شناسایی و مدلسازی اثرات تقویمی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل های ARCH و GARCH

رضا راعی*- سعید باجلان**

چکیده مقاله

این مقاله به بررسی اثرات تقویمی بازده بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. در ابتدا با استفاده از یک مدل کلی که طیف وسیعی از اثرات تقویمی شناخته شده درسایر بورس های اوراق بهادار جهان را شامل می گردد به شناسایی اثرات تقویمی موجود در مقادیر بازده بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. شواهد بیانگر اثر ماه مهر و اسفند قوی مقادیر بازده می باشد. بعلاوه نتایج نشان می دهند که بازده روزانه بورس با گذشت زمان کاهش یافته است. بعد از شناسایی اثرات تقویمی و حذف این اثرات از بازده بورس و قبل از برازش مدل های ARCH و GARCH جهت شبیه سازی نوسان پذیزی بازده، با استفاده از آماره BDS به بررسی نشانه های وجود ساختار غیر خطی درمقادیر پسماند حاصل از رگرسیون پرداخته شده است. نتایج حاصل از بکارگیری این تست مؤید این مطلب است که باوجود شناسایی و حذف اثرات تقویمی از مقادیر بازده روزانه، بازهم شواهدی مبنی بر وابستگی بین آنها یافت می شود. برازش مدل های ARCH و GARCH حاکی از موفق بودن این مدل ها در شبیه سازی وابستگی مقادیر پسماند می باشد. در انتها مقاله به بررسی اهمیت منظور کردن اثرات تقویمی در پیش بینی بازده بورس پرداخته است. شواهد نشان می دهد که منظور کردن اثرات تقویمی باعث افزایش قدرت پیش بینی می گردد هر چند مدل رگرسیون معمولی که اثرات تقویمی در آن منظور شده باشد نسبت به مدل های GARCH(1,1) عملکرد بهتری را دارد.

طبقه بندی **JEL** : **G14,G10**

واژگان کلیدی: **اثرات تقویمی، بازار کارآ، نوسان پذیری، همبستگی سریالی، مدل های GARCH**

* استادیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران raei@financier.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه تهران Saeedbajalan@gmail.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

مقدمه:

این تحقیق به ارائه شواهدی مبنی بر وجود اثرات تقویمی[1] در بورس اوراق بهادار تهران می پردازد. هر ساله در زمانهای مشخصی از سال تقاضا و به تبع آن قیمت کالاهای خاصی دستخوش تغییرات نسبتاً شدیدی می گردد. مثلاً همواره با نزدیک شدن به روزهای آخر سال و تحویل سال نو تقاضا برای برخی کالاهای مصرفی به شدت افزایش می یابد. با آغاز فصل گرما تقاضای کالاهای مصرفی بادوام نظیر وسائط نقلیه و وسایل خنک کنده افزایش می یابد و در عوض تقاضای کالاهای گرم کننده کاهش می یابد، تقاضا برای اجاره مسکن تا حدودی کاهش می یابد و بازار بنگاههای املاک کساد می شود و در عوض ساخت و ساز مسکن افزایش می یابد. پاییز همواره مصادف با باز شدن مدارس و افزایش تقاضای پوشاک و لوازم و تحریر می باشد [۱]، با شروع این فصل تقاضا برای خانه های اجاره ای افزایش می یابد و در عوض بازار ساخت و ساز به دلیل آغاز فصل سرد تا حدودی از رونق می افتد.گذشته از اینها با دقت بیشتر متوجه خواهیم شد که در برخی ماههای مشخص نیز تقاضا و یا عرضه برخی کالاها تغییرات زیادی دارد برای مثال همواره با نزدیک شدن به ایام دهه فجر اکثر شرکتها به ارائه تسهیلاتی به کارمندانشان می پردازند به علاوه شرکتها تسهیلات ویژه ای به خریدارانشان در این ایام ارائه می دهند مثلا اکثر شرکتهای خودرویی به خریداران خود وام خرید اعطا می کنند یا شرکتهای تولید کننده لوازم خانگی آنها را بطور اقساطی یا با تخفیف به مشتریان خود می فروشند. در هر حال عرضه و تقاضای بسیاری از کالاها مصادف با زمانهای خاصی تغییرات زیادی را نشان می دهد.گذشته از بحث تغییرات عرضه و تقاضا الزامات قانونی نیز تا حدی بر روی عملکرد شرکتها در زمانهای مشخصی از سال اثر خاصی دارد. مثلاً در پایان سال مالی اکثر شرکتها در جهت مطلوب نشان دادن وضعیت مالی خود کوشش می نمایند؛ برای بالا بردن نسبت گردش موجودی اقدام به پایین نگه داشتن سطح موجودی و به تاخیر انداختن خریدهای لازم تا ابتدای سال بعد می نمایند و در گاهی موارد به کارهای غیر قانونی نظیر حساب آرایی[2] متوسل می شوند، جهت کاهش دوره وصول مطالبات به تکاپو جهت وصول حساب های دریافتنی و مواردی از این قبیل می افتند[۳۷]. در زمان برگزاری مجامع سالانه شرکتها، به علت مشخص شدن سود تقسیمی هر سهم در این مجامع می توان انتظار داشت که قیمت سهام شرکتها دستخوش تغییراتی گردد و بازده بورس متفاوت از زمانهای دیگر باشد[۳۳]. تمامی موارد بالا بیانگر این مطلب است که می توان انتظار داشت بازده بورس تا حدودی از فصل، ماه و یا حتی روزی از هفته که بازده در آن محاسبه می شود تاثیر بپذیرد.

[1] Calendar effects
[2] Window dressing

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

مطالعات بسیاری به شناسایی اثرات تقویمی در بازده بورس های مختلف جهان پرداخته اند که از میان آنها می توان به موارد زیر اشاره کرد:

اثر ژانویه و سایر ماهها[3] [۱۴،۳۰،۳۴،۲۷]، اثرات تعطیلی[4] [۳۶،۷،۳۴]، اثر یک روز خاص هفته[5] [۵،۱۷،۱۳،۹،۱۸].

مطالعاتی نیز وجود دارندکه به بررسی تغییرات رفتار بازده قبل و بعد از وقایع خاصی پرداخته اند: نظیر اثر توسعه فناوری اطلاعات[6] [۸] برخی مطالعات نیز چندین اثر را بطور همزمان در نظر داشته اند[۲۶].

با وجود آنکه پیرامون اثرات تقویمی در بورس های مختلف دنیا مطالعات بسیاری صورت پذیرفته است، در این زمینه در ایران مطالعات کمتری صورت پذیرفته است.در حالی که وجود برخی ویژگی ها انجام چنین مطالعه ای را در ایران ضروری می نماید.

همانگونه که می دانیم ایرانی کشوری چهار فصل است که هر چهار فصل؛ بهار، تابستان، پاییز و زمستان را با ویژگی های خاص خودشان دارا می باشد. در کشور ما دو نوع تقویم شمسی و قمری به صورت رسمی پذیرفته شده است. عمده فعالیت های اقتصادی و برنامه های رسمی بر اساس تقویم شمسی شکل می گیرند ولی روز شمار قمری نیز در شکل گیری فعالیت های اقتصادی تاثیر چشم گیری دارد. صرفنظر از تمام این بحث ها همانطور که می دانیم در ایران تعطیلات هفتگی پنج شنبه و جمعه است در هر حالی که در کشورهای مسیحی- که اکثر کشورهای صنعتی نیز در این دسته قرار می گیرند- تعطیلات هفتگی شنبه و یک شنبه است و این بدین معنی است که ایران عملاً سه روز از هفت روز هفته را با سایر کشور ها در ارتباط است و از تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی نظیر قیمت طلا و نفت در بازارهای جهانی مطلع می باشد و در سایر روزهای هفته هر چند از تغییرات اینگونه متغیرها بی اطلاع نیست اما به آنها واکنشی نمی تواند نشان دهد.

با توجه به بحث های فوق می توان به آسانی به اهمیت ترتیب مطالعه ای جهت شناسایی اثرات تقویمی در بورس تهران پی برد. این مقاله به دنبال یافتن شواهدی مبنی بر وجود اثرات تقویمی در بورس اوراق بهادار تهران است و بدین منظور تنها وجود یک اثر خاص را مورد بررسی قرار نمی دهد بلکه طیفی از اثرات گوناگون شناخته شده در بورس های مختلف جهان موردآزمایش و بررسی قرار می گیرند.

[3] January and other months effects
[4] Holiday effects
[5] Day-0f-the-week effects
[6] IT development effects

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

بررسی ادبیات تحقیق :

اثر تقویمی چیست؟

اثر تقویمی به گرایش سهام به عملکرد متفاوت در زمان های متفاوت اشاره دارد7. این تئوری بیان می دارد که در یک روز خاص از هفته، یک هفته خاص از ماه و حتی یک ماه خاص از سال احتمال بیشتری وجود دارد که قیمت سهام نسبت به سایر زمانها افزایش (کاهش) یابد. این چنین الگوهایی در حجم معاملات و همچنین نوسانات بازده نیز قابل مشاهده است مطالعاتی که برروی بازده بورس توسط شوارتز8 صورت گرفته به نتایج جالبی منتج شده از جمله:

۱- ۶ ژوئن بهترین روز برای معامله می باشد در ۷۷٪ موارد قیمت ها افزایش می یابد بر عکس ۲۶ سپتامبر بدترین روز معامله در بورس می باشد تنها در ۲۸٪ موارد قیمت ها افزایش می یابد.

۲- در ۸۰٪ موارد قیمت سهام در هفته آخر اکتبر کاهش می یابد.

۳- بازده بورس لندن در روز انتخابات ریاست جمهوری امریکا افزایش می یابد.

انواع اثرات تقویمی:

۱- اثرات ماه9: متداول ترین ناهنجاری تقویمی شناخته شده در بازارهای مالی دنیا اثرات ماه می باشند، بدین معنی که میانگین بازده به ماهی از سال که در آن قرار داریم بستگی دارد. مهمترین نتیجه تجربی حاصل از مطالعات، بازده بالاتر در ماه ژانویه نسبت به سایر ماهها می باشد[۲۷،۳۵،۱۷،۳۰]. یک توضیح برای این امر می تواند پرداخت صورتحسابهای مالیاتی در ماه دسامبر باشد که نتیجه آن مشخص شدن وجوهی است که شرکتها برای سرمایه گذاری در اختیار دارند. هاگن و لاکونیشوک در مورد علل بوجود آورنده اثر ژانویه اینگونه عنوان می نمایند که در اواخر سال سهم هایی که دارای عملکرد ضعیفی بوده اند برای فروش تحت فشار قرار می گیرند. زیرا این زیان ها در اظهارنامه مالیاتی منظور می شوند. پس از رهایی از این فشار، سهام مزبور به قیمت ماه ژانویه معامله می شوند. همچنین آنها عنوان می نمایند که تعداد بسیار زیادی از مدیران متخصص سرمایه گذاری در هنگام تحویل سال درگیر تعیین ترکیب جدید اقلام پرتفوی خود می شوند و همین امر باعث بوجود آمدن نوعی تشنج در بازار می گردد[۲۵]. گذشته از اثر ماه ژانویه10 ممکن است ماههای دیگر نیز اثراتی بر روی بازده

[7] http://www.investopedia.com
[8] David Schwartz: financial analyst of London stock exchange
[9] Month effects
[10] January effect

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

بورس داشته باشند. در انگلیس یک ضرب المثل[11] وجود دارد که بیانگر اعتقاد عمومی به کاهش بازده در فاصله ماههای می و آگوست می باشد. از جمله علل اثر تقویمی ماهها می توان به تعطیلات، تعداد روزهای کاری در ماه، فصلی بودن سود، سررسید صورتحسابهای مالیاتی و مواردی از این قبیل اشاره کرد.

۲- اثرات درون ماه[12]: این اثر بیانگر تغییرات بازده در درون هر ماه به موازات سپری شدن روزهای آن ماه می باشد. مطالعات نشان دهنده بالاتر بودن بازده در روزهای آغازین ماه نسبت به سایر روزهای ماه می باشد[۶،۳۲،۳۳،۲۸]. زیادتربودن نقدینگی در روزهای آغازین ماه[۳۲] و همچنین اعلان درآمد[۳۳] را ازجمله عللی می توان دانست که محققین برای این پدیده ذکر می نمایند. شیوه ای که پژوهشگران جهت تعیین اثرات درون هر ماه بکار گرفته اند یکسان نیست. عده ای بین نیمه اول ماه و نیمه دوم آن تفاوت قائل شده اند[۶] در حالی که عده ای دیگر ماه را به سه قسمت ده روزه تقسیم نموده اند[۲۸] و از این طریق اثرات درون ماه را مورد شناسایی قرار داده اند.

۳- اثرات تعطیلی[13]: این اثر بیانگر متفاوت بودن میانگین بازده در روزهای قبل از تعطیلی و بعد از آن می باشد. مطالعاتی که روی این اثر صورت گرفته نشان دهنده بالاتر بودن بازده در روزهای قبل از تعطیلات به دلیل افزایش فعالیت درچنین روزهایی و کمتر بودن آن در روزهای بعد از تعطیلات می باشد[۷،۳۴،۳۶]. عده ای از محققین عنوان نموده اند که مبادله کنندگان سهام تحمل نااطمینانی های دارایی های سهام خود را در تعطیلات ندارند. از این رو ترجیح می دهند آنها را به حساب های دیگر تبدیل کنند[۲۱].

اثرات روزهای هفته[14]: این اثر بیان کننده متفاوت بودن میانگین بازده در هر روز هفته نسبت به روزهای دیگر می باشد. شواهد زیادی مبنی بر وجود اثر منفی قوی بر روی بازده در اولین روز فعالیت های تجاری هر هفته وجود دارد [۵،۱۷،۱۳،۹،۱۸]. دلیل این امر احتمالاً نشر اخبار بد در روزهای تعطیلی بازار می باشد. دوره های پرداخت توضیح قوی تری بوده که توسط بسیاری از محققین برای بیان اثر پایان هفته استفاده گردیده است بدین معنا که سهامی که در یک روز خریداری می شود به اندازه چند روز کاری فرصت دارد تا پول آنها پرداخت شود؟ سرمایه گذارانی که سهامشان را در دو شنبه می فروختند می توانستند پول خود را ظرف چهار روز

[11] Sell in may and go away
[12] Within-month effects
[13] Holiday effects
[14] Day-of-the week effects

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

دریافت نمایند در حالیکه کسانی که در روزهای دیگر می فروختند قادر نبودند تا شش روز پولشان را بگیرند [۲۲،۲۹،۳۱]. عده ای نیز این اثرات را به طبیعت انسان رابط داده اند و عنوان نموده اند که طبیعت انسان چنان است که مایل به انتشار سریع اخبار خوب و تاخیر در بیان خبرهای بد است. لذا سرمایه گذاران تا انتهای هفته خبرهای بد را به تعویق می اندازند [۴،۳۱].

چرا در یک بازار کارآی ضعیف[15] اثرات تقویمی حذف نمی شوند؟

در یک بازار کارآ در سطح ضعیف قیمت دارایی ها بطور کامل اطلاعات گذشته را که شامل اثرات تقویمی نیز می باشد منعکس می کند[۲۰]. این امر این سوال را به ذهن متبادر می کند که آیا آگاهی از اثرات تقویمی به پیش بینی قیمت ها کمک می کند ، از این گذشته اگر چنین اثراتی منظم و قابل پیش بینی هستند چرا بوسیله مکانیسم های بازار در یک بازار کارآ حذف نمی گردند؟

برای این مطلب شاید دلایل چندی وجود داشته باشد از جمله اینکه: اولاً ممکن است هزینه های معاملاتی از سود بالقوه زیادتر باشند و لذا برای کارگزاران تلاش جهت بهره گیری از این فرصت ها توجیه اقتصادی نداشته باشد. ثانیاً ممکن است در رابطه با اهمیت اثرات تقویمی عدم اطمینان وجود داشته باشند مخصوصاً اگر در گذشته این اثرات واریانس بزرگی داشته باشند و ثالثاً ممکن است این امر به دلیل عواملی خارج از بازار باشد عواملی نظیر: زمان اعلان عمومی نرخ بهره، تغییرات و یا انتشار صورتهای سود و زیان و... که باعث تداوم اثرات تقویمی می گردند[۲۶].

گزاره های تحقیق:

اهداف کلی

اهداف کلی این تحقیق را می توان به شرح زیر عنوان کرد:

۱) شناسایی اثرات تقویمی موجود در بورس اوراق بهادار تهران. بدین منظور طیف وسیعی از اثرات تقویمی در نظر گرفته شده است.
۲) تعیین اینکه آیا منظور کردن این اثرات قدرت پیش بینی را افزایش خواهد داد یا خیر؟
۳) بررسی این موضوع که آیا این افزایش قدرت پیش بینی احتمالی نسبت به مدل رگرسیون معمولی به اندازه ای اهمیت دارد که جهت شناسایی آنها هزینه صرف کرد؟

ارائه چارچوب نظری :

در این تحقیق با توجه به اهداف آن با استفاده از متغیرهای مجازی[16] صفر و یک به شناسایی اثرات تقویمی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. اثرات مورد بررسی در این تحقیق شامل اثرات؛

[15] Weak efficiency
[16] Dummy

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

سال، ماه، ثرات قبل از تعطیلات و بعد از تعطیلات می باشند که با توجه به پیشینه تحقیق جز مهمترین اثرات شناخته شده در سایر بورس های دنیا هستند. با توجه به اعمال حجم مبنا از مرداد ماه ۱۳۸۲ توسط سازمان بورس به منظور کنترل دامنه نوسان قیمت ها درنظر گرفتن یک متغیر جهت حذف اثرات احتمالی آن بر روی اثرات تقویمی ضروری می نماید. همچنین متغیری نیز جهت منظور کردن اثر انتخابات و تغیرات دولت که در فاصله زمانی تحقیق می باشد در نظر گرفته شده است. بعد از شناسایی و حذف این اثرات به بررسی وجود ساختار در پسماندهای17 رگرسیون پرداخته می شود. آماره ای که جهت شناسایی وجود ساختار از آن استفاده می شود آماره BDS می باشد. در صورت تایید شدن فرض وجود ساختار در پسماندها با استفاده از مدل های ARCH و GARCH سعی در توضیح ساختار این پسماندها خواهد شد. در بخش انتهایی مقاله نیز به بررسی اهمیت وارد کردن اثرات تقویمی در مدل های پیش بینی بازده پرداخته می شود. بدین منظور قدرت پیش بینی مدل هایی که اثرات تقویمی در آنها منظور گردیده نسبت به مدل هایی که اثرات تقویمی را منظور نمی دارند از طریق آماره RMSE با یکدیگر مقایسه می شود.

جامعه آماری و نمونه تحقیق:

جامعه آماری این تحقیق ارقام مربوط به شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران می باشد. با توجه به پایین بودن حجم معاملات در سالهای قبل از دهه ۸۰ و همچنین ناآگاهی اکثر عامه مردم نسبت به ساز وکار بورس و عدم آشنایی با مقدمات سرمایه گذاری در بورس، بازار سهام ایران در این دوره را به هیچ عنوان نمی توان یک بازار کاراً حتی در سطح ضعیف فرض کرد[۱]. لذا جهت انجام این تحقیق از داده های مربوط به فاصله سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ استفاده شده است.

نمونه آماری این تحقیق مشتمل بر ۱۱۵۲ مشاهده می باشدکه ارقام مربوط به شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران از تاریخ ۱۳۸۰/۱/۵ تا ۱۳۸۴/۹/۳۰می باشد. جهت ارزیابی عملکرد مدل ها یی که اثرات تقویمی در آنها وارد شده است نسبت به مدل هایی که اثرات تقویمی را منظور نمی دارند نیز از ارقام شاخص در فاصله زمانی ۱۳۸۴/۱۰/۳ تا ۱۳۸۵/۵/۱۶ که مشتمل بر ۱۵۱ مشاهده است استفاده شده است. کلیه ارقام مربوط به شاخص در طی این دو دوره از پایگاه اطلاع رسانی بورس اوراق بهادار تهران18 استخراج شده است.

تجزیه و تحلیل داده های تحقیق:

نگاهی کلی به روند شاخص و بازده بورس اوراق بهادار تهران

[17] Residual
[18] www.tses.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار، شاخصی از نوع میانگین حسابی با وزنهایی برابر ارزش بازاری سهام شرکت هاست و با نام بین المللی تپیکس19 شناخته می شود. زمان پایه این شاخص ۱۳۶۹/۱/۱ و عدد مبنای آن برابر ۱۰۰ درنظر گرفته شده است. عدد شاخص در زمان t با استفاده از رابطه زیر به دست می آید:

$$TEPIX_t = \lambda \sum_{i=1}^{n} C_i P_{it} / \sum_{i=1}^{n} C_i P_{ip}$$

λ: ضریب تعدیل یا تعدیلگر، برای آنکه عدد شاخص در زمان پایه (عدد مبنا) برابر ۱۰۰ به دست آید. از سوی دیگر، تعدیل شاخص نسبت به تغییرات بعدی شرکت ها و تغییرات سهام آنها نیز در این ضریب دیده می شود.

C_i: تعداد سهام منتشره توسط شرکت iام

P_{it}: قیمت سهام شرکت iام در زمان t

b: زمان پایه (۱۳۶۹/۱/۱)

n: تعداد سهام موجود در سبد تشکیل دهنده شاخص

هر گاه $W_i = C_i P_{ib}$ برابر ارزش بازاری سهام شرکت iام در زمان پایه در نظر گرفته شود. رابطه بالا را می توان بصورت زیر نوشت:

$$TEPIX_t = \lambda \sum_{i=1}^{n} (P_{it} / P_{ib}) / \sum_{i=1}^{n} W_i$$

اگر فرض کنیم: $\lambda^* = 1/\sum W_i$ آنگاه می توان نوشت:

$$TEPIX_t = \lambda^* \sum_{i=1}^{n} W_i (P_{it} / P_{ib})$$

گاهی قیمت سهام شرکت ها به دلایلی غیر از ساز و کار عرضه و تقاضای بازار تغییر می کند. برای مثال افزایش سرمایه شرکت ها به تغییر تعداد و قیمت سهام شرکت ها می انجامد. در این حالت جداسازی اثر تغییرات تعداد سهام شرکت بر شاخص سهام ناگزیر می باشد. به عبارت دیگر در چنین حالتی باید شرط ذیل برقرار باشد:

$$\sum_{i=1}^{n} C_i P_{it} / \sum_{i=1}^{n} C_i P_i = \sum_{i=1}^{n} (C_i P_{it} + V_i) / B$$

[19] Tehran Stock Exchange Price Index (TEPIX)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

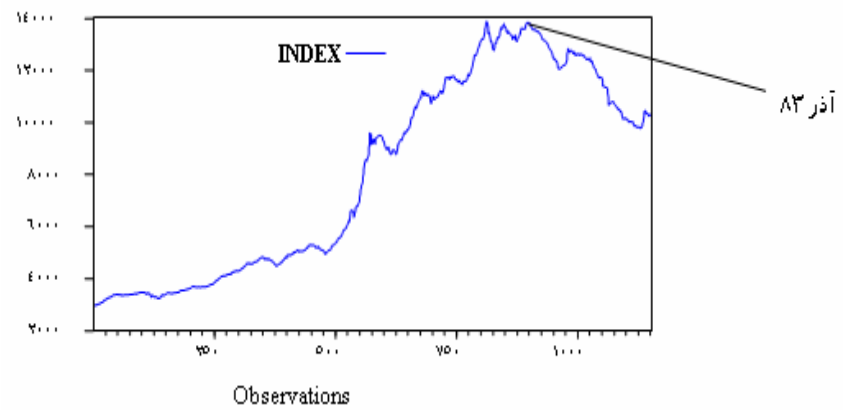
که V_i ارزش تغییرات تعداد سهام شرکت iام و B ارزش پایه سهام پس از تغییر تعداد سهام شرکت هاست. بدین ترتیب بر پایه رابطه بالا ارزش پایه پس از تغییر تعداد سهام برابر است با:

$$B = \left[\sum_{i=1}^{n} (C_i P_{it} + V_i) / \sum_{i=1}^{n} C_i P_{it} \right] (\sum_{i=1}^{n} C_i P_{ib})$$

به طور کلی شاخص قیمت سهام بگونه ای طراحی شده است که حرکتهای قیمتی سهام داد و ستد شده را (براثر ساز و کار عرضه و تقاضا) در بازار بورس نشان می دهد. لذا شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران همواره پس از افزایش یا کاهش شرکت های پذیرفته شده در بورس، افزایش سرمایه شرکت ها از محل آورده های نقدی و یا مطالبات سهامداران تعدیل می شود[۲].

لازم به ذکر است که نحوه محاسبه شاخص کل بورس در ایران متناسب با وضعیت آن، رکود یا بحران و با توجه به تدبیرهای اتخاذ شده از سوی دبیران وقت تغییراتی را شاهد بوده است. در مرداد ۱۳۸۲ ضمن معرفی حجم مبنا از سوی سازمان بورس مقرر شد تا قیمت های موزون شده برمبنای حجم جهت تعیین قیمت پایانی استفاده گردد. عنصر دوم جدید در تعیین شاخص بورس اوراق بهادار تهران، تعیین ضریب برای تعداد سهامی است که جهت معامله توسط سرمایه گذاران در دسترس است. این تعداد سهام شناور آزاد۲۰ نام گرفت. و مقرر شد که برای محاسبه شاخص بجای استفاده از تعداد کل سهام شرکت از تعداد سهام شناور آزاد آن استفاده نمایند.

روند کلی شاخص بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی ۱۳۸۰/۱/۵ تا ۱۳۸۴/۹/۳۰ در نمودار ۱ نشان داده شده است. همانطور که از نمودار نیز پیدا است شاخص بورس تا آذر ماه ۱۳۸۳ روند صعودی را پیموده است از اواخر آذر همین سال این روند رو به رشد معکوس شده است و شاخص بورس سیر نزولی را خود را آغاز کرده است.

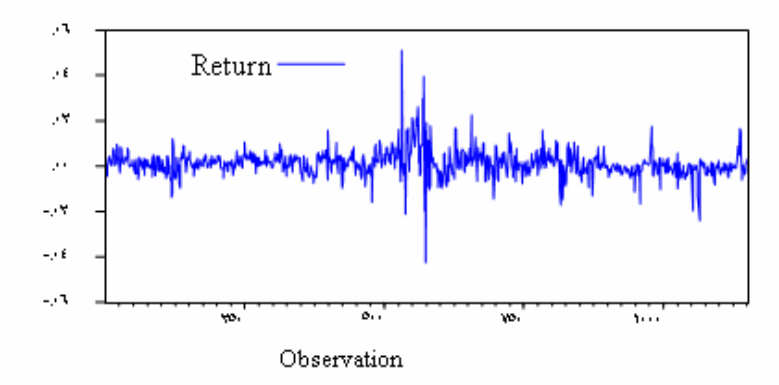


[20] Free Float

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

نمودار ۱:روند کلی شاخص بورس در فاصله زمانی تحقیق

نمودار شماره ۲ روند کلی بازده روزانه بورس را نشان می دهد.از این نمودار این برداشت کلی حاصل می شود که میانگین بازده در طول زمان تقریباً ثابت است اما واریانس آن در طول زمان متغیر می باشد.



نمودار شماره ۲:روند کلی بازده روزانه بورس

نمودار شماره ۳ هیستوگرام و آماره های توصیفی بازده بورس را در فاصله زمانی تحقیق نشان می دهد. همانگونه که در نمودار مشاهده می شود میانگین بازده روزانه بورس در این فاصله زمانی ۰/۰۰۱۰۷۸با انحراف معیار۰/۰۰۵۶۲۵ می باشد.

آماره جامعی که جهت تعیین نرمال بودن یا نبودن یک توزیع مورد استفاده قرار می گیرد آماره Jarque-Bera می باشد. این آماره از طریق فرمول زیر محاسبه می شود و همانطور نیز که از فرمول آن مشخص است هر دو آماره کشیدگی21 وچولگی22 را درون خود دارد:

$$Jarque-Bera=\frac{N-K}{6}(Skewness^2+\frac{(Kurtosis-3)^2}{4})$$

N:تعداد کل مشاهدات

K:تعداد درجات آزادی

$Skewness$:چولگی توزیع مقادیر بازده

$Kurtosis$:کشیدگی توزیع مقادیر بازده

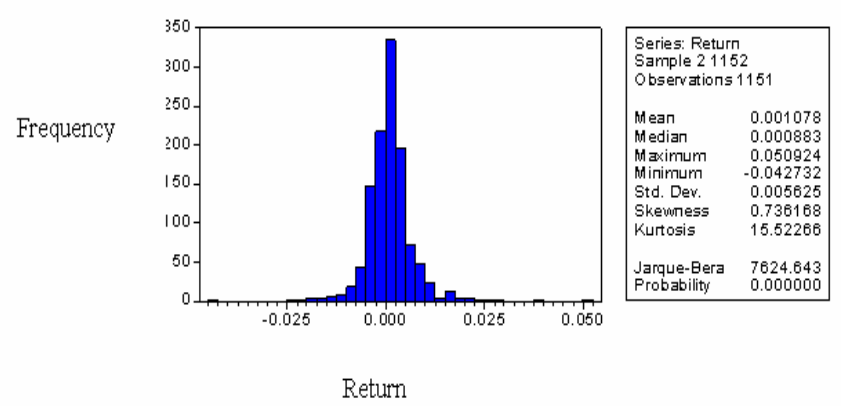
بر طبق فرض صفر در صورت نرمال بودن توزیع،، آماره فوق یک آماره با توزیع χ^2و دو درجه آزادی است. مقادیر بزرگ این آماره منجر به رد فرضیه صفر یعنی رد فرضیه نرمال بودن توزیع در سطح اطمینان مشخص می گردد[۱۲]. همانگونه که از نمودار شماره ۳ نیز مشخص است مقدار این آماره

[21] Kurtosis
[22] Skewness

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

برای توزیع فوق بسیار بزرگ (JB =۷۶۲۴/۶۴۳) می باشد و با توجه به مقدار احتمال ذکر شده برای این آماره فرض نرمال بودن این توزیع رد می گردد.



نمودار شماره ۳:هیستوگرام و آماره های توصیفی مربوط به بازده بورس در فاصله زمانی تحقیق

تجزیه و تحلیل اولیه با استفاده از مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی(OLS)

شکل اولیه معادله ای که جهت برازش رگرسیون مورد استفاده قرار گرفت بصورت زیر می باشد:

$$R_t = \alpha + \alpha_1 R_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \beta_i M_{it} + \delta_1 preh_t + \delta_2 Posth_t + \lambda_1 postelect_t + \gamma_1 Year_t + \omega_1 Month_t + \varphi_1 BV_t + u_t$$

تعریف متغیرهای مدل:

متغیر وابسته:

R_t: بازده بورس اوراق بهادار تهران

تعریف عملیاتی: تجزیه و تحلیل ها در این مقاله بر مبنای بازدهی روزانه بورس اوراق بهادار تهران صورت گرفته است.بازدهی روزانه بورس به صورت زیر تعریف شده است:

$$R_t = \ln(P_t / P_{t-1})$$

R_t: بازدهی روزانه بورس اوراق بهادار تهران

P_t: شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در زمان t

متغیرهای مستقل:

۱) M_{it}: اثر تقویمی ماه

تعریف مفهومی: این اثر بیانگر وابستگی بازده بورس به ماهی از سال است که بازده در آن محاسبه می شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

تعریف عملیاتی: جهت شناسایی این اثر از یازده متغیر مجازی صفر و یک بنام M_i استفاده کرده ایم که i در آن اندیس شماره ماه می باشد. بدین صورت که برای ماه بهمن برابر یک و برای ماه آذر برابر یازده فرض شده است. در صورتی که روزی که برای آن بازده محاسبه می شود در ماه i قرار داشت باشد مقدار این متغیر برابر یک و در غیر اینصورت صفر است.

۲) $preh_t$ و $posth_t$: اثر تقویمی تعطیلات

تعریف مفهومی: این اثر بیان می دارد که بازده روزانه بورس به قرار گرفتن این روز قبل از تعطیلات و یا بعد از آن وابستگی دارد.این اثر را می توان به دواثر قبل از تعطیلات23 و بعد از تعطیلات24 تفکیک نمود.

تعریف عملیاتی: جهت شناسایی این دو اثر از دو متغیر مجازی بنام های $preh_t$ و $posth_t$ که به ترتیب بیانگر اثر تقویمی قبل از تعطیلات و بعد از تعطیلات می باشند استفاده شده است. در صورتی که روزی که برای آن بازده محاسبه می شود قبل از تعطیلات بازار باشد مقدار متغیر $posth_t$ یک و در غیراینصورت صفر است و به همین ترتیب برای متغیر $posth$؛ درصورتی که روزی که بازده برای آن محاسبه می شود بعد از تعطیلات باشد مقدار این متغیر یک و در غیر اینصورت صفر است.

۳) $Year_t$: سال

تعریف مفهومی: از آنجا که روند کلی شاخص اینگونه بنظر می آید که با گذشت زمان افزایش می یابد جهت خنثی کردن این اثر و حذف آن از یک متغیر بنام سال $Year_t$ استفاده شده است.

تعریف عملیاتی: متغیر $Year_t$ جهت خنثی کردن اثرات گذشت زمان بر روی شاخص بدین صورت تعریف شده است که برای سال ۱۳۸۰(سال مبنا) آنرا یک منظور کرده ایم و با گذشت هر سال یک واحد به مقدار این متغیر افزوده شده است.

٤) $Month_t$: ماه

تعریف مفهومی: این متغیر نیز نظیر متغیر سال برای شناسایی اثرات تغییر شاخص در طول زمان بکار رفته تنها تفاوت آن با متغیر سال در این است که این متغیر به شناسایی اثرات تغییر شاخص در درون یکسال می پردازد.

[23] Pre holiday
[24] Post holiday

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

تعریف عملیاتی: جهت شناسایی تغییرات فوق از یک متغیر بنام *Month* استفاده شده بدین صورت که مقدار آن برای ماه فرودین برابر یک و برای ماه اسفند برابر دوازده در نظر گرفته شده است.

۵) $postelect_t$: اثر انتخابات

تعریف مفهومی: از آنجا که نمونه تحقیق شامل دوره انتخابات ریاست جمهوری و تغییرات دولت نیز می باشد، متغیری جهت شناسایی اثرات این تغییرات وارد مدل تحقیق شده است.دلیل وارد کردن متغیر فوق در مدل را می توان بدین گونه بیان کرد که بطور عام این تغییرات در هر کشوری بدلیل تغییر سیاست های اقتصادی و سیاسی اثراتی را بر روی شاخص بورس آن کشور دارد. در کشور ایران بطور خاص این تغییرات به تغییرات سیاست دولت در رابطه با احقاق حقوق مسلم مردم ایران در برخورداری صلح آمیز از انرژی هسته ای و پافشاری بر این امر انجامید. لذا با توجه به احتمال وجود تحریم هایی علیه ایران به نظر می آید این تغییر سیاست دولت اثراتی را روی شاخص بورس گذاشته است.

تعریف عملیاتی: جهت شناسایی این اثر از یک متغیر مجازی بنام *postelect* استفاده شده است در صورتی که مشاهده ای قبل از انتخابات ریاست جمهوری(۱۳۸۴/۴/۶) صورت گرفته باشد مقدار این متغیر صفر و در غیر اینصورت یک است.

۶) BV_t: اثر حجم مبنا

تعریف مفهومی: در مرداد ماه سال ۱۳۸۲ بر اساس تصمیمات متخذه از سوی سازمان بورس قرار شد سهام یک شرکت در صورتی بتواند در یک روز معاملاتی ۵٪ نوسان داشته باشد که حداقل ۱۵٪ از سهام آن در طول یکسال معامله شود. با احتساب ۲۵۰ روز کاری حجم مبنای سهام هر شرکت ۰/۰۰۰۶ تعداد سهام منتشره توسط شرکت تعیین در هر روز تعیین شد. مسئولان بورس به دلیل افزایش گردش سهام شرکت ها در بورس تهران به ۲۱٪ کل ارزش بازار در سال پس از اجرای اولیه طرح، حجم مبنای را از ۰/۰۰۰۶ به ۰/۰۰۰۸ افزایش دادند. در سال ۱۳۸۴ دامنه نوسان پنج درصدی قیمت هر سهم در یک روز به دو درصد کاهش یافت.

تعریف عملیاتی: جهت شناسایی اثرات احتمالی این اقدام سازمان بورس بر روی بازده و اثرات تقویمی متغیر مجازی بنام $\overline{BV}$ منظور گردیده است. مقدار این متغیر قبل از مرداد ماه ۱۳۸۲ برابر صفر و بعد از آن یک فرض گردیده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

۷) u_t: جز اخلال[25] مشاهده در زمان t

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

[25] Noise(error term)

نتایج حاصل از بکارگیری نرم افزار جهت برازش رگرسیون فوق در جدول شماره ۱ آورده شده است.

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدا	-۰/۰۰۰۸۰۲	۰/۰۰۰۵۶۶	-۱/۴۱۶۳۶۰	۰/۱۵۶۹
بازده با تاخیر یک روزه	۰/۳۸۱۱۶۵	۰/۰۲۷۴۵۶	۱۳/۸۸۲۵۷	۰/۰۰۰
تیر	۰/۰۰۱۲۷۴	۰/۰۰۰۵۲۴	۲/۴۳۳۸۵۶	۰/۰۱۵۱
آبان	۰/۰۰۱۲۶۲	۰/۰۰۰۵۳۹	۲/۳۴۰۲۲۹	۰/۰۱۹۴
آذر	۰/۰۰۱۵۲۵	۰/۰۰۰۵۵۸	۲/۷۳۴۶۴۲	۰/۰۰۶۳
قبل از تعطیلات	۰/۰۰۱۱۷۹	۰/۰۰۰۳۵۷	۳/۳۰۵۳۲۷	۰/۰۰۱۰
بعد از انتخابات	-۰/۰۰۲۰۰	۰/۰۰۰۴۹۳	-۴/۰۵۶۲۳۵	۰/۰۰۰۱
ماه	-۰/۰۰۰۱۵۰	۴/۸۹E-۰۵	-۳/۰۵۹۶۳۷	۰/۰۰۲۳
ضریب تعیین			۰/۲۱۲۵۶۵	
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۲۰۷۷۳۸	
آماره دوربین - واتسن			۲/۰۹۰۹۴۵	

جدول شماره ۱: خروجی های نرم افزار قبل از تصحیح فرم معادله رگرسیون

علیرغم معنی داری ضرایب متغیر های؛ $R(-1)$ یعنی بازده بورس با تاخیر یک روز ، M_6, M_{10}, M_{11} که به ترتیب بیانگر ماههای تیر، آبان و آذر می باشند، روزقبل از تعطیلات *preh* ، اینکه مشاهده در چندمین ماه سال صورت گرفته باشد یعنی متغیر *Month* و دوره بعد از انتخابات *postelect* در سطح اطمینان ۹۵٪ ($\alpha = 5\%$)، تحلیل های بیشتری که توسط دو تست Serial Correlation LM Test و Correlograms and Q-statistics روی مقادیر پسماند حاصل از رگرسیون بالا صورت گرفت، بیانگر احتمال بسیار بالای وجود همبستگی سریالی[26] مرتبه دوم در مقادیر پسماند بود که توسط آماره Durbin-Watson قابل شناسایی نیست. شکل کلی همبستگی سریالی مرتبه p بصورت زیر می باشد:

$$y_t = x_t'\beta + u_t$$

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \ldots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$$

از آنجا که قبل از تصحیح فرم معادله نمی توان آنرا جهت برازش رگرسیون و پیش بینی بکار برد لذا جهت تصحیح فرم معادله رگرسیون و منظور کردن همبستگی سریالی درجه دوم متغیر AR_2 را وارد معادله گردید. خروجی های نرم افزار بعد از منظور کردن این متغیر در معادله رگرسیون بصورت زیر تغییر یافت:

[26] Auto correlation

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدا	۰/۰۰۱۹۲۷	۰/۰۰۰۴۳۹	۴/۳۹۰۱۳۶	۰/۰۰۰۰
بازده با تاخیر یک روزه	۰/۳۵۶۴۱۷	۰/۰۲۹۳۵۹	۱۲/۱۳۹۸۴	۰/۰۰۰۰
بهمن	-۰/۰۰۱۰۸۲	۰/۰۰۰۷۰۸	-۱/۵۲۹۳۳۹	۰/۱۲۶۵
اسفند	-۰/۰۰۱۴۸۷	۰/۰۰۰۶۹۲	-۲/۱۴۸۲۲۶	۰/۰۰۳۱
مهر	-۰/۰۰۱۷۷۶	۰/۰۰۰۶۱۶	-۲/۸۸۱۲۰۱	۰/۰۰۴۰
سال	-۰/۰۰۰۳۱۰	۰/۰۰۰۱۲۹	-۲/۳۹۶۱۸۹	۰/۰۱۶۷
خود رگرسیو مرتبه ۲	۰/۱۵۸۱۹۰	۰/۰۳۰۹۹۵	۵/۱۰۳۶۸۸	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین			۰/۲۱۵۱۴۰	
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۲۱۱۰۱۳	
آماره دوربین – واتسن			۱/۹۸۲۷۸۶	

جدول شماره ۲: خروجی های نرم افزار بعد از تصحیح فرم معادله رگرسیون

همانگونه که از جدول فوق مشهود است ضرایب مربوط به سه ماه تیر، آبان وآذرکه قبل از تصحیح فرم معادله رگرسیون معنی دار بودند با تصحیح فرم معادله و منظور کردن همبستگی سریالی مرتبه دوم دیگر معنی دار نیستند. همچنین متغیر های مربوط به اثر انتخابات، ماه و اثر قبل از تعطیلات معنی داری خود را از دست دادند. در عوض متغیرهای مربوط به ماههای اسفند، مهر و سال معنی دار شده اند. ضریب منفی مربوط به متغیرهای ماههای اسفند و مهر بیانگر کاهش بازده روزانه این بورس در این ماههای سال نسبت به سایر ماهها می باشد. با توجه به اینکه پایان سال مالی اکثر شرکت های فعال در بورس اسفند می باشد و در واقع این فصل با توجه به انتشارعملکرد یک ساله شرکت ها، موعد تصمیم گیری سهامداران شرکت ها در مورد خروج و یا نگهداری سهامشان می باشد افت قیمت سهام و در نتیجه کاهش بازده بورس در این ماه چندان دور از انتظار نیست. لازم به ذکر است که اکثر تعدیلات سود صورت گرفته در این ماه، تعدیلات منفی می باشد زیرا مدیران تمایل دارند تا آخرین لحظات از انجام تعدیلات منفی سود اجتناب نمایند در حالیکه تعدیلات مثبت سود را معمولاً خیلی زودتر افشا می نمایند این پدیده در تطابق با سایر بورس های دنیا می باشد[۴،۳۱]. درمورد کاهش بازده روزانه بورس در مهر ماه نیز شاید بتوان اینگونه استنباط نمود که با توجه به پایان فصل گرما، تقاضا برای بسیاری از کالاهای سرمایه ای نظیر خودرو، مسکن و غیره کاهش می یابد. با توجه به اینکه حجم عمده ای از بازار سرمایه ایران را نیز شرکت های فعال در این زمینه ها نظیر شرکت های خودرو سازی و سیمانی تشکیل می دهند، کاهش تقاضا برای اینگونه محصولات باعث کاهش فروش این شرکت ها

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

می گردد. ضریب منفی متغیر مربوط به سال (روند بازده) حاکی از کاهش بازده با سپری شدن زمان می باشد این اثر را به دوگونه می توان توجیه نمود: یک توجیه می توان به این شکل باشد که افزایش شفافیت اطلاعاتی در مقایسه با گذشته و حرکت بازار به سمت کارآیی باعث گردیده نتوان مانند گذشته بازده های غیر عادی کسب نمود. توجیه دیگر اینکه افزایش عمق بازار سرمایه باعث گردیده که عملکرد یک شرکت نتواند مانند گذشته تاثیر به سزایی بر بازده کل بازار داشته باشد و حرکت کلی شاخص در مقایسه با گذشته سخت تر شده است. همچنین اعمال محدودیت حجم مبنا از سال ۱۳۸۲ و کاهش دامنه نوسان از ۵٪ به ۲٪ در سال ۱۳۸۴ از دیگر عواملی است که ممکن است باعث کاهش بازده روزانه بورس گردیده باشد.

ضریب تعیین[27] رگرسیون فوق برابر با ۰/۲۱۵۱۴۰ می باشد یعنی اینکه متغیرهای فوق می توانند حدود ۰/۲۱ تغییرات بازده را تعیین نمایند. ضریب تعیین تعدیل شده[28] رگرسیون فوق برابر ۰/۲۱۱۰۱۳می باشد که با ضریب تعیین آن تفاوت چندانی ندارد دلیل این امر را می توان تعداد بسیار زیاد مشاهدات رگرسیون فوق دانست که باعث گردیده تعداد زیاد متغیرهای رگرسور[29] در آن نتواند تاثیر چندانی داشته باشد.

آماره F-statistic که معنی داری کلی رگرسیون را آزمایش می کند برای مدل فوق برابر ۵۲/۱۲۷۱۹ است. طبق فرض صفر در صورتی که این آماره در سطح خطای مشخصی معنی دار نباشد رگرسیون بطور کلی معنی دار نیست. با توجه به مقدار زیاد این آماره برای رگرسیون فوق و همچنین میزان احتمال معنی دار نبودن آن که تقریباً صفر است این فرض که رگرسیون بطور کلی معنی دار است تایید می شود.

آماره Durbin-Watson آماره ای است که جهت مشخص کردن وجود یا عدم وجود همبستگی سریالی مرتبه اول بکار می رود، این آماره بصورت زیر تعریف می شود :

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{T} (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T} \varepsilon_t^{\,2}}$$

بطور تقریبی در صورتی که مقدار آماره فوق برابر ۲ باشد نتیجه می گیریم که فرض وجود همبستگی سریالی منتفی است . در صورتی که مقدار این آماره بزرگتر از ۲ باشد بیانگر احتمال وجود همبستگی

[27] R-Squared
[28] Adjusted R-Squared
[29] Regressor

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

سریالی منفی و در صورت کوچکتر بودن از صفر بیانگر همبستگی سریالی مثبت است. با توجه به مقدار آماره DW برای رگرسیون بالا (۱/۹۸۲۷۸۶) می توان بیان کرد که فرض وجود همبستگی سریالی مرتبه اول در پسماندهای رگرسیون فوق منتفی است.

بررسی وجود ساختار درمقادیر پسماند

جهت بررسی وجود ساختار در مقادیر پسماند حاصل از رگرسیونOLS ، از آماره BDS استفاده شده است.آماره BDS توسط بروکت[30] در سال ۱۹۸۷ به عنوان وسیله ای جهت بررسی این موضوع که آیا مقادیر یکسری مستقل از یکدیگر ودارای توزیع مشابه[31] (IID) می باشند معرفی گردید. ایده ای که درورای این تست قرار دارد نسبتاً ساده است. برای انجام تست ابتدا فاصله ε را در نظر می گیریم. اگر مشاهدات سری واقعاً مستقل از یکدیگر و دارای توزیع مشابهی باشند، آن وقت احتمال اینکه فاصله هر جفت از نقاط این سری کمتر یا مساوی اپسیلون باشد همواره برابر مقدار ثابتی است. این مقدار ثابت را با $C_1(\varepsilon)$نشان می دهند.همچنین می توان مجموعه هایی که متشکل از چندین زوج از نقاط هستند را در نظرگرفت،یک شیوه ساختن چنین مجموعه هایی حرکت در درون مشاهدات متوالی نمونه می باشد.برای مثال با در نظر گرفتن مشاهدات s و t از سری x می توان مجموعه زیر را ساخت:

$$\{(x_s, x_{t)}), (x_{s+1}, x_{t+1}), ..., (x_{s+m-1}, x_{t+m-1})\}$$

m را بعد درونی[32] می نامند و برابر تعداد مشاهدات متوالی در یک مجموعه می باشد. احتمال مشترک اینکه هر نقطه واقع در مجموعه شرط اپسیلون را رعایت کند را با $C_m(\varepsilon)$ نشان می دهند.

حال اگر واقعاً این مشاهدات مستقل از یکدیگر باشند آنگاه این احتمال مشترک برابر حاصلضرب احتمال هر کدام از دوتایی ها می باشد، یعنی:

$$C_m(\varepsilon) = C_1^m(\varepsilon)$$

از آنجا که جهت محاسبه مقادیر عبارت بالا از نمونه گیری استفاده می شود این رابطه بصورت کامل برقرار نمی گردد بلکه همواره مقداری خطا وجود دارد. .هر چه مقدار این خطا بزرگتر باشد، احتمال اینکه این خطا ناشی از نمونه گیری باشد کمتر می گردد. آماره BDS در واقع مبنایی جهت قضاوت در مورد میزان خطا ارائه می دهد.این آماره که بصورت زیر تعریف می شود:

[30] Broket
[31] Independently and identically distributed
[32] Embedding dimension

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

$$BDS = \frac{\sqrt{n[C_m(\varepsilon) - C_1^m(\varepsilon)}}{\sigma_m(\varepsilon)} \approx N(0,1)$$

دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار یک است. قرارگرفتن میزان این آماره در ناحیه بحرانی برای یک سری خاص به معنای رد فرضیه؛ مستقل بودن مشاهدات از یکدیگر و مشابه بودن توزیع آنها در سطح اطمینان معین می باشد.

خروجی های نرم افزار جهت محاسبه آماره BDS و آزمون فرض مستقل بودن مشاهدات از یکدیگر و مشابه بودن توزیع آنها برای مقادیر سری پسماند ناشی از رگرسیون در جدول شماره ۳ آورده شده است:

بُعد	آماره *BDS*	آماره z	احتمال
۲	۰/۰٤٥۹۳۲	۱٤/۹۲۷۸٥	۰/۰۰۰۰
۳	۰/۰۷۷٥٦٦	۱٥/۸٦٥۲۲	۰/۰۰۰۰
٤	۰/۰۹٤۷٥۱	۱٦/۲۷۲٤۱	۰/۰۰۰۰
٥	۰/۱۰۰۳٦	۱٦/٥۷۷۲٤	۰/۰۰۰۰
٦	۰/۰۹۹۱۸٥	۱٦/۹۳٥۰۷	۰/۰۰۰۰

جدول شماره۳: مقادیر آماره BDS و مقادیر نرمال مربوط به آنها برای پسماندهای حاصل از رگرسیون معمولی

همانگونه که مشاهده می گردد در سطح اطمینان ۹۵٪ فرض مستقل بودن مشاهدات و یکسان بودن توزیع آنها در مورد مقادیر پسماندهای حاصل از رگرسیون رد می گردد، بالا بودن مقادیر آماره BDS این فرضیه را به ذهن متبادر می سازد که مقادیر پسماند احتمالاً دارای ساختار می باشند، در ادامه مقاله به بررسی امکان توزیع ساختار مقادیر پسماند با استفاده از مدلهای ARCH و GARCH پرداخته شده است.

امکان سنجی توضیح ساختار مقادیر پسماند با استفاده از مدل های ARCH[33] و GARCH[34]

مدل های ARCH توسط انگل[35] در سال ۱۹۸۲ معرفی گردید و توسط بولرسلو[36] در سال ۱۹۸۶ تحت عنوان مدلهای GARCH تعمیم یافت. این مدل های بطور فراگیری در شاخه های مختلف

[33] Auto Regressive Conditional Hetroskedasity Models
[34] General Auto Regressive Conditional Hetroskedasity Model
[35] Engle
[36] Bellerslev

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

اقتصاد سنجی37 مخصوصاً در تحزیه و تحلیل سری های زمانی مالی مورد استفاده قرار می گیرند [۱۰،۱۹].

یک مدل ARCH دویژگی مشخصه ۳۸دارد: ۱- میانگین شرطی39 ۲- واریانس شرطی40

مدل *GARCH(1,1)*

در فرم استاندارد مدل GARCH(1,1) دو ویژگی مشخصه مدل به صورت معادله های زیر هستند:

$$y_t = x_t'\gamma + \varepsilon_t \quad .۱$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad .۲$$

معادله شماره یک که میانگین شرطی مدل می باشد به عنوان تابعی از متغیرهای برون زا41 با جز اخلال ε_t می باشد. از آنجا که واریانس هر دوره بوسیله واریانس یک دوره قبل پیش بینی می شود به آن واریانس شرطی می گویند. واریانس شرطی که توسط معادله شماره ۲ مشخص گردیده تابعی از سه عبارت زیر است:

۱. میانگین ω
۲. اخبار راجع به نوسان پذیری42 در دوره گذشته،که توسط متغیر تاخیری43 مربع پسماند از معادله شماره یک بدست می آید(ε_{t-1}^2). این عبارت را جز ARCH می نامند.
۳. پیش بینی واریانس44 آخرین دوره: σ_{t-1}^2. این جز را جز GARCH می نامند.

عبارت (۱،۱) در *GARCH(1,1)* به وجود جز GARCH مرتبه اول (عبارت اول از سمت چپ در پرانتز) و جز ARCH مرتبه اول (عبارت دوم از سمت چپ در پرانتز) اشاره دارد .مدل ARCH معمولی شکل خاصی از مدل GARCH می باشد که در معادله واریانس شرطی آن (معادله شماره ۲) جزء پیش بینی واریانس تاخیری (σ_{t-1}^2) وجود ندارد.

مدل *GARCH(p,q):*

[37] Econometrics
[38] Specification
[39] Conditional mean
[40] Conditional variance
[41] Exogenous variables
[42] News about volatility
[43] Lagged variable
[44] Variance forecast

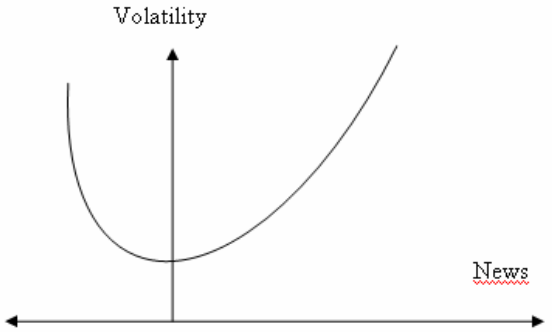
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

مدلهای GARCH مرتبه بالاتر ، که توسط GARCH(p,q) نشان داده می شود، را می توان از طریق انتخاب p یا q بزرگتر از یک تخمین زد. شکل کلی معادله واریانس شرطی مدل GARCH(p,q) بصورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

که در آن p مرتبه جز GARCH و q مرتبه جز ARCH می باشد.

از معادله ۲ اینگونه استنباط می شود که در مدل های GARCH(p,q) اخبار مثبت و منفی با اندازه یکسان، واریانس شرطی را به یک میزان تغییر خواهند داد. برونر و هس۴۵ (۱۹۹۳) و جویس۴۶ ۱۹۹۵بیان کردند که اخبار مثبت اثرات شدیدتری را نسبت به اخبار منفی ایجاد خواهند کرد (نمودار ۴).



نمودار شماره ۴: اثر نامتقارن اخبار مثبت و منفی بر نوسان پذیری

البته تحقیق آنها در زمینه تورم بود و اثرات مورد بررسی آنها شوک های مثبت و منفی ناشی از سیاست های پولی دولت را شامل می شد. تحت این شرایط مدل های GARCH به نتایج گمراه کننده ای می توانست منجر شود. در همین ارتباط مدل هایی تحت عنوان مدل های واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیو تعمیم یافته نامتقارن (AGARCH۴۷) بوجود آمد که امکان نامتقارن بودن را در واریانس شرطی فراهم می نمود. در این مدل ها اخبار منفی واریانس را به میزانی کمتر از اخبار مثبت افزایش می دهند. یکی از این مدل ها مدل TGARCH ۴۸ یا گارچ آستانه می باشد که از طریق افزودن یک

[45] Bruner R,A. & G.Hess
[46] Joyes, M
[47] Asymmetric GARCH
[48] Threshold GARCH

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

متغیر موهومی به فرآیند GARCH اثر اخبار منفی را کمتر از اثر اخبار مثبت می نماید. شکل کلی این مدل بصورت زیر است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

$d_t = 1$ اگر $\varepsilon_t < 0$ و در غیر اینصورت $d_t = 0$

در این مدل اخبار خوب ($\varepsilon_t > 0$) و اخبار بد ($\varepsilon_t < 0$) اثرات متفاوتی بر روی واریانس شرطی دارند. اخبار خوب اثر α را دارا می باشند در حالیکه اخبار بد اثر $\alpha + \gamma$ را دارا می باشند. در صورتی که $\gamma > 0$ گفته می شود که اثر اهرمی اخبار بد، نوسان پذیری را افزایش داده است. بطور کلی اگر $\gamma \neq 0$ با شد اخبار اثر نامتقارنی بر نوسان پذیری دارند. نوع دیگر مدل های نامتقارن، مدل های EGARCH۴۹ و یا گارچ نمایی می باشند . فرم کلی این مدل به شرح ذیل می باشد:

$$Log\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \beta_i Log\sigma_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{q} \left(\alpha_j \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \gamma_j \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right)$$

بر اساس این مدل اثر اهرمی نمایی می باشد و همچنین واریانس شرطی پیش بینی شده حتماً نامنفی می باشد. اثر اخبار زمانی نامتقارن می باشد که شرط $\gamma \neq 0$ برقرار باشد[۱۲].

در این تحقیق جهت امکان سنجی توضیح ساختار متغیرهای پسماند با استفاده از مدل های ARCH و GARCH از مدل GARCH(1,1) که متداولترین ساختار مشاهده شده متغیرهای پسماند در بازارهای مالی است استفاده شده است. خروجی های نرم افزار در جدول شماره ۴ آورده شده است.

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	احتمال
عرض از مبدا	۰/۰۰۱۲۸۷	۰/۰۰۰۲۴۸	۵/۱۹۴۶۳۶	۰/۰۰۰۰
بازده با تاخیر یک روزه	۰/۵۴۲۲۱۰	۰/۰۳۲۰۴۰	۱۶/۹۲۲۸۴	۰/۰۰۰۰
اسفند	-۰/۰۰۰۹۹۷	۰/۰۰۰۳۳۲	-۳/۰۰۴۰۲۹	۰/۰۰۲۷
مهر	-۰/۰۰۰۶۳۰	۰/۰۰۰۲۷۷	-۲/۷۷۸۷۸۲	۰/۰۰۵۵
سال	-۰/۰۰۰۳۰۳	۷/۱۷E -۰۵	-۴/۲۳۳۸۹۷	۰/۰۰۰۰
خود رگرسیو مرتبه ۲	۰/۰۴۶۸۳۴	۰/۰۴۲۵۰۴	-۱/۱۰۱۸۹۰	۰/۲۷۰۵
جز آرچ	۰/۴۶۹۵۸۹	۳/۴۰E -۰۷	۱۱/۴۰۳۳۳	۰/۰۰۰۰
جز گارچ	۰/۴۲۷۳۷۷		۱۴/۵۶۹۸۸	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین			۰/۱۶۳۵۵۳	
ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۱۵۷۶۷۸	
آماره دوربین - واتسن			۲/۰۴۰۸۱۸۵	

[49] Exponential GARCH

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

جدول شماره ۴: خروجی های نرم افزار بعد از برازش رگرسیون با استفاده از مدل های ARCH و GARCH

همانگونه که از خروجی های نرم افزار مشهود است متغیرهای ARCH(1) و GARCH(1,1) در سطح اطمینان ۹۵٪با متغیر وابسته ارتباط معنی داری دارند و این به معنی امکان توضیح ساختار متغیرهای پسماند با استفاده از مدل های فوق می باشد. از این امر با توجه به توضیحاتی که در بالا داده شده است می توان چنین نتیجه گیری کرد که متغیر پسماند هر دوره با میزان متغیر پسماند دوره قبل و واریانس پیش بینی شده دوره قبل ارتباط معنی داری دارد.

ارزیابی عملکرد مدل

جهت ارزیابی عملکرد مدل هایی که اثرات تقویمی در آنها وارد شده است نسبت به مدل هایی که چنین اثراتی را نادیده می انگارند و تعیین اهمیت اثرات تقویمی، مقادیر بازده برای فاصله زمانی ۱۳۸۴/۱۰/۳ تا ۱۳۸۵/۵/۱۶ که مشتمل بر۱۵۱ مشاهده می باشد با استفاده از مدل های OLS و GARCH(1,1) بدون وارد کردن اثرات تقویمی در این مدل ها پیش بینی شده است و سپس همین مقادیر با استفاده از مدل های OLS و GARCH(1,1) که اثرات تقویمی در آنان وارد شده باشد پیش بینی شده است. جهت مقایسه قدرت پیش بینی این مدل ها از معیار ریشه دوم میانگین مجذورات خطا 50RMSE استفاده گردیده است. این معیار بصورت زیر تعریف می شود:

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+!}^{T+h}(y_t - \hat{y}_t)^2 \Big/ h}$$

y_t: مقادیر واقعی متغیر وابسته

$\hat{y}_t$: مقادیر پیش بینی شده متغیر وابسته با استفاده از مدل

h: تعداد مشاهداتی که مقادیر متغیر وابسته برای آن پیش بینی شده است.

نتایج مربوط به محاسبه معیار RMSE برای چهار مدل فوق در جدول شماره ۵ آورده شده است.

روش پیش بینی	*ریشه میانگین مجذور خطا*	*رتبه*
بدون درنظر گرفتن اثرات تقویمی		
حداقل مربعات معمولی	**۰/۰۰٤٤۲۹**	**۲**
گارچ (۱،۱)	**۰/۰۰٤۸٤٤**	**٤**
با منظور کردن اثرات تقویمی		
حداقل مربعات معمولی	**۰/۰۰٤۲۹٤**	**۱**
گارچ (۱،۱)	**۰/۰۰٤۸۲۱**	**۳**

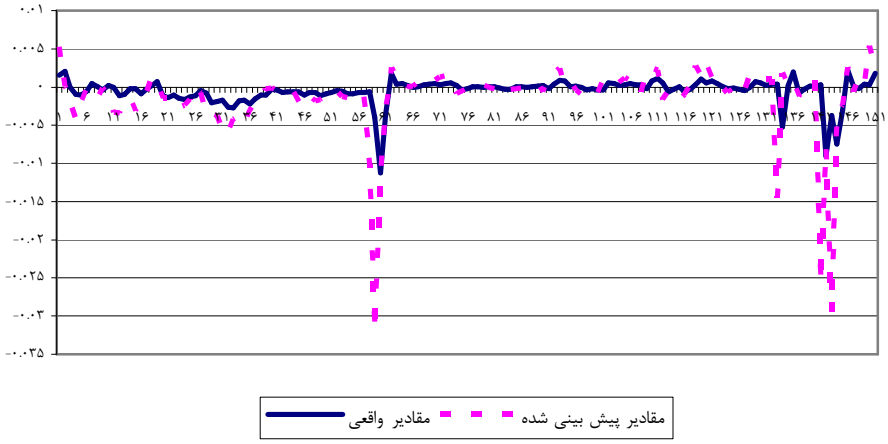
[50] Root Mean Squared Error

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

جدول شماره ۵: دقت پیش بینی مدل های مختلف قبل و بعد از منظور کردن اثرات تقویمی براساس معیار RMSE

همانگونه که مشاهده می گردد در بین روش های بالا روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی هنگامی که در آن اثرات تقویمی منظور گردد کمترین میزان RMSE را نسبت به سایر روش ها دارد. از این امر می توان اینگونه نتیجه گرفت که این روش نسبت به سایر روش های چهارگانه فوق قدرت پیش بینی بیشتری دارد. دقت پیش بینی سایر مدل ها نیز بر حسب معیار RMSE در این جدول مشخص گردیده است. نمودار مقادیر واقعی و پیش بینی شده بازده بورس با استفاده از مدل رگرسیون معمولی که در آن اثرات تقویمی لحاظ شده در نمودار شماره ۵ آورده شده است.



نمودار شماره ۵:مقادیر واقعی و پیش بینی شده بازده با استفاده از مدل رگرسیون معمولی با درنظر گرفتن اثرات تقویمی

نتیجه گیری :

در این مقاله به شناسایی اثرات تقویمی موجود در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. بعد از شناسایی اثرات موجود در بورس اوراق بهادار تهران و بررسی وجود ساختار در مقادیر پسماند حاصل از رگرسیون، سعی شده است که این مقادیر با استفاده از مدل های GARCH شبیه سازی شوند. در نهایت تحقیق به بررسی عملکرد مدل هایی که اثرات تقویمی را در پیش بینی بازده بورس در نظر می گیرند نسبت به مدل هایی که چنین اثراتی را نادیده می انگارند پرداخته است.

آنچه در مجموع از انجام این تحقیق نتیجه می شود بدین شرح می باشد:

۱. مهمترین اثرات تقویمی شناخته شده در بورس اوراق بهادار تهران به شرح زیر می باشند:

نام اثر	*ضریب اثر در مدل* ***OLS***	*ضریب اثر در مدل* ***GARCH***
اثر اسفند	-۰/۰۰۱۴۸۷	-۰/۰۰۰۹۹۷
اثر مهر	-۰/۰۰۱۷۷۶	-۰/۰۰۰۶۳۰
اثر سال	-۰/۰۰۰۳۱۰	-۰/۰۰۰۳۰۳

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

ضرایب منفی این اثرات بیانگر کاهش بازده روزانه بورس اوراق بهادار تهران در این ماه ها نسبت به سایر ماه های سال می باشد. همچنین ضریب منفی متغیر سال بیانگر کاهش بازده روزانه بورس با گذشت زمان می باشد.

۲. نتایج بکارگیری تست BDS مؤید این مطلب است که با وجود شناسایی و حذف اثرات تقویمی از مقادیر بازده بازهم شواهدی مبنی بر وجود وابستگی میان مقادیر یافت می شود.
۳. هر چند مدل GARCH(1,1) در مدلسازی وابستگی مقادیر پسماند بازده موفق عمل می کند، اما شواهد نشان می دهد که کاربرد مدل ساده تر یعنی OLS هنگامی که اثرات تقویمی در آن منظور گردد، برای پیش بینی مقادیر بازده به نتایج بهتری منتهی می گردد.
٤. وجود اثرات تقویمی قوی در بازده بورس اوراق بهادار تهران می تواند دلیلی بر عدم کارآیی این بازار حتی در سطح ضعیف باشد که توسط سایر تحقیقات صورت گرفته نیز تائید شده است (پورابراهیمی و جهانخانی،۱۳۸۲).

منابع و مآخذ:

۱. پورابراهیمی،محمد رضا و جهانخانی،علی.،(بهار و تابستان ۱۳۸۲)".ارزیابی روش های خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران".*تحقیقات مالی*.شماره ۱۵.

۲. راعی،رضا.،تلنگی،احمد.،(۱۳۸۳)."*مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته*".تهران:سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها(سمت).چاپ اول.

۳. کشاورز حداد،غلامرضا.،خرداد و تیر (۱۳۸۵)."تحلیل اثر تقویمی در نوسانات قیمت برخی کالاهای اساسی".*تحقیقات اقتصادی*.شماره ۷۳.

4. Alexakis, P. and Xanthakis, M., (1995), "Day of the week effect on the Greek stock market", *Applied Financial Economics*, 5, 43-50.

5. Al-Loughani, N., Chappell, D., (2001)." Modeling the day-of-the week effect in the Kuwait Stock Exchange: A non-linear GARCH representation". *Applied Financial Economics 11*, pp 353–359.

6. Ariel, R., (1987)." A monthly effect in stock returns". *Journal of Financial Economics 18*,pp 161–174.

7. Ariel, R., (1990)." High stock returns before holidays: Existence and evidence on possible causes". *Journal of Finance 45*, pp 1611–1626.

8. Blackman, S.C., Holden, K., Thomas, W.A., (1994)." Long-term relationships between international share prices". *Applied Financial Economics 4*, pp 297–304.

9. Board, J.L.G., Sutcliffe, C.M.S., (1988)." The weekend effect on UK stock market returns". *Journal of Business Finance and Accounting 15*, 1611–1626.

10. Bollerslev, T., (1986)." Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity". *Journal of Econometrics 31*, 307–327.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

11. Brock, W.A., Dechert, D.W., Scheinkman, J.A., (1987).” A test for independence based on the correlation dimension”. *SSRI*
12. Brooks, C., (2002). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Cambridge.
13. Chang, E.C., Pinegar, J.M., Ravichandran, R., (1993).” International evidence on the robustness of the day-of-the-week effect”. *Journal of Financial and Quantitative Analysis 28*, pp 497–513.
14. Cheung, K.C., Coutts, J.A., (1999). “The January effect and monthly seasonality in the Hang Seng index: 1985–1997”. *Applied Economics Letters 6*,pp 121–123.
15. Choudhry, T., (2000a).” Meltdown of 1987 and meteor showers among Pacific-Basin stock markets”. *Applied Financial Economics 10*, pp 71–80.
16. Choudhry, T., (2000b).” Day of the week effect in emerging Asian stock markets: Evidence from the GARCH model”. *Applied Financial Economics 10*, pp 235–242.
17. Coutts, J.A., Hayes, P.A., (1999).” The weekend effect, the stock exchange account and the financial times industrial ordinary shares index”. *Applied Financial Economics 9*, pp 67–71.
18. Cross, F., (1973). “The behavior of stock prices on Mondays and Fridays. *Financial Analysts Journal (Nov–Dec)*, pp 67–69.
19. Engle, R.F., Lilien, D.M., Robins, R.P., (1987). “Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model”. *Econometrica 55*, pp 391–407.
20. Fama, E.F., 1970.”Efficient capital markets: A review of theory and empirical work”. *Journal of Finance 25*, 383–417.
21. Fields, M., (1931), "stock prices: a problem in verification", *Journal of Business*, October, 415-18.
22. Gibbons, M. R. and Hess, P., (1981), "Day of the week effects and asset returns", *Journal of Business*, 54, 579-96.
23. Glosten, L.R., Jaganathan, R., Runkle, D., (1993).” On the relation between the expected value and the volatility of the normal excess return on stocks”. *Journal of Finance 48*, pp 1779–1801.
24. Gujarati, Domodar N., (1995). *Basic Econometrics*. N.Y: McGraw-Hill, 3rd ed.
25. Haugen, R.A., Lakonishok, J., 1988. The Incredible January E&ect. *Dow Jones-Irwin*, Homewood, IL.
26. Holden, ken.,Thomson,john .,Yuphin, Ruangrit.,(2005).” the Asian crisis and calendar effects on stock return in Thailand”. *European Journal of Operational Research 163* ,pp 242–252.
27. Jaffe, J., Westerfield, R., (1985).” The weekend effect in common stock returns: The international evidence”. *journal of Finance 40*, pp 433–454.
28. Kohers, T., Patel, J.B., (1999). “A new time-of-the-month anomaly in stock index returns”. *Applied Economics Letters 6*, pp 115–120.
29. Lakonishok, J. and Levi, M., (1982), "Weekend effects on stock returns: a note", *Journal of Finance*, 37, 883-90.
30. Mills, T.C., Coutts, J.A.,(1995). “Calendar effects in the London Stock Exchange FT-SE Indices”. *European Journal of Finance 1*, pp 79–94.
31. Mills, T. C., Siriopoulos, C., Markellos, R. N. and Harizanis, D., (2000), "Seasonality in the Athens stock exchange", *Applied Financial Economics*, 10, 137-142.

32. Ogden, J.P., (1990).” Turn-of-the-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects”. *Journal of Finance 55*, pp 1259–1272.
33. Peterson, D.R., (1990).” Stock return seasonalities and earnings information”. *Journal of Quantitative Analysis 25*, pp 115–123.
34. Pettengill, G.N., (1989).” Holiday closings and security returns”. *Journal of Financial Research 12*, pp 57–67.
35. Thaler, R.H., (1987).” The January effect”. *Journal of Economic Perspectives 1,* pp 197–201.
36. Vergin, R.C., McGinnis, J., (1999). “Revisiting the holiday effect: Is it on holiday?”. *Applied Financial Economics 9*, pp 477–482.
37. Wild, J., Subramangam, K.R., Halsey, F., (2007).”*Financial Statement Analysis”*. McGraw Hill/Irwin. Boston. 9th Edition.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]

Identification and Modeling Tehran Stock Exchange Calendar Effects with ARCH and GARCH Models

Reza Raei (PhD)* **& Saeed Bajalan****

Abstract:

This paper examines calendar effects in daily return of Tehran Stock Exchange (TSE). The approach adopted within this paper is to start with a general model, which incorporates wide range of different calendar anomalies that have been seen in other stock exchange .There is evidence of strong Esfand and Mehr effects in stock returns. In addition results show that TSE return has decreased with a lapse of time. After identification and removal of calendar effects from daily return, BDS statistic was used to test the presence of any remaining non-linearity in the Residual before using GARCH models to represent volatility. The BDS test shows that there is high probability of the dependence between residuals in spite of removing calendar anomalies. Both GARCH and ARCH models are success in modeling dependencies. Finally the importance of calendar effects in return forecasting was tested. Evidence shows that inclusion of calendar effects improves the forecasts accuracy although simple regression which includes calendar effects has better performance than GARCH (1, 1) models.

Keywords*: Calendar Effects, Efficient Market, Volatility, Serial Correlation, GARCH Models*

JEL Classification*: G10, G14*

* **Assistant Professor of University of Tehran**
** **Postgraduate Student of Finance**

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-18]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1387.8.4.2.5]