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

دکتر اسمعیل ابونوری[2] و رضا ایزدی

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 به تفکیک برای شاخصهای صنایع آزمون شده است. با توجه به ناهمسانی واریانس، بویژه در بازار اوراق بهادار، از مدلهای خانوادهٔ آرچ، به ویژه مدل گارچ- اِم نمایی در آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. برای این منظور از اطلاعات سری زمانی روزهای هفتهٔ شاخص کل در دورهٔ ۱۳۷۱- ۱۳۸۲ و دو زیردورهٔ ۱۳۷۱- ۱۳۸۱ و سال ۱۳۸۲ و به تفکیک ۱۵ صنعت استفاده بعمل آمده است. نتایج کل دوره حاکی از اثر منفی شنبه و چهارشنبه بوده است، به گونه ای که در زیردورهٔ اول، اثر سه شنبهٔ منفی ولی در زیردورهٔ دوم اثر شنبه، یکشنبه و دوشنبهٔ منفی بوده است. نتایج مربوط به شاخصهای صنایع نیز به وجود اثر روزهای هفته در نه صنعت از میان پانزده صنعت، اشاره داشته است؛ نشانه ای از عدم وجود کارآیی در بازار اوراق بهادار تهران.

طبقه بندی JEL: G14، C12، C13، C22

واژه های کلیدی: روزهای هفته، بازار کارآ، الگوهای آرچ، گارچ، بورس اوراق بهادار، تهران.

[1] - این مقاله از پایان نامهٔ کارشناسی ارشد رضا ایزدی تحت عنوان «اثرات تقویمی (زمانی) در بورس اوراق بهادار تهران» با راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری در دانشگاه مازندران استخراج شده است.

[2] - دانشیار دانشگاه مازندران: بابلسر- بخش اقتصاد دانشگاه مازندران.

Email:abounoories@yahoo.com
Email:esmaiel.abounoori@gmail.com

۱. مقدمه

وجود اثرات تقویمی بر بازدهی‌های بازار سهام، اقتصاددانان مالی را بیش از پنجاه سال متحیر کرده است. براساس فرضیهٔ بازار کارآ، الگوی فصلی نباید دارای اثرات معنادار باشد. اثرات تقویمی موجب ایجاد بازدهی‌هایی می‌شوند که متناسب با ریسک نیستند. به عبارت دیگر، وجود اثرات تقویمی، شکل ضعیف فرضیهٔ بازار کارآ را خنثی می‌کند. در بازار کارآ، اطلاعات مربوط به بازار و یکایک سهام در دسترس همهٔ مردم است. اطلاعات تازه به سرعت به بازار منتقل و در نتیجه قیمتهای سهام با توجه به اطلاعات تازه تعیین می‌شوند. یعنی، در بازار کارآ پیش بینی قیمتهای آینده ممکن نیست؛ زیرا در یک بازار کارآ، قیمتهای سهام از یک الگوی گام تصادفی پیروی می‌کنند و بازدهی‌های اضافی از سرمایه‌گذاریهای سهام به‌دست نمی‌آید. در این بازار، چون هیچ‌کس نمی‌تواند بطورمرتب 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 فلسفهٔ مبتنی بر **خرید** و **نگهداری** سهام پیروی کنند. بنابراین، آنها می‌کوشند تا مجموعهٔ متنوعی از اوراق بهادار را نگهداری کنند تا بتوانند به نرخ بازده مطلوب خود که نزدیک به نرخ 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 به پرسشها و آزمون فرضیه های متناظر، از اطلاعات سریهای زمانی روزانه در بازار اوراق بهادار ایران بصورت شاخص کل و شاخصها به تفکیک صنایع استفاده شده است. بررسیهای مقدماتی داده های سریهای زمانی مبین وجود ناهمسانی واریانس (Heteroskedasticity) در اطلاعات بوده است. در نتیجه، برای ارزیابی اثرات تقویمی از مدلهای خانواده آرچ و گارچ بصورت متقارن یا نامتقارن استفاده شده است.

اکثر پژوهشهای اثرات تقویمی، بر بازارهای سرمایه‌ای توسعه یافته متمرکز بوده است. در این پژوهش سعی شده است تا اثرات تقویمی در بازارهای سرمایه‌ای در حال توسعه بویژه بازارهای نوظهور با کارایی کمتر، شبیه به بازار سرمایه‌ای ایران، بصورتی جامع مرور گردد. 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 بصورت جامع مرور شده است. بخش ۳ به داده‌ها و معرفی مدلهای خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی اختصاص یافته است. برآورد مدلها و آزمون فرضیه‌ها در بخش ۴ تقدیم شده است. سرانجام مقاله با نتیجه‌گیری در بخش ۵ ، پیوست نتایج کامپیوتری و کتابنامه پایان یافته است.

۲. مطالعات تجربی اثرات تقویمی در بازارهای اوراق بهادار

فیلدس[۳] (۱۹۳۱)، اولین مطالعهٔ اثر روزهای هفته را در بورس اوراق بهادار آمریکا انجام داده است. او منطق متعارف « وال استریت»[۴] 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 به حسابهای دیگر تبدیل کنند. در نتیجه، قیمتهای اوراق بهادار در شنبه کاهش می یابد. فیلدس شاخص «داو جونز»[۵] را طی دورهٔ ۱۹۱۵- ۱۹۳۰ آزمون نمود تا درستی منطق متعارف را بررسی کند[۶]. او آخرین قیمت «داو جونز» را در شنبه، با میانگین آخرین قیمتها در فاصلهٔ جمعه تا دوشنبه مقایسه کرد. او دریافت که قیمتها در شنبه‌ها گرایش به افزایش دارند. در ۵۲ درصد از زمان ۷۱۷ هفته‌ای که او درنظر گرفته بود، قیمت شنبه از متوسط جمعه تا دوشنبه، بیش از ۱۰ دلار بالاتر بود. طبق فاما[۷] (۱۹۶۵)، واریانس بازدهی‌ها در روز دوشنبه نسبت به واریانس بازدهی‌ها در سایر روزهای هفته بیست درصد بیشتر است.

کراس[۸] (۱۹۷۳)، بازده شاخص اس و پی۵۰۰[۹](S&P500) را در خلال ۱۹۵۳- ۱۹۷۰ مطالعه نمود. او دریافت که در ۶۲ درصد از جمعه‌ها شاخص مذکور بیشتر می‌شود. بازده متوسط در جمعه‌ها ۱۲ درصد بود، درحالیکه بازده متوسط در دوشنبه‌ها ۱۸- درصد بود.

فرنچ[۱۰] (۱۹۸۰)، نیز از شاخص اس و پی۵۰۰ طی دورهٔ ۱۹۵۳-۱۹۷۷ برای مطالعهٔ بازدهی‌های روزانه و کسب نتایج مشابه استفاده نمود. او فرضیهٔ زمان مبادلهٔ سهام[۱۱] را ارائه داد که عنوان می‌کرد، بازدهی‌ها تنها طی روزهای کاری هفته ایجاد می‌شوند. این فرضیه اشاره می‌نمود که بازدهی‌ها باید در روزهای عادی مبادلهٔ سهام باهم برابر باشند. البته، او فرضیهٔ جایگزین دیگری به نام فرضیهٔ زمان تقویمی[۱۲] را ارائه داد. این فرضیه اشاره می‌کرد که بازدهی‌ها علاوه بر روزهای کاری هفته، در روزهای غیرکاری هفته نیز ایجاد می‌شوند. به عبارت دیگر، این فرضیهٔ منطقی عنوان می‌کرد که قیمتها باید تا اندازه‌ای در روز دوشنبه نسبت به سایر روزها، بیشتر باشند. زیرا، زمان میان پایان مبادلهٔ سهام در جمعه تا پایان مبادلهٔ سهام در دوشنبه سه روز است، درصورتی‌که در روزهای عادی مبادلهٔ سهام، این زمان یک روزه است. بنابراین، بازدهی‌های دوشنبه باید سه برابر بیشتر از بازدهی‌های روزهای عادی مبادلهٔ سهام هفته باشد. او این دو فرضیه را در یک دورهٔ ۲۵

---

[3]- Fields
[4]- Wall Street
[5]- Dow Jones
[6] - شاخص داو جونز (Dow Jones یا Dow) در واقع همان شاخص Dow Jones 30 Industrial Average(DJIA) می باشد که میانگین قیمت سهام ۳۰ شرکت است و به دلار بیان می شود.
[7]- Fama
[8]- Cross
[9]- ارقام شاخص Standard and Poor's 500 Composite(S&P500) از سال ۱۹۲۸ به صورت روزانه و از سال ۱۸۷۱ به صورت ماهانه محاسبه شده است. این شاخص قیمت سهام ۵۰۰ شرکت بزرگ آمریکا را مورد بررسی قرار می دهد.
[10]- French
[11]- Trading time
[12]- Calendar time

ساله و پنج زیردورهٔ ۵ ساله، با استفاده از مدلهای رگرسیون دارای متغیرهای مجازی مورد آزمون قرار داد. او دریافت که بازده متوسط دوشنبه منفی است درحالیکه در روزهای دیگر هفته، بازده متوسط مثبت می‌باشد که جمعه‌ها و چهارشنبه‌ها به ترتیب بیشترین بازدهی‌ها را داشتند. بنابراین، هر دو فرضیهٔ فوق رد شده بود. آنگاه فرنچ این سوال را مطرح کرد که آیا بازدهی‌های منفی در روزهای دوشنبه ممکن است به دلیل 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 جمعهٔ بعد از تعطیلات، بیشتر از حدّ عادی بود. در روز سه‌شنبهٔ بعد از دوشنبهٔ تعطیل، بازدهی‌ها منفی بودند که شاید بتوان آن را یک نمایش تأخیری از بازدهی‌های منفی معمول پایان هفته تصور کرد. او این نتایج را به این‌ترتیب تفسیر کرد که چیز خاصی در پایان هفته وجود دارد، بطوریکه با بسته بودن کل بازار در تضادّ است. کراس و فرنچ به این 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[۱۳] (۱۹۸۱)، وجود اثر روزهای هفته را برای شاخص اس و پی۵۰۰ و داده‌های مرکز تحقیقات در قیمتهای اوراق بهادار(CRSP)[۱۴] طی دورهٔ ۱۹۶۲- ۱۹۷۸ تأیید نمودند. آنها می‌خواستند بررسی کنند که آیا پایان هفته‌ها برای سایر اوراق بهادار (به‌جز سهام) نیز به‌همین ترتیب است. به‌همین دلیل، آنها به اثر روزهای هفته در اسناد خزانه توجه نمودند. آنها دریافتند که بطور چشمگیری بازده متوسط دوشنبه نسبت به سایر روزها کمتر است. آنها چندین توضیح موجود از اثر پایان هفتهٔ سهام را مورد بررسی قرار دادند. **دوره‌های پرداخت**[۱۵] توضیح قویتری بود که اشاره می‌کرد، سهامی که در یک روز خریداری می‌شدند، به اندازهٔ چند روز کاری فرصتی وجود داشت تا پول آنها پرداخت گردد. طی گذشت زمان، طول دورهٔ پرداخت به تدریج افزایش یافت! از ۴ مارس ۱۹۶۲ تا ۱۰ فوریه ۱۹۶۸، دورهٔ پرداخت چهار روز کاری بود و پس از آن، پنج روز کاری شده بود. برای دورهٔ ۱۹۶۲- 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[۱۶]. 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.

---

[13]- Gibbons and Hess

[14]- Center for Research in Security Prices

[15]- Settlement Periods

[16] - پس از ۱۹۶۸، سرمایه گذاران در هر روزی از هفته که سهام می فروختند، نمی توانستند پول شان را تا هفت روز بگیرند.

لکانیشاک و لیوی[۱۷](۱۹۸۲)، اثر روزهای هفته را در بازار سهام آمریکا (با استفاده از داده‌های مرکز پژوهش در قیمتهای اوراق بهادار) و در خلال ۱۹۷۹-۱۹۸۳ مورد بررسی قرار دادند. آنها فرضیهٔ زمان تقویمی را با مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی در یک دوره و سه زیردوره، آزمون نمودند. 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 بطور کامل محو نشده بود. به‌عبارت دیگر، پس از تعدیل نیز بازده متوسط روزهای دوشنبه به‌قدر کافی افزایش و بازده متوسط جمعه‌ها به اندازهٔ 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.

رگالسکی[۱۸] (۱۹۸۴)، نخستین بار مسألهٔ مبهم کراس و فرنچ را مورد بررسی قرار داد. او آخرین قیمتها و اولین قیمتها را برای شاخص « داو جونز» درخلال ۱۹۷۴- ۱۹۸۴ و همچنین برای شاخص اس و پی۵۰۰ طی دورهٔ ۱۹۷۹- ۱۹۸۴ به‌دست آورد. وی دریافت که قیمتها در طول روز دوشنبه افزایش یافته‌اند. بنابراین، بازدهی‌های منفی، بین پایان مبادلهٔ سهام در جمعه و شروع آن در دوشنبه ایجاد شده بودند. به‌این‌ترتیب، اثر دوشنبه به **اثر پایان هفته**[۱۹] تبدیل شد. همچنین، او دریافت‌که پایان هفته در ژانویه نسبت به سایر ماهها متفاوت است. طی‌ژانویه، بازدهی‌های دوشنبه‌ها و پایان هفته‌ها مثبت هستند. او از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی برای این بررسی استفاده نمود.

اسمیرلاک و استارکز[۲۰] (۱۹۸۶)، اثر روزهای هفته را برای شاخص«داو جونز» و درخلال ۱۹۶۳-۱۹۸۳ مطالعه کردند. آنها دریافتند که بازدهی‌های منفی درطول زمان به‌عقب منتقل شده‌اند. دردورهٔ ۱۹۶۳- ۱۹۶۸، بازدهی‌های منفی درطول مبادلهٔ سهام در دوشنبه ایجاد می‌شدند. درصورتیکه از ۱۹۶۸ تا ۱۹۷۴ بازدهی‌های منفی در ساعتهای آغازین مبادلهٔ سهام دوشنبه، شکل می‌گرفتند و بعد از ۱۹۷۴، زیانها بین پایان جمعه و شروع دوشنبه رخ داده بودند.

کیم و استمبا[۲۱] (۱۹۸۴)، وجود اثر پایان هفته را در شاخص اس و پی و در خلال ۱۹۲۸- ۱۹۸۲ مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که بازده متوسط بطور معناداری در جمعه‌ها بیشتر و در دوشنبه‌ها منفی است و بازده‌های متوسط معمولاً طی هفته افزایش می‌یابند.

طبق جف و وسترفیلد[۲۲](۱۹۸۵a)، وجود اثر روزهای هفته در کشورهای ژاپن، کانادا، استرالیا، انگلستان و ایالات‌متحده تأیید شده بود. آنها برای آزمون فرضیهٔ فوق از ضرایب چولگی و کشیدگی، انحراف معیار و مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی استفاده کردند. در کشور ژاپن، مطالعه روی شاخص « نیکی داو»[۲۳] و در خلال ۱۹۷۰- ۱۹۸۳ صورت پذیرفت که نشان داده شد، بازده متوسط

17- Lakonishok and Levi
18- Rogalski
19- Weekend effect
20- Smirlock and Starks
21- Keim and Stambaugh
22- Jaffe and Westerfield
23- Nikkei Dow or ND

در سه‌شنبه منفی و در شنبه و چهارشنبه مثبت بوده است. در کانادا، شاخص بورس اوراق بهادار «تورنتو»[۲۴] طی دورهٔ ۱۹۷۶- ۱۹۸۳ مورد آزمون قرار گرفت که اثر دوشنبهٔ منفی و چهارشنبه و جمعهٔ مثبت در آن دیده شد. در استرالیا، شاخص« اِستاتِکز اکچوئری»[۲۵] در خلال ۱۹۷۳- ۱۹۸۲ بررسی شد و بازده متوسط در سه‌شنبه منفی و در پنجشنبه و جمعه مثبت بود. در انگلستان، شاخص سهام عادی "فایننشال تایمز" در دورهٔ ۱۹۵۰- ۱۹۸۳ آزمون شد که اثرات دوشنبه و سه‌شنبهٔ منفی و چهارشنبه و جمعهٔ مثبت تأیید گردید. در ایالات متحده، شاخص اس و پی۵۰۰ طی دورهٔ ۱۹۶۲- ۱۹۸۳ مورد بررسی قرار گرفت که اثر دوشنبهٔ منفی و جمعهٔ مثبت نشان داده شد. در این پژوهش، شواهدی که نشان دهد اثر پایان هفته با تعابیر خطای اندازه‌گیری یا اثر پرداخت قابل توضیح است، پیدا نشده بود.

جف و وسترفیلد (۱۹۸۵)، اثر روزهای هفته را برای بازار سهام ژاپن و در دورهٔ ۱۹۷۰- ۱۹۸۳ مورد بررسی قرار دادند. آنها این پدیده را با استفاده از شاخصهای نیکی داو و بورس اوراق بهادار توکیو[۲۶] با بکارگیری مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی آزمون نمودند. برای بازار سهام ژاپن، بازده متوسط کمتر در روز سه شنبه یافت شده بود. آنها اشاره کردند که خطای اندازه‌گیری و فرآیند پرداخت، قادر به توضیح این اثر نمی‌باشند. همچنین آنها اشاره نمودند که اثر سه‌شنبهٔ منفی می‌تواند با فرضیهٔ ساعت جهانی توضیح داده شود.

کورسی و دایل[۲۷] (۱۹۸۶)، برای بررسی اثر پایان هفته روش کاملاً متفاوتی را به‌کار گرفتند. آنها از روشهای تجارب بازارهای آزمایشی[۲۸] استفاده کردند. کورسی و دایل، توقف های مبادلهٔ سهام را معرفی کردند و الگوهای حاصل از قیمتها را مشاهده نمودند. آنها در آزمایشاتشان، داراییهایی با ارزشهای نامعین را مبادله می‌کردند. برای دو روز نخست مبادلهٔ 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 به سایر روزها بیشتر بودند.

سنتزمسز[۲۹] (۱۹۸۶)، اثر روزهای هفته را طی دورهٔ ۱۹۷۹- ۱۹۸۳ و با استفاده از بازده روزانهٔ بورس اوراق بهادار مادرید و سهام چهل شرکت فعالتر مورد بررسی قرار داد. با توجه به بازدهی‌های بازار و سهام چهل شرکت، این اثر در بازار سهام اسپانیا مشاهده نشده بود. با توجه به نتایج حاصل، فرضیهٔ بازار کارآ در بازار سهام اسپانیا را نمی‌توان رد کرد.

وانگ و هو[۳۰] (۱۹۸۶)، اثر پایان هفته را در کشور سنگاپور و درخلال ۱۹۷۵- ۱۹۸۴ مورد بررسی قرار دادند. آنها نیز تأیید کردند که بازده متوسط در روز دوشنبه کمترین و در روز جمعه بیشترین است.

---

[24]- Toronto
[25]- Statex Actuaries
[26]- Tokyo Stock Exchange
[27]- Coursey and Dyl
[28]- Laboratory market experiments
[29]- Santesmases
[30]- Wong and Ho

لاکانیشاک و اسمیت[۳۱] (۱۹۸۸)، تغییرات فصلی شاخص«داو جونز» را در دورهٔ ۱۸۹۷- ۱۹۸۶ مطالعه نمودند. در بررسی آنها دوره‌های ۱۸۹۷- 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 برد و ساتکلیف[۳۲] (۱۹۸۸)، بازده متوسط برای بازار سهام انگلستان در روز دوشنبه منفی بود و بازده متوسط برای روزهای چهارشنبه و جمعه نسبت به سایر روزهای هفته بیشتر بود. البته، آنها دریافتند که اثر دوشنبهٔ منفی در دههٔ ۱۹۸۰ بتدریج سست شده بود. آنها این اثر را بر مبنای دوره‌های پرداخت توضیح دادند.

سو و آنگ[۳۳] (۱۹۹۰)، اثر پایان هفته را در بازار سهام سنگاپور طی دورهٔ ۱۹۷۵- ۱۹۸۶ تأیید نمودند. آنها نشان دادند که نتایج آزمون پارامتریک **F** و آزمون ناپارامتریک **H**[34] بطور معناداری متفاوت نیستند.

دانلی[۳۵] (۱۹۹۱)، با بکارگیری روشهای ناپارامتریک و با استفاده از اطلاعات روزانهٔ دوره‌های ۱۹۷۵ـ۱۹۸۸ اثر سه‌شنبهٔ منفی معناداری را در بازار سهام ایرلند مشاهده نمود. او انتظار داشت تا بازدهی‌های متوسط دوشنبه‌ها بطور معنادار مثبت باشند اما، بازده متوسط مثبت دوشنبه معنادار نبود. تکرار تحلیل‌ها نشان داده‌است که علت منفی بودن بازده سه‌شنبه اثر پرداخت نبوده است.

آلکساکس و زنتاکس[۳۶] (۱۹۹۵)، اثر روز هفته را در بازار سهام یونان طی دورهٔ ۱۹۸۵- ۱۹۹۴ و دو زیردورهٔ ۱۹۸۵- ۱۹۸۷ و ۱۹۸۸- ۱۹۹۴ مورد بررسی قرار دادند. آنها با توجه به اینکه واریانس وابسته به زمان است، از مدل رگرسیون گارچ- اِم نمایی[۳۷] در این مطالعه استفاده نمودند. بازده متوسط در جمعه‌ها نسبت به سایر روزهای هفته بیشتر بود. هر چند، این مسأله در زیردورهٔ نخست واضحتر بود. جالب اینکه بازده متوسط در روزهای دوشنبه، به ویژه در زیردورهٔ اول، نامنفی و در روزهای سه‌شنبه منفی بوده است اما در زیردورهٔ دوم، بازده منفی سه‌شنبه بتدریج سست شده بود، درحالیکه بازده منفی دوشنبه در حال شکل‌گیری بود. انحراف معیار در روز دوشنبه نسبت به سایر روزهای هفته بیشتر بود. آنها تلاش نمودند تا این مسأله را با **طبیعت انسان**[۳۸] توضیح دهند.

پینا[۳۹] (۱۹۹۵)، الگوهای فصلی سهام را قبل و بعد از اصلاحات[۴۰] بازار سهام اسپانیا، مورد مقایسه قرار داد. قبل از اصلاحات بازار سهام اسپانیا، ۱۹۸۶- ۱۹۸۹، بازده غیرعادی دوشنبهٔ مثبت یافت شده بود. پس از اصلاحات و از ۱۹۹۰ به بعد، اثر روزهای هفته دوباره ظاهر نشد که او دلیل آنرا افزایش مؤثر کارایی بازار می‌دانست.

31- Lakonishok and Smidt
32- Board and Sutcliffe
33- Saw and Ong
34- Kruskal-Wallis
35- Donnelly
36- Alexakis and Xanthakis
37- Exponential GARCH- M or EGARCh-M model
38- Human nature
39- Pena
40- Reform

ملز و کوتز[۴۱] (۱۹۹۵)، به بررسی اثر روزهای هفته در کشور انگلستان با استفاده از شاخصهای "فایننشال تایمز"[۴۲] طی دورهٔ ۱۹۸۶- ۱۹۹۲ پرداختند. آنها با استفاده از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی فرضیهٔ مذکور را مورد آزمون قرار دادند. ملز و کوتز نشان دادند که بازده متوسط در روزهای دوشنبه منفی است و برای سایر روزهای هفته، به ویژه چهارشنبه‌ها و جمعه‌ها بازده متوسط مثبت می‌باشد. درحالیکه در روز دوشنبه واریانس بازدهی‌ها، به میزان کمی، نسبت به واریانس بازدهی‌های سایر روزهای هفته بیشتر است.

لوآ[۴۳] (۱۹۹۶)، وجود اثر روزهای هفته را در کشورهای آسیایی حوزهٔ اقیانوس آرام و درخلال ۱۹۸۶- ۱۹۹۴ تأیید نمود. وی برای بررسی خود، از دو زیردورهٔ چهار ساله نیز استفاده کرد. او نشان داد که این اثر از زیردورهٔ نخست به زیردورهٔ دوم سست می‌شود.

کوانتن و وانگ[۴۴] (۱۹۹۸)، اثر پایان هفته را در بازار سهام سنگاپور و در دورهٔ ۱۹۷۵- ۱۹۹۴ مورد آزمون قرار دادند. آنها برای تحلیل از دو زیردورهٔ ده ساله نیز استفاده نمودند و دریافتند که بازدهی‌های روزانه، چوله به‌راست و کشیده هستند. آنها همچنین مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی را برای آزمون به‌کار بردند و به نتایج زیر دست یافتند:

الف- بازدهی‌های متوسط در دوشنبه و سه‌شنبه نسبت به روزهای چهارشنبه تا جمعه کمتر می‌باشند.

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.

همچنین تحلیل زیردوره‌ها ضعیف‌تر شدن بی نظمی‌ها را طی زمان نشان می‌داد.

ملز، سیریوپالز، مارکلز و هیریزنیز[۴۵] (۲۰۰۰)، اثر روزهای هفته را در بورس اوراق بهادار نوظهور آتن در خلال ۱۹۸۶-۱۹۹۷ مورد بررسی قرار دادند. آنها از بازدهی‌های سهام موجود در شاخص عمومی و سهام چند شرکت فعالتر در شاخص عمومی استفاده نمودند. نتایج حاصل حاکی از آن بود که ضرایب چولگی(مثبت) و کشیدگی(بالا) در جمعه، بیشتر از سایر روزهای هفته می‌باشد. آنها فرضیه‌های زمان مبادلهٔ سهام و زمان تقویمی را با استفاده از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی آزمون نمودند. بازدهی‌های شاخص عمومی، در جمعه بیشتر و در چهارشنبه کمتر نشان داده شد که موجب رد این فرضیه‌ها گردید. ولی نتایج شاخص عمومی با آنچه که برای سهام منتخب به‌دست آمده بود سازگار نبود.[۴۶] آنها همچنین اشاره کردند که عوامل متعددی قادرند تا اثر روزهای هفته را شرح دهند که می‌توان مهمترین آنها را به‌شرح زیر خلاصه نمود:

---

[41]- Mills and Coutts

[42]- FT-SE 100, Mid 250, 350

[43]- Lau

[44]- Kuantan and Wong

[45]- Mills, Siriopoulos, Markellos and Harizanis

[46] - فقط در ۴۲ درصد از سهام منتخب، بازده متوسط در جمعه ها بیشتر از سایر روزهای هفته بود. اثر چهارشنبهٔ منفی نیزتنها در ۵ درصد از سهام منتخب مشاهده گردید.

الف- خطاهای تخمین[۴۷]؛ معمولاً برای سهولت، اعداد حاصل برای شاخصها را تا چند رقم اعشار گرد می‌کنند.

ب- اثر پرداخت[۴۸]: طی‌مدت مبادلهٔ سهام و پرداخت پول سهام، خریداران آنها از یک طرف 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 گردد.

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

ت- سرمایه‌گذار تمایل دارد تا انتهای هفته، اعلان[۴۹] خبرهای بد به تعویق بیفتد؛ زیرا، **طبیعت انسان** چنان است که مایل به انتشار سریع خبرهای خوب و تأخیر در بیان خبرهای بد می‌باشد، 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، روز های دوشنبه) صورت می‌گیرد.

لوزی[۵۰] (۲۰۰۰)، وجود اثر روزهای هفته را در بازار سهام ایرلند طی دورهٔ ۱۹۷۳- ۱۹۸۸ مورد بررسی قرار داد. در این پژوهش او از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی برای آزمون داده‌ها استفاده نمود. او نتیجه گرفت که در روزهای دوشنبه و سه شنبه، بازده متوسط منفی نیست و این با سایر مطالعات قبلی متفاوت بود. همچنین، بازده متوسط مثبت معنادار در روز چهارشنبه یافت شده بود.

بروکس‌وپرسند[۵۱](۲۰۰۱)، وجود اثر پایان هفته را برای پنج کشور جنوب‌شرق آسیا در دههٔ ۱۹۹۰ مورد بررسی قرار دادند. آنها مشاهده نمودند که در کره‌جنوبی و فیلیپین هیچگونه شواهد معناداری درخصوص این نوع بی‌نظمی تقویمی وجود ندارد. در تایلند و مالزی اثرات دوشنبهٔ مثبت وسه‌شنبهٔ منفی معنادار، درحالیکه در تایوان اثر چهارشنبه منفی، معنادار بوده است.

کوتز و شیخ[۵۲] (۲۰۰۲)، وجود اثر پایان هفته را در بورس اوراق بهادار ژوهانسبرگ[۵۳] طی‌دورهٔ ۱۹۸۷-۱۹۹۷ مورد بررسی قرار دادند. 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[۵۴] (۲۰۰۴)، اثر روزهای هفته را در ۱۱ بازار نوظهور اروپای‌شرقی، از دههٔ ۹۰ تا سال ۲۰۰۲، مورد بررسی قرار دادند: بازارهای کشورهای رومانی، روسیه، لهستان، اسلواکی، اسلونی، لیتوانی، استونی، جمهوری چک، مجارستان، کرواسی و لاتویا. آنها برای آزمون فرضیهٔ فوق، از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی استفاده کردند. نتایج تجربی آنها نشان داد که در شش

47- Measurement errors
48- Settlement effect
49- Announcement
50- Lucey
51- Brooks and Persand
52- Coutts and Sheikh
53- Johannesburg Stock Exchange (JSE)
54- Ajayi, Mehdian and Perry

بازار فوق، بازده متوسط سهام در روز دوشنبه منفی است، ولی تنها در بازارهای سهام استونی و لیتوانی این بازدهی‌های منفی معنادار می‌باشند. بعلاوه، بازدهی‌های متوسط دوشنبه در پنج بازار باقی مانده مثبت می‌باشند؛ فقط در روسیه اثر دوشنبهٔ مثبت معنادار بوده است.
مهرآرا و عبدلی[۵۵](۲۰۰۵) اثر اخبار بر نوسانات در بازار سهام ایران را با استفاده از مدلهای مختلف آرچ (شامل گارچ، گارچ نمایی، تارچ و گارچ کمانی[۵۶]) و منحنیهای اثر اخبار مربوطه، شامل روش ناپارامتریک جز ئی، برآورد و مقایسه نموده‌اند. مدل گارچ نمایی با برآزش بهتر، عدم تقارن در داده‌ها را منعکس ساخته است: شوکهای منفی موجب نوسانات بیشتر در مقایسه با شوکهای مثبت شده است.

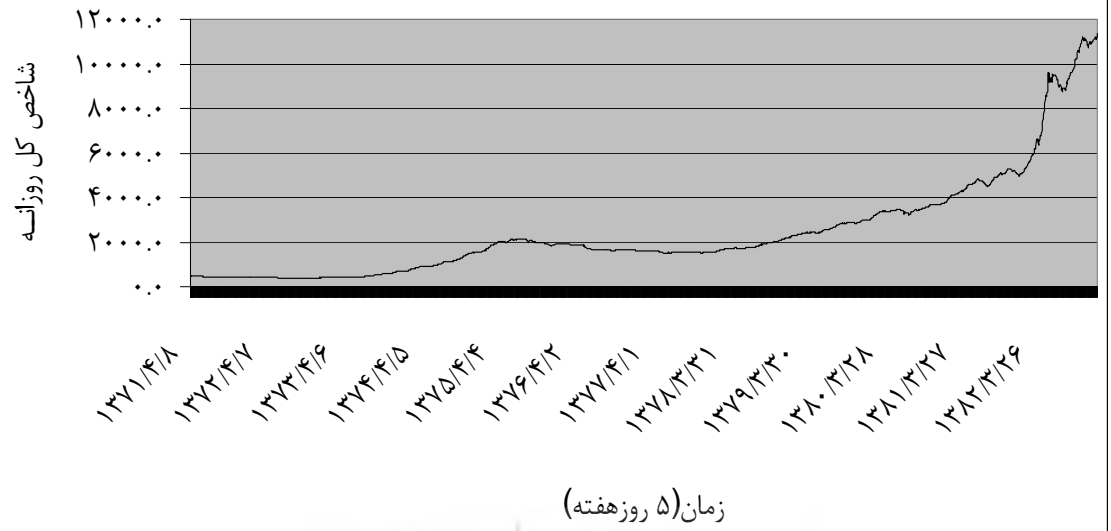
۳. داده‌ها و معرفی مدلهای خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی

در این تحقیق از اطلاعات سری‌زمانی روزانه، پنج روز در هفته، استفاده شده است. داده‌ها از آخرین قیمت[۵۷] معامله شدهٔ روزانه مربوط به شاخص کل و شاخصهای صنایع در بورس اوراق بهادار تهران حاصل شده‌اند. مشاهدات شاخص کل که برای آزمون فرضیهٔ اثر روزهای هفته بکار رفته‌اند، دوره‌ای از ۸ تیر ماه۱۳۷۱ تا ۲۹ اسفند ماه ۱۳۸۲ را تحت پوشش قرار می‌دهد. همانگونه که در شکل ۱ مشاهده می‌شود، سال ۱۳۸۲ شاهد رخدادهای غیرمتداول در بازار سهام ایران بوده است. برای کنترل تغییرات ساختاری، دورهٔ مورد مطالعه به تفکیک دو زیردوره نیز مورد آزمون واقع شده است: زیردورهٔ اول شامل ۲۷۹۸ مشاهده از ۸ تیر ۱۳۷۱ تا ۲۹ اسفند ۱۳۸۱ و زیردورهٔ دوم، داده‌های روزانهٔ سال ۱۳۸۲ شامل۲۶۱ مشاهده می‌باشد. برای آزمون فرضیهٔ اثرات روزانهٔ شاخصهای صنایع، از داده‌های ۳ اردیبهشت ماه ۱۳۸۲ تا ۲۹ اسفند ماه ۱۳۸۲ استفاده شده است. روند شاخصها به تفکیک سالها در شکل ۲ نشان داده شده‌است.
با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در شاخصهای سهام، برای تحلیل اطلاعات و اجرای آزمون فرضیه‌های تحقیق از مدلهای خانوادهٔ خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی[۵۸] یا آرچ (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity =ARCH)، 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 کارآیی آنها در برخورد با پدیده‌های بی‌قاعده، مانند تغییرات شدید در سطوح قیمت بازار و دیگر وقایع به‌شدت غیرمعمول کاهش می‌یابد. بنابراین، باید نتایج مدلهای خانوادهٔ گارچ درصورت وجود شوکهای شدید در قیمت، با احتیاط تفسیر گردد.

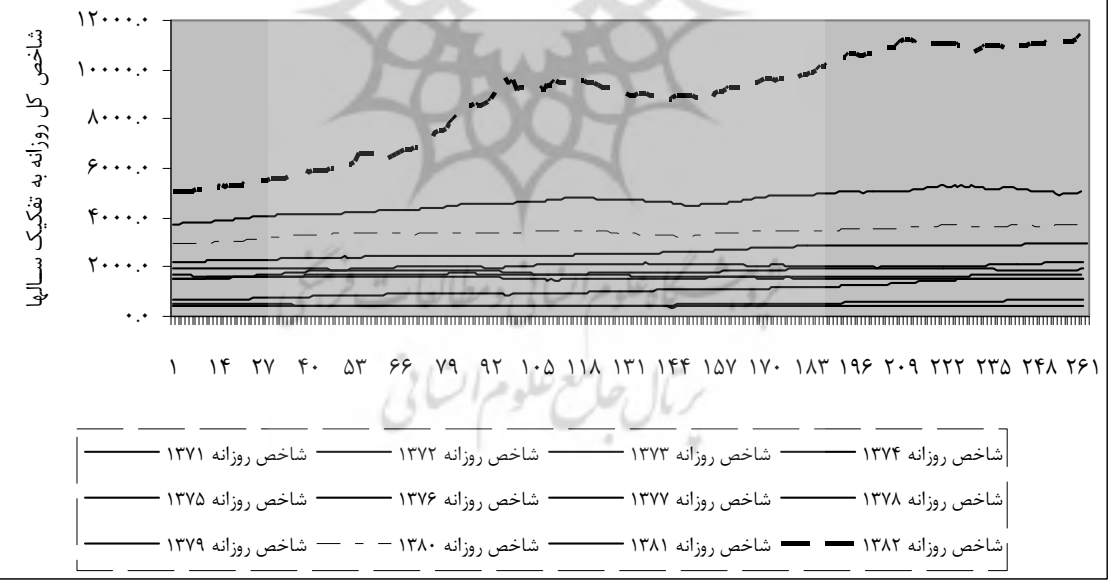
---

[55]- Mehrara and Abdoli
[56] Generalised Quadratic Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GQARCH)
[57]- Closing Price
[58] - ابونوری(۱۳۸۱ و ۶۹).

شکل ۱. روند شاخص کل روزانه(۱۳۷۱-۱۳۸۲)



شکل ۲. شاخص کل روزانه به تفکیک سالها



در این مطالعه، اثر روزهای هفته با این دید که واریانس وابسته به زمان است، مورد آزمون قرار می‌گیرد. بنابراین، از مدل خانوادهٔ آرچ[۵۹] استفاده می‌شود. مدلهای خانوادهٔ آرچ، نخستین بار توسط انگل[۶۰] (۱۹۸۲) و شکل تعمیم‌یافتهٔ آن توسط بلرسلو[۶۱] (۱۹۸۶) ارائه شده‌است. استفاده از مدلهای آرچ متقارن یا استاندارد محدودیتهایی به همراه دارد که می‌توان آنها را بصورت زیر ذکر نمود:

• بلک[۶۲](۱۹۷۶)، کریستی[۶۳] (۱۹۸۲) و نلسن[۶۴] (۱۹۹۱) شواهدی یافتند که بازدهی‌های جاری سهام با تغییرات آتی نوسانات بازدهی‌ها بطور منفی همبسته‌اند. برای مثال، نوسانات تمایل دارند تا در واکنش به اخبار بد افزایش یابند (بازدهی‌های اضافی کمتر از بازده انتظاری) و در واکنش به اخبار خوب کاهش یابند (بازدهی‌های اضافی بیشتر از بازده انتظاری). این رفتار نامتقارن در واریانس شرطی به اثر اهرمی[۶۵] منسوب است. ولی مدلهای گارچ متقارن[۶۶] فرض می‌کنند که تنها مقدار، و نه علامت، بازدهی‌های گذشته در تغییر نوسانات آینده نقش ایفا می‌کند. البته، برای به‌حساب آوردن این پدیده، انگل و ان جی[۶۷](۱۹۹۳) منحنی تأثیر اخبار نامتقارن[۶۸] را معرفی نمودند.

• محدودیت دیگر مدلهای گارچ، به نامنفی بودن قیودشان مربوط می‌شود. این قیود نامنفی به این دلیل تحمیل شدند تا تضمین نمایند که σ_t^2 در کل دورهٔ t، با احتمال یک، نامنفی باقی می‌ماند. البته، نلسن (۱۹۹۱) و پگن و اسکورت[۶۹](۱۹۹۰) توانستند با ارائهٔ مدل گارچ- اِم نمایی این محدودیتها را برطرف کنند. مدل گارچ-ام را می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$R_t = \sum_{i=1}^{i=5} \beta_i D_{it} + c\sigma_t + \sum_{s=1}^{s=K} b_s R_{t-s} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = Z_t \sigma_t$$

$$z_t \sim i.i.d,\ E(Z_t) = 0,\ \ Var(z_t) = 1$$

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

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

که درآن

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma(|z_t| - E|z_t|)$$

است: پارامترهای $\{a_t\}_{t=-\infty,\infty}$، $\{a_s\}_{s=1,\infty}$ و $\{\varphi_s\}_{s=1,\infty}$ واقعی، غیرتصادفی و دنباله‌های عددی هستند. $g(z_t)$، شامل θz_t و $\gamma(|z_t| - E|z_t|)$ هست، که میانگین هر یک برابر با صفر می‌باشد. در فاصلهٔ

---

[59]- ARCH
[60]- Engle
[61]- Bollerslev
[62]- Black
[63]- Christie
[64]- Nelson
[65]-Leverage effect
[66]- Symmetric
[67]- Engle and Ng
[68]- Asymmetric
[69]- Pagan and Schwert

$0 < z_t < \infty$، $g(z_t)$ خطی با شیب $\theta+\gamma$ است و در فاصلهٔ $-\infty < z_t \le 0$، $g(z_t)$ خطی با شیب $\theta-\gamma$ می‌باشد. بنابراین، $g(z_t)$ به σ_t^2 اجازه می‌دهد تا به افزایش و کاهش در قیمت سهام بطور **نامتقارن** واکنش نشان دهد. بنابراین، اگر برای مثال، $\theta < 0$ باشد آن گاه شوکهای منفی نسبت به شوکهای مثبت، نوسانات را بیشتر افزایش می‌دهند.

در همین راستا، مدل تارچ یا آرچ آستانه‌ای[۷۰] نیز به طور جداگانه توسط رابِمننجر و زاکوییان[۷۱] (۱۹۹۳)، زاکوییان[۷۲] (۱۹۹۴) و گلوستن، جاگاناتان و رانکل[۷۳] (۱۹۹۳) ارائه شده بود. واریانس شرطی در این مدل بصورت زیر مشخص شده است:

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

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

در این مدلها، R_t لگاریتم بازدهی‌های روزانهٔ[۷۴] شاخص کل یا شاخصهای صنایع است:

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

که در آن P_t سطح شاخص قیمت سهام در پایان دورهٔ t است. D_{it} یک متغیر مجازی است که برای روز i مقدار یک و برای سایر روزهای هفته، مقدار صفر را اختیار می‌کند ($i=1,2,\ldots,5$ به شنبه تا چهارشنبه مربوط است)، β_i بازده متوسط در روز i می‌باشد.

۴. برآورد الگو و آزمون اثرات روزهای هفته

برای بررسی «اثرات-آرچ(ARCH-effect)» ابتدا آزمون ARCH-LM اجرا شده است. نتایج حاصل از آزمونها با وقفه های مختلف (یک، دو، سه،...) مبین وجود آرچ در داده های سریهای زمانی مورد استفاده بوده است. پوشش یا برازش مدل EGARCH-M بر داده های سری زمانی روزانه در دوره ۱۳۸۲-۱۳۷۱ با توجه به آماره F معنادار نبوده است. بهترین مدل منطبق بر اطلاعات مذکور مدل آرچ-ام نمایی(۳)، بوده است: نتایج پیوست شده است: بر اساس مدل برآورد شده، اثر شنبه و چهارشنبه منفی بوده است. با اجرای آزمون والد معلوم شد که اندازه این دو اثر (اثرات منفی شنبه و چهارشنبه) باهم برابرند. مدلهای خانوادهٔ آرچ در برخورد با پدیده ها و تغییرات بی قاعده باز می مانند. در این حالت، نتایج حاصل، ممکن است قابل اطمینان نباشند. بنابراین، دورهٔ مورد مطالعه با عنایت به روند بازار در شکل ۱ به دو زیر دوره تفکیک شده است تا تغییرات شدید

---

[70]- Threshold ARCH
[71]- RabemananJara and Zakoian
[72]- Zakoian
[73]- Glosten, Jaganathan and Runkle
[74]- Daily Logarithmic Returns

در قیمت بازار، طی سال ۱۳۸۲ کنترل گردد. مدل زیر دورهٔ اول، گارچ نمایی(۱و۱)[۷۵] و مدل زیر دوره دوم آرچ-ام نمایی(۲)[۷۶] برآورد شده است. نتایج حاصل از این مدلها پیوست شده است: گرچه در دوره ۱۳۷۱-۱۳۸۱ بازده متوسط سه شنبهٔ منفی بوده است، در زیر دورهٔ دوم، بازدهی های متوسط روزهای شنبه، یکشنبه و دوشنبه به طور معناداری منفی بوده است: اثر منفی[۷۷] یکشنبه بزرگ ترین مقدار بوده است. نتایج حاصل از برآورد مدلها در جدول۱ خلاصه شده است.

جدول۱. برآورد 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 به‌وسیلهٔ نرم افزار ایویوز برآورد شده‌است.

برای تجزیه و تحلیل اثرات روزهای هفته بر شاخص سهام، مناسبترین مدلهای خانواده بر بازده سهام به تفکیک صنایع برآورد 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، فرضیهٔ اثر روزهای هفته با مدل آرچ آستانه ای (۱) یا تارچ(۱) آزمون شده است. در این شاخص، بازده متوسط روزهای شنبه، دوشنبه و چهارشنبه به طور معنادار مثبت است، ولی به طور معنادار، بازده متوسط در هیچ روزی منفی نبوده است. با کمک آزمون والد نشان داده شده است که اثر چهارشنبهٔ مثبت، بزرگ تر از دو اثر مثبت دیگر است.

بهمین ترتیب، نتایج حاصل از مدل آرچ-ام نمایی(۱) حاکی از اثرات منفی روزهای دوشنبه، سه شنبه و چهارشنبه بر بازده سهام کشاورزی بوده است؛ در این میان اثر منفی چهارشنبه بیشتر از اثر منفی روزهای دوشنبه و سه شنبه بوده است. نوع مدل مبین حساسیت (متقارن یا نامتقارن بودن) سهام در واکنش به اخبار خوب و بد نیز میباشد. مثلا" مدل آرچ-ام نمایی، گارچ-ام نمایی یا تارچ مدلهای نامتقارن هستند. اجرای آزمون ARCH-LM در موارد فوق کفایت مدلهای حاصل را تایید نموده است.

[75] GARCH-M(1,1)
[76] EARCH-M(2)
[77] TARCH(1)

جدول۲. نتایج حاصل از برآورد الگوی روزهای هفته به تفکیک شاخصهای صنایع[۷۸]

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 می شود و چهارشنبه بزرگ ترین 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 می شود و بازده دوشنبه و چهارشنبه باهم برابر است.
کانی غیر فلزی	چهارشنبه	یکشنبه، سه شنبه	GARCH(1,1)	H_0 پذیرفته می شود و بازده یکشنبه و سه شنبه باهم برابر است.
محصولات فلزی	شنبه، یکشنبه، دوشنبه، چهارشنبه	سه شنبه	EGARCH-M(1,3)	H_0 رد می شود و چهارشنبه بزرگ ترین است.
فرآورده های نفتی	NA	NA	EGARCH-M(1,1)	-
لاستیک و پلاستیک	NA	NA	EGARCH-M(2,1)	-
کانه های فلزی	NA	یکشنبه	EGARCH-M(2,1)	-
ماشین آلات و تجهیزات	NA	یکشنبه	GARCH-M(1,1)	-
مواد شیمیایی	NA	NA	ARCH-M(2)	-
کشاورزی	NA	دوشنبه، سه شنبه، چهارشنبه	EARCH-M(1)	H_0 رد می شود و چهارشنبه بزرگ ترین است.

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به وسیلهٔ نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

۵. نتیجه گیری

هدف از این مطالعه بررسی وجود اثر روزهای هفته بر بازده شاخص های قیمت سهام ایران بوده است. با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در مدلهای بعضی از متغیرها بویژه در بازار سهام، از مدلهای خانوادهٔ آرچ (ناهمسان واریانس شرطی) بصورت متقارن یا نامتقارن استفاده شده است. نتایج حاصل از مدل آرچ-ام نمایی حاکی از اثر منفی معنادار روزهای شنبه و چهارشنبه در دوره ۱۳۷۱- ۱۳۸۲ بوده است. برای کنترل تغییر شدید ایجاد شده در شیب شاخص سهام در اوایل سال ۱۳۸۲ در مقایسه با دوره ۱۳۷۱-۱۳۸۱، اثر روزهای هفته در شاخص کل، به دوره رونق ۱۳۷۱-۱۳۸۱ و دوره پررونق ۱۳۸۲ تفکیک شده است: در دوره رونق مدل گارچ نمایی مبین اثر منفی معنادار سه شنبه بوده است، در حالیکه در دوره پررونق ۱۳۸۲ مدل آرچ-ام نمایی حاکی از اثرات منفی روزهای اوایل هفته (شنبه، یکشنبه و دوشنبه) بوده است. برای تجزیه و تحلیل بیشتر، اثرات روزهای هفته بر بازده سهام، به تفکیک صنایع آزمون و ارزیابی شده است: نتایج مربوط به وجود اثر مثبت معنادار روزهای هفته در صنعت چوب و کاغذ و صنعت نساجی؛ منفی معنادار در

[78] - سطح معنا در تمام حالت ها ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

صنایع استخراج معدن، کانه های فلزی، ماشین آلات و تجهیزات و کشاورزی؛ آثار معنادار مثبت و منفی در صنایع کانی غیرفلزی، فلزات اساسی و محصولات فلزی بوده است. درمقابل، هیچگونه اثر روزانه معنادار در صنایع دیگر (کاغذ و محصولات، چاپ و نشر، محصولات غذایی، فرآورده های نفتی، لاستیک و پلاستیک، و مواد شیمیایی) مشاهده نشده است. بنابراین، در مجموع با تشخیص اثرات معنادار روزهای هفته و بکارگیری آن در تصمیمات سرمایه گذاری، امکان کسب بازدهی های ناشی از تحلیل اطلاعات در بازار اوراق بهادار ایران وجود داشته که با فرضیه بازار کارآ مغایرت دارد.

پیوست نتایج کامپیوتری:

برای اجرای آزمون ARCH-LM از بازده روزانه سهام(RT) به عنوان 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 دورهٔ 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 به وسیلهٔ نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

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

جدول پ۲. نتایج حاصل از برآورد الگوی روزانهٔ شاخص کل در دورهٔ 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	.38			

منبع: براساس اطلاعات سری زمانی روزانه به وسیلهٔ نرم افزار ایویوز برآورد 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) برآورد شده در سطح معنای بسیار کم (سطح معنای متناظر با آماره F) معنادار است.

جدول پ۳. نتایج حاصل از برآورد الگوی روزانهٔ شاخص کل در زیردورهٔ 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 به وسیلهٔ نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

جدول پ۴. نتایج حاصل از برآورد الگوی روزانهٔ شاخص کل در زیردورهٔ 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 به وسیلهٔ نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

کتابنامه:

فارسی:

ابونوری اسمعیل (ترجمه۱۳۸۱)، مدل سازی تجربی در اقتصاد، انتشارات دانشگاه مازندران.

لاتین:

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.

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

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

Board, **J**. and Sutcliffe, **C**. (1988)The weekend effect in UK stock market returns, Journal of Business, Finance and Accounting, **15**, 199-213.

Bollerslev,**T**.(1986)Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, **31**, 307–327.

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.

Christie, **A**.**A**. (1982) The stochastic behavior of common stock variances: value leverage and interest rate effects, Journal of Financial Economics, **10**, 407-32.

Coursey, **D**.**L**. and Dyl, **E**.**A**. (1986) Price effects of trading interruptions in an experimental market, University of Wyoming working paper.

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.

Cross, **F**. (1973) The behavior of stock prices on Fridays and Mondays, Financial Analysts Journal, **29**, 67-69.

Donnelly, **R**. (1991) Seasonality in the Irish stock market, Irish Business and Admininstrative Research, **12**, 39-51.

Engle, **R**.**F**. (1982) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, Econometrica, **50**, 987–1008.

Engle, **R**.**F**. and Ng, **V**.**K**. (1993) Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, Journal of Finance, **48**, 1022–82.

Fama, **E**.**F**. (1965) The behavior of stock market prices, Journal of Business, **38**, 34-105.

Fields, **M**. (1931) stock prices: a problem in verification, Journal of Business, **October**, 415-18.

French, **K**.**R**. (1980) Stock returns and the weekend effect, Journal of Financial Economics, **8**, 55-69.

Gibbons, **M**.**R**. and Hess, **P**. (1981) Day of the week effects and asset returns, Journal of Business, **54**, 579-96.

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.

Jaffe, **J**.**F**. and Westerfield, **R**. (1985a) The weekend effect in common stock returns: The international evidence, Journal of Finance, **40**, 433-54.

Jaffe, **J**.**F**. and Westerfield, **R**. (1985) Patterns in Japanese common stock returns: Day of the week and turn of the year effects, Journal of Financial and Quantitative Analysis, **20**, 261-72.

Keim, **D**.**B**. and Stamaugh, **R**.**F**. (1984) A further investigation of the weekend effect in stock returns, Journal of Finance, **39**, 819-34.

Kuantan, **R**.**S**. and Wong, **N**.**T**. (1998) The diminishing calendar anomalies in the stock exchange of Singapore, Applied Financial Economics, **8**, 119-125.

Lakonishok, **J**. and Levi, **M**. (1982) Weekend effects on stock returns: a note, Journal of Finance, **37**, 883-90.

Lakonishok, **J**. and Smidt, **S**. (1988) Are seasonal anomalies real? A ninety year perspective, Journal of Financial Studies, **1**, 403-25.

Lau, **M**.**L**. (1996) The diminishing day-of-the-week effect in Asia Pacific countries, Journal of Banking and Finance, **19**, 199-210.

Lucey, **B**.**M**. (2000), Anomalous daily seasonality in Ireland?, Applied Economics Letters, **7**,637-40.

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.

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.

Mills, **T**.**C**., Siriopoulos, **C**., Markellos, **R**.**N**. and Harizanis, **D**. (2000), Seasonality in the Athens stock exchange, Applied Financial Economics, **10**,137-142.

Nelson, **D**.**B**. (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, Econometrica, **59(2)**, 347–370.

Pena, **J**. (1995) Daily seasonality and stock market reforms in Spain, Applied Financial Economics, **5**, 419-23.

Pagan, **A**. and Schwert, **G**. (1990) Alternative models for common stock volatility, Journal of Econometrics, **45**, 267-90.

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.

RabemananJara, **R**. and Zakoian, **J**.**M**. (1993) Threshold ARCH models and asymmetries in volatility, Journal of Applied Econometrics, **8**, 31-49.

Santesmases, **M**. (1986) An investigation of the Spanish stock market seasonalities, Journal of Business Finance & Accounting, **13**(2), 267-76.

Saw, S.H. and Ong, C.S. (1990) Seasonal pattern of stock returns in Singapore, SES Journal, September, 4-8.

Smirlock, **M**. and Starks, **L**. (1986) Day of the week and intraday effects in stock returns, Journal of Financial Economics, **17**, 197-210.

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.

Zakoian, **J**.**M**. (1994) Threshold heteroskedastic models, Journal of Economic Dynamics and Control, **18**, 931-55.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Day of the Week Effect in the Tehran Stock Exchange Using ARCH & GARCH Models

Dr. Esmaiel Abounoori[79]
Reza Izadi[80]

Abstract:
The main purpose in this paper has been to analyse the day-of-the week effect on the transitory Tehran Stock Exchange (TSE). Doing so, the day-of-the week effect hypotheses on TSE and different Industries have been tested. Concerning Heteroskedasticity, ARCH models, especially EGARCH-M is applied to test the effects. The estimated results indicate Negative Saturday and Wednesday effect for the whole period, while Negative Tuesday effect in first period and Negative Saturday, Sunday and Monday effects in the second period. Individual Industrial indexes show the day-of-the week effects for 9 industries among the whole 15 industries; an indication of Inefficiency in TSE.

JEL Classification: G14 ،C12 ،C13 ،C22
Key words: Day-of-the week, Efficient Market, GARCH Models, Stock Exchange, Tehran.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[79]- Associate Professor of Applied Econometrics & Social Statistics, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar-IRAN.
Email:abounoories@yahoo.com
Email:esmaiel.abounoori@gmail.com
[80]- Email: Re_Izadee@yahoo.co.in