Archive of SID

مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۲ / فروردین و اردیبهشت ۱۳۸۵ / صفحات ۱۹۰-۱۶۳

ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ[1]

اسمعیل ابونوری*

رضا ایزدی

تاریخ دریافت: ۸۴/۵/۳ تاریخ پذیرش: ۸۴/۹/۱۵

چکیده

هدف اصلی در این مقاله بررسی اثر روزهای هفته در بازار در حال گذر سهام تهران بوده است. در این راستا فرضیه‌های معنادار بودن اثر روزهای هفته بر بازده شاخص کل سهام و نیز به‌تفکیک برای شاخص‌های صنایع آزمون شده است. با توجه به‌ناهمسانی واریانس، به‌ویژه در بازار اوراق بهادار، از مدل‌های خانواده آرچ، به‌ویژه مدل گارچ- اِم نمایی در آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. برای این منظور از اطلاعات سری زمانی روزهای هفته شاخص کل در دوره ۱۳۷۱- ۱۳۸۲ و دو زیردوره ۱۳۷۱- ۱۳۸۱ و سال ۱۳۸۲ و به‌تفکیک ۱۵ صنعت استفاده شده است. نتایج کل دوره حاکی از اثر منفی شنبه و چهارشنبه بوده است، به‌گونه‌ای که در زیردوره اول، اثر سه‌شنبه منفی ولی در زیردوره دوم اثر شنبه، یکشنبه و دوشنبه منفی بوده است. نتایج مربوط به‌شاخص‌های صنایع نیز به‌وجود اثر روزهای هفته در نه صنعت از میان پانزده صنعت، اشاره داشته است؛ نشانه‌ای از عدم وجود کارایی در بازار اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی JEL: C22 ،C13،C12،G14 .

کلید واژه: روزهای هفته، بازار کارا، الگوهای آرچ، گارچ، بورس اوراق بهادار، تهران.

۱- این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی ارشد رضا ایزدی با عنوان «اثرات تقویمی (زمانی) در بورس اوراق بهادار تهران» و راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری در دانشگاه مازندران استخراج شده است.

* دانشیار دانشگاه مازندران: بابلسر- بخش اقتصاد دانشگاه مازندران.
Email: abounoories@yahoo. com, esmaiel. abounoori@gmail. com

www.SID.ir

Archive of SID

۲- مقدمه

وجود اثرات تقویمی بر بازدهی‌های بازار سهام، اقتصاددانان مالی را بیش از پنجاه سال متحیر کرده است. براساس فرضیه بازار کارا، الگوی فصلی نباید دارای اثرات معنادار باشد. اثرات تقویمی موجب ایجاد بازدهی‌هایی می‌شوند که متناسب با ریسک نیستند. به‌عبارت دیگر، وجود اثرات تقویمی، شکل ضعیف فرضیه بازار کارا را خنثی می‌کند. در بازار کارا، اطلاعات مربوط به‌بازار و یکایک سهام در دسترس همه مردم است. اطلاعات تازه به‌سرعت به‌بازار منتقل و در نتیجه قیمت‌های سهام با توجه به‌اطلاعات تازه تعیین می‌شوند. یعنی، در بازار کارا پیش‌بینی قیمت‌های آینده ممکن نیست؛ زیرا در یک بازار کارا، قیمت‌های سهام از یک الگوی گام تصادفی پیروی می‌کنند و بازدهی‌های اضافی از سرمایه‌گذاری‌های سهام به‌دست نمی‌آید. در این بازار، چون هیچ‌کس نمی‌تواند به‌طورمرتب بازده اضافی به‌دست آورد، انواع گوناگونی از اوراق بهادار خریداری می‌شود تا بازده آنها با متوسط بازده بازار برابر شود. پس، ناتوانی سهامداران در پیش بینی، موجب می‌شود که آنها از فلسفه مبتنی بر خرید و نگهداری سهام پیروی کنند. بنابراین، آنها می‌کوشند تا مجموعه متنوعی از اوراق بهادار را نگهداری کنند تا بتوانند به‌نرخ بازده مطلوب خود که نزدیک به‌نرخ بازار است، دست یابند. پرسش‌های اصلی مطرح در این مقاله عبارتند از:

۱. آیا روزهای هفته بر بازده شاخص کل سهام اثری معنادار دارد؟

۲. روزهای هفته بر بازده شاخص کدامیک از صنایع اثر معنادار دارد؟

برای پاسخ به‌پرسش‌ها و آزمون فرضیه‌های متناظر، از اطلاعات سری‌های زمانی روزانه در بازار اوراق بهادار ایران به‌صورت شاخص کل و شاخص‌ها به‌تفکیک صنایع استفاده شده است. بررسی‌های مقدماتی داده‌های سری‌های زمانی مبین وجود ناهمسانی واریانس[1] در اطلاعات بوده است. در نتیجه، برای ارزیابی اثرات تقویمی از مدل‌های خانواده آرچ و گارچ به‌صورت متقارن یا نامتقارن استفاده شده

1- Heteroskedasticity.

www.SID.ir

Archive of SID

است.

اکثر پژوهش‌های اثرات تقویمی، بر بازارهای سرمایه‌ای توسعه‌یافته متمرکز بوده است. در این پژوهش سعی شده است تا اثرات تقویمی در بازارهای سرمایه‌ای در حال توسعه به‌ویژه بازارهای نوظهور با کارایی کمتر، شبیه به‌بازار سرمایه‌ای ایران، به‌صورتی جامع مرور شود. نتایج حاصل برای سیاستگزاران بازار سرمایه و سرمایه‌گذاران در این بخش از اهمیت خاص برخوردار است.

این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. پس از این بخش، در بخش ۲ ادبیات اثرات تقویمی در بازار سرمایه به‌صورت جامع مرور شده است. بخش ۳ به‌داده‌ها و معرفی مدل‌های خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی اختصاص یافته است. براورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها در بخش ۴ تقدیم شده است. سرانجام مقاله با نتیجه‌گیری در بخش ۵، پیوست نتایج کامپیوتری و کتابه‌نامه پایان یافته است.

۲- مطالعات تجربی اثرات تقویمی در بازارهای اوراق بهادار

فیلدس[1] (۱۹۳۱)، اولین مطالعه اثر روزهای هفته را در بورس اوراق بهادار آمریکا انجام داده است. او منطق متعارف « وال استریت»[2] را مورد بررسی قرار داده که عنوان می‌کند مبادله‌کنندگان سهام تحمل نااطمینانی‌های دارایی‌های سهام‌شان را در پایان هفته ندارند. از این‌رو، ترجیح می‌دهند آنها را به‌حساب‌های دیگر تبدیل کنند. در نتیجه، قیمت‌های اوراق بهادار در شنبه کاهش می‌یابد. فیلدس شاخص «داو جونز»[3] را طی دوره ۱۹۱۵- ۱۹۳۰ آزمون کرد تا درستی منطق متعارف را بررسی کند[4]. او آخرین قیمت «داو جونز» را در شنبه، با میانگین آخرین قیمت‌ها در فاصله جمعه تا دوشنبه مقایسه کرد. او دریافت که

1- Fields.
2- Wall Street.
3- Dow Jones.
۴- شاخص داو جونز (Dow Jones یا Dow) در واقع همان شاخص Dow Jones 30 Industrial (DJIA) Average است که میانگین قیمت سهام ۳۰ شرکت است و به‌دلار بیان می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

قیمت‌ها در شنبه‌ها گرایش به‌افزایش دارند. در ۵۲ درصد از زمـان ۷۱۷ هفتـه‌ای که او درنظر گرفته بود، قیمت شنبه از متوسط جمعه تا دوشنبه، بیش از ۱۰ دلار بالاتر بود.

طبق فاما[1] (۱۹۶۵)، واریانس بـازدهی‌هـا در روز دوشـنبه نـسبت بـه‌واریـانس بازدهی‌ها در سایر روزهای هفته بیست درصد بیشتر است.

کراس[2] (۱۹۷۳)، بازده شاخص اس و پی۵۰۰[3] را در خلال سال‌های ۱۹۵۳ تـا ۱۹۷۰ مطالعه کرد. او دریافت که در ۶۲ درصد از جمعه‌ها شاخص مذکور بیـشتر می‌شود. بازده متوسط در جمعه‌ها ۱۲ درصد بود، درحـالی‌کـه بـازده متوسـط در دوشنبه‌ها ۱۸- درصد بود.

فرنچ[4] (۱۹۸۰)، نیز از شاخص اس و پـی۵۰۰ طـی دوره سـال‌هـای ۱۹۵۳ تـا ۱۹۷۷ برای مطالعه بازدهی‌های روزانـه و کـسب نتـایج مـشابه اسـتفاده کـرد. او فرضیه زمان مبادله سهام[5] را ارائه داد که عنوان مـی‌کـرد، بـازدهی‌هـا تنهـا طـی روزهای کاری هفته ایجاد می‌شوند. این فرضیه اشاره می‌نمود که بازدهی‌هـا بایـد در روزهای عادی مبادله سهام باهم برابر باشند. البته، او فرضیه جایگزین دیگـری را به‌نام فرضیه زمان تقویمی[6] ارائه داد. این فرضیه اشاره می‌کـرد کـه بـازدهی‌هـا علاوه بر روزهای کاری هفته، در روزهای غیرکـاری هفتـه نیـز ایجـاد مـی‌شـوند. به‌عبارت دیگر، این فرضیه منطقی عنوان می‌کرد که قیمت‌ها باید تـا انـدازه‌ای در روز دوشنبه نسبت به‌سایر روزها، بیشتر باشند. زیرا، زمان میان پایان مبادله سهام در جمعه تا پایان مبادله سهام در دوشنبه سه روز است، درصورتی‌که در روزهـای عادی مبادله سهام، این زمان یک روزه است. بنابراین، بازدهی‌های دوشـنبه بایـد سه برابر بیشتر از بازدهی‌های روزهای عادی مبادله سهام هفتـه باشـد. او ایـن دو

1- Fama.
2- Cross.
۳- ارقام شاخص Standard and Poor's 500 Composite(S&P500) از سال ۱۹۲۸ به‌صورت روزانه و از سال ۱۸۷۱ به‌صورت ماهانه محاسبه شده است. این شاخص قیمت سهام ۵۰۰ شرکت بزرگ آمریکا را بررسی می‌کند.
4- French.
5- Trading time.
6- Calendar time.

www.SID.ir

Archive of SID

فرضیه را در یک دوره ۲۵ ساله و پنج زیردوره ۵ ساله، با استفاده از مدل‌های رگرسیون دارای متغیرهای مجازی آزمون کرد. او دریافت که بازده متوسط دوشنبه منفی است درحالی‌که در روزهای دیگر هفته، بازده متوسط مثبت است که جمعه‌ها و چهارشنبه‌ها به‌ترتیب بیشترین بازدهی‌ها را داشتند. بنابراین، هر دو فرضیه فوق رد شده بود. آنگاه فرنچ این سؤال را مطرح کرد که آیا بازدهی‌های منفی در روزهای دوشنبه ممکن است به‌دلیل برخی از اثرات نامشخص بسته بودن بازار باشد. دراین‌صورت، بازده انتظاری باید علاوه بر پایان هفته‌ها، بعد از روزهای تعطیل نیز کمتر باشد. در عوض او دریافت که بازدهی‌های متوسط در روزهای دوشنبه، چهارشنبه، پنجشنبه و جمعه بعد از تعطیلات، بیشتر از حد عادی بود. در روز سه‌شنبه بعد از دوشنبه تعطیل، بازدهی‌ها منفی بودند که شاید بتوان آن را یک نمایش تأخیری از بازدهی‌های منفی معمول پایان هفته تصور کرد. او این نتایج را به‌این‌ترتیب تفسیر کرد که چیز خاصی در پایان هفته وجود دارد، به‌طوری‌که با بسته بودن کل بازار در تضاد است. کراس و فرنچ به‌این دلیل که میان آخرین قیمت در جمعه و آخرین قیمت در دوشنبه تفاوتی وجود داشت، بازدهی‌های دوشنبه را مورد مطالعه قرار دادند. این مسأله مبهم باقی ماند که آیا قیمت‌ها در طول روز دوشنبه کاهش می‌یابند یا در بین پایان جمعه و آغاز دوشنبه دچار کاهش می‌شوند؟

گیبنز و هس[1] (۱۹۸۱)، وجود اثر روزهای هفته را برای شاخص اس و پی ۵۰۰ و داده‌های مرکز تحقیقات در قیمت‌های اوراق بهادار(CRSP)[2] طی دوره ۱۹۶۲ تا ۱۹۷۸ تأیید کردند. آنها می‌خواستند بررسی کنند که آیا پایان هفته‌ها برای سایر اوراق بهادار (به‌جز سهام) نیز به‌همین ترتیب است. به‌همین دلیل، به‌اثر روزهای هفته در اسناد خزانه توجه کرده و دریافتند که به‌طور چشمگیری بازده متوسط دوشنبه نسبت به‌سایر روزها کمتر است. آنها چندین توضیح موجود از اثر پایان

1- Gibbons and Hess.
2- Center for Research in Security Prices.

www.SID.ir

Archive of SID

هفته سهام را بررسی کردند. دوره‌های پرداخت[1] توضیح قوی‌تری بود که اشاره می‌کرد، سهامی که در یک روز خریداری می‌شدند، به‌اندازه چند روز کاری فرصتی وجود داشت تا پول آنها پرداخت شود. طی گذشت زمان، طول دوره پرداخت به‌تدریج افزایش یافت! از ۴ مارس ۱۹۶۲ تا ۱۰ فوریه ۱۹۶۸، دوره پرداخت چهار روز کاری بود و پس از آن، پنج روز کاری شده بود. برای دوره ۱۹۶۲ تا ۱۹۶۸، سرمایه‌گذارانی که در دوشنبه‌ها سهام می‌فروختند، خواهان آن بودند تا پولشان را طی چهار روز دریافت کنند. درحالی‌که کسانی که در روزهای دیگر می‌فروختند تا شش روز نمی‌توانستند پولشان را بگیرند. اما بازدهی‌های منفی دوشنبه، بعد از ۱۹۶۸ باقی ماندند[2]. پس اثر پرداخت توضیح کاملی نمی‌توانست باشد. البته، گیبنز و هس نشان دادند که حتی قبل از ۱۹۶۸، تفاوت در دوره‌های پرداخت نمی‌توانست اثر روزهای هفته را توضیح دهد.

لکانیشاک و لیوی[3](۱۹۸۲)، اثر روزهای هفته را در بازار سهام آمریکا (با استفاده از داده‌های مرکز پژوهش در قیمت‌های اوراق بهادار) و در خلال سال‌های ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۳ بررسی کردند. آنها فرضیه زمان تقویمی را با مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی در یک دوره و سه زیردوره، آزمون کردند. بازدهی‌های متوسط در جمعه‌ها مثبت و در دوشنبه‌ها منفی بود. پس از تعدیل بازدهی‌ها با سود تقسیمی هر سهم، بازده متوسط مثبت جمعه‌ها بشدت کم و بازده متوسط منفی دوشنبه‌ها بیشتر شده بود، اما هنوز اثر روزهای هفته به‌طور کامل محو نشده بود. به‌عبارت دیگر، پس از تعدیل نیز بازده متوسط روزهای دوشنبه به‌قدر کافی افزایش و بازده متوسط جمعه‌ها به‌اندازه لازم کاهش نیافته بودند. چون، هنوز بازده متوسط جمعه‌ها مثبت و بازده متوسط دوشنبه‌ها منفی بود. آنها از توضیح دوره‌های پرداخت برای این اثر استفاده کردند.

1- Settlement Periods.

۲- پس از ۱۹۶۸، سرمایه‌گذاران در هر روزی از هفته که سهام می‌فروختند، نمی‌توانستند پول شان را تا هفت روز بگیرند.

3- Lakonishok and Levi.

www.SID.ir

Archive of SID

رگالسکی[1] (۱۹۸۴)، نخستین بار مسأله مبهم کراس و فرنچ را بررسی کرد. او آخرین قیمت‌ها و اولین قیمت‌ها را برای شاخص « داو جونز» درخلال سال‌های ۱۹۷۴ تا ۱۹۸۴ و همچنین برای شاخص اس و پی۵۰۰ طی دوره ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۴ به‌دست آورد. وی دریافت که قیمت‌ها در طول روز دوشنبه افزایش یافته‌اند. بنابراین، بازدهی‌های منفی، بین پایان مبادله سهام در جمعه و شروع آن در دوشنبه ایجاد شده بودند. به‌این‌ترتیب، اثر دوشنبه به‌اثر پایان هفته[2] تبدیل شد. همچنین دریافت‌که پایان هفته در ژانویه نسبت به‌سایر ماه‌ها متفاوت است. طی‌ژانویه، بازدهی‌های دوشنبه‌ها و پایان هفته‌ها مثبت هستند. او از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی برای این بررسی استفاده کرد.

اسمیرلاک و استارکز[3] (۱۹۸۶)، اثر روزهای هفته را برای شاخص«داو جونز» و درخلال دوره ۱۹۶۳ تا ۱۹۸۳ مطالعه کردند. آنها دریافتند که بازدهی‌های منفی درطول زمان به‌عقب منتقل شده‌اند. در دوره ۱۹۶۳ تا ۱۹۶۸، بازدهی‌های منفی درطول مبادله سهام در دوشنبه ایجاد می‌شدند. درصورتی‌که از ۱۹۶۸ تا ۱۹۷۴ بازدهی‌های منفی در ساعت‌های آغازین مبادله سهام دوشنبه، شکل می‌گرفتند و بعد از ۱۹۷۴، زیان‌ها بین پایان جمعه و شروع دوشنبه رخ داده بودند.

