

مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز  
دوره‌ی چهارم، شماره‌ی دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۱، پیاپی ۶۳/۳، صفحه‌های ۱-۲۶  
(مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی پیشین)

## ارتباط روزها و ماه‌های سال، متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر مهدی بهارمقدم\*      طیبه کواریی\*\*

دانشگاه شهید باهنر کرمان

### چکیده

این پژوهش، به بررسی اثر روزها و ماه‌های سال، متغیرهای کلان اقتصادی مانند GDP و تورم بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در این تحقیق، همه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی یک دوره‌ی ۱۰ ساله از سال ۸۷-۱۳۷۸ بررسی شده‌اند. از رگرسیون چند متغیره برای تشخیص ارتباط اثر متغیرهای کلان اقتصادی و از آزمون t استیودنت برای بررسی تاثیرات فصلی بر بازده سهام استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بیش‌ترین بازده سهام در روزهای هفته متعلق به چهارشنبه‌ها و کم‌ترین بازده سهام متعلق به یکشنبه‌ها است. در رابطه با ماه‌های سال، بیش‌ترین بازده سهام، متعلق به شش ماه اول و کم‌ترین بازده، متعلق به شش ماه دوم سال (به‌ویژه اسفند ماه) است. در ضمن هیچ ارتباط معناداری، بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازده فوق‌العاده فصلی وجود ندارد.

**واژه‌های کلیدی:** بازده فوق‌العاده فصلی، متغیرهای کلان اقتصادی، اثر روزهای هفته، اثر ماه‌های سال.

\* استادیار بخش حسابداری (نویسنده مسئول) m.bahar330@yahoo.com

\*\* کارشناس ارشد حسابداری

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۴/۱۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۵/۶

## ۱. مقدمه

بی‌تردید کشف روندهای موجود در بازار و کسب بازده، یکی از مسائل مهم از دید یک سرمایه‌گذار است. شناخت چنین روندهایی از دید محققان و پژوهش‌گران علاقه‌مند در زمینه‌ی مسائل اقتصادی دارای جذابیت و اهمیت فراوانی است.

بررسی زوایای پنهان بازارهای مالی و مقایسه‌ی نتایج واقعی موجود در یک قلمرو زمانی و مکانی خاص با تئوری‌های ارائه شده در این زمینه، در جهت ابطال یا توسعه و غنای آن تئوری، کارساز و جذاب است.

هر سرمایه‌گذار ریسک‌گریزی با ورود به بازار سعی دارد که بازدهی خود را حداکثر و ریسک خود را حداقل کند. وی در اولین گام به دنبال پاسخ این پرسش است که آیا می‌تواند بازدهی خود را (بدون افزایش در ریسک) افزایش دهد و یا ریسک خود را (بدون کاهش در بازدهی) کاهش دهد؟ در نهایت همین انگیزه‌ها برای دست‌یابی به سود بدون ریسک و یا پرتفویی با سرمایه‌گذاری بدون ریسک است که بازار را به سوی کارایی رهنمون می‌سازد. (بدری و صادقی، ۱۳۸۵: ۲)

شواهد تجربی فراوانی در نقاط مختلف دنیا، حکایت از وجود الگوهای تکرار پذیر در طول زمان دارد. این امر با مفاهیم بازار کارا و تئوری‌های مرتبط با آن سازگار نیست. برای نمونه، فاما<sup>۱</sup> در سال ۲۰۰۲ در مقاله‌ای اشاره کرد، افرادی که با انتخاب چند سهم مشخص طی یک دوره‌ی طولانی توانسته‌اند بازده‌ای غیر نرمال و بالاتر از میانگین بازار کسب کنند، کارایی بازار را زیر سوال می‌برند و این خود شاهدی علیه تئوری بازار کارا است (راعی و شیرازی، ۱۳۸۷: ۱۵۱).

اساس و بنیان مفهوم کارایی بازار و تئوری‌های نوین مالی، بر غیرقابل پیش‌بینی بودن رفتار بازار در بلندمدت بنا نهاده شده است؛ اما بی‌نظمی‌هایی در بازار مالی وجود دارد که نشان از انحراف بازار از قواعد منطقی و عقلایی دارد و در تناقض با بازار کارا هستند. بی‌قاعدگی<sup>۲</sup> که در تئوری بازار کارا بیان شده را می‌توان شامل دو دسته: ۱. بی‌قاعدگی‌های تقویمی یا بی‌نظمی‌های فصلی<sup>۳</sup> و ۲. بی‌قاعدگی‌های غیر تقویمی<sup>۴</sup>

دانست. یکی از این استثناها "بی‌نظمی‌های دوره‌ای" است که وجود الگوهای مشخصی در زمان‌های مختلف سال، ماه، هفته و روز را تایید می‌کند. از جمله بی‌نظمی‌های تقویمی، توزیع نامتقارن بازدهی در روزها و ماه‌های مختلف سال است (راعی و شیرزادی، ۱۳۸۷: ۱۵۴).

## ۲. مبانی نظری تحقیق

پژوهش‌گران، در حوزه‌ی بازار سرمایه اعتقاد دارند که سرمایه را باید به نحو بهینه تخصیص داد. وجود بازار کارا به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا بتوانند به آسانی وجوه مورد نیاز را گردآوری نمایند. بازار کارا، بازاریست که در آن اطلاعات با سرعت بالایی بر قیمت سهام تاثیر می‌گذارد و قیمت‌های خود را با توجه به این اطلاعات تعدیل می‌کنند. در واقع، بازار کارا به سرمایه‌گذاران این اطمینان را می‌دهد که همه‌ی آن‌ها از اطلاعات مشابهی آگاهی دارند.

فاما و دیگران (۱۹۷۰) بازار کارا را بازاری تعریف کردند «که به سرعت با اطلاعات جدید تطبیق پیدا می‌کند». بعد از مدتی مخالفت‌ها با این نظریه آغاز شد. از آن جمله رینگانوم<sup>۵</sup> (۱۹۸۳) نشان داد عمده‌ی بازده غیرمعمول سهام شرکت‌های کوچک در هفته‌ی اول ژانویه رخ می‌دهد و بدین صورت اثر آغاز سال شناسایی شد.

طی سال‌های گذشته مطالعات زیادی از جمله میلز و کوتز<sup>۶</sup> (۱۹۹۵)، لوسی و زائو<sup>۷</sup> (۲۰۰۵) و ... که بیانگر آن بوده‌اند که بازدهی سهام در نخستین ماه سال نسبت به سایر ماه‌ها به طور معناداری بیش‌تر است، از این رو، این پدیده به اثر ژانویه معروف شده است. آن‌چه در آخرین ماه سال در بازارهای مالی بسیاری از کشورها دیده شده و بررسی شده، وجود پدیده‌ای در جهت عکس اثر ژانویه است که به اثر دسامبر مشهور است. این اثر، بیان می‌دارد میانگین بازدهی سهام در آخرین ماه سال نسبت به سایر ماه‌ها کم‌تر است. دلایلی که در این زمینه بیان شده، به شرح زیر است:

### الف) فرضیه‌ی انتقال ضرر مالیاتی

یکی از دلایلی که به‌طور چشمگیر در اکثر مطالعات غربی، به‌عنوان عامل اصلی ظهور پدیده‌ی دسامبر و ژانویه به چشم می‌خورد، فرضیه‌ی انتقال ضرر مالیاتی است. واچتل<sup>۸</sup> نخستین کسی بود که این دلیل را برای توجیه اثر ژانویه در بورس آمریکا در سال ۱۹۴۲ مطرح نمود. طبق این فرضیه، سرمایه‌گذاران با نزدیک شدن پایان سال، سهامی را که کاهش ارزش داشته می‌فروشند تا از مالیات‌هایشان بکاهند. اگرچه کاهش ارزش سهام، علاوه بر کاهش سود باعث کاهش مالیات می‌شود، اما شرکت‌ها ترجیح می‌دهند، همین میزان کم مالیات را نپردازند. به همین دلیل، قیمت سهام به دلیل افزایش عرضه کاهش می‌یابد. با پایان یافتن سال و در ماه ژانویه فشار فروش به تدریج کم شده و قیمت‌ها به سطوح تعادلیشان برمی‌گردد.

نتیجه‌ی این فرایند، ایجاد بازدهی‌های بیش‌تر در اوایل ژانویه است. در ایران، شرکت‌ها در پایان سال اقدام به بستن حساب‌هایشان می‌کنند، در نتیجه ترجیح می‌دهند به گونه‌ای حساب‌ها را نشان دهند که از فشارهای مالیاتیشان کاسته شود و هم‌چنین تمایل دارند گزارش سالانه‌ی عملکرد شرکت، گزارشی موردپسند سرمایه‌گذاران باشد. بنابراین، اقدام به فروش سهام کاهش ارزش یافته می‌کنند.

### ب) فرضیه‌ی اطلاعاتی و انتشار اطلاعات

رزف و کینی<sup>۹</sup> (۱۹۷۶) با تأیید اثر ژانویه اظهار داشتند که ژانویه ماهی است که شرکت‌ها مجبورند گزارشات مهم مالی از جمله صورت‌های مالی و گزارشات حسابداری سالانه‌ی خود را به اطلاع عموم و بورس اوراق بهادار برسانند. سان<sup>۱۰</sup> و دیگران (۲۰۰۹) در تحقیقی با بیان وجود ریسک و عدم قطعیت ناشی از گزارشات مالی در این ماه به تأیید این فرضیه پرداختند.

در ایران، شرکت‌ها تا ۲ ماه بعد از پایان سال مالی، موظف به ارائه‌ی گزارش‌های مالی خود هستند. از این رو، در این ماه‌ها عدم قطعیت‌ها و احتمالات ناشی از گزارش‌های مالی و اخبار خوب یا بد همراه با آن‌ها به چشم می‌خورد.

### ج) فرضیه‌ی افزایش نقدینگی

افزایش گسترده‌ی فعالیت‌های تجاری و کسب سودهای سرشار در ماه دسامبر (اسفند) برای صاحبان این‌گونه فعالیت‌ها، سبب انتقال مقدار زیادی نقدینگی به ماه ژانویه (فروردین) می‌گردد (اوگن<sup>۱۱</sup>، ۱۹۹۰).

هم‌چنین در ژانویه به علت دریافت پاداش و حقوق و مستمری‌های بازنشستگی خانوارها، نقدینگی مناسب‌تری نسبت به سایر ماه‌ها در اختیار دارند (راعی و شیرزادی، ۱۳۸۷: ۱۵۸). در ایران، در اسفند ماه کارمندان مزایا، عیدی و حقوق بیش‌تری دریافت می‌کنند.

اثر روزهای هفته نشان می‌دهد که استفاده از الگوهای روزانه، می‌تواند به ایجاد بازدهی اضافی منجر گردد. درحالی‌که اگر اثر روزهای هفته وجود نداشته باشد، بایستی بازدهی در پایان هر روز هفته یکسان و برابر باشد؛ اما تحقیق‌های تجربی نشان می‌دهد آخرین روزهای معاملاتی هفته با بازدهی غیرمعمول مثبت همراه است، درحالی‌که دوشنبه یعنی اولین روز معاملاتی هفته (در ایران شنبه اولین روز معاملاتی) با بازدهی کم‌تر از روزهای دیگر و حتی بازدهی منفی همراه است.

پژوهش‌گران بر این باورند که بازده منفی در روزهای دوشنبه به این خاطر است که به‌طور معمول، نامساعدترین اخبار در اواخر هفته اتفاق می‌افتد و این اخبار بر روی بازده نخستین روز کاری هفته بعد (دوشنبه) اثر می‌گذارند. این اخبار نامساعد اکثر سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار می‌دهند و آن‌ها را مجبور می‌سازند که سهام خود را در روز دوشنبه بفروشند و فروش سهام باعث افزایش عرضه سهام می‌شود، که این امر باعث بازده منفی سهام در آن روز خاص می‌شود (پوشاکوال<sup>۱۲</sup>، ۱۹۹۶: ۴۵).

بعضی از پژوهش‌گران بر این عقیده‌اند که عوامل روانشناختی، نقش مهمی در به‌وجود آوردن این نابه‌هنجاری دارند. به این معنی که اکثر سرمایه‌گذاران، دوشنبه را که اولین روز کاری هفته است بدترین روز هفته می‌پندارند و جمعه (در ایران چهارشنبه) آخرین روز کاری هفته را بهترین روز هفته می‌دانند، در حقیقت آن‌ها در روزهای

دوشنبه، منفی و در روزهای جمعه مثبت می‌اندیشند. آن‌ها تمایل دارند که روزهای دوشنبه سهام خود را بفروشند و در روزهای جمعه سهام بخرند. در نتیجه، قیمت‌ها در روز دوشنبه کاهش می‌یابد؛ زیرا عرضه افزایش می‌یابد. در حالی که در روزهای جمعه به دلیل افزایش تقاضا، قیمت‌ها افزایش می‌یابند (لوزی<sup>۱۳</sup>: ۲۰۰۰).

در این تحقیق سعی شده، علاوه بر اثرات ماه‌های سال، اثر فصل‌های سال و اثر نیمه‌ی سال، بررسی شود؛ زیرا امکان دارد با توجه به تحقیق‌های انجام شده در کشورهای خارجی (تحقیق انجام شده توسط گو و وانگ<sup>۱۴</sup>: ۲۰۰۷: ۱۳) در ایران علاوه بر اثر ماه‌های سال، شاهد اثر فوق‌العاده‌ای در فصول سال یا نیمه‌های سال باشیم.

به جز عواملی که در بالا ذکر شده، عوامل دیگری وجود دارد که امکان دارد بر روی بازده فوق‌العاده فصلی تاثیر گذار باشند. این عوامل، شاخص‌های کلان اقتصادی‌اند. همان‌طور که می‌دانیم بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تاثیر گذار است و به شدت از سایر بخش‌ها (نه فقط در کوتاه مدت) تاثیر می‌پذیرند (داورزاده، ۱۳۸۶: ۲۶).

آگاهی از عوامل موثر بر قیمت سهام، با اهمیت است. یکی از این عوامل، عوامل اقتصادی است که رونق و رکود اقتصادی بورس را به شدت متاثر می‌سازد، به طوری که در دوره‌ی رونق اقتصادی با افزایش سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌های دارای رشد، قیمت سهام آن‌ها افزایش خواهد یافت و در وضعیت رکود، کاهش قیمت سهام شرکت‌ها را در پی خواهد داشت؛ زیرا در این شرایط سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی با درآمد ثابت، به سرمایه‌گذاری در سهام عادی برتری دارد.

بعضی از پژوهش‌گران غربی در تحقیق‌های خود به این نتیجه رسیدند که بین شاخص قیمت سهم و متغیرهای اقتصادی، شامل نرخ تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، عرضه‌ی پول، نرخ بهره‌ی بلندمدت، نرخ بهره کوتاه‌مدت، یک رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد (گان<sup>۱۵</sup> و همکاران، ۲۰۰۶: ۸۹).

به علاوه، به دلیل این که افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیب‌های مختلفی از

پول نقد، سهام، سپرده‌ی بانکی، اوراق قرضه، طلا و ارز نگه‌داری می‌کنند، تغییرات در حجم پول، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره‌ی بانکی، تقاضای افراد برای نگه‌داری هر یک از دارایی‌های مزبور از جمله تقاضا برای سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این موضوع، به نوبه‌ی خود بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد.

اعتقاد بر این است که قیمت‌های سهام از متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره و حجم نقدینگی تأثیر می‌پذیرند. بین نرخ رشد شاخص کل سهام و بعضی از متغیرهای کلان اقتصادی، رابطه‌ی بلند مدت وجود دارد (سجادی، ۱۳۸۸: ۴).

عوامل اقتصادی متعددی هستند؛ اما در این تحقیق، به بررسی تأثیر تغییرات تورم و GDP (تولید ناخالص داخلی) بر روی بازده فوق‌العاده فصلی پرداخته می‌شود؛ زیرا برای ارزیابی و بررسی عملکرد هر نظام اقتصادی چند شاخص اساسی مورد توجه قرار می‌گیرد. یکی از این شاخص‌ها تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP) است که در واقع نشان‌دهنده‌ی نتیجه‌ی کلی فعالیت اقتصادی کشور است. تولید ناخالص داخلی شاخصی است که از طریق آن می‌توان نسبت به روند رونق و رکورد و رشد و تنزل کل اقتصاد آگاه شد. از طرفی در شرایط تورم حوزه‌های علاقه و توجه مدیران و سرمایه‌گذاران به صورت قابل توجهی تغییر می‌کند.

با توجه به وجود تورم در ایران، مدیران و سرمایه‌گذاران علاقه‌مندند بدانند بازده سهام تا چه اندازه تحت تأثیر تورم و انتظارات تورمی است. در واقع هرگاه تورم به عنوان یک عامل بازار مورد توجه قرار گرفته است، به تأثیر آن در بازده سهام به عنوان یک نوع سرمایه‌گذاری اشاره شده است.

از آن‌جا که عده‌ای معتقدند تورم، بازده سرمایه‌گذاری در سهام را کاهش می‌دهد و عده‌ای اعتقاد دارند که تورم باعث افزایش بازده سهام می‌شود، حساسیت این موضوع افزایش یافته است.

در این تحقیق، ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی با بازده فوق‌العاده فصلی بررسی می‌شود. ریسک یکی دیگر از عواملی است که احتمال تأثیر آن بر روی بازده فوق‌العاده،

زیاد است (گوو<sup>۱۶</sup>، ۲۰۰۳). از این رو، متغیر دیگری که تغییرات آن روی بازده فوق‌العاده فصلی بررسی می‌شود، ریسک یا به عبارتی انحراف بازده سهام است.

### ۳. پیشینه‌ی تحقیق

اولین تحقیق انجام شده در زمینه، اثر ماه‌های سال توسط واچتل در سال ۱۹۴۲ انجام شد. واچتل شواهدی در بازار سهام یافت که قیمت‌ها در فصل تابستان رشدی بیش‌تر از خود نسبت به سایر فصول نشان می‌دهند.

فیلدز<sup>۱۷</sup> (۱۹۳۱)، اولین مطالعه‌ی اثر روزهای هفته را در بورس اوراق بهادار آمریکا انجام داده است. او منطق متعارف «وال استریت»<sup>۱۸</sup> را بررسی کرده که عنوان می‌کند مبادله‌کنندگان سهام تحمل نااطمینانی‌های دارایی‌های سهامشان را در پایان هفته ندارند. از این رو، ترجیح می‌دهند آن‌ها را به حساب‌های دیگر تبدیل کنند. در نتیجه، قیمت اوراق بهادار در شنبه کاهش می‌یابد. او آخرین قیمت «داو جونز»<sup>۱۹</sup> را در شنبه، با میانگین آخرین قیمت‌ها در فاصله‌ی جمعه تا دوشنبه مقایسه کرد و دریافت که قیمت‌ها در شنبه‌ها گرایش به افزایش دارند. در ۵۲ درصد از زمان ۷۱۷ هفته‌ای که او در نظر گرفته بود، قیمت شنبه از متوسط جمعه تا دوشنبه بیش از ۱۰ دلار بالاتر بود.

میلز و کوتز (۱۹۹۵)، به بررسی اثر روزهای هفته در کشور انگلستان با استفاده از شاخص‌های "فایننشال تایمز"<sup>۲۰</sup> طی دوره‌ی ۱۹۸۶ - ۱۹۹۲ پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل رگرسیون دارای متغیرهای مجازی فرضیه‌ی مذکور را آزمون کردند. میلز 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. در حالی‌که در روز دوشنبه واریانس بازدهی‌ها، به میزان کمی، نسبت به واریانس بازدهی‌های سایر روزهای هفته بیش‌تر است.

گوو (۲۰۰۲)، اثر عوامل اقتصادی را بر بازده فوق‌العاده‌ی فصلی بررسی کرد و به این نتیجه رسید که اثر ژانویه در دوره‌ای که GDP رشد زیادی دارد، کم‌تر و در دوره‌ای که GDP رشد کم‌تری دارد، بیش‌تر دیده شده است و همچنین زمان تورم زیاد، اثر ژانویه



کم‌تر و زمان تورم کم، اثر ژانویه بیش‌تر دیده شده است.

گاو و وانگ (۲۰۰۷)، بازده سهام بازارهای چین را مورد ارزیابی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که بازده سهام در روز دوشنبه کم‌تر از روزهای دیگر هفته و به عبارتی منفی است و بازده سهام در روز جمعه بیش‌تر از روزهای دیگر هفته است. هم‌چنین اثر ژانویه در بازارهای چین دیده نشد، اما ماه مارس بیش‌ترین بازده و ماه جولای کم‌ترین بازده را به خود اختصاص دادند.

یحیی زاده‌فر و همکاران (۱۳۸۴) در تحقیق خود به بررسی اثر روزهای هفته بر بازده شاخص کل قیمت‌های بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی ۱۳۸۳-۱۳۷۷ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد، الگوهای نامتعارف بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد و این اثر در سال‌ها و دوره‌های گوناگون متفاوت است. به این معنی که روزهای شنبه دارای بازده کل مثبت و معنادار و روزهای یکشنبه دارای بازده کل منفی و معنادار است و در سایر روزهای هفته بازده معناداری وجود ندارد.

صادقی (۱۳۸۵) در تحقیق خود به بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی، نوسان پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی ۸۵-۷۸ پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داد که بازده سهام یکشنبه منفی و چهارشنبه مثبت است.

شیرزادی (۱۳۸۷) در تحقیق خود با معرفی برخی از بی‌قاعدگی‌ها، به بررسی وجود یک نمونه از آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی ۱۳۸۴-۱۳۷۱ پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در اسفند ماه تغییر غیرعادی در حجم معاملات و بازدهی رخ نمی‌دهد. حجم معاملات در تیرماه نسبت به ماه‌های دیگر سال کم‌تر است، لیکن تاثیر این ماه بر بازدهی سهام معنادار نیست. در ضمن در ماه رمضان پدیده‌ی غیرعادی در حجم معاملات و بