Archive of SID

فصلنامــه دانش سرمایه‌گــذاری
سال اول/ شماره دوم/ تابستان ۱۳۹۱

بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده سهام
الگوریتم رگرسیون حداقل میانگین مربعات (LMS)

شمس‌اله شیرین‌بخش ماسوله
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا
sh_shirinbakhsh@yahoo.com

سولماز صفری
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه الزهرا (مسئول مکاتبات)
Safari.solmaz@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۱/۱/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۴/۱۰

چکیده

هدف از مقاله حاضر، بررسی اثرات روزهای هفته بربازده شاخص کل قیمت سهام بورس تهران، طی سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ است. دراین مطالعه از رویکرد "فیلترهای وفقی با روش جستجوی الگوریتم حداقل میانگین مربعات (LMS)، جهت تغییرات ضرایب فیلتر در مدل رگرسیون" استفاده شده و نتایج آن با مدلهای گارچ مقایسه شده است. با استفاده از الگوریتم رگرسیون حداقل میانگین مربعات از طبقه بندی متغیرهای مجازی به صفر و یک، که در روشهای آمار و اقتصاد سنجی سنتی انجام می شود، اجتناب ورزیده و اثرات آرچ و خودهمبستگی‌های پی در پی نیز حذف می شوند.

نتایج نشان می دهد در دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ بازده روز یکشنبه مثبت و معنی دار است و در دوره ۱۳۸۹ بازده معنی داری وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: LMS، الگوریتم حداقل میانگین مربعات، رگرسیون، روزهای هفته.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

مطالعات تجربی متعددی در زمینه ی اثرات تقویمی بر بازده سهام انجام شده است، که نشان می دهند بازده ها به سمت بالاتر (یا پایین تر) از میانگین شان تمایل دارند. اثرات تقویمی که به طور معمول بیشتر مورد علاقه محققان بوده، شامل موارد زیر است:

- اثرات ژانویه
- اثرات روزهای هفته

مدلسازی اثرات تقویمی در بازارهای سهام، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش بینی قیمت سهام، همواره مورد توجه محققین و کارگزاران مالی یوده است. هدف مقاله حاضر نیز یافتن پاسخ به این سوال است که آیا روزهای هفته بر بازده بورس تهران اثرگذار است؟ ودرصورت موثر بودن، کدام یک از روزهای هفته بیشترین و کمترین اثر را بر بازده ی بورس تهران با استفاده از روش رگرسیون حداقل میانگین مربعات (LMS) دارد؟ در واقع استفاده از روش فیلترهای وفقی، به همراه الگوریتم حداقل میانگین مربعات (LMS) ،جهت جستجو برای تغییرات ضرایب فیلتر، در بررسی اثرات تقویمی در این تحقیق به دلایل زیر کارآتر از سایر روشهایی چون مدلهای گارچ که مورد استفاده محققین پیشین بوده است می باشد:

- از طبقه بندی متغیرهای مجازی به صفر و یک که در روشهای آمار و اقتصاد سنجی سنتی استفاده شده و منجر به بروز خطای طبقه بندی می شود، اجتناب می ورزد.
- فیلترهای وفقی در مسائلی که در مورد پارامترها به دلیل ناکافی بودن اطلاعات گذشته ابهام وجود دارد و یا ممکن است انتظار تغییر پذیری با زمان را داشته باشیم، مفید واقع می شود. بنابراین با استفاده از این روش در بررسی بی قاعدگیهای تقویمی و از آن جمله اثرات روزهای هفته باعث حذف اثرات آرچ می شود و دیگر نیازمند مدلسازی واریانس و استفاده از مدلهای گارچ نمی باشیم و از طرفی خودهمبستگیهایی که در باقیمانده های مدل رگرسیون وجود دارد حذف می شود.

متناسب با سوالات مطرح شده، این فرضیه را می توان مطرح کرد که اثر روزهای هفته بر بازده بورس تهران معنی دار است. به منظور دستیابی به هدف مقاله و پاسخ به پرسش تحقیق، مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. بعد از مقدمه ، در بخش دوم مروری بر مبانی نظری و مطالعات پیرامون این موضوع داریم. در بخش سوم به روش تحقیق که شامل روشهای الگوریتم رگرسیون حداقل میانگین مربعات، مدلهای گارچ و معرفی داده ها خواهیم پرداخت ، یافته های پژوهش و تحلیل نتایج اختصاص دارد. نتیجه گیری آخرین بخش مقاله است.

www.SID.ir

Archive of SID

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

مطالعه اثرات تقویمی درارتباط با اقتصاد مالی است، به دلیل اینکه تعداد زیادی از اثرات تقویمی در تناقض با فرضیه کارایی بازار، که در آن قیمتها به صورت تصادفی بوده و از روند خاصی پیروی نمی کنند، قرار می گیرد. در واقع اثر تقویمی به گرایش سهام به عملکرد متفاوت در زمانهای متفاوت اشاره دارد. این تئوری بیان می دارد که در یک روز خاص از هفته، یک هفته ی خاص از ماه و حتی یک ماه خاص از سال احتمال بیشتری وجود دارد که قیمت سهام نسبت به سایر زمان‌ها افزایش (کاهش) یابد. اثر روزهای هفته ازتئوری بازارهای سرمایه ای کارا نشات می گیرد وبه وجود الگوهایی در بازدهی سهام در گذشته اشاره دارد. بدین معنی که بازده ی مورد انتظار یا بازده ی استاندارد شده برای تمام روزهای هفته یکسان و مستقل نمی باشد. ولیکن طبق فرضیه بازار کارآ، بی قاعدگی‌های بازار سهام در صورتیکه عدم کآرایی آنقدر بزرگ باشد که به طور سود بخش عمل نماید، بعد از کشف و گزارش باید سریعا حذف شوند. دیمسن و مارش (Dimson Marsh &1999,pp5) نشان دادند کافیست فقط یکی از این بی قاعدگیها عمومی شود، آنگاه درصد یا قسمت ناچیزی از آن بی قاعدگی 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 بی اهمیت است، بازده روز دوشنبه باید با بقیه روزهای هفته یکسان باشد. ولیکن، مطالعات نشان می دهند که هر دو فرضیه فوق در بورس آمریکا و تعداد زیادی از کشورها تایید نشده است (Martin Rosa Borges, 2009,pp 3). بنابراین در بخش بعد مروری بر این مطالعات تجربی در داخل و خارج از کشور آورده شده است.

۲-۲- پیشینه تحقیق

مطالعات بین المللی را به دو دسته می توان تقسیم کرد. دسته اول شامل مطالعات ابتدایی اثرات تقویمی می باشند 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[1] (۱۹۷۳) بدون انجام آزمونهای آماری به این نتیجه رسید که بازده

www.SID.ir

Archive of SID

سهام در آمریکا و در روز دوشنبه دارای میانگین منفی و در روز جمعه مثبت است. رگالسکی[۲] (۱۹۸۴) هم با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات و آزمونهای Tو F نشان داد که بازده ها در روز دوشنبه منفی می باشند ولیکن معنی دار نیستند. چانگ[۳] (۱۹۹۳) و کمرا[۴] (۱۹۹۷) اعتبار اثرات آخر هفته را تایید کردند. ژافه و وستفیلد[۵] (۱۹۸۵)، کندیینی[۶] (۱۹۸۷) و چانگ (۱۹۹۳) با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات و در کشورهای ژاپن، سنگاپور، استرالیا، کانادا، انگلستان و بقیه کشورهای اروپایی، بازده های منفی و معنی‌دار روز دوشنبه را یافتند. در سری دوم از نتایج مطالعات ابتدایی، اثرات روزهای هفته بر بازده سهام متفاوت با نتایج محققان در سری اول یافتند. بطور مثال، بروکس و پرساند[۷](۲۰۰۱) بازده های 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[۸] (۱۹۹۶) نشانگر بازده های منفی سه شنبه در تعدادی از کشورهای اقیانوس آرام می باشد. در دسته دوم از مطالعات، توافق و هماهنگی کلی در مطالعات ابتدایی، که به صورت خلاصه بدآنها اشاره شد اولین بار توسط سالیوان و تیمامن[۹] (۲۰۰۱) به چالش کشیده شد. سالیوان اولین محققی 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 شده اعلام نمود. این محققان در مقابل خطرات ناشی از داده کاوی[۱۰] هشدار دادند و ادعا کردند که نتایج به دست آمده تنها یک خیال واهی است که توسط روشهای داده کاوی به دست آمده است. آنها همچنین اثر منفی روز دوشنبه را نیز حذف شده اعلام کردند. همچنین بیان کردند 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.در مطالعات روبینستین[۱۱] (۲۰۰۱) ، واگنا و میبلی[۱۲] (۲۰۰۰) شووارت[۱۳] (۲۰۰۱) ،ستیلی[۱۴] (۲۰۰۱)، اثبات کرده اند که اثرات تقویمی به خصوص در کشورهای توسعه یافته ضعیف تر شده است. بدین ترتیب مشاهده می شود که استفاده از روشهای آماری مدرن، بحثی را در مورد نتایج مطالعات اولیه به راه انداخت. در سالهای اخیر نیز تعدادی از محققان با استفاده از روشهای هوش مصنوعی همچون منطق فازی به بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده بورس پرداختند که از میان آنها می توان به تحقیق جیووانیس (۲۰۰۹) اشاره نمود. وی با استفاده از روش منطق فازی در رگرسیون اثر دوشنبه مثبت را برای بعضی از شاخصهای S&P 500, NIKKEL-225, FTSE-100, DAX نتیجه گرفت.

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 می کنیم. 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 معنی دار آخرین روز هفته (چهار شنبه) مانند اکثر تحقیقات اولیه در سایر کشورها

www.SID.ir

Archive of SID

می باشد. (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 گارچ و به کار 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، 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 مدل آرچ، 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.

کار جدیدی که در این مقاله انجام می شود استفاده از فیلترهای وفقی و الگوریتم LMS (روش جستجویی برای تغییرات ضرایب فیلتر) جهت بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران است.

۳- روش شناسی و مدل‌های تحقیق

پژوهش حاضر توصیفی از نوع تحقیقات مقایسه‌ای است که به منظور عملیاتی نمودن مدلهایی که در بخشهای پیشین، 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 محدوه زمانی ۱۳۸۳/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۱۲/۲۶ مشتمل بر ۱۷۱۹ مشاهده و ۱۳۸۹/۱/۱ تا ۱۳۸۹/۱۲/۲۶ با ۲۴۳ مشاهده می باشند. همانگونه که در بخش ۳ توضیح داده شد،به دلیل نامانا بودن داده های شاخص کل قیمت سهام، با استفاده از فرمول معرفی شده در (۵) بازده شاخص کل را محاسبه نموده و از آن به جای شاخص کل قیمت استفاده می نماییم. مدل‌های تحقیق حاضر به شرح زیر اشاره می‌شود:

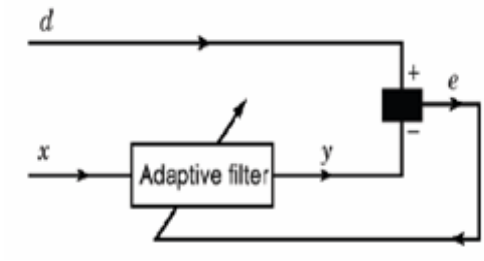
فیلترهای وفقی و الگوریتم رگرسیون حداقل میانگین مربعات (LMS)

فیلترهای وفقی[15] به دو دسته تقسیم می شوند. خطی و غیر خطی. گابور[16](۱۹۵۴) اولین کسی بود که فیلترهای وفقی را در سری‌های Volterra به کار برد. یک فیلتر وفقی، به عنوان یک سیستم خود طراحی تعریف می شود که جهت عملیاتش به یک الگوریتم بازگشتی نیازمند است. در بسیاری از مسائل عملی، ممکن است ابهام زیادی در بعضی پارامترها، به خاطر ناکافی بودن اطلاعات گذشته داشته باشیم. در بعضی از پارامترها هم، ممکن است انتظار تغییر پذیری با زمان را

www.SID.ir

Archive of SID

داشته باشیم ولی این تغییرات قابل پیش بینی نیستند. در این موارد، مطلوب ماست که فیلتری را طراحی کنیم به طوریکه خود تطبیق[17] باشد. در نتیجه می تواند خودش را با تغییرات وفق دهد. الگوریتم LMS (حداقل میانگین مربعات) یک روش جستجویی برای تغییرات ضرایب فیلتر است که اولین بار توسط ویدر و هف[18] (۱۹۶۰) مورد بحث قرار گرفت. ضرایب فیلتر وفقی تنظیم شده، تا برای تغییرات سیگنال ورودی، سیگنال خروجی یا پارامترهای سیستم جبرانسازی انجام دهد. بجای سفت و سخت بودن، سیستم وفقی می تواند مشخصات سیگنال را یاد بگیرد و تغییرات آرام آنرا دنبال کند. فیلتر وفقی می تواند زمانی که درباره مشخصات سیگنال، اطلاعات قطعی نداریم یا هنگامی که این مشخصات تغییر می کنند مفید واقع شوند. شکل ۱ ساختار پایه یک فیلتر وفقی را نشان می دهد.



شکل (1) : ساختار کلی فیلتر وفقی

جایی که خروجی فیلتر وقتی y با سیگنال مطلوب d مقایسه شده تا سیگنال خطای e را بوجود آورد که به فیلتر وفقی پس خور می شود. ضرایب فیلتر وفقی با بکارگیری الگوریتم های مختلفی از جمله LMS، بر پایه سیگنال خطا تنظیم یا اپتیمایز می شوند.

$$y(n) = \sum_{k=0}^{N-1} w_k(n)\, x(n-k) \qquad (1)$$

ضرایب $w_k(n)$ تنظیم می شوند که امید تابع میانگین مربعات خطا یعنی $E[e^2(n)]$ حداقل گردد. چون k تا ضریب داریم در نتیجه گرادیان تابع میانگین مربعات خطا لازم است. که e(n) تابخ خطا و یا زیان نامیده می شود و تفاضل مابین سیگنال مطلوب d(n) و خروجی فیلتر وفقی y(n) می باشد:

$$e(n) = d(n) - y(n) \qquad (2)$$

که الگوریتم LMS آن را مینیمم می کند. یک الگوریتم ساده LMS به صورت زیر نوشته می شود:

www.SID.ir

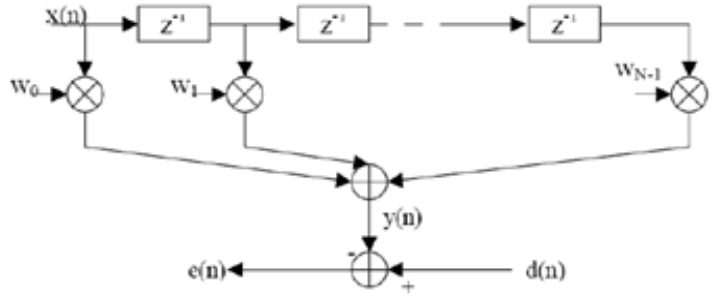
Archive of SID


```
for  i=1:nk;
e(i)=d(i)-w(i)*x(i);
w(i)=w(i)+(m*e(i)*x(i))
end
```

که در آن قاعده یادگیری طبق رابطه زیر می باشد:

$$w_{kj}(n+1) = w_{kj}(n) + \eta \Delta w_{kj}(n) \qquad (3)$$

η نرخ یادگیری[19] و m نرخ تطبیق[20] می باشد. بدین ترتیب الگوریتم LMS یک روش سرراست سرراست و قطعی برای فیلترینگ عرضی[21] وفقی جهت شناسایی سیستم می باشد. شکل ۲ ساختار فیلترینگ عرضی و فرایند الگوریتم LMS را که برای شناسایی سیستم یا مدل کردن بکار می رود، نشان می دهد.



فرایند الگوریتم LMS و فیلترینگ عرضی

یک ورودی یکسان، برای سیستم ناشناخته، موازی با فیلتر وفقی اعمال می گردد. سیگنال خطا e، تفاضل بین پاسخ سیستم ناشناخته d و پاسخ فیلتر وفقیyاست. این ساختار خطا به فیلتر وفقی پسخور می شود تا ضرایب فیلتر را تا زمانی که کل خروجی y=d گردد بهنگام کند. در این مطالعه، با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی بر اساس بردارهای وزنی بعد از فرایند یادگیری، الگوریتم LMS گسترش داده شده است و فرایند آن به صورت زیر می باشد:

با معرفی مدل رگرسیون اثرات روزهای هفته ((Alagidede & Panagiotidis 2006,pp14 بصورت زیر:

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

www.SID.ir

Archive of SID

که درآن R_t بازده روزانه سهام می باشد که به دلیل نامانا بودن قیمت سهام از بازده سهم ها در مدلسازی استفاده شده است و معمولا 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 مدلها از آن استفاده می شود:

$$R_t = \log(P_t - P_{t-1}) \qquad (5)$$

که P_t شاخص کل قیمت سهام در روز t و P_{t-1} شاخص کل قیمت سهام در روز(t-1) می باشد. D_{it}ها (i= 1,2,3,4,5) متغیرهای مجازی و مستقل مدل ونماینده ی بازده در روزهای کاری هفته شنبه تا چهارشنبه می باشند. ε_tهم جمله ی خطای مدل است. در متغیرهای مجازی مدل رگرسیون (۴) ، قرار دادن عدد (۱) برای بازده در یک روز مشخص، کافی نمی باشد . به دلیل اینکه هر روز مشخص، بازده های متفاوتی در هر هفته ارائه می کند که طبقه بندی سنتی متغیرها به صفر و یک این امر را بصورت واضح نشان نمی دهد. به همین دلیل وزنهای متفاوت برای هر روز مشخص در هر هفته اختصاص داده می شود. بنابراین، ورودیها متغیرهای مجازی معرفی شده در مدل رگرسیون (۴) می باشد، که در بردارهای وزنی ضرب می شوند.

مدلهای گارچ

روشهای بسیار زیادی جهت مقایسه با الگوریتم LMS وجود دارد. در این مقاله برای مقایسه، از مدلهای گارچ متقارن و نامتقارن، که در بسیاری از تحقیقات از آن استفاده شده، انتخاب گردیده است.

در بسیاری مواقع به خصوص زمانی که پسماندها با یکدیگر در طول زمان همبستگی دارند، خوشه ای بودن تلاطم سهام در داده های مالی مشاهده می شود. 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 می باشد پرداخته است. در واقع در این مدل اجازه داده می شود که اثر یک شوک در طول زمان به سرعت محو نشود. انگل نشان داد زمانی که درجه ی 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 داده های 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 می توان

www.SID.ir

Archive of SID

به وجود آن پی برد. 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 تعمیم های مدل آرچ انگل می باشد،استفاده می نماییم. مدلهای گارچ نسبت به آرچ بسیار کوچکتر هستند و مدل GARCH(1,1) معمولترین ساختار مورد استفاده برای بسیاری از سری های زمانی مالی می باشند (Poon, and Granger, 2003,pp 482). مدل E-GARCH که اولین بار توسط نلسن[۲۲] (۱۹۹۱) بیان شد، نیاز به اعمال محدودیت بر پارامترهای مدل آرچ را از بین می برد که با تعریف واریانس شرطی در فرم لگاریتمی، واریانس همواره به صورت مثبت باقی می ماند. از این رو مدل، این واقعیت را که شوک های منفی منجر به واریانس شرطی بزرگتری نسبت به شوک های مشابه مثبت می شوند را می تواند توضیح دهد و معادله آن بدین صورت است:

$$\log(\sigma_t^2) = w_o + \log w_1(\sigma_{t-1}^2) + w_2 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + w_3 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \qquad (6)$$

از جمله مدلهای نامتقارن دیگری که توسط گلستن [۲۳](۱۹۹۳) ارائه شد مدل GJR-GARCH می‌باشد و به صورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = w_o + w_1 u_{t-1}^2 + w_2 \sigma_{t-1}^2 + w_3 u_{t-1}^2 I_{t-1} \qquad (7)$$

براساس آزمون نامتقارن انگل (۱۹۹۳) بدین نتیجه می رسیم که استفاده از مدل‌های نامتقارن در این تحقیق مناسب تراست. براین اساس دو مدل E-GARCH و GJR-GARCH را با وقفه‌های متعدد تخمین می‌زنیم. از بین این دو مدل با وقفه‌های متعدد تنها یکی از آنها را بر اساس معیارهای اطلاعاتی آکائیک، شوارتز، هانان کوئین انتخاب می نماییم. معادله میانگین برای برآورد مدل‌های نامتقارن گارچ همان معادله معرفی شده در (4) است ولیکن مدلهای واریانس بین آنها متفاوت و طبق روابط (6)و (7)است.

۴- برآورد مدل و تحلیل نتایج تحقیق

در این مطالعه، جهت بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران از الگوریتم رگرسیون حداقل میانگین مربعات استفاده شده است. در واقع با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی بر اساس بردارهای وزنی بعد از فرایند آموزش، این الگوریتم توسعه داده شده است. جهت مقایسه استفاده از الگوریتم LMS ، با توجه به وجود اثرات آرچ در

www.SID.ir

Archive of SID

باقیمانده های مدل رگرسیون (۴) از مدلهای گارچ استفاده شده است. بنابراین بر اساس آزمون نامتقارن انگل مدلهای نامتقارن انتخاب شده و از بین مدلهای نامتقارن معرفی شده در بخش 3-2 با وقفه های متعدد و بر اساس معیارهای اطلاعاتی و مقایسه‌ای مدلهای گارچ، مدل E-GARCH(1,1) انتخاب شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های ارائه شده در بخش ۳، توسط نرم‌افزار MATLAB در جداول ۱ تا ۴ می باشند.

جدول ۱ متعلق به مدل E-GARCH(1,1) و فاصله زمانی ۱۳۸۳-۱۳۸۸ است. یک مدل گارچ (متقارن یا نامتقارن) برآورد شده نه تنها می بایست 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 نمی بایست در مدل واریانس این پسماندها هیچ گونه رفتاری ناظر به وجود نوسانات شرطی از خود بروز دهند. بنابراین از آماره LBQ^2 (جهت آزمون خودهمبستگی) در هر دو مدل میانگین و واریانس و آزمون اثرات آرچ استفاده شده است. طبق جدول ۱ در باقیمانده های مدل E-GARCH(1,1) (مدل میانگین) خودهمستگی وجود دارد و در نتیجه نمی توان به نتایج اعتماد کرد.

نتایج استفاده از الگوریتم LMS در جدول ۲ آورده شده است. جدول ۲ نشان می دهد که در باقیمانده‌های مدل رگرسیون که با استفاده از روش LMS به دست آمده است اثری از وجود خودهمبستگیها و آرچ دیده نمی شود. بر اساس این الگوریتم فقط اثر روز یکشنبه بزرگترین، مثبت و معنی دار با مقدار ۰.۰۰۲۲ می باشد.

جهت نشان دادن کاربرد و چگونگی نتایج الگوریتم LMS در فاصله زمانی کوتاه مدت، از بازده های شاخص کل قیمت بورس تهران در سال ۱۳۸۹ استفاده شده است. نتایج این قسمت در جدول ۳ می باشد که نشان می دهد در سال ۱۳۸۹ هیچ اثر معنی داری وجود ندارد، ضمن آنکه در باقیمانده های مدل رگرسیون الگوریتم LMS خود همبستگیها و اثرات آرچ مشاهده نمی شوند. باید دقت شود که این نتیجه فقط متعلق به دوره زمانی کوتاه مدت (۱۳۸۹) می باشد و بی معنی بودن کلیه ضرایب می تواند به دلیل کوتاه بودن طول دوره مورد نظر باشد.

جدول ۴ مربوط به مدل E-GARCH(1,1) در فاصله زمانی ۱۳۸۹ است. که با وجود خودهمبستگیها در مدل میانگین، به نتایج این جدول نمی توان اعتماد نمود. در مجموع، طبق جداول ۱ و ۴ به نتایج استفاده از مدل E-GARCH(1,1) ،در بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده بورس تهران و برای فاصله زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ و سال ۱۳۸۹ به دلیل وجود خودهمبستگیها در مدل میانگین(رگرسیون)، نمی توان اعتماد نمود. ولیکن استفاده از روش رگرسیون حداقل

www.SID.ir

Archive of SID

میانگین مربعات (LMS) علاوه بر اینکه خودهمبستگی‌ها را حذف می کند، اثرات آرچ را نیز از میان بر می دارد،

بنابراین بر اساس الگوریتم رگرسیون حداقل میانگین مربعات (LMS) اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران نتایج زیر به دست آمد:

- در فاصله زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ اثر روز یکشنبه مثبت و معنی دار می باشد.
- در فاصله زمانی کوتاه مدت ۱۳۸۹ هیچ اثر معنی داری یافت نشد.

بدین ترتیب در بورس تهران و برای بازده شاخص کل قیمت، وجود اثر روزهای هفته در خلال سال‌های ۸۳ تا ۸۸ تایید می شود.

جدول 1.مدل E-GARCH(1,1) . دوره 1383-1388

تخمین ضرایب (مدل میانگین)					آزمونهای تشخیص	
b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	Q- Stat (12) p-values	ARCH-LM(1)
0.0007 (2.8550)*	0.0006 (2.5563)*	0.0004 (1.4279)	-0.0004 (-1.3103)	0.0001 (0.3953)	0	100.8241 {3.8415}
تخمین ضرایب (مدل واریانس)						
W_0	W_1	W_2	W_3			
-5.0000 (-13.7449)*	0.3879 (15.3716)*	0.5448 (16.6198)*	0.1427 (6.5034)*			

تخمینها ممکی در سطح اطمینان 0.05 ٪ محاسبه شده اند.

{} مقدار ناحیه بحرانی

()مقدار آماره t

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 2. الگوریتم (LMS). دوره 1383-1388

تخمین ضرایب					آزمونهای تشخیص	
b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	Q- Stat (12) p-values	ARCH-LM(1)
0.0011 (0.9417)	0.0022 (2.2022)*	-0.0001 (-0.0975)	0.0009 (0.8520)	-0.0011 (-1.1055)	0.9636	22.4175 {23.9281}

تخمینها ممکن در سطح اطمینان 0.05 % محاسبه شده اند.

{} مقدار ناحیه بحرانی

() آماره t

جدول 3. الگوریتم (LMS). دوره زمانی 1389

تخمین ضرایب					آزمونهای تشخیص	
b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	Q- Stat (12) p-values	ARCH-LM(1)
-0.0038 (-0.96)	-0.0003 (-0.0998)	-0.0001 (-0.0338)	-0.0035 (-0.9733)	-0.000 (-0.0086)	0.5609	3.2856 {3.8415}

تخمینها ممکن در سطح اطمینان 0.05 % محاسبه شده اند.

{} مقدار ناحیه بحرانی

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 4.مدل E-GARCH(1,1) . دوره 1383

تخمین ضرایب (مدل میانگین)					آزمونهای تشخیص	
b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	Q- Stat (12) p-values	ARCH-LM(1)
0.0035 (3.9058)*	0.0005 (0.5588)	0.002 (2.2060)*	0.003 (3.4536)*	0.0013 (1.4393)	0.0029	4.5862 {3.8415}
تخمین ضرایب (مدل واریانس)						
w_0	w_1	w_2	w_3			
0.2619 (-1.8901)*	0.1523 (-2.7291.)*	0.9744 (72.0878)*	0.0829 (2.1376)*			

تخمینها همگی در سطح اطمینان 0.05 ٪ محاسبه شده اند.

{} مقدار ناحیه بحرانی

()مقدار آماره t

۵- نتیجه گیری و بحث

در این مقاله، جهت بررسی اثرات روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران، دو روش الگوریتم رگرسیون حداقل میانگین مربعات و مدل‌های گارچ، آزمون گردید. فیلترهای وفقی در مسائلی که در مورد پارامترها به دلیل ناکافی بودن اطلاعات گذشته ابهام وجود دارد و یا ممکن است انتظار تغییر پذیری با زمان را داشته باشیم، مفید واقع می شود.الگوریتم حداقل میانگین مربعات (LMS) نیز یک روش جستجو جهت تغییر ضرایب فیلتر وقفی است. در واقع در این مطالعه، با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی بر اساس بردارهای وزنی بعد از فرایند یادگیری ، الگوریتم LMS گسترش داده شده است و نتایج این الگوریتم با رویکرد رگرسیون گارچ مقایسه شد. استفاده از الگوریتم (LMS) نشان داد که علاوه بر حل مشکلات ناشی از طبقه بندی متغیرهای مجازی به صفر و یک قادر به حذف اثرات آرچ و خودهمبستگی‌ها نیز می باشد. طبق روش رگرسیون حداقل میانگین مربعات یک اثر مثبت برای روز یکشنبه در فاصله زمانی

www.SID.ir

Archive of SID

۱۳۸۳-۱۳۸۸ به دست آمد که نشان می دهد روز یکشنبه بر بازده بورس دارای بزرگترین اثر می باشد. در سال ۱۳۸۹ نیز اثر معنی‌داری مشاهده نشد. در پایان به دلیل اهمیت مسئله بی قاعدگی‌های بازار سهام و استفاده آن توسط سرمایه گذارن در بورس، پیشنهاد می شود که اثرات تقویمی توسط روشهای هوش مصنوعی چون شبکه های عصبی نیز بررسی شوند و نتایجشان با مدلهای گارچ نیز مقایسه شود.

فهرست منابع

۱) ابونوری،الف وایزدی، ر. (۱۳۸۵)، "ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ"، تحقیقات اقتصادی، شماره ی ۷۲، فروردین و اردیبهشت صفحات ۱۹۰– ۱۶۳.

۲) بدری، الف و صادقی، م. (۱۳۸۵)،"بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی، نوسان پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران"، پیام مدیریت، شما ره ی ۱۷ و ۱۸ - زمستا ن و بهار ، صفحات ۸۳ – ۵۵.

۳) یحیی زاده فر، م.ابونوری، الف و شبابی.ه. (۱۳۸۴)،"بررسی اثر روزهای هفته بر بازده ی سهام بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه ی آن با سایر بازارهای نوظهور (تحلیل تجربی)"، مجله ی علوم انسانی و اجتما عی دانشگاه شیراز، دوره ی بیست و دوم، شماره دوم، تابستان (پیاپی ۴۳)، ویژه نا مه حسابداری، صفحات ۱۹۵-۱۷۹.

4) Alagidede, P and Panagiotidis Th.(2006)."Calendar Anomalies in the Ghana Stouk Exchange"Loughborough University,Department of economics, Discussion paper series, WP 2006 – 13,U.K.
5) 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.
6) Brooks, C. and G. Persand.2001. "Seasonality in Southeast Asian Stock Markets: Some New Evidence on Day of the Week Effects", Applied Economic Letters, 8, , pp. 155-158.
7) Chang, E., J. Pinegar and 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.
8) Condoyanni, L., J. O'Hanlon, and C. Ward.1987. "Day of the Week Effect on the Stock Returns: International Evidence", Journal of Business Finance and Accounting, 14, pp. 159-174.
9) Cross, F. 1973."The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays", Financial Analysts Journal, 29, pp. 67-69.

www.SID.ir

Archive of SID

10) Dimson, E. and Marsh, P. (1999), "Murphy's law and market anomalies", Journal of Portfolio Management 25(2), 53–69
11) Dubois, M. and P. Louvet .1996."The Day of the Week Effect: The International Evidence", Journal of Banking and Finance, 20, pp. 1463-1485.
12) Engle, R. F.(1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica 50 ,987.
13) Engle, R. F. and Ng, V. K.(1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volality", Journal of Financial, 48, pp. 1749–78.
14) Glosten, LR and et.al (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.
15) Gabor, D. (1954). Communication theory and cybernetics. IRE Transactions on Circuit Theory, Vol. CT-1, pp. 19-31.
16) Giovanis, E . (2009). "Bootstrapping Fuzzy-GARCH Regressions on the day of the week effect in stock returns", Working paper, MPRA Paper No.22326.
17) Jaffe, J. and R. Westerfield . 1985a,"The Weekend Effect in Stock Returns: the International Evidence", Journal of Finance, 41, pp. 433-454.
18) Jaffe, J. and R. Westerfield.1985b. "Patterns in Japanese Common Stock Returns: The International Evidence", Journal of Financial and Quantitative Analysis, 20, , pp. 243-260.
19) Kamara, A. (1997). "New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns", Journal of Business, 70, No.1, pp. 63-84.
20) Maberly, E. and 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.
21) Nelson, D.B.(1991)."Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", Econometrica 59 ,347-70.
22) Poon, S.H. and Clive, W.J. G. (2003)." Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review", Journal of Economic Literature 41, pp. 478-539
23) Rogalski, R.1984, "New Findings Regarding Day of the Week over Trading and Non-trading Periods: a Note", Journal of Finance, 39, pp. 1903-1614.
24) Rubinstein, M. "2001,Rational Markets: Yes or No? The Affirmative Case", Financial Analysts Journal, 57, pp. 15-29.
25) Schwert, G. 2001,"Anomalies and Market Efficiency", in G. Constantinides., Handbook of the Economics of Finance, North Holland, Amsterdam.
26) 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, pp. 1941-1956.
27) Sullivan, R., Timmermann, A. and White, H. (2001)." Dangers of data mining: The case of calendar effects in stock returns", Journal of Econometrics, 105, pp. 249–286.
28) Widrow, B., and M.E. Hoff, Jr. (1960). Adaptive switching circuits. IRE WESCON Convention Record, pp. 96-104

www.SID.ir

Archive of SID

یادداشت‌ها

[1]. Cross, F
[2]. Rogalski, R
[3]. Chang, E., J. Pinegar and R. Ravichandran
[4]. Kamara, A
[5]. Jaffe, J. and R. Westerfield
[6]. Condoyanni, L., J. O'Hanlon, and C. Ward
[7]. Brooks, C. and G. Persand
[8]. Dubois, M. and P. Louvet
[9]. Sullivan, R., A. Timmermann, and H. White
[10]. Data mining
[11]. Rubinstein, M
[12]. Maberly, E. and D. Waggoner
[13]. Schwert, G
[14]. Steely
[15]. Adaptive filter
[16]. Gabor
[17] .self-learning
[18]. Widrow and hoff
[19]. adaptation rate
[20]. learning rate.
[21]. transversal
[22]. Nelson
[23]. Glosten et al

www.SID.ir