کیم و استمبا[4] (۱۹۸۴)، وجود اثر پایان هفته را در شاخص اس و پی و در خلال ۱۹۲۸ تا ۱۹۸۲ بررسی کردند. آنها دریافتند که بازده متوسط به‌طور معناداری در جمعه‌ها بیشتر و در دوشنبه‌ها منفی است و بازده‌های متوسط معمولاً طی هفته افزایش می‌یابند.

طبق جف و وسترفیلد[5] (۱۹۸۵a)، وجود اثر روزهای هفته در کشورهای ژاپن، کانادا، استرالیا، انگلستان و ایالات متحده آمریکا تأیید شده بود. آنها برای آزمون فرضیه فوق از ضرایب چولگی و کشیدگی، انحراف معیار و مدل رگرسیون دارای

1- Rogalski.
2- Weekend effect.
3- Smirlock and Starks.
4- Keim and Stambaugh.
5- Jaffe and Westerfield.

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرهای مجازی استفاده کردند. در کشور ژاپن، مطالعه روی شاخص «نیکی داو»[1] و در خلال سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۳ صورت پذیرفت که نشان داد، بازده متوسط در سه‌شنبه منفی و در شنبه و چهارشنبه مثبت بوده است. در کانادا، شاخص بورس اوراق بهادار «تورنتو»[2] طی دوره ۱۹۷۶ تا ۱۹۸۳ آزمون شد که اثر دوشنبه منفی و چهارشنبه و جمعه مثبت در آن دیده شد. در استرالیا، شاخص «استاتکز اکچوئری»[3] در خلال ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۲ بررسی شد و بازده متوسط در سه‌شنبه منفی و در پنجشنبه و جمعه مثبت بود. در انگلستان، شاخص سهام عادی "فایننشال تایمز" در دوره ۱۹۵۰- ۱۹۸۳ آزمون شد که اثرات دوشنبه و سه‌شنبه منفی و چهارشنبه و جمعه مثبت تأیید شد. در ایالات متحده، شاخص اس و پی ۵۰۰ طی دوره ۱۹۶۲ تا ۱۹۸۳ بررسی شد که اثر دوشنبه منفی و جمعه مثبت نشان داده شد. در این پژوهش، شواهدی که نشان دهد اثر پایان هفته با تعابیر خطای اندازه‌گیری یا اثر پرداخت قابل‌توضیح است، پیدا نشده بود.

جف و وسترفیلد (۱۹۸۵)، اثر روزهای هفته را برای بازار سهام ژاپن و در دوره ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۳ بررسی کردند. آنها این پدیده را با استفاده از شاخص‌های نیکی داو و بورس اوراق بهادار توکیو[4] با به‌کارگیری مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی آزمون کردند. برای بازار سهام ژاپن، بازده متوسط کمتر در روز سه‌شنبه یافت شده بود. آنها اشاره کردند که خطای اندازه‌گیری و فرایند پرداخت، قادر به‌توضیح این اثر نیستند. همچنین آنها اشاره کردند که اثر سه‌شنبه منفی می‌تواند با فرضیه ساعت جهانی توضیح داده شود.

کورسی و دایل[5] (۱۹۸۶)، برای بررسی اثر پایان هفته روش کاملاً متفاوتی را به‌کار گرفتند. آنها از روش‌های تجارب بازارهای آزمایشی[6] استفاده کردند. کورسی و دایل، توقف‌های مبادله سهام را معرفی و الگوهای حاصل از قیمت‌ها را مشاهده

1- Nikkei Dow or ND.
2- Toronto.
3- Statex Actuaries.
4- Tokyo Stock Exchange.
5- Coursey and Dyl.
6- Laboratory market experiments.

www.SID.ir

Archive of SID

کردند. آنها در آزمایشاتشان، دارایی‌هایی با ارزش‌های نامعین را مبادله می‌کردند. برای دو روز نخست مبادله سهام از هر سه روز هفته، دارایی‌ها عمری یک روزه داشتند. برای روز سوم، مبادله‌کنندگان با دو روز تعطیلی مواجه می‌شدند. نتایجی که در بازار آزمایشی حاصل شده بود با آنچه که در بازار واقعی به‌دست آمده بود سازگاری داشت. قیمت‌ها در روزهای قبل از توقف مبادله، نسبت به‌سایر روزها بیشتر بودند.

سنتزمسز[1] (۱۹۸۶)، اثر روزهای هفته را طی دوره ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۳ و با استفاده از بازده روزانه بورس اوراق بهادار مادرید و سهام چهل شرکت فعال‌تر مورد بررسی قرار داد. با توجه به‌بازدهی‌های بازار و سهام چهل شرکت، این اثر در بازار سهام اسپانیا مشاهده نشده بود. با توجه به‌نتایج حاصل، فرضیه بازار کارا در بازار سهام اسپانیا را نمی‌توان رد کرد.

وانگ و هو[2] (۱۹۸۶)، اثر پایان هفته را در کشور سنگاپور و درخلال سال‌های ۱۹۷۵ تا ۱۹۸۴ بررسی کردند. آنها نیز تأیید کردند که بازده متوسط در روز دوشنبه کمترین و در روز جمعه بیشترین است.

لاکانیشاک و اسمیت[3] (۱۹۸۸)، تغییرات فصلی شاخص«داو جونز» را در دوره ۱۸۹۷ تا ۱۹۸۶ مطالعه کردند. در بررسی آنها دوره‌های ۱۸۹۷ تا ۱۹۱۵ که قبلاً در مطالعات راجع به‌این موضوع مورد توجه واقع نشده بود، بکار گرفته شد. آنها نیز بازده متوسط منفی در روز دوشنبه را تأیید کردند.

طبق پژوهش برد و ساتکلیف[4] (۱۹۸۸)، بازده متوسط برای بازار سهام انگلستان در روز دوشنبه منفی و برای روزهای چهارشنبه و جمعه نسبت به‌سایر روزهای هفته بیشتر بود. البته، آنها دریافتند که اثر دوشنبه منفی در دهه ۱۹۸۰ به‌تدریج سست شده بود. آنها این اثر را بر مبنای دوره‌های پرداخت توضیح دادند.

1- Santesmases.
2- Wong and Ho.
3- Lakonishok and Smidt.
4- Board and Sutcliffe.

www.SID.ir

Archive of SID

سو و آنگ[1] (۱۹۹۰)، اثر پایان هفته را در بازار سهام سنگاپور طی دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۸۶ تأیید کردند. آنها نشان دادند کـه نتـایج آزمـون پارامتریـک F و آزمـون ناپارامتریک H[2] به‌طور معناداری متفاوت نیستند.

دانلی[3] (۱۹۹۱)، با به‌کارگیری روش‌های ناپارامتریک و با اسـتفاده از اطلاعـات روزانه دوره‌های ۱۹۷۵-۱۹۸۸ اثر سه‌شنبه منفی معناداری را در بازار سهام ایرلند مشاهده کرد. او انتظار داشت تا بازدهی‌های متوسط دوشنبه‌هـا بـه‌طـور معنـادار مثبت باشند اما، بازده متوسط مثبت دوشنبه معنادار نبود. تکرار تحلیل‌هـا نـشان داده است که علت منفی بودن بازده سه‌شنبه اثر پرداخت نبوده است.

آلکساکس و زنتاکس[4] (۱۹۹۵)، اثر روز هفته را در بازار سهام یونان طـی دوره ۱۹۸۵- ۱۹۹۴ و دو زیردوره ۱۹۸۵- ۱۹۸۷ و ۱۹۸۸- ۱۹۹۴ بررسی کردند. آنها با توجه به‌این‌که واریانس وابسته به‌زمان است، از مدل رگرسیون گارچ- ام نمایی[5] در این مطالعه استفاده کردند. بازده متوسط در جمعه‌ها نسبت بـه‌سـایر روزهـای هفته بیشتر بود. هر چند، این مسأله در زیردوره نخست واضحتر بود. جالب این‌که بازده متوسط در روزهای دوشنبه، به‌ویژه در زیـردوره اول، نـامنفی و در روزهـای سه‌شنبه منفی بوده است اما در زیردوره دوم، بازده منفی سه‌شنبه به‌تدریج سست شده بود، درحالی‌که بازده منفی دوشنبه در حال شکل‌گیری بود. انحراف معیار در روز دوشنبه نسبت به‌سایر روزهای هفته بیشتر بود. آنها تلاش کردند تا این مسأله را با طبیعت انسان[6] توضیح دهند.

پینا[7] (۱۹۹۵)، الگوهای فصلی سهام را قبـل و بعـد از اصـلاحات[8] بـازار سـهام اسپانیا، مقایسه کرد. قبل از اصلاحات بازار سـهام اسـپانیا، ۱۹۸۶- ۱۹۸۹، بـازده غیرعادی دوشنبه مثبت یافت شده بود. پس از اصلاحات و از ۱۹۹۰ بـه‌بعـد، اثـر

1- Saw and Ong.
2- Kruskal-Wallis.
3- Donnelly.
4- Alexakis and Xanthakis.
5- Exponential GARCH- M or EGARCh-M model.
6- Human nature.
7- Pena.
8- Reform.

www.SID.ir

Archive of SID

روزهای هفته دوباره ظاهر نشد که او دلیل آن را افزایش مؤثر کارایی بازار می‌دانست.

ملز و کوتز[1] (۱۹۹۵)، به‌بررسی اثر روزهای هفته در کشور انگلستان با استفاده از شاخص‌های "فایننشال تایمز"[2] طی دوره ۱۹۸۶- ۱۹۹۲ پرداختند. آنها با استفاده از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی فرضیه مذکور را آزمون کردند. ملز و کوتز نشان دادند که بازده متوسط در روزهای دوشنبه منفی است و برای سایر روزهای هفته، به‌ویژه چهارشنبه‌ها و جمعه‌ها بازده متوسط مثبت است. درحالی‌که در روز دوشنبه واریانس بازدهی‌ها، به‌میزان کمی، نسبت به‌واریانس بازدهی‌های سایر روزهای هفته بیشتر است.

لوآ[3] (۱۹۹۶)، وجود اثر روزهای هفته را در کشورهای آسیایی حوزه اقیانوس آرام و درخلال سال‌های ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۴ تأیید کرد. وی برای بررسی خود، از دو زیردوره چهار ساله نیز استفاده کرد. او نشان داد که این اثر از زیردوره نخست به‌زیردوره دوم سست می‌شود.

کوانتن و وانگ[4] (۱۹۹۸)، اثر پایان هفته را در بازار سهام سنگاپور و در دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۴ مورد آزمون قرار دادند. آنها برای تحلیل از دو زیردوره ده ساله نیز استفاده کردند و دریافتند که بازدهی‌های روزانه، چوله به‌راست و کشیده هستند. آنها همچنین مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی را برای آزمون به‌کار بردند و به‌نتایج زیر رسیدند:

الف- بازدهی‌های متوسط در دوشنبه و سه‌شنبه نسبت به‌روزهای چهارشنبه تا جمعه کمتر هستند.

ب- بازدهی‌های متوسط معمولاً طی هفته افزایش می‌یابند.

ج- انحراف معیارها طی هفته معمولاً کاهش می‌یابند. این با قانونی که بازده انتظاری بیشتر باید توأم با ریسک بیشتر باشد تناقض دارد.

1- Mills and Coutts.
2- FT-SE 100, Mid 250, 350.
3- Lau.
4- Kuantan and Wong.

www.SID.ir

Archive of SID

همچنین تحلیل زیردوره‌ها ضعیف‌تر شدن بی‌نظمی‌ها را طی زمان نشان می‌داد.

ملز، سیریوپالز، مارکلز و هیریزنیز[1] (۲۰۰۰)، اثر روزهای هفته را در بورس اوراق بهادار نوظهور آتن در خلال دوره ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۷ بررسی کردند. آنها از بازدهی‌های سهام موجود در شاخص عمومی و سهام چند شرکت فعال‌تر در این شاخص استفاده کردند. نتایج حاصل حاکی از آن بود که ضرایب چولگی(مثبت) و کشیدگی(بالا) در جمعه، بیشتر از سایر روزهای هفته است. آنها فرضیه‌های زمان مبادله سهام و زمان تقویمی را با استفاده از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی آزمون کردند. بازدهی‌های شاخص عمومی، در جمعه بیشتر و در چهارشنبه کمتر نشان داده شد که موجب رد این فرضیه‌ها شد. ولی نتایج شاخص عمومی با آنچه که برای سهام منتخب به‌دست آمده بود سازگار نبود.[2] آنها همچنین اشاره کردند که عوامل متعددی قادرند تا اثر روزهای هفته را شرح دهند که می‌توان مهم‌ترین آنها را به‌شرح زیر خلاصه کرد:

الف- خطاهای تخمین[3]؛ معمولاً برای سهولت محاسبه، اعداد حاصل برای شاخص‌ها را تا چند رقم اعشار گرد می‌کنند.

ب- اثر پرداخت[4]: طی‌مدت مبادله سهام و پرداخت پول سهام، خریداران، از پولی که پرداخت نکرده بودند و در اختیارشان بود، سود می‌برند و از طرفی ممکن بود قیمت سهام افزایش یابد و از این طریق نیز سودی عایدشان شود.

پ- روش برخورد گروه‌های سرمایه‌گذار معین؛ برای مثال ممکن است فروشندگان عمده، خواهان این باشند که سهامشان را در روزهای دوشنبه به‌فروش برسانند.

1- Mills, Siriopoulos, Markellos and Harizanis.

۲- فقط در ۴۲ درصد از سهام منتخب، بازده متوسط در جمعه‌ها بیشتر از سایر روزهای هفته بود. اثر چهارشنبه منفی نیز تنها در ۵ درصد از سهام منتخب مشاهده شد.

3- Measurement errors.

4- Settlement effect.

www.SID.ir

Archive of SID

ت- سرمایه‌گذار تمایل دارد تا انتهای هفته، اعلان[1] خبرهای بد به‌تعویق بیفتد؛ زیرا، طبیعت انسان چنان است که مایل به‌انتشار سریع خبرهای خوب و تأخیر در بیان خبرهای بد است، تا بازار فرصت جذب شوک‌ها تا پایان هفته را داشته باشد.

ث- دلایل روانشناسانه؛ در بررسی‌های صورت‌گرفته، نشان‌داده شد که بیشتر خودکشی‌ها در اوایل هفته (به‌خصوص، روزهای دوشنبه) صورت می‌گیرد.

لوزی[2] (۲۰۰۰)، وجود اثر روزهای هفته را در بازار سهام ایرلند طی دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۸ بررسی کرد. در این پژوهش او از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی برای آزمون داده‌ها استفاده کرد. او نتیجه گرفت که در روزهای دوشنبه و سه‌شنبه، بازده متوسط منفی نیست و این با سایر مطالعات قبلی متفاوت بود. همچنین، بازده متوسط مثبت معنادار در روز چهارشنبه یافت شده بود.

بروکس‌وپرسند[3](۲۰۰۱)، وجود اثر پایان هفته را برای پنج کشور جنوب‌شرق آسیا در دهه ۱۹۹۰ بررسی کرده و مشاهده کردند که در کره‌جنوبی و فیلیپین هیچ‌گونه شواهد معناداری درخصوص این نوع بی‌نظمی تقویمی وجود ندارد. در تایلند و مالزی اثرات دوشنبه مثبت وسه‌شنبه منفی معنادار، درحالی‌که در تایوان اثر چهارشنبه منفی، معنادار بوده است.

کوتز و شیخ[4] (۲۰۰۲)، وجود اثر پایان هفته را در بورس اوراق بهادار ژوهانسبرگ[5] طی‌دوره ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۷ بررسی کردند. آنها برای تحلیل از یک نمونه و سه زیرنمونه با زمان‌های یکسان استفاده کردند. اثر روزهای هفته، تنها در یک زیرنمونه مشاهده شد.

آجایی، مهدین و پری[6] (۲۰۰۴)، اثر روزهای هفته را در ۱۱ بازار نوظهور اروپای‌شرقی، از دهه ۹۰ تا سال ۲۰۰۲، مورد بررسی قرار دادند: بازارهای کشورهای رومانی، روسیه، لهستان، اسلواکی، اسلونی، لیتوانی، استونی، جمهوری

1- Announcement.
2- Lucey.
3- Brooks and Persand.
4- Coutts and Sheikh.
5- Johannesburg Stock Exchange (JSE).
6- Ajayi, Mehdian and Perry.

www.SID.ir

Archive of SID

چک، مجارستان، کرواسی و لاتویا. آنها برای آزمون فرضیه فوق، از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی استفاده کردند. نتایج تجربی آنها نشان داد که در شش بازار فوق، بازده متوسط سهام در روز دوشنبه منفی است، ولی تنها در بازارهای سهام استونی و لیتوانی این بازدهی‌های منفی معنادار هستند. بعلاوه، بازدهی‌های متوسط دوشنبه در پنج بازار باقی مانده مثبت هستند؛ فقط در روسیه اثر دوشنبه مثبت معنادار بوده است.

مهرآرا و عبدلی[1](۲۰۰۵) اثر اخبار بر نوسان‌ها در بازار سهام ایران را با استفاده از مدل‌های مختلف آرچ (شامل گارچ، گارچ نمایی، تارچ و گارچ کمانی[2]) و منحنی‌های اثر اخبار مربوطه، شامل روش ناپارامتریک جزیی، براورد و مقایسه کرده‌اند. مدل گارچ نمایی با برازش بهتر، عدم تقارن در داده‌ها را منعکس ساخته است: شوک‌های منفی موجب نوسان‌های بیشتر در مقایسه با شوک‌های مثبت شده است.

۳- داده‌ها و معرفی مدل‌های خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی

در این تحقیق از اطلاعات سری‌زمانی روزانه، پنج روز در هفته، استفاده شده است. داده‌ها از آخرین قیمت[3] معامله شده روزانه مربوط به‌شاخص کل و شاخص‌های صنایع در بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده‌اند. مشاهدات شاخص کل که برای آزمون فرضیه اثر روزهای هفته بکار رفته‌اند، دوره‌ای از ۸ تیر ماه۱۳۷۱ تا ۲۹ اسفند ماه ۱۳۸۲ را دربرمی‌گیرد. همان‌گونه که در شکل ۱ مشاهده می‌شود، سال ۱۳۸۲ رخدادهای غیرمتداول در بازار سهام ایران وجود داشته است. برای کنترل تغییرات ساختاری، دوره مورد مطالعه به‌تفکیک دو زیردوره نیز مورد آزمون واقع شده است: زیردوره اول شامل ۲۷۹۸ مشاهده از ۸ تیر ۱۳۷۱ تا ۲۹ اسفند ۱۳۸۱ و زیردوره دوم، داده‌های روزانه سال ۱۳۸۲ شامل۲۶۱ مشاهده است. برای آزمون فرضیه اثرات روزانه شاخص‌های صنایع، از

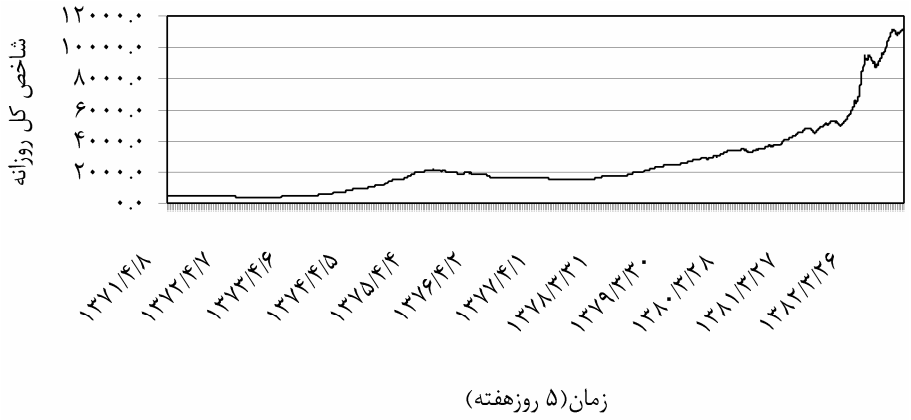
1- Mehrara and Abdoli.
2- Generalised Quadratic Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GQARCH).
3- Closing Price.

www.SID.ir

Archive of SID

داده‌های ۳ اردیبهشت ماه ۱۳۸۲ تا ۲۹ اسفند ماه ۱۳۸۲ استفاده شده است. روند شاخص‌ها به‌تفکیک سال‌ها در شکل ۲ آمده است.

با توجه به‌وجود ناهمسانی واریانس در شاخص‌های سهام، برای تحلیل اطلاعات و اجرای آزمون فرضیه‌های تحقیق از مدل‌های خانواده خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی[۱] یا آرچ[۲]، استفاده شده است. این مدل‌های پارامتریکی در شرایط وجود یک بازار پایدار، بهترین عملکرد را از خود ارائه می‌دهند. با آن‌که مدل‌های آرچ برای مدلسازی سری‌های مالی دارای ناهمسانی واریانس شکل گرفته‌اند، ولی معمولاً کارایی آنها در برخورد با پدیده‌های بی‌قاعده، مانند تغییرات شدید در سطوح قیمت بازار و دیگر وقایع به‌شدت غیرمعمول کاهش می‌یابد. بنابراین، باید نتایج مدل‌های خانواده گارچ درصورت وجود شوک‌های شدید در قیمت، با احتیاط تفسیر شود.



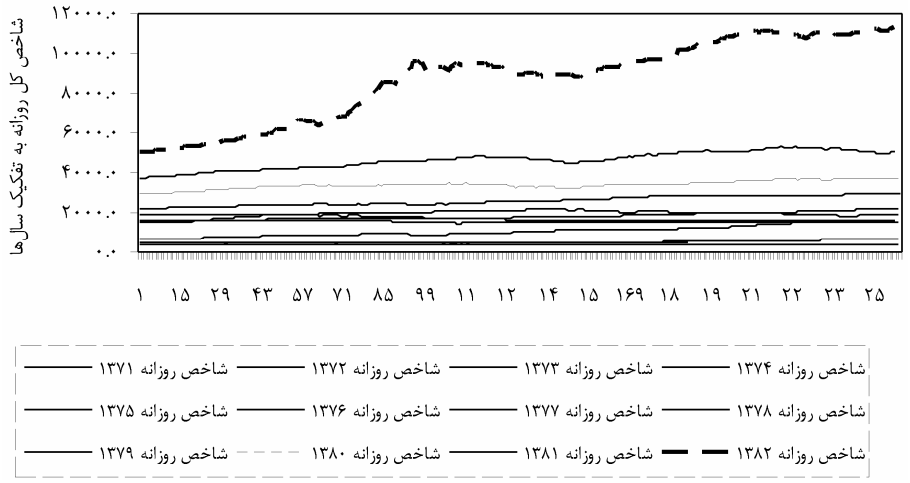
نمودار ۱- روند شاخص کل روزانه (۱۳۷۱-۱۳۸۲)

۱- ابونوری(۱۳۸۱ و ۶۹).

2- ARCH=Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

www.SID.ir

Archive of SID



نمودار ۲- شاخص کل روزانه به‌تفکیک سال‌ها

در این مطالعه، اثر روزهای هفته با این دید که واریانس وابسته به‌زمان است، آزمون می‌شود. بنابراین، از مدل خانواده آرچ[1] استفاده می‌شود. مدل‌های خانواده آرچ، نخستین بار توسط انگل[2] (۱۹۸۲) و شکل تعمیم‌یافته آن توسط بلرسلو[3] (۱۹۸۶) ارائه شده است. استفاده از مدل‌های آرچ متقارن یا استاندارد محدودیت‌هایی به‌همراه دارد که می‌توان آنها را به‌صورت زیر ذکر کرد:

- بلک[4] (۱۹۷۶)، کریستی[5] (۱۹۸۲) و نلسن[6] (۱۹۹۱) شواهدی یافتند که بازدهی‌های جاری سهام با تغییرات آتی نوسان‌های بازدهی‌ها به‌طور منفی همبسته‌اند. برای مثال، نوسان‌ها تمایل دارند تا در واکنش به‌اخبار بد افزایش یابند (بازدهی‌های اضافی کمتر از بازده انتظاری) و در واکنش به‌اخبار خوب کاهش یابند (بازدهی‌های اضافی بیشتر از بازده انتظاری). این رفتار نامتقارن در

1- ARCH.
2- Engle.
3- Bollerslev.
4- Black.
5- Christie.
6- Nelson.

www.SID.ir

Archive of SID

واریانس شرطی به‌اثر اهرمی[1] منسوب است. ولی مدل‌های گارچ متقارن[2] فرض می‌کنند که تنها مقدار، و نه علامت، بازدهی‌های گذشته در تغییر نوسان‌های آینده نقش دارد. البته، برای به‌حساب آوردن این پدیده، انگل و آن جی[3](۱۹۹۳) منحنی تأثیر اخبار نامتقارن[4] را معرفی کردند.

- محدودیت دیگر مدل‌های گارچ، به‌نامنفی بودن قیودشان مربوط می‌شود. این قیود نامنفی به‌این دلیل تحمیل شدند تا تضمین کنند که σ_t^2 در کل دوره t، با احتمال یک، نامنفی باقی می‌ماند.

البته، نلسن (۱۹۹۱) و پگن و اسکورت[5](۱۹۹۰) توانستند با ارائه مدل گارچ- اِم نمایی این محدودیت‌ها را برطرف کنند. مدل گارچ-ام را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$R_t = \sum_{i=1}^{i=5} \beta_i D_{it} + c\sigma_t + \sum_{s=1}^{s=K} b_s R_{t-s} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t = z_t \sigma_t \qquad (۱)$$

$$E(z_t)=0، z_t \sim \text{i. i. d} \quad ، \quad Var(z_t)=1$$

نلسن (۱۹۹۱) واریانس شرطی را به‌صورت تابع نمایی مطرح و با لگاریتم خطی، با عنوان مدل گارچ-ام نمایی معرفی کرد:

$$Ln(\sigma_t^2) = a_t + \sum_{s=1}^{p} a_s g(z_{t-s}) + \sum_{s=1}^{q} \varphi_s Ln(\sigma_{t-s}^2) \qquad (۲)$$

که درآن

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma\left(|z_t| - E|z_t|\right) \qquad (۳)$$

شاخص‌های $\{a_t\}_{t=-\infty,\infty}$، $\{a_s\}_{s=1,\infty}$ و $\{\varphi_s\}_{s=1,\infty}$ واقعی، غیرتصادفی و دنباله‌های عددی هستند. $g(z_t)$، شامل θz_t و $\gamma\left(|z_t| - E|z_t|\right)$ هست، که

1- Leverage effect.
2- Symmetric.
3- Engle and Ng.
4- Asymmetric.
5- Pagan and Schwert.

www.SID.ir

Archive of SID

میانگین هر یک برابر با صفر است. در فاصله $0 < z_t < \infty$، $g(z_t)$ خطی با شیب $\theta + \gamma$ است و در فاصله $-\infty < z_t \leq 0$، $g(z_t)$ خطی با شیب $\theta - \gamma$ است. بنابراین، $g(z_t)$ به σ_t^2 اجازه می‌دهد تا به‌افزایش و کاهش در قیمت سهام به‌طور نامتقارن واکنش نشان دهد. بنابراین، اگر برای مثال، $\theta < 0$ باشد آن گاه شوک‌های منفی نسبت به‌شوک‌های مثبت، نوسان‌ها را بیشتر افزایش می‌دهند.

در همین راستا، مدل تارچ یا آرچ آستانه‌ای[1] نیز به‌طور جداگانه توسط رابمننجر و زاکوییان[2] (۱۹۹۳)، زاکوییان[3] (۱۹۹۴) و گلوستن، جاگاناتان و رانکل[4] (۱۹۹۳) ارائه شده بود. واریانس شرطی در این مدل به‌صورت زیر مشخص شده است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta\sigma_{t-1}^2 \qquad (۴)$$

$\varepsilon_{t-1} = 0$ یک آستانه است و تأثیر شوک‌های بزرگ‌تر از آستانه یا اخبار خوب ($\varepsilon_{t-1} \geq 0$) بر واریانس شرطی نسبت به‌شوک‌های کوچک‌تر از آستانه یا اخبار بد، متفاوت است. اگر $\varepsilon_{t-1} < 0$ باشد، $d_{t-1} = 1$ است و در غیراین‌صورت $d_{t-1} = 0$ است. اخبار بد دارای اثر $\alpha+\gamma$ است، درصورتی‌که اخبار خوب دارای اثر α است. اگر $\gamma > 0$ باشد، شوک‌های منفی روی نوسان‌ها، نسبت به‌شوک‌های مثبت تأثیر بیشتری خواهند داشت.

در این مدل‌ها، R_t لگاریتم بازدهی‌های روزانه[5] شاخص کل یا شاخص‌های صنایع است:

$$R_t = \mathrm{Ln}\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \qquad (۵)$$

که در آن P_t سطح شاخص قیمت سهام در پایان دوره t است. D_{it} یک متغیر مجازی است که برای روز i مقدار یک و برای سایر روزهای هفته، مقدار صفر را

1- Threshold ARCH.
2- RabemananJara and Zakoian.
3- Zakoian.
4- Glosten, Jaganathan and Runkle.
5- Daily Logarithmic Returns.

www.SID.ir

Archive of SID

اختیار می‌کند ($i=1,2,\ldots,5$ به‌شنبه تا چهارشنبه مربوط است)، β_i بازده متوسط در روز i است.

۴- براورد الگو و آزمون اثرات روزهای هفته

برای بررسی «اثرات-آرچ»[1] ابتدا آزمون ARCH-LM اجرا شده است. نتایج حاصل از آزمون‌ها با وقفه‌های مختلف (یک، دو، سه، ...) مبین وجود آرچ در داده‌های سری‌های زمانی مورد استفاده بوده است. پوشش یا برازش مدل EGARCH-M بر داده‌های سری زمانی روزانه در دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۲ با توجه به‌آماره F معنادار نبوده است. بهترین مدل منطبق بر اطلاعات مذکور مدل آرچ-ام نمایی(۳)، بوده که نتایج پیوست شده است: بر اساس مدل براورد شده، اثر شنبه و چهارشنبه منفی بوده است. با اجرای آزمون والد معلوم شد که‌اندازه این دو اثر (اثرات منفی شنبه و چهارشنبه) باهم برابرند. مدل‌های خانواده آرچ در برخورد با پدیده‌ها و تغییرات بی‌قاعده باز می‌مانند. در این حالت، نتایج حاصل، ممکن است قابل‌اطمینان نباشند. بنابراین، دوره مورد مطالعه با عنایت به‌روند بازار در شکل ۱ به‌دو زیر دوره تفکیک شده است تا تغییرات شدید در قیمت بازار، طی سال ۱۳۸۲ کنترل شود. مدل زیر دوره اول، گارچ نمایی(۱و۱)[2] و مدل زیر دوره دوم آرچ-ام نمایی(۲)[3] براورد شده است. نتایج حاصل از این مدل‌ها پیوست شده است: گرچه در دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۱ بازده متوسط سه‌شنبه منفی بوده است، در زیر دوره دوم، بازدهی‌های متوسط روزهای شنبه، یکشنبه و دوشنبه به‌طور معناداری منفی بوده است: اثر منفی[4] یکشنبه بزرگ‌ترین مقدار بوده است. نتایج حاصل از براورد مدل‌ها در جدول۱ خلاصه شده است.

1- ARCH-effect.
2- GARCH-M(1,1.
3- EARCH-M(2).
4- TARCH(1).

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- براورد اثر روزهای هفته

روز هفته	دوره: ۱۳۷۱- ۱۳۸۲			دوره: ۱۳۷۱- ۱۳۸۱			دوره: ۱۳۸۲		
	Coefficient	z-Statistic	.Prob	Coefficient	z-Statistic	.Prob	Coefficient	z-Statistic	.Prob
σ_t	0. 338246	5. 477849	0. 000	0. 209325	5. 775918	0. 000	0. 923090	3. 752443	0. 000
D1	-0. 061741	-2. 77145	0. 006	0. 001682	0. 127029	0. 899	-0. 361062	-1. 95582	0. 050
D2	-0. 020150	-0. 87497	0. 382	-0. 015703	-1. 14279	0. 253	-0. 476101	-2. 80441	0. 005
D3	0. 005865	0. 255147	0. 799	0. 007339	0. 587637	0. 557	-0. 407301	-2. 34738	0. 019
D4	-0. 041640	-1. 77212	0. 076	-0. 027982	-1. 94604	0. 052	-0. 320067	-1. 88038	0. 060
D5	-0. 055723	-2. 30442	0. 021	-0. 009791	-0. 62677	0. 531	-0. 200292	-1. 22479	0. 221
AR(1)	0. 382531	25. 50179	0. 000	-	-	-	-	-	-

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

برای تجزیه و تحلیل اثرات روزهای هفته بر شاخص سهام، مناسبترین مدل‌های خانواده بر بازده سهام به‌تفکیک صنایع براورد و نتایج در جدول۲ نشان داده شده است. برای مثال، همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، در صنعت استخراج معدن مدل گارچ (۱و۲) مبین اثر معنادار چهارشنبه است؛ در صنعت چوب و کاغذ، فرضیه اثر روزهای هفته با مدل آرچ آستانه‌ای (۱) یا تارچ(۱) آزمون شده است. در این شاخص، بازده متوسط روزهای شنبه، دوشنبه و چهارشنبه به‌طور معنادار مثبت است، ولی به‌طور معنادار، بازده متوسط در هیچ روزی منفی نبوده است. با کمک آزمون والد نشان داده شده است که اثر چهارشنبه مثبت، بزرگ‌تر از دو اثر مثبت دیگر است.

به‌همین ترتیب، نتایج حاصل از مدل آرچ-ام نمایی(۱) حاکی از اثرات منفی روزهای دوشنبه، سه‌شنبه و چهارشنبه بر بازده سهام کشاورزی بوده است. در این میان اثر منفی چهارشنبه بیشتر از اثر منفی روزهای دوشنبه و سه‌شنبه بوده است. نوع مدل مبین حساسیت (متقارن یا نامتقارن بودن) سهام در واکنش به‌اخبار خوب و بد نیز است. مثلاً مدل آرچ-ام نمایی، گارچ-ام نمایی یا تارچ مدل‌های نامتقارن هستند. اجرای آزمون ARCH-LM در موارد فوق کفایت مدل‌های حاصل را تأیید کرده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- نتایج حاصل از براورد الگوی روزهای هفته به‌تفکیک شاخص‌های صنایع[۱]

شاخص صنایع	بازده(های) متوسط مثبت معنادار	بازده(های) متوسط منفی معنادار	روش برآورد	آزمون والد
استخراج معدن	NA	چهارشنبه	GARCH(1، 2)	-
چوب و کاغذ	شنبه، دوشنبه، چهارشنبه	NA	TARCH(1)	H_0 رد می‌شود و چهارشنبه بزرگ‌ترین است.
کاغذ و محصولات	NA	NA	EGARCH-M(1، 1)	-
چاپ و نشر	NA	NA	EGARCH-M(2، 2)	-
نساجی	یکشنبه	NA	LS	-
محصولات غذایی	NA	NA	EGARCH-M(1، 1)	-
فلزات اساسی	دوشنبه، چهارشنبه	یکشنبه	EGARCH(1، 1)	H_0 پذیرفته می‌شود و بازده دوشنبه و چهارشنبه باهم برابر است.
کانی غیرفلزی	چهارشنبه	یکشنبه، سه‌شنبه	GARCH(1، 1)	H_0 پذیرفته می‌شود و بازده یکشنبه و سه‌شنبه باهم برابر است.
محصولات فلزی	شنبه، یکشنبه، دوشنبه، چهارشنبه	سه‌شنبه	EGARCH-M(1، 3)	H_0 رد می‌شود و چهارشنبه بزرگ‌ترین است.
فراورده‌های نفتی	NA	NA	EGARCH-M(1، 1)	-
لاستیک و پلاستیک	NA	NA	EGARCH-M(2، 1)	-
کانه‌های فلزی	NA	یکشنبه	EGARCH-M(2، 1)	-
ماشین‌آلات و تجهیزات	NA	یکشنبه	GARCH-M(1، 1)	-
مواد شیمیایی	NA	NA	ARCH-M(2)	-
کشاورزی	NA	دوشنبه، سه‌شنبه، چهارشنبه	EARCH-M(1)	H_0 رد می‌شود و چهارشنبه بزرگ‌ترین است.

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

۵- نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه بررسی وجود اثر روزهای هفته بر بازده شاخص‌های قیمت سهام ایران بوده است. با توجه به‌وجود ناهمسانی واریانس در مدل‌های بعضی از متغیرها به‌ویژه در بازار سهام، از مدل‌های خانواده آرچ (ناهمسان واریانس شرطی) به‌صورت متقارن یا نامتقارن استفاده شده است. نتایج حاصل از مدل

۱- سطح معنا در تمام حالت‌ها ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

آرچ-ام نمایی حاکی از اثـر منفـی معنـادار روزهـای شـنبه و چهارشـنبه در دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۲ بوده است. برای کنترل تغییر شدید ایجاد شده در شیب شاخص سهام در اوایل سال ۱۳۸۲ در مقایسه با دوره ۱۳۷۱ تا۱۳۸۱ ، اثر روزهای هفتـه در شاخص کل، به‌دوره رونق ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۱ و دوره پررونق ۱۳۸۲ تفکیک شـده است: در دوره رونق مدل گارچ نمایی مبین اثر منفی معنادار سه‌شنبه بوده است، در حالی‌که در دوره پررونـق ۱۳۸۲ مـدل آرچ-ام نمـایی حـاکی از اثـرات منفـی روزهای اوایل هفته (شنبه، یکشنبه و دوشنبه) بوده است. برای تجزیـه و تحلیـل بیشتر، اثرات روزهای هفته بر بازده سهام، به‌تفکیک صنایع آزمون و ارزیابی شـده است: نتایج مربوط به‌وجود اثر مثبت معنادار روزهـای هفتـه در صـنعت چـوب و کاغذ و صنعت نساجی؛ منفی معنادار در صنایع استخراج معدن، کانه‌هـای فلـزی، ماشین‌آلات و تجهیزات و کشاورزی؛ آثار معنادار مثبت و منفـی در صـنایع کـانی غیرفلزی، فلزات اساسی و محصولات فلزی بوده اسـت. درمقابـل، هـیچ‌گونـه اثـر روزانه معنادار در صنایع دیگر (کاغذ و محصولات، چاپ و نشر، محصولات غذایی، فراورده‌های نفتی، لاستیک و پلاستیک، و مواد شیمیایی) مـشاهده نـشده اسـت. بنابراین، در مجموع با تشخیص اثرات معنادار روزهای هفته و بـه‌کـارگیری آن در تصمیمات سرمایه‌گذاری، امکان کسب بازدهی‌های ناشـی از تحلیـل اطلاعـات در بازار اوراق بهادار ایران وجود داشته که با فرضیه بازار کارا مغایرت دارد.

فهرست منابع

۱- ابونوری اسمعیل، (۱۳۸۱)، ترجمه، *مدل‌سازی تجربـی در اقتـصاد*، انتـشارات دانـشگاه مازندران.

2- Ajayi, R. A., Mehdian, S. and Perry, M. J., (2004), "The day-of-the-week effect in stock returns: Further evidence from Eastern European emerging markets, Emerging markets Finance and Trade", 40(4), 53-62.

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

4- Black, F., (1976), "Studies of Stock Market Volatility Changes", 1976 Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 177-81.

www.SID.ir

Archive of SID

5- Board, J. and Sutcliffe, C., (1988), "The weekend effect in UK stock market returns", *Journal of Business, Finance and Accounting*, 15, 199-213.
6- Bollerslev, T., (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
7- Brooks, C. and Persand, G., (2001), "Seasonality in Southeast Asian stock markets: some new evidence on day-of-the-week effects", *Applied Economics Letters*, 8, 155-8.
8- Christie, A. A., (1982), "The stochastic behavior of common stock variances: value leverage and interest rate effects", *Journal of Financial Economics*, 10, 407-32.
9- Coursey, D. L. and Dyl, E. A., (1986), "Price effects of trading interruptions in an experimental market", University of Wyoming working paper.
10- Coutts, J. A. and Sheikh, M. A., (2002), "The anomalies that aren't there: the weekend, January and pre-holiday effects on the all gold index on the Johannesburg stock exchange 1987-1997", *Applied Financial Economics*, 12, 863-71.
11- Cross, F., (1973), "The behavior of stock prices on Fridays and Mondays", *Financial Analysts Journal*, 29, 67-69.
12- Donnelly, R., (1991), "Seasonality in the Irish stock market", *Irish Business and Admininstrative Research*, 12, 39-51.
13- Engle, R. F., (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation", *Econometrica*, 50, 987-1008.
14- Engle, R. F. and Ng, V. K., (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, 48, 1022-82.
15- Fama, E. F., (1965), "The behavior of stock market prices", *Journal of Business*, 38, 34-105.
16- Fields, M., (1931), "stock prices: a problem in verification", *Journal of Business*, October, 415-18.
17- French, K. R., (1980), "Stock returns and the weekend effect", *Journal of Financial Economics*, 8, 55-69.
18- Gibbons, M. R. and Hess, P., (1981), "Day of the week effects and asset returns", *Journal of Business*, 54, 579-96.
19- Glosten, L. R., Jagannathan, R. and Runkle, D., (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
20- Jaffe, J. F. and Westerfield, R., (1985a), "The weekend effect in common stock returns: The international evidence", *Journal of Finance*, 40, 433-54.
21- Jaffe, J. F. and Westerfield, R.,(1985),P"tterns in Japanese common

www.SID.ir

Archive of SID

stock returns: Day of the week and turn of the year effects" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 261-72.
22- Keim, D. B. and Stamaugh, R. F.,(1984), "further investigation of the weekend effect in stock returns" *Journal of Finance*, 39, 819-34.
23- Kuantan, R. S. and Wong, N. T.,(1998), "The diminishing calendar anomalies in the stock exchange of Singapore", *Applied Financial Economics*, 8, 119-125.
24- Lakonishok, J. and Levi, M., (1982), "Weekend effects on stock returns: a note", *Journal of Finance*, 37, 883-90.
25- Lakonishok, J. and Smidt, S., (1988), "Are seasonal anomalies real? A ninety year perspective", *Journal of Financial Studies*, 1, 403-25.
26- Lau, M. L., (1996), "The diminishing day-of-the-week effect in Asia Pacific countries", *Journal of Banking and Finance*, 19, 199-210.
27- Lucey, B. M., (2000), "Anomalous daily seasonality in Ireland?", *Applied Economics Letters*, 7, 637-40.
28- Mehrara, M. and G. Abdoli, (2005), "Modeling the Impact of News on Volatility: the Case of Iran", *Iranian Economic Review* (IER), 10 (13), 65-83.
29- Mills, T. C. and Coutts, J. A., (1995), "Calendar effects in the London Stock Exchange FT- SE indices", *The European Journal of Finance*, 1, 79 -93.
30- Mills, T. C., Siriopoulos, C., Markellos, R. N. and Harizanis, D., (2000), "Seasonality in the Athens stock exchange", *Applied Financial Economics*, 10, 137-142.
31- Nelson, D. B., (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59(2), 347-370.
32- Pena, J., (1995), "Daily seasonality and stock market reforms in Spain", *Applied Financial Economics*, 5, 419-23.
33- Pagan, A. and Schwert, G., (1990), "Alternative models for common stock volatility", *Journal of Econometrics*, 45, 267-90.
34- Rogalski, R., (1984), "New finding regarding day of the week returns over trading and non-trading periods: a note", *Journal of Finance*, 39, 1603-14.
35- RabemananJara, R. and Zakoian, J. M., (1993), "Threshold ARCH models and asymmetries in volatility", *Journal of Applied Econometrics*, 8, 31-49.
36- Santesmases, M., (1986), "An investigation of the Spanish stock market seasonalities", *Journal of Business Finance & Accounting,* 13(2), 267-76.
37- Saw, S. H. and Ong, C. S., (1990), "Seasonal pattern of stock returns in Singapore", *SES Journal*, September, 4-8.
38- Smirlock, M. and Starks, L., (1986), "Day of the week and intraday

www.SID.ir

Archive of SID

effects in stock returns", *Journal of Financial Economics*, 17, 197-210.
39- Wong, K. A. and Ho, H. D., (1986), "The weekend effect on stock returns in Singapore, Hong Kong", *Journal of Business Management*, 4, 31-50.
40- Zakoian, J. M., (1994), "Threshold heteroskedastic models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-55.

www.SID.ir

Archive of SID

پیوست نتایج کامپیوتری

برای اجرای آزمون ARCH-LM از بازده روزانه سهام (RT) به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. همان‌گونه که در جدول پ۱ دیده می‌شود، بازده روزانه سهام (RT)، دارای اثر آرچ است.

جدول پ۱- نتایج حاصل از آزمون ARCH-LM شاخص کل روزانه در دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۲

ARCH Test :				
F-statistic	42. 82789	Probability		0. 000000
Obs*R-squared	200. 4680	Probability		0. 000000
Test Equation :				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 12/31/05 Time: 20: 57				
Sample(adjusted): 6 3057				
Included observations: 3052 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob .
C	0. 117536	0. 017409	6. 751508	0. 0000
RESID^2(-1)	0. 111363	0. 018107	6. 150444	0. 0000
RESID^2(-2)	0. 131522	0. 018070	7. 278515	0. 0000
RESID^2(-3)	0. 004650	0. 018227	0. 255120	0. 7986
RESID^2(-4)	0. 128401	0. 018070	7. 105768	0. 0000
RESID^2(-5)	0. 047057	0. 018107	2. 598797	0. 0094
R-squared	0. 065684	Mean dependent var		0. 203177
Adjusted R-squared	0. 064150	S. D. dependent var		0. 926074
S. E. of regression	0. 895878	Akaike info criterion		2. 619939
Sum squared resid	2444. 712	Schwarz criterion		2. 631781
Log likelihood	-3992. 027	F-statistic		42. 82789
Durbin-Watson stat	2. 008851	Prob(F-statistic)		0. 000000

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

همان‌گونه که در جدول پ۲ مشاهده می‌شود، متغیر وابسته بازده روزانه سهام(RT)، تعداد مشاهدات کل دوره ۳۰۵۶ بوده است. مدل آرچ-ام نمایی(۱) براورد شده در سطح معنای بسیار کم (سطح معنای متناظر با آماره F) معنادار است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول پ۲- نتایج حاصل از براورد الگوی روزانه شاخص کل در دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۲

Dependent Variable: RT Method: ML - ARCH Date: 04/25/05 Time: 17: 07 Sample(adjusted): 2 3057 Included observations: 3056 after adjusting endpoints Convergence not achieved after 100 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob .
SQR(GARCH)	0. 338246	0. 061748	5. 477849	0. 0000
D1	-0. 061741	0. 022278	-2. 771448	0. 0056
D2	-0. 020150	0. 023030	-0. 874966	0. 3816
D3	0. 005865	0. 022985	0. 255147	0. 7986
D4	-0. 041640	0. 023497	-1. 772124	0. 0764
D5	-0. 055723	0. 024181	-2. 304417	0. 0212
AR(1)	0. 382531	0. 015000	25. 50179	0. 0000
Variance Equation				
C	-2. 796272	0. 023375	-119. 6289	0. 0000
|RES|/SQR[GARCH](1)	0. 424590	0. 022940	18. 50870	0. 0000
RES/SQR[GARCH](1)	-0. 015593	0. 017268	-0. 902999	0. 3665
|RES|/SQR[GARCH](2)	0. 496136	0. 013689	36. 24279	0. 0000
RES/SQR[GARCH](2)	-0. 085620	0. 013516	-6. 334677	0. 0000
|RES|/SQR[GARCH](3)	0. 398628	0. 018019	22. 12245	0. 0000
RES/SQR[GARCH](3)	0. 161594	0. 012033	13. 42965	0. 0000
R-squared	0. 057148	Mean dependent var		0. 103240
Adjusted R-squared	0. 053119	S. D. dependent var		0. 450545
S. E. of regression	0. 438416	Akaike info criterion		0. 849280
Sum squared resid	584. 6982	Schwarz criterion		0. 876881
Log likelihood	-1283. 701	F-statistic		14. 18319
Durbin-Watson stat	2. 289111	Prob(F-statistic)		0. 000000
Inverted AR Roots	0. 38			

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

همان‌گونه که در جدول پ۳ و پ۴ مشاهده می‌شود، متغیر وابسته بازده روزانه سهام (R_t)، تعداد مشاهدات در دوره اول ۲۷۹۷ و در دوره دوم ۲۶۰ بوده است. مدل گارچ نمایی(۱) براورد شده در سطح معنای بسیار کم (سطح معنای متناظر با آماره F) معنادار است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول پ۳- نتایج حاصل از براورد الگوی روزانه شاخص کل در زیردوره اول بازار

Dependent Variable: RT Method: ML - ARCH Date: 04/18/05 Time: 12: 48 Sample: 1 2797 Included observations: 2797 Convergence achieved after 35 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob .
SQR(GARCH)	0. 209325	0. 036241	5. 775918	0. 0000
D1	0. 001682	0. 013241	0. 127029	0. 8989
D2	-0. 015703	0. 013740	-1. 142795	0. 2531
D3	0. 007339	0. 012488	0. 587637	0. 5568
D4	-0. 027982	0. 014379	-1. 946044	0. 0516
D5	-0. 009791	0. 015621	-0. 626772	0. 5308
Variance Equation				
C	0. 005121	0. 000223	22. 94804	0. 0000
ARCH(1)	0. 277902	0. 010579	26. 26936	0. 0000
GARCH(1)	0. 763107	0. 005922	128. 8503	0. 0000
R-squared	0. 012616	Mean dependent variance		0. 083947
Adjusted R-squared	0. 009783	S. D. dependent variance		0. 384271
S. E. of regression	0. 382387	Akaike info criterion		0. 615125
Sum squared resid	407. 6603	Schwarz criterion		0. 634227
Log likelihood	-851. 2527	F-statistic		4. 453020
Durbin-Watson stat	1. 438777	Prob(F-statistic)		0. 000022

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

جدول پ۴- نتایج حاصل از براورد الگوی روزانه شاخص کل در زیردوره دوم بازار

Dependent Variable: RT Method: ML - ARCH Date: 04/20/05 Time: 06: 42 Sample: 1 260 Included observations: 260 Convergence not achieved after 100 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob .
SQR(GARCH)	0. 923090	0. 245997	3. 752443	0. 0002
D1	-0. 361062	0. 184609	-1. 955821	0. 0505
D2	-0. 476101	0. 169769	-2. 804407	0. 0050
D3	-0. 407301	0. 173514	-2. 347376	0. 0189
D4	-0. 320067	0. 170215	-1. 880376	0. 0601
D5	-0. 200292	0. 163532	-1. 224792	0. 2207
Variance Equation				
C	-1. 684569	0. 142488	-11. 82256	0. 0000
|RES|/SQR[GARCH](1)	0. 495577	0. 100196	4. 946064	0. 0000
RES/SQR[GARCH](1)	0. 338785	0. 063588	5. 327825	0. 0000
|RES|/SQR[GARCH](2)	0. 708105	0. 099431	7. 121564	0. 0000
RES/SQR[GARCH](2)	0. 049271	0. 080784	0. 609909	0. 5419
R-squared	-0. 014027	Mean dependent variance		0. 310000
Adjusted R-squared	-0. 054751	S. D. dependent variance		0. 868038
S. E. of regression	0. 891485	Akaike info criterion		2. 147654
Sum squared resid	197. 8914	Schwarz criterion		2. 298298
Log likelihood	-268. 1950	Durbin-Watson stat		1. 873940

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به‌وسیله نرم‌افزار ایویوز براورد شده است.

www.SID.ir