دار در تایوان را تایید کردند. یافته‌های ژافه و وستفیلد (۱۹۸۵) و دوبوا و لاوت (۱۹۹۶) نشانگر بازده منفی سه شنبه در تعدادی از کشورهای اقیانوس آرام می‌باشد. هماهنگی کلی در مطالعات ابتدایی، که بصورت خلاصه اشاره شد، اولین بار توسط سالیوان و تیمامن (۲۰۰۱) به چالش کشیده شد. سالیوان اولین محققی بود که روش بوت‌استرپ را جهت برطرف نمودن خطاهای ناشی از داده کاوی به کار برد و در بین اثرات تقویمی‌اثر 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 روش‌های داده کاوی بدست آمده است. آن‌ها 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 بد ست آورند. در مطالعات روبینستین (۲۰۰۱) واگنا و میبلی(۲۰۰۰) شووارت (۲۰۰۱) ستیلی (۲۰۰۱)، نشان داده شده که اثرات تقویمی به‌خصوص در کشورهای تو سعه یافته ضعیف‌تر شده ا ست. بدین ترتیب م شاهده می شود که ا ستفاده از روش‌های آماری مدرن بحثی را در مورد نتایج مطالعات اولیه به‌راه انداخت.

علاوه بر پژوهش‌های یاد شده در سطح بین المللی، مطالعات نسبتا 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 چهار شنبه منفی ا ست، 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 معنی دار، 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 تقویمی‌در 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، به‌ویژه قیمت سهم ها نامانا می‌باشند، لیکن در عمل بجای قیمت، از بازده سهم‌ها در مدل‌سازی استفاده می‌شود که معمولا سری‌زمانی آن‌ها مانا می‌باشد.

$$R_t = \log(P_t - P_{t-1}) \quad (۱)$$

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)

$$R = b_1D_{1t} + b_2D_{2t} + b_3D_{3t} + b_4D_{4t} + b_5D_{5t} + CR_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که درآن 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 به‌خصوص 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 مدل سازی 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، به‌همین 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:

$$\log(\sigma_{t-1}^2) = w_0 + \log(\sigma_{t-1}^2) + w_2 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + w_3 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \qquad (۳)$$

از جمله مدل‌های نامتقارن دیگری که توسط گلستن(۱۹۹۳) ارائه شد، مدل GJR-GARCH می‌باشد و به‌صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = w_0 + w_1 u_{t-1}^2 + w_2 \sigma_{t-1}^2 + w_3 u_{t-1}^2 I_{t-1} \qquad (۴)$$

براساس آزمون نامتقارن انگل (۱۹۹۳) مشخص می‌گردد که استفاده از مدل‌های نامتقارن در این تحقیق مناسب‌تراست. 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 هنان‌کوئین انتخاب می‌شود. معادله میانگین برای برآورد مدل‌های نامتقارن گارچ همان معادله معرفی شده در رابطه(۲) است ولیکن مدل‌های واریانس بین آن‌ها متفاوت و براساس 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 داده‌کاوی و اطمینان به نتایج، از روش باز نمونه‌گیری بوتا سترپ در پسماندهای مدل رگر سیون (۲) ا ستفاده می شود. در واقع روش بوتا سترپ معمولی برای

داده‌های سری زمانی بدلیل همبستگی مشاهدات بر حسب زمان کاربرد ندارد، به‌همین دلیل از روش بوت‌استرپ بر اساس باز نمونه‌گیری از پسماندهای مدل رگرسیون (۲) استفاده شده است. (افرون، تبیشرانی 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 بدست‌آمده را ε_t^* می‌گذاریم.
- سپس، با استفاده از نمونه‌های ε_t^* مقدار R_t^* به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_t^* = b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + C R_{t-1} + \varepsilon_t^* \qquad (۵)$$

با استفاده از مقدار R^* جدید مجددا مدل E-GARCH(1,1) را برآورد می‌کنیم. مراحل بالا را B بار تکرار می‌کنیم، که B به جایگذاری بوت‌استرپ اشاره دارد. بنابراین اکنون Bمقدار 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 اندازه های 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 توجیه‌پذیر می‌باشد (ایران پناه، پاشا، ۱۳۷۵).

۳-٤. 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.

٤- 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 مدل های 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 مطاله یحیی‌زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۴)، برای سال‌های ۸۳-۷۷ که در بخش ۲ نیز اشاره شد، تایید شده است. (یحیی زاده فر و همکاران،۱۳۸۴)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نگاره(۱): تخمین E-GARCH(1,1) با بازنمونه‌گیری بوت‌استرپ

ضرایب معادله میانگین			
ضریب	براورد	فاصله اطمینان صدکی بوت‌استرپ	انحراف استاندارد
b_1	*۰/۰۰۱		[0.0008،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			
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 (متقارن یا نامتقارن) برآورد شده نه تنها می‌بایست دارای برازش خوبی باشد بلکه لازم است تمامی‌جنبه‌های 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 هیچ‌گونه 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^2(۱۲)	۰/۰۸۷۴
مدل واریانس LBQ^2(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 معنی‌دار می‌باشد.

بنابراین وجود اختلاف معنی‌دار 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 می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری

نتایج برخی مطالعات خارجی نشان می‌دهد، 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 می‌توان در نظر گرفت. اینکه بازارها در حال تبدیل به بازارهای کاراتر می‌باشند 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 می‌کند که نتایج آن‌ها اوهامی بیش نیست و ناشی از روش‌های داده کاوی می‌باشد.

مدلسازی اثرات تقویمی‌در بازارهای سهام، از منظر افراد آکادمیک و نیز کارپردازان علم مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی بازده سهام، موضوع با اهمیتی به نظر می‌رسد. 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، معنی‌دار و بیشترین می‌باشد.

نتایجی که در این مقاله با استفاده از روش‌های آمار و اقتصاد سنجی بدست آمد، نشان می‌دهد که در بازار اوراق بهادار تهران، هنوز امکان کسب بازدهی ناشی از تحلیل اطلاعات برای سرمایه‌گذاران وجود دارد که این با فرضیه بازار کارا متناقض می‌باشد. در این مطالعه سایر روش‌های باز نمونه‌گیری بوت‌استرپ مورد بررسی قرار نگرفت. به دلیل آنکه این موضوع بحث جداگانه‌ای را می‌طلبد. از جمله این روش ها می‌توان به بلوک متحرک بوت‌استرپ در سری‌های زمانی اشاره نمود. بنابراین بدلیل اهمیت مسئله بی قاعدگی‌های بازار

سهام و استفاده آن توسط سرمایه‌گذارن در بورس، پیشنهاد می شود 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 استراپ. *اندیشه ی 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; شما ره 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 اجتما عی دانشگاه شیراز; دوره بیست و دوم، شماره دوم، ویژه نا مه حسابداری; صص* ۱۹۵-۱۷۹.

Alagidede, P؛Panagiotidis Th. 2006. Calendar Anomalies in the Ghana Stouk 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. Persand. 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 Volality. 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. Operatios Research؛ V.7؛ PP145-173

Osborn, M.F.M. 1962. Brownian.Periodie 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی