تحقیقات مالی- اسلامی، سال دوم، شمارهٔ اول (پیاپی۳)، پاییز و زمستان ۱۳۹۱، صص۱۷۵-۱۹۹

تحلیل تأثیر ماه مبارک رمضان بر بورس اوراق بهادار تهران

دکتر حسنعلی سینایی*
تاریخ دریافت : ۱۳۹۱/۰۲/۲۶
سید مهدی محمدی**
تاریخ پذیرش : ۱۳۹۱/۰۹/۰۵

چکیده

هدف این مقاله بررسی وجود الگوهای فصلی در بازده و نوسان‌پذیری آن و نیز در تعداد معاملات مرتبط با رویدادهای تقویمی متحرک از جمله ماه مبارک رمضان است. بازدهی و نوسان‌پذیری بازده برای شاخص‌های کل، قیمت و بازده نقدی، بازار اول، بازار دوم، صنعت و مالی در بازه زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۸ محاسبه و از مدل رگرسیون معمولی و تصریح مدل‌های گارچ برای برآورد مدل‌های بازدهی و نوسان‌پذیری استفاده گردید. همچنین مدل رگرسیون معمولی با متغیر مجازی ماه رمضان برای تخمین تأثیر ماه رمضان بر تعداد معاملات مورد استفاده قرار گرفت. بررسی داده‌های مربوط به بازدهی و نوسان‌پذیری نشان داد که نتایج مربوط به تأثیر ماه رمضان بر بازدهی و نوسان‌پذیری در دوره اصلی و دوره‌های فرعی اول (پررونق) و دوم (کم‌رونق) برای شاخص‌های مختلف متفاوت است. ماه رمضان بر میانگین بازدهی شاخص‌های کل، قیمت و بازده نقدی، بازار اول، بازار دوم و صنعت تأثیر معناداری ندارد، اما بر شاخص مالی تأثیر آن معنادار است و بر نوسان‌پذیری بازدهی شاخص‌های کل، قیمت و بازده نقدی، بازار دوم، و مالی تأثیر منفی و معنادار دارد و بر نوسان‌پذیری بازدهی شاخص‌های بازار اول و صنعت تأثیر معناداری ندارد. شواهد کاهش سیستماتیک در نوسان‌پذیری بازده در طی ماه مبارک رمضان استلزام‌های مهمی برای قیمت‌گذاری اوراق بهادار و تصمیمات سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاران در کشورهای اسلامی دارد.

واژگان کلیدی

بی‌قاعدگی بازار، رویدادهای تقویمی متحرک، ماه رمضان، مدل‌های گارچ، بورس اوراق بهادار تهران

طبقه‌بندی JEL: G15 - G21 - G29

---

* دانشیار گروه مدیریت بازرگانی دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز و نویسنده مسئول
ha_sinaei@yahoo.com

** کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی- مالی دانشگاه شهید چمران اهواز smahdimohamadi@gmail.com

مقدمه

در سال‌های اخیر پژوهش‌های تجربی زیادی بی‌قاعدگی‌های تقویمی[1] در بازده اوراق بهادار را آشکار ساخته‌اند. پژوهش‌های اندکی وجود الگوهای فصلی به‌ویژه الگوهای فصلی متحرک در ریسک یا نوسان‌پذیری بازده را بررسی کرده‌اند. بررسی وجود الگوهای فصلی در نوسان‌پذیری بازده‌ها مهم است تا پی ببریم آیا بازده اضافی در یک ماه خاص پیدا می‌شود یا خیر (Manzana & Ferrnandez, 2003, pp.129-133). سرمایه‌گذاران مایلند بدانند اگر آن‌ها در روزها، هفته‌ها یا ماه‌های خاصی در یک بازار خاص سرمایه‌گذاری کنند یا نکنند، برایشان سودمندتر است یا خیر. اگر هرگونه اثر تقویمی یا فصلی در بازار وجود داشته باشد که به سرمایه‌گذاران بازار اجازه کسب سود غیرعادی را بدهد، شکل ضعیف کارایی بازار که بیان می‌کند قیمت سهام به اطلاعات گذشته مرتبط نیستند را رد می‌نماید (Shahid & Akbar, 2009, pp. 389-404). یک مجموعه از پژوهش‌ها نه‌تنها اثر روزهای هفته بلکه اثر ماه و روزهای مقدس را بر نوسان‌پذیری بازده بررسی می‌کنند (Yavuz, Gכri & K an, 2008, pp. 67-84).

جوامع اسلامی دارای تقویم اسلامی هستند، این تقویم دوازده ماه دارد. ماه رمضان نهمین ماه تقویم اسلامی است و ماه مقدسی به شمار می‌آید. ماه رمضان ماه روزه است و خوردن، آشامیدن، سیگار کشیدن و روابط جنسی در طول روز حرام است. هتل‌ها و رستوران‌ها در طول روز بسته هستند و افراد به انجام فعالیت‌های مذهبی ترغیب می‌شوند. در نتیجه مسلمانان نه‌تنها از گناه کردن و انجام معصیت از جمله سوداگری و سفته‌بازی که خمیرمایه بورس هستند، اجتناب می‌ورزند بلکه برخی فعالیت‌های مباح و معمول اقتصادی را نیز کمتر انجام می‌دهند. به خاطر چنین تغییری در ماه رمضان در مقایسه با ماه‌های دیگر، جالب است که رفتار فعالان بازار سرمایه در این وضعیت بررسی گردد (Mustafa, 2008, p. 8).

ماه رمضان فرصت بسیار مناسبی برای تحلیلگران است تا بتوانند از طریق آزمون روند بازدهی‌ها و تعداد معاملات بازارهای مالی، الگوهای قابل پیش‌بینی را شناسایی کنند (Alper & Arouba, 2001, pp.33-52). یافته‌های این پژوهش می‌تواند برای قانون‌گذاران، تحلیلگران و فعالان بورس تهران بسیار کاربردی و مفید باشد.

۱. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

فرضیه بازار کارا[۲] قریب به ۳۰ سال موضوع اصلی و محوری مالی بوده است. در بیان کلاسیک این فرضیه، فاما[۳] (۱۹۷۰) بازار کارا را بازاری تعریف نمود که در آن قیمت اوراق بهادار همیشه به‌طور کامل نشان‌دهنده اطلاعات در دسترس است (Shleifer, 2004, p.13)؛ یعنی هیچ‌گونه الگو و روندی در رفتارهای آینده آن نتوان متصور شد و به عبارت دیگر قیمت‌ها تابع گشت تصادفی[٤] است (سینایی و محمودی، ١٣٨٤، ص٨٣).

پس از ارائه نظریه بازار کارا توسط فاما در سال ١٩٦٥، مطالعات بسیاری در این حوزه صورت گرفت که بخشی به تأیید یافته‌ها و نتایج قبلی پرداخته و برخی دیگر شواهدی ضد کارآیی بازار و فرضیه بازار کارا ارائه نمودند. مطالعات دهه ۱۹۸۰ به سازگاری فرضیه بازارهای کارا برای کل بازار سهام با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی با بررسی خواص سری‌های زمانی قیمت‌ها، سودهای نقدی و عایدات پرداختند. تمرکز اصلی این دوره از مطالعات بر این بود که آیا سهام نوسان‌پذیری اضافی نسبت به آنچه که با استفاده از فرضیه بازارهای کارا پیش‌بینی می‌شود دارد؟ قسمت عمده این مطالعات به این نتیجه رسیدند که فرضیه بازار کاراً قابل رد نیست (البته بر اساس اطلاعات موجود). بااین‌همه برخی از مطالعات به نتایجی دست یافتند که اثرات یا بی‌قاعدگی‌هایی در بازارهای مالی وجود دارند که مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای قادر به تبیین آن‌ها نیست و یا با فرضیه بازار کاراً ناسازگار هستند؛ بدین معنی که تمامی اطلاعات مرتبط، در قیمت‌ها منعکس نمی‌شوند و یا اینکه عامل‌های اقتصادی در اتخاذ تصمیمات دچار اریب‌های رفتاری می‌شوند (تلنگی، ۱۳۸۳، ص۱۰).

سه نوع بی‌قاعدگی با اهیمت بازار عبارت‌اند از: بی‌قاعدگی‌های بنیادی[٥]، بی‌قاعدگی‌های فنی[٦] و بی‌قاعدگی‌های تقویمی[٧]. اگر خود عامل زمان تغییردهنده قیمت سهام باشد و ماهیت تصادفی بودن بازار را تغییر دهد، این‌گونه الگوها به فرضیه بازار کارا خدشه وارد کرده و نوعی بی‌قاعدگی از آن شکل می‌گیرد. به این‌گونه اثرات، اثرات تقویمی یا بی‌قاعدگی‌های تقویمی و فصلی گفته می‌شود (راعی و شیرزادی، ۱۳۸۷، ص۱۲۵، نقل از کوهلی و کوهرز، ۲۰۰۱).

تقویم اسلامی تقویم قمری است که دارای دوازده ماه ۲۹ تا ۳۰ روز است. ماه‌های قمری نسبت به فصول شمسی هر سال ۱۰ روز تغییر می‌نماید. زندگی اجتماعی مسلمانان به‌طور معناداری در طی ماه رمضان تغییر می‌نماید. مسلمانان اعمال واجب را انجام داده و در طول این ماه مذهبی‌تر می‌شوند. مسلمانان در طی ماه رمضان روزه می‌گیرند و سعی می‌نمایند بهترین اعمال را انجام دهند و از همه گناهان اجتناب می‌ورزند (EFTS MARKETS, 2009).

برخی از عوامل مؤثر بر رفتار سرمایه‌گذار در ماه رمضان عبارت‌اند از: کاهش ساعات کاری بانک‌ها، منع قمار و بهره توسط اسلام، بیشتر شدن جهت‌گیری مذهبی فعالان بازار سرمایه و غیره (Fazel, Abraham and Al-Hajji, 2005, pp. 374-383). در اغلب کشورهای اسلامی ساعات کاری ادارات و بخش‌های دولتی و همچنین ساعات کاری بانک‌ها کاهش می‌یابد. همچنین دولت به بخش خصوصی توصیه می‌نماید ساعات کاری خود را کاهش دهند. کاهش ساعات کاری در ماه رمضان موجب می‌شود به‌طور کلی فعالیت اقتصادی در طول این ماه تا حدی کاهش یابد. ساعات معامله در بورس در بیشتر کشورهای اسلامی در طول ماه مبارک رمضان کاهش می‌یابد. برخی از سرمایه‌گذاران بر این باورند که بازده‌ها در طول ماه رمضان به‌طور نسبی پایین‌تر از دیگر ماه‌های قمری است (EFTS MARKETS, 2009).

بازارهای مالی در کشورهای اسلامی در سرتاسر جهان در طی ماه رمضان تغییرات قابل توجهی در فعالیت‌های معاملاتی (با کاهش ساعات کاری و ساعات کار بانک‌ها) و جهتگیری مذهبی بیشتر فعالان بازار را تجربه می‌نمایند. بیشتر کشورهای اسلامی از هر دو تقویم میلادی و هجری قمری استفاده می‌نمایند (Fazel, Abraham and Al-Hajji, 2005, pp. 374-383). گرچه در ایران تقویم هجری شمسی استفاده می‌گردد. تقویم اسلامی بیشتر فعالیت‌های مذهبی و تعطیلات را نشان می‌دهد، درحالی‌که تقویم میلادی (در ایران تقویم شمسی) برای کسب و کارها و ادارات دولتی به کار می‌رود.

ماه رمضان با سایر ماه‌ها متفاوت است. در این ماه مردم روزه می‌گیرند؛ زیرا همان‌گونه که در قرآن، ذکر شده است، «يَا أَيُّهَا الَّذِينَ آمَنُوا كُتِبَ عَلَيْكُمُ الصِّيَامُ كَمَا كُتِبَ عَلَى الَّذِينَ مِنْ قَبْلِكُمْ لَعَلَّكُمْ تَتَّقُونَ» (بقره:۱۸۳)؛ ای اهل ایمان روزه بر شما مقرر و لازم

شده، همان‌گونه که بر پیشینیان شما مقرر و لازم شد، تا پرهیزکار شوید. در ماه رمضان روزه بر مسلمانان واجب است. آن‌ها باید از طلوع فجر تا غروب شفق از خوردن، آشامیدن، استعمال دخانیات و روابط جنسی خودداری نمایند (Gulevich, 2004, p. 160). همچنین خوردن و آشامیدن در محافل عمومی جرم است و طبق احکام کیفری اسلام تعزیر دارد (فراهانی‌فرد، ۱۳۷۸، ص۱۲٦). لذا رستوران‌ها و کافی‌شاپ‌ها معمولاً در طی روز بسته‌اند یا با رکود مواجه هستند اما در طی شب هنگام افطار از رونق خاصی برخوردارند؛ زیرا در فرهنگ و آداب و رسوم آن‌ها بر مهمان کردن و افطاری دادن تأکید می‌گردد.

مردم سعی می‌نمایند به‌طور منظم در مساجد حضور داشته باشند، مراسم دعا و نماز و ختم قرآن به‌طور مستمر برگزار می‌گردد. افراد در خدمات اجتماعی مشارکت فعال‌تر می‌نمایند. همچنین از دستورات اکید اسلام دوری از ربا و بهره است. آنجا که در قرآن می‌فرماید: «وَمَا آتَيْتُمْ مِنْ رِبًا لِيَرْبُوَ فِي أَمْوَالِ النَّاسِ فَلا يَرْبُو عِنْدَ اللَّهِ...» (روم:۳۹) (فراهانی‌فرد، ۱۳۷۸، ص ۱٤۰). چون افراد بر این باورند که برخی از معاملات بورس سفته بازی و همراه با رباست، لذا در بسیاری از فعالیت‌های بازار سرمایه که تصور می‌نمایند در آن قمار و ربا وجود دارد، خودداری می‌نمایند.

حسین[۸] در سال ۱۹۹۸ به بررسی تأثیر ماه رمضان بر بورس سهام پاکستان در دوره زمانی ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۳ بر میانگین بازده و نوسان‌پذیری آن با استفاده از مدل‌های رگرسیون و گارچ پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان‌دهنده تأثیر ماه رمضان هم بر میانگین و هم بر نوسان‌پذیری است. ایشان بیان می‌کند که گرچه بازده سهام در ماه رمضان کاهش می‌یابد، اما این کاهش معنادار نیست. ازاین‌رو، می‌توان نتیجه گرفت که ماه رمضان تأثیر معناداری بر متوسط بازده بازار ندارد. از سوی دیگر، شواهد قوی از کاهش معنادار در نوسان‌پذیری بازده سهام در این ماه وجود دارد. کاهش نوسان‌پذیری ممکن است به کاهش فعالیت اقتصادی، از قبیل، کاهش ساعات معامله در ماه رمضان در پاکستان، نسبت داده شود. بسیاری از مسلمانان از سفته‌بازی در بورس در ماه رمضان اجتناب می‌کنند (Fazel, 1998, pp.374-383).

فاضل، ابراهام و الحاجی در سال ۲۰۰۵ پژوهشی جهت بررسی تأثیر ماه رمضان بر بازده‌های هفتگی و نوسان‌پذیری شاخص بورس سعودی و شش بخش آن با استفاده از مدل واریانس شرطی گارچ (از مدل‌های سری زمانی) انجام دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که بازده‌های هفتگی در طول ماه رمضان تفاوت معناداری با سایر ماه‌ها ندارد. همچنین نتایج حکایت از کاهش سیستماتیکی در میزان نوسان‌پذیری بازده‌ها در طول ماه رمضان برای کل بازار و بخش‌های آن به جز بخش‌های الکتریکی و کشاورزی داشت. کاهش در نوسان‌پذیری شاخص کل در سطح اطمینان ۹۵ درصد و اثرات نوسان‌پذیری در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای همه بخش‌ها به جز کشاورزی معنادار است. کاهش در نوسان‌پذیری بازده در ماه رمضان شاید به خاطر کاهش فعالیت تجاری یا تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران باشد. بررسی داده‌های حجم معاملات نیز نشان‌دهنده کاهش فعالیت تجاری در ماه رمضان در کل بازار و بخش‌های آن به جز بخش الکتریکی است. این کاهش در بخش‌های بانکداری و کشاورزی بیشتر نمایان است (Fazel, Abraham and Al-Hajji, 2005, pp. 374-383).

راعی و شیرزادی وجود بی‌قاعدگی‌های تقویمی در بورس تهران را در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۷ مطالعه کردند. نتایج بررسی آن‌ها به شرح زیر است. در اسفندماه در بورس اوراق بهادار تهران، هیچ‌گونه تغییر غیرعادی در حجم معاملات ماهانه و بازدهی کل بازار رخ نمی‌دهد و سرمایه‌گذاران شاهد پدیده غیرعادی در این ماه نیستند. حجم معاملات در تیر ماه نسبت به سایر ماه‌ها کمتر است لیکن تأثیر این ماه بر بازدهی ماهانه بازار اثری معنادار نبوده و نمی‌توان آن را تأیید کرد. حجم معاملات در فروردین در سطح اطمینان ۹۷ درصد به‌صورت معناداری منفی است و همچنین میزان بازدهی کسب شده در این ماه نیز با اطمینان ۹۱ درصد منفی است. بر این اساس بر خلاف اثر آغاز سال میلادی که معمولاً از آن به‌عنوان پدیده‌ای در جهت افزایش بازدهی غیرعادی بازار و نیز افزایش حجم معاملات یاد می‌شود، این اثر در بازار سرمایه ایران در جهت عکس می‌باشد و می‌توان یکی از عوامل شکل‌گیری اثر فروردین ماه را عدم تحرک لازم در بورس اوراق بهادار طی روزهای آغازین سال و تعطیلات چندروزه بازار در ابتدای سال دانست. در مرداد ماه شاهد کاهش بازدهی بازار می‌باشیم که در سطح اطمینان ۹۳

درصد بازدهی بازار در این ماه نسبت به سایر ماه‌ها کمتر است (راعی و شیرزادی، ۱۳۸۷، ص ۱۳۱).

بنابراین مطابق با پژوهش‌های پیشین می‌توان فرضیه‌هایی به‌صورت زیر تدوین نمود: این پژوهش دارای شش فرضیه است که سه فرضیه اول در مورد اثر ماه رمضان است و سه فرضیه دیگر اثر سایر ماه‌های سال را بررسی می‌کند.

فرضیه اول: بین ماه رمضان و رشد شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین سایر ماه‌های سال و رشد شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین ماه رمضان و نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین سایر ماه‌های سال و نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه پنجم: بین ماه رمضان و تعداد معاملات در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ششم: بین سایر ماه‌های سال و تعداد معاملات در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

۲. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش سعی شده است تا طرح پژوهش منجر به یک رابطهٔ علّی درست بین متغیر مستقل و وابسته شود. برای دستیابی به این هدف، سه شرط وجود همبستگی بین متغیر مستقل و وابسته، تقارن زمانی مناسب بین متغیر مستقل و وابسته و انجام کنترل‌های مناسب پژوهش مورد توجه قرار گرفته است. بر اساس این سه شرط می‌توان طرح‌های پژوهش را به دو بخش زیر تقسیم نمود: طرح‌های پژوهش تجربی[۹] و طرح‌های پژوهش شبه تجربی[۱۰].

به خاطر وجود مشکلات کنترل در طرح پژوهش تجربی پژوهشگران به جای آن با تغییر در طرح پژوهشی کلاسیک معمولاً از طرح پژوهشی شبه‌تجربی استفاده می‌نمایند. اغلب پژوهش‌های میدانی که از روش‌شناسی تجربی استفاده می‌نمایند در دسته طرح پژوهشی شبه تجربی قرار می‌گیرند. هدف طرح پژوهشی شبه‌تجربی تحلیل و ارزیابی روابط علّی بین متغیرهای مستقل و وابسته است، لیکن این روابط را در محیط واقعی که روش‌شناسی طرح پژوهشی تجربی و به‌ویژه کنترل نمی‌تواند کاربرد داشته باشد واکاوی می‌نماید. در روش طرح پژوهشی شبه‌تجربی معمولاً کنترل اندکی یا هیچ کنترلی بر متغیرهای مستقل وجود ندارد و تعادل (هم‌ارزی) بین گروه‌های تجربی و کنترل وجود ندارد. ازاین‌رو، کنترل متغیرهای نامربوط که پدیده مورد بررسی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، دشوار است. پس این عدم مزیت با این حقیقت که طرح پژوهشی شبه‌تجربی کمتر مصنوعی و بنابراین به‌طور بالقوه نماینده موقعیت‌های واقعی هستند، جبران می‌گردد (Lancaster, 2005, p. 122).

به دلیل اینکه در این پژوهش سعی شده است ارتباط بین متغیر مستقل با متغیرهای وابسته مورد بررسی قرار گیرد و برای بررسی این تأثیر از داده‌های مربوط به شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران و تعداد معاملات انجام‌شده در آن استفاده شده است، ازاین‌رو، این پژوهش از نوع کاربردی بوده و به روش شبه‌تجربی انجام می‌گیرد.

۲-۱. جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش بورس اوراق بهادار تهران انتخاب گردید. در این پژوهش از داده‌های مربوط به شاخص‌های کل قیمت[۱۱]، شاخص قیمت و بازده نقدی یا همان شاخص درآمد کل[۱۲]، شاخص بازار اول، شاخص بازار دوم، شاخص صنایع، شاخص مالی و تعداد معاملات ارائه شده توسط سیستم‌های اطلاعاتی مختلف وابسته به سازمان بورس و اوراق بهادار به‌عنوان نمونه استفاده گردید.

قلمرو زمانی پژوهش، محدوده زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۹ را در بر می‌گیرد. به این دلیل که محاسبه برخی از شاخص‌ها در بورس تهران از سال‌های اخیر شروع شده است، برای آن‌ها دوره زمانی کوتاه‌تر و متفاوت است. لذا تعداد سال‌های برآورد برای آن‌ها

کمتر خواهد بود. همچنین به‌ویژه به خاطر تغییر دولت در دوره مورد مطالعه به نظر می‌رسد در طی این دوره تغییرات ساختاری در اقتصاد رخ داده باشد؛ لذا برای اطمینان و تعیین محل شکست از آزمون شکست ساختاری چاو استفاده گردید. نتایج آزمون نشان داد که در نیمه دوم سال ۱۳۸۳ یک شکست ساختاری وجود دارد، لذا این دوره مطالعه به دو دوره فرعی پررونق (۱۳۷۷ تا نیمه ۱۳۸۳) و کم‌رونق (نیمه ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸) تقسیم گردید.

۲-۲. تعریف مفهومی و عملیاتی متغیرهای پژوهش

۲-۲-۱. متغیر مستقل

متغیر توضیحی ماه رمضان است که به کمک متغیرهای مجازی صفر و یک تعریف می‌گردد؛ یعنی داده‌های مربوط به متغیرهای وابسته در ماه رمضان مقدار یک و در سایر ماه‌ها مقدار صفر می‌گیرد.

۲-۲-۲. متغیرهای وابسته

بازدهی: منظور از بازدهی عایدی و پاداش حاصل از سرمایه‌گذاری در یک دوره مشخص از زمان است که به روش زیر محاسبه می‌شود (بدری و صادقی، ۱۳۸٦، ص۲۳):

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100 \qquad (۳,٤)$$

که در آن P_t نمایانگر عدد شاخص در هفته t و P_{t-1} نمایانگر عدد شاخص برای هفته $t-1$ است. بدین سبب از بازده هفتگی استفاده گردید که در صورت استفاده از بازده‌های روزانه احتمال وجود خودهمبستگی زیاد است و رفع خودهمبستگی نیز برای داده‌های روزانه به‌سختی صورت می‌گیرد و در صورت استفاده از بازده ماهانه نیز داده‌های مورد بررسی اندک بود و در تصریح مدل مشکل ایجاد می‌نمود به همین خاطر از داده‌های هفتگی استفاده شد.

نوسان‌پذیری بازده: معیار مناسب برای سنجش نوسان بازدهی شاخص در این پژوهش، واریانس شرطی است که بر اساس مدل گارچ به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$h_t = V_c + \sum_{j=1}^{p} V_{ja} h_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} V_{jb} e_{t-j}^2$$
$$V_c \geq 0, V_{ja}, V_{jb} \geq 0, V_{ja} + V_{jb} < 1 \qquad (۳,۵)$$

h_t: پیش‌بینی واریانس برای دوره t (واریانس شرطی)، e_{t-j}^2: مجذور جمله خطا در دوره $t-j$، h_{t-j}: واریانس پیش‌بینی برای دوره $t-j$ و V_{ja}، V_{jb} و V_c پارامترهای مدل هستند (اسلامی بیدگلی، قالیباف اصل و عالیشوندی، ۱۳۸۸).

تعداد معاملات: تعداد دفعاتی که در طی یک روز معاملاتی در بورس، قیمت تقاضا و قیمت عرضه سهام برای انجام معامله به یکدیگر می‌رسند (بدری و صادقی، ۱۳۸٦، ص۲۵).

۲-۳. تصریح مدل‌های رگرسیونی

بیشتر پژوهش‌ها اثر ماه سال بر بازدهی را با به کارگیری مدل رگرسیونی ساده زیر بررسی کرده‌اند:

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_R + e_t \qquad \text{معادله (۳,۱)}$$

که در آن D_R، متغیر مجازی ماه رمضان، α_0، ضریب ثابت رگرسیون است.

با رگرس کردن بازدهی بر روی متغیر مجازی ماه رمضان و برآورد ضریب رگرسیون آن با استفاده از تخمین رگرسیون معمولی سپس آزمون معناداری آن اثر ماه رمضان بررسی می‌گردد.

معمولاً روش رگرسیون معمولی دو مشکل عمده شامل خودهمبستگی[۱۳] اجزاء اخلال و ناهمسانی واریانس[۱٤] جزء خطا دارد. خودهمبستگی به معنای وجود همبستگی متوالی بین اجزای اخلال است. ناهمسانی به معنای این است که واریانس‌های اجزاء اخلال در مشاهدات یکسان نیستند. در هر دو مورد، برآوردکننده حداقل مربعات معمولی بدون تورش و سازگار اما ناکاراست (Agung, 2009, P. 442).

عمومی‌ترین آمار تشخیصی جهت تعیین وجود خودهمبستگی، آماره دوربین- واتسون[۱۵] است. مقادیر دوربین واتسون نزدیک ۲ نشان‌دهنده عدم وجود همبستگی

سریالی بین اجزاء خطاست، مقادیر کمتر از ۲ بیان‌کننده وجود همبستگی سریالی مثبت و مقادیر بزرگ‌تر از ۲ بیان‌کننده همبستگی سریالی منفی است. همچنین واریانس خطا ممکن است در طول زمان ثابت نباشد. برای بررسی این مورد از آزمون ناهمسانی وایت[۱۶] استفاده خواهد شد (Tsay, 2005, p. 25).

برای اینکه بتوان از روش رگرسیون معمولی برای برآورد معادله بازدهی استفاده نمود، راهکارهای زیر برای بهبود استنباط‌های رگرسیون راجع به تأثیر ماه رمضان ارائه و در طراحی مدل‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد:

جهت رفع خود همبستگی می‌توان از متغیرهای وقفه‌ای استفاده کرد که در بین متغیرهای مستقل با تأخیر زمانی متغیر وابسته وارد می‌شود. این مرحله را تا جایی ادامه می‌دهیم که مقدار دوربین واتسون به میزان بحرانی خود نزدیک شود. که در این صورت مدل رگرسیون به‌صورت زیر در می‌آید:

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_R + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j R_{t-j} + e_t$$

معادله (۳,۲)

که در آن D_R، متغیر مجازی ماه رمضان، R_{t-j}، متغیر وابسته (بازدهی هفتگی) با وقفه jام است.

برای رفع ناهمسانی واریانس می‌توان به اجزاء اخلال اجازه داد که وابسته به زمان باشد و با زمان تغییر نماید. یک مدل توسط انگل (۱۹۸۲) ارائه شده است که به واریانس شرطی بازده پیش‌بینی شده اجازه می‌دهد که با ارزش‌های وقفه‌ای درجه دوم جزء خطا از دوره‌های قبلی تغییر کند. این مدل فرض می‌نماید که واریانس شرطی، h_t، به مربع باقیمانده‌های وقفه‌ای بازده بستگی دارد. این مدل به‌صورت زیر است:

$$h_t = V_c + \sum_{j=1}^{q} V_j e_{t-j}^2$$

مدل (۳,۳)

h_t: واریانس شرطی جزء اخلال، V_c: ضریب ثابت، V_j: ضرایب متغیرهای وقفه‌ای جزء اخلال

با این تعدیل جزء اخلال شامل یک واریانس شرطی می‌شود که انحرافات زمانی واریانس را به دام می‌اندازد. بنابراین جزء اخلال مدل اکنون دارای میانگین صفر و واریانس متغیر با زمان خواهد بود ($e_t = N(0, h_t^2)$).

بارسلوف[۱۷] (۱۹۸٦) مدل تعمیم‌یافته گارچ *(q)* را پیشنهاد کرد که در آن واریانس شرطی تابعی از مقادیر وقفه‌ای h_t و مقادیر وقفه‌ای مربع باقیمانده‌ها، e_t^2، است. این شکل از مدل به‌طور گسترده برای مدل‌سازی سری زمانی مالی استفاده می‌گردد و ثابت شده است که در پیش‌بینی واریانس‌های شرطی بسیار موفق است. این مدل به‌صورت زیر طراحی می‌گردد:

$$h_t = V_c + \sum_{j=1}^{p} V_{ja} h_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} V_{jb} e_{t-j}^2$$

مدل (۳,٤)

مدل فوق به‌عنوان مدل تعمیم‌یافته خودرگرسیونی ناهمسانی شرطی، یا به‌اختصار گارچ *(p,q)* معروف می‌باشد. که V_0، V_{ja} و V_{jb} پارامترهای نامنفی هستند که برآورد می‌شوند و $p > 0$ و $q \geq 0$ مرتبه فرایند و V_1 در معادله نوسان‌پذیری اثر ماه رمضان بر نوسان‌پذیری بازده را نشان می‌دهد. نامنفی بودن پارامترها برای بدست آوردن واریانس شرطی مثبت است. برای حصول اطمینان از اینکه واریانس شرطی ماناست باید مجموع پارامترها برابر با یک ($\sum V_{ja} + \sum V_{jb} = 1$) باشد در غیر این صورت واریانس شرطی ناماناست (Fazel, Abraham and Al-Hajji, 2005, pp. 374-383).

در این مقاله سعی شده است اثر ماه رمضان بر بازدهی و نوسان‌پذیری بازده و نیز بر تعداد معاملات سنجیده شود. لذا مدل‌های به‌کاررفته در این مقاله برای بازدهی و نوسان‌پذیری به‌صورت زیر هستند:

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_R + e_t$$

مدل ۱

در صورت وجود خودهمبستگی جهت رفع خودهمبستگی مدل ۲ برآورد می‌گردد.

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_R + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j R_{t-j} + e_t$$

مدل ۲

در صورت وجود ناهمسانی واریانس جهت رفع ناهمسانی مدل ۳ برآورد می‌گردد.

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_R + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j e_{t-j} + e_t$$

$$h_t = V_0 + V_1 D_R + \sum_{j=1}^{p} V_{ja} h_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} V_{jb} e_{t-j}^2$$

مدل ۳

برای بررسی اثر ماه رمضان بر تعداد معاملات نیز از مدل رگرسیونی زیر استفاده خواهد شد:

$$T_t = b_0 + b_1 D_R + e_t$$

مدل ٤

که T تعداد معاملات هفتگی، $D_R = 1$ برای تعداد معاملات در طی ماه رمضان و $D_R = 0$ برای دیگر ماه‌ها، ضریب ثابت معادله رگرسیون b_0 برابر با متوسط تعداد معاملات هفتگی در طی سایر ماه‌های سال و b_1 اثر نهایی ماه رمضان بر تعداد معاملات را نشان می‌دهد و e_t جزء اخلال است (Fazel, Abraham and Al-Hajji, 2005, pp. 374-383).

۳. تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

۳-۱. آمارهای توصیفی

در این بخش به بیان آمارهای توصیفی هر یک از شاخص‌ها و نیز تعداد معاملات می‌پردازیم.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ٤,١ آمارهای توصیفی تعداد معاملات هفتگی و بازده‌های هفتگی شاخص‌های مورد مطالعه از ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۸

آمار توصیفی	تعداد معاملات	شاخص کل	شاخص قیمت و بازده نقدی	شاخص بازار اول	شاخص بازار دوم	شاخص صنعت	شاخص مالی
تعداد مشاهدات	٦٢٥	٦٢٧	٥٩٤	٣٧٠	٣٧٠	٦٢٧	٤٧٣
میانگین	٥٩٥٤	٧٢٥٩	٢٢٢٩٢	٩٧٣٢	١١٢٤٩	٥٨٦١	٢١٢١٥
میانه	٥١٦٣	٩٠٥٩	٢٧٢٤٢	٩٥٨٤	١٠٧٩٠	٧٢٢٠	٢٠٩٢٢
انحراف استاندارد	٤٢١٤	٤١٣٠	١٥٣٢٥	٢٠٤٥	٢٨٠٧	٣١٦٤	٩٧٥١
چولگی	١/١٤٩	-٠/١٠٢	٠/١٣٨	-٠/٠٠٣	٠/٩٨٢	-٠/١٨٣	٠/٤٦٧
کشیدگی	٤/٦٣١	١/٤٧٣	١/٨٦١	٢/٩٩٩	٤/٣٢٤	١/٤٨٣	٢/٦٠٠
حداکثر	٢٥٢٩٣	١٤١٨٢	٥٧٤٨٥	١٤٢٦١	٢٠٥٢٠	١٠٩٢٣	٤٤٣٣٨
حداقل	٣٢٩	١٤٧٢	١٨٠٨	٤٨٢٠	٥٧٧٠	١٢٢٦	٦٤٨١

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول ٤,١ آمارهای توصیفی برای بازده‌های هفتگی شاخص‌های کل، قیمت و بازده نقدی، بازار اول، بازار دوم، صنعت و مالی و نیز تعداد معاملات هفتگی را در کل دوره گزارش می‌نماید.

چون محاسبه برخی شاخص‌ها از سال‌های اخیر شروع شده است، ازاین‌رو، تعداد مشاهدات برای آن‌ها کمتر است؛ به‌عنوان مثال، محاسبه شاخص مالی از سال ۱۳۸۰، شاخص‌های بازار اول و دوم از سال ۱۳۸۲ شروع شده است. داده‌های هفتگی خلاصه شده در جدول ٤,١ انحراف معناداری را از نرمال بودن هم برای شاخص‌ها به جز شاخص بازار اول و هم برای تعداد معاملات نشان می‌دهد. طبق نتایج جدول ٤,١ آماره‌های چولگی (هم مثبت و هم منفی) بسیار بزرگ نیستند، همچنین مقادیر کشیدگی زیاد بزرگ نمی‌باشند، که حاکی از نبود دنباله‌های قطور در مقایسه با توزیع نرمال است.

۳-۲. آزمون فرضیه‌ها

برای هر یک از شاخص‌ها ابتدا معادله رگرسیون معمولی را برای بازده‌ها برآورد می‌نمائیم در صورت وجود خودهمبستگی به رفع خودهمبستگی اقدام نموده و سپس به بررسی ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون وایت پرداخته خواهد شد؛ در صورت ناهمسانی واریانس از مدل‌های گارچ جهت برآورد معادله میانگین استفاده خواهد شد و در صورت عدم ناهمسانی واریانس همان مدل رگرسیون معمولی برازش خوبی خواهد بود.

۳-۲-۱. آزمون فرضیه اول و دوم

نتایج آزمون فرضیه اول و دوم برای شاخص‌های مختلف متفاوت است و ماه رمضان و سایر ماه‌ها بر آن‌ها اثرهای متفاوتی دارند. در جدول ٤,٢ نتایج مربوط به شاخص قیمت و بازده نقدی در سطح اطمینان ۹۹ درصد ارائه شده است.

جدول ٤,٢ نتایج برآورد مدل گارچ (۱,۱) برای معادله میانگین شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران را گزارش می‌کند. دو ردیف اول و دوم نتایج معادله بازده با متغیر مجازی رمضان را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد در دوره فرعی اول هر دو متغیر تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت و بازده نقدی می‌گذارند که از لحاظ آماری معنادار نیست. ازاین‌رو، فرضیه اول و دوم در دوره فرعی اول رد می‌شود. در دوره فرعی دوم شاخص کل هم در ماه رمضان و هم در سایر ماه‌ها افزایش می‌یابد که این افزایش برای ماه رمضان از لحاظ آماری معنادار نیست ولی برای سایر ماه‌ها معنادار است. بنابراین فرضیه اول در دوره فرعی دوم رد و فرضیه دوم رد نمی‌گردد.

در نتایج ارائه‌شده در جدول ٤,٢، آزمون F در سطح اطمینان ۹۹ درصد در دوره فرعی اول و دوم معنادار است؛ یعنی در دوره‌های مورد بررسی حداقل یکی از ضرایب برآوردشده بر بازده هفتگی تأثیر دارد.

جدول ٤,٢. پارامترهای معادله میانگین
با استفاده از روش گارچ برای شاخص قیمت و بازده نقدی

	دوره فرعی اول (پررونق)			دوره فرعی دوم (کم رونق)		
	ضرایب	آزمون z	سطح معناداری	ضرایب	آزمون z	سطح معناداری
ماه رمضان	۱/٤۱٤	۰/۱۳٤	۰/۸۹۳	٦۷/٥٥٥	۰/۹٤٤	۰/۳٤٥
ضریب ثابت (سایر ماه‌ها)	٥۸٥٤۰٥	۰/۱٥۲	۰/۸۸۰	۳۳٥۸۸	۷/۸۳۳	۰/۰۰۰
متغیر وقفه‌ای مرتبه اول	۰/۹۹۹	۳٦۱۱	۰/۰۰۰	۱/۲۱٤	۱٥/۹٦٥	۰/۰۰۰
متغیر هموارسازی مرتبه اول	۰/۲۹۳	٤/٦۳٥	۰/۰۰۰			
متغیر وقفه‌ای مرتبه دوم				-۰/۲۲٤	-۲/۹٤٦	۰/۰۰۳
ضریب تعیین	۰/۹۹۹			۰/۹۹۱		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۹۸			۰/۹۹۰		
آزمون F	۲٦۲۸۰		۰/۰۰۰	۳۷٥۱		۰/۰۰۰
دوربین – واتسون	۲/۲۰٥			۱/۹۱۸		

مأخذ: نتایج پژوهش

در مدل بالا با وارد کردن متغیر وقفه‌ای مرتبه اول میزان دوربین واتسون در دوره فرعی اول به ۲/۲۱ و در دوره فرعی دوم با وارد کردن متغیر وقفه‌ای مرتبه اول و دوم میزان دوربین واتسون به ۱/۹۲ می‌رسد که نشان از رفع خود همبستگی دارد. ضریب متغیر وقفه‌ای مرتبه اول و دوم در این حالت در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است که نشان از ارتباط مثبت و معنادار بین بازده شاخص بازده نقدی و قیمت یک هفته با هفته قبل دارد.

به‌منظور نتیجه‌گیری و جمع‌بندی کلی خلاصه نتایج مربوط به تأثیر ماه رمضان بر شاخص‌های مورد مطالعه ذکر می‌گردد.

نگاره ٤,١. خلاصه نتایج مربوط به تأثیر ماه مبارک رمضان بر میانگین بازدهی شاخص‌های مورد مطالعه

شاخص‌های مورد مطالعه	ماه رمضان			
	دوره پررونق		دوره کم رونق	
	تأثیر	فرضیه اول	تأثیر	فرضیه دوم
شاخص کل	−	عدم رد	+	رد
قیمت و بازده نقدی	+	رد	+	رد
بازار اول	−	رد	+	رد
بازار دوم	+	رد	+	رد
صنعت	−	رد	+	رد
مالی	+	عدم رد	+	رد

۳-۲-۲. آزمون فرضیه سوم و چهارم

نتایج آزمون فرضیه سوم و چهارم برای شاخص‌های مختلف متفاوت است و ماه رمضان بر آن‌ها اثرات متفاوتی دارد. در زیر نتایج برای نوسان‌پذیری مربوط به شاخص قیمت و بازده نقدی (به عنوان نمونه) در سطح اطمینان ۹۹ درصد آورده شده است.

استنباط در مورد پارامترهای معادله نوسان‌پذیری با استفاده از مدل گارچ برای شاخص قیمت و بازده نقدی به‌صورت زیر است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ٤,٣ پارامترهای معادله نوسان‌پذیری
با استفاده از مدل گارچ برای شاخص قیمت و بازده نقدی

	دوره فرعی اول (پررونق)			دوره فرعی دوم (کم رونق)		
	ضرایب	آزمون z	سطح معناداری	ضرایب	آزمون z	سطح معناداری
ماه رمضان	-۰/۲۹٦	-٤/۲۹۹	۰/۰۰۰	۰/۰٦۱	۰/۹۸۹	۰/۳۲۳
ضریب ثابت (سایر ماه‌ها)	-۰/۰٤٦	-۱/۳۰۸	۰/۱۹۱	۰/۰٦۹	۰/۷۲۷	۰/٤٦۷
ضریب تعیین	۰/۹۹۹			۰/۹۹۱		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۹۹			۰/۹۹۰		
آزمون F	۳۲۲٥۸		۰/۰۰۰	۳۷٥۱		۰/۰۰۰
دوربین ° واتسون	۱/۹۳۱			۱/۹۱۸		

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول ٤,٣ نتایج برآورد مدل گارچ (۱,۱) برای معادله نوسان‌پذیری شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران را گزارش می‌کند. دو ردیف اول و دوم نتایج معادله نوسان‌پذیری با متغیر مجازی رمضان را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد شاخص قیمت و بازده نقدی در دوره فرعی اول کاهش می‌یابد. این کاهش در ماه رمضان از لحاظ آماری معنادار و در سایر ماه‌ها معنادار نیست. ازاین‌رو، فرضیه سوم برای شاخص قیمت و بازده نقدی رد نمی‌شود و فرضیه چهارم رد می‌شود. در دوره فرعی دوم شاخص قیمت و بازده نقدی افزایش می‌یابد، که این افزایش برای هر دو متغیر معنادار نیست.

در نتایج ارائه‌شده در جدول ٤,٣، آزمون F در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است یعنی حداقل یکی از ضرایب برآورد شده بر بازده هفتگی تأثیر دارد.

به‌منظور نتیجه‌گیری و جمع‌بندی کلی خلاصه نتایج مربوط به تأثیر ماه رمضان بر نوسان‌پذیری بازده شاخص‌های مختلف ذکر می‌گردد.

نگاره ٤,٢ خلاصه نتایج مربوط به تأثیر ماه مبارک رمضان بر نوسان‌پذیری بازده شاخص‌های مورد مطالعه

شاخص‌های مورد مطالعه	ماه رمضان			
	دوره پررونق		دوره کم رونق	
	تأثیر	فرضیه سوم	تأثیر	فرضیه سوم
شاخص کل	–	عدم رد	+	عدم رد
قیمت و بازده نقدی	–	عدم رد	+	رد
بازار اول	–	عدم رد	+	عدم رد
بازار دوم	–	عدم رد	+	رد
صنعت	+	عدم رد	+	عدم رد
مالی	–	عدم رد	–	عدم رد

۳-۲-۳. آزمون فرضیه پنجم و ششم

نتیجه آزمون فرضیه پنجم و ششم در زیر آورده شده است. پس از برآورد مدل در هر دو دوره فرعی مشاهده گردید که مدل‌ها دارای خودهمبستگی هستند ازاین‌رو، بعد از رفع خودهمبستگی، استنباط در مورد پارامترهای مدل تعداد معاملات با استفاده از روش رگرسیون معمولی برای تعداد معاملات در سطح اطمینان ۹۹ درصد به‌صورت زیر است:

جدول ٤,٤ پارامترهای معادله رگرسیونی تعداد معاملات

	دوره فرعی اول (پررونق)			دوره فرعی دوم (کم رونق)		
	ضرایب	آزمون t	سطح معناداری	ضرایب	آزمون t	سطح معناداری
ماه رمضان	۲۲۹/۳۲٤	۰/۷۵۳	۰/٤۵۲	۹۳۰/۲۰۹	۱/۰۵۵	۰/۲۹۲
ضریب ثابت (سایر ماه‌ها)	۵٤٦۸	۱/۹٤٦	۰/۰۵۳	۸٤٦۹	۱۳/۲٤۲	۰/۰۰۰
متغیر وقفه‌ای مرتبه اول	۰/۹۸۵	٦٦/٦۵۷	۰/۰۰۰	۰/۸۳۷	۱۵/۹۸۲	۰/۰۰۰
متغیر هموارسازی مرتبه اول	-۰/٦۸۸	-۱۲/٤۱٤	۰/۰۰۰	-۰/٤۵٤	-۰/۳٤۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین		۰/٦۵۱		۰/۳۳۸		
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/٦٤۷		۰/۳۳۱		
آزمون F		۲۰۲/٤۱۹	۰/۰۰۰	٤۹/۰۸۹		۰/۰۰۰
دوربین ° واتسون		۱/۸۵۹		۲/۰۲۹		

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول ٤,٤ نتایج برآورد معادله رگرسیونی تعداد معاملات در بورس اوراق بهادار تهران را گزارش می‌کند. دو ردیف اول و دوم نتایج معادله نوسان‌پذیری با متغیر مجازی رمضان را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، در دوره‌های فرعی اول و دوم هم در ماه رمضان و هم در سایر ماه‌ها تعداد معاملات افزایش می‌یابد که این افزایش در ماه رمضان در هر دو دوره فرعی معنادار نیست اما در سایر ماه‌ها در دوره فرعی دوم معنادار و در دوره فرعی اول معنادار نیست. بنابراین فرضیه پنجم و ششم در

دوره فرعی اول رد می‌شود و در دوره فرعی دوم فرضیه پنجم رد و فرضیه ششم رد نمی‌گردد.

در نتایج ارائه‌شده در جدول ٤,٤، آزمون F در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است یعنی حداقل یکی از ضرایب برآورد شده بر بازده هفتگی تأثیر دارد.

در مدل بالا با وارد کردن متغیر وقفه‌ای مرتبه اول میزان دوربین واتسون در دوره فرعی اول به ۱/۸٦ و در دوره فرعی دوم به ۲/۰۳ می‌رسد که نشان از رفع خود همبستگی دارد. ضریب متغیر وقفه‌ای مرتبه اول در این حالت در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بوده که نشان از ارتباط مثبت و معنادار بین بازده شاخص مالی یک هفته با هفته قبل دارد.

به‌منظور نتیجه‌گیری و جمع‌بندی کلی خلاصه نتایج مربوط به تأثیر ماه رمضان بر تعداد معاملات ذکر می‌گردد.

نگاره ٤,۳ خلاصه نتایج مربوط به تأثیر ماه رمضان بر تعداد معاملات

	ماه رمضان			
	دوره پررونق		دوره کم رونق	
	تأثیر	فرضیه پنجم	تأثیر	فرضیه پنجم
تعداد معاملات	+	رد	+	رد

جمع‌بندی

در این پژوهش تأثیر ماه رمضان بر بازدهی، نوسان‌پذیری بازده شاخص‌های کل، قیمت و بازده نقدی، بازار اول، بازار دوم، صنعت و مالی و نیز بر تعداد معاملات بررسی گردید. نتایج حاصل برای شاخص‌های مختلف متفاوت است.

به‌طور کلی نتایج مربوط به تأثیر ماه رمضان بر میانگین بازدهی شاخص‌ها نشان می‌دهد که در دو دوره فرعی ماه رمضان تأثیر معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد بر شاخص‌های قیمت و بازده نقدی، بازار اول، بازار دوم و صنعت دارد و تأثیر آن بر

شاخص کل و مالی در دوره‌های مختلف متفاوت است. یافته‌های مربوط به این فرضیه با نتایج پژوهش‌های حسین (۱۹۹۸)، فاضل و دیگران (۲۰۰۵) و مصطفی (۲۰۰۸) همخوانی دارد.

به‌طور کلی نتایج مربوط به تأثیر ماه رمضان بر نوسان‌پذیری بازده نشان می‌دهد در دو دوره فرعی ماه رمضان در سطح اطمینان ۹۹ درصد رابطه معناداری با نوسان‌پذیری بازده شاخص‌های کل و مالی دارد و تأثیر آن بر سایر شاخص‌ها در دوره‌های مختلف متفاوت است. یافته‌های مربوط به این فرضیه با نتایج پژوهش‌های حسین (۱۹۹۸)، مصطفی (۲۰۰۸) و فاضل و دیگران (۲۰۰۵) همخوانی دارد.

در تفسیر تفاوت در دوره فرعی دوم در مورد نوسان‌پذیری بازده مربوط به تأثیر ماه رمضان بر نوسان‌پذیری بازده شاخص‌های مختلف (نگاره ٤,۲) می‌توان بیان نمود که پایان دوره فرعی اول همزمان با پایان دوره دولت آقای خاتمی و دوره فرعی دوم مقارن با آغاز روی کار آمدن دولت بعدی (آقای احمدی‌نژاد) است. به‌دلیل ابهاماتی که در تغییر دولت‌ها به‌ویژه در تغییر گرایش سیاسی و اقتصادی وجود دارد، شاخص کل در ابتدای دوره فرعی دوم شروع به کاهش نمود؛ به‌طوری که در سال اول دوره فرعی دوم از عدد ۱۲۰۰۰ به حدود ۸۰۰۰ رسید البته به‌تدریج در پایان این دوره مقدار شاخص ضمن بازگشت از عدد قبلی نیز فراتر رفت و به عدد ۱۳۰۰۰ رسید. بدیهی است افزایش نوسان‌پذیری این دوره به‌دلیل فوق است.

نتایج مربوط به تأثیر ماه رمضان بر تعداد معاملات نشان می‌دهد در دوره‌های مورد مطالعه در سطح اطمینان ۹۹ درصد ماه رمضان تأثیر معناداری بر تعداد معاملات ندارد.

به نظر می‌رسد کاهش در نوسان‌پذیری بازده در ماه رمضان را بتوان به کاهش فعالیت تجاری با تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران نسبت داد. مسلمانان در ماه مبارک رمضان کمتر به فعالیت‌های تجاری می‌پردازند. در ماه مبارک رمضان در ایران ساعات کاری کاهش می‌یابد و دولت به صاحبان مشاغل و شرکت‌ها توصیه می‌نماید که برنامه کاری خود را با توجه به ماه رمضان تنظیم نمایند. در ماه رمضان جهت‌گیری مذهبی افراد بیشتر می‌شود و مردم بیشتر به انجام اعمال مذهبی و دینی و حضور در مساجد روی می‌آورند. به نظر می‌رسد در این ماه برخی افراد معاملاتی نظیر معاملات

کوتاه‌مدت و سفته‌ای که قصد نوسان‌گیری یا کسب بازده فوق‌العاده بدون قبول ریسک متناسب دارند را شبیه معاملات سودجویانه (با معنای منفی) می‌دانند. ازاین‌رو، در بسیاری از فعالیت‌های تجاری خود که جهت شرعی آن برای افراد در ابهام است، از انجام آن به‌ویژه در این ماه خودداری می‌نمایند. همچنین در ماه رمضان بنابر تأکیدات مذهبی حتی عدم انجام امور مکروه شرعی نیز مورد تأکید قرار می‌گیرد. بدیهی است معاملاتی که احتمال نامشروع بودن آن‌ها می‌رود، در اولویت ترک قرار می‌گیرند.

شهید و اکبر (۲۰۰۹) بیان می‌نمایند که اگر هرگونه اثر تقویمی یا فصلی در بازار وجود داشته باشد که به سرمایه‌گذاران بازار اجازه کسب سود غیرعادی را بدهد، شکل ضعیف کارایی بازار که بیان می‌کند قیمت سهام به اطلاعات گذشته مرتبط نیستند را رد می‌نماید. نتایج پژوهش حاکی از تأثیر ماه رمضان بر برخی از شاخص‌هاست و این بیانگر وجود اثر تقویمی در بورس تهران است؛ لذا سرمایه‌گذاران می‌توانند از این فرصت استفاده نموده و بازده اضافی کسب نمایند. بدین ترتیب بیان می‌گردد نتایج پژوهش حاضر وجود یکی از انواع بی‌قاعدگی تقویمی در بورس اوراق بهادار تهران را تأیید و همچنین می‌تواند کارآیی بازار در سطح ضعیف را زیر سؤال ببرد.

نتایج این پژوهش می‌تواند برای دو گروه مفید واقع گردد: سرمایه‌گذاران در بورس می‌توانند الگوهای قابل پیش‌بینی را شناسایی کرده و بر طبق آن الگوها اقدام به خرید یا فروش اوراق بهادار نمایند و از این طریق بازده‌های غیرعادی به دست آورند. سیاست‌گذاران و دست‌اندرکاران سازمان بورس می‌توانند تدابیری بیندیشند و قوانینی وضع نمایند تا از کسب بازده غیرعادی توسط برخی از سرمایه‌گذاران جلوگیری نمایند و از این طریق به کارآیی بازار کمک و محدودیت‌هایی برای این بی‌قاعدگی ایجاد نمایند و همچنین، از ضرر و زیان سرمایه‌گذاران مبتدی و ناآشنا جلوگیری نمایند.

پژوهش فوق می‌تواند به‌صورت مقایسه ماهیانه انجام گیرد. بدین صورت که برای هر یک از ماه‌های سال یک متغیر مجازی تعریف کنند و تأثیر آن‌ها را اندازه‌گیری نمایند. همچنین بررسی اثر ماه رمضان بر روی سایر بازارها مثل بازار پول و بازار ارز و بازار کالایی نیز جذابیت زیادی می‌تواند داشته باشد. ضمن اینکه در توضیح این پدیده نیز می‌تواند مفید باشد. در صورت مقدور بودن بسیار مناسب و مفید است که اثر ماه

رمضان بر روی شرکت‌های مختلف بورس نیز بررسی شود تا مشخص سازد که آیا این اثر را به‌صورت انفرادی نیز می‌توان تأیید کرد یا اینکه فقط مربوط به شاخص‌های تجمیعی می‌باشد.

یادداشت‌ها

1. Calendar anomalies
2. Efficient Market Hypothesis (EMH)
3. Fama
4. Random Walk
5. Fundamental Anomalies
6. Technical Anomalies
7. Calendar Anomalies
8. Hussein
9. Experimental research
10. Quasi-experimental research
11. TEPIX
12. TEDPIX
13. autocorrelation
14. heteroskedasticity
15. Durbin-Watson (DW)
16. White Heteroskedasticity test
17. Bollerslev

کتابنامه

اسلامی بیدگلی، غلامرضا؛ قالیباف اصل، حسن و عالیشوندی، عبدالله (۱۳۸۸)، «بررسی آثار تغییر حد نوسان قیمت سهام بر نوسان بازار، بازدهی بازار، تعداد دفعات معامله، اندازه معاملات و سرعت گردش سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، *تحقیقات مالی*، دوره ۱۱، شماره ۲۷.

بدری، احمد و صادقی، محسن (۱۳۸٦)، «بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی نوسان‌پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران»، *انتشارات مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی*.

تلنگی، احمد (۱۳۸۳)، «تقابل نظریه نوین مالی و مالی رفتاری»، *تحقیقات مالی*، شماره ۱۷.

راعی، رضا و شیرزادی، سعید (۱۳۸۷)، «بی قاعدگی‌های تقویمی و غیر تقویمی در بازارهای مالی»، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، سال اول، شماره ۱.

سینایی، حسنعلی و محمودی، ادریس (۱۳۸٤)، «بررسی تأثیر خبر تجزیه سهام و سهام جایزه بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، سال دوازدهم، شماره ۳۹.

فراهانی‌فرد، سعید (۱۳۷۸)، *سیاست‌های پولی در بانکداری بدون ربا*، قم: انتشارات دفتر تبلیغات اسلامی.

Alper, C. E. and Aruba, S. B. (2001), "Moving Holidays and Seasonality: an Application in the Time and the Frequency Domains for Turkey", *ISE Rev*, vol. 18.

EFTS MARKETS (2009), "*The Islamic calendar effects: evidence from twelve stock markets*", Available at: http://programs.business.utsa.edu/swfa2009/PDF/122.pdf.

Fazel J. S, Abraham A., and Al-Hajji, M. (2005), "Seasonality in stock and volatility: the Ramadan Effect", *Research in International Business and Finance*, vol. 19.

Hussein, F. (1998), "Seasonality in the Pakistani Equity Market: The Ramadan Effect", *the Pakistan Development Review*, vol. 37.

Gulevich, T. (2004), *Understanding ISLAM and Muslim Traditions*, Washington: Omni graphics Inc.

Agung, *G. N. (*2009), *Time Series Data Analysis Using EViews*, Singapore: John Wiley & Sons (Asia) Pte Ltd.

Lancaster, G. (2005), *Research Methods in Management,* New York: Elsevier Butterworth-Heinemann publication.

Manzana, V. and Ferrnandez, N. M. (2003), "Monthly seasonality of the returns and volatility of the IBEX-35 index and its futures contract", *Applied Economics Letters, vol.* 10.

Mustafa, K. (2008), "*The Islamic Calendar Effect in Karachi Stock Market*", The Eighth International Business Research Conference, Dubai, UAE, Available at http://www.wbiconpro.com

Shahid, A. and Akbar, M. (2009), "Calendar Effects in Pakistani Stock Market", *International Review of Business Research Papers*, vol.1.

Shleifer A. (2004), *inefficient markets: an introduction to behavioral finance*, Oxford: Oxford University press.

Tsay. R. S. (2005), *Analysis of Financial Time Series,* London: John Wiley & Sons Publication.

Yavuz, B., Gخri ,N. and K ran, B. (2008), "The Month and Holy Days Effects on the Volatility of Trade Deficit: Evidence from Turkey", *Journal of Economic and Social Research*, vol. 10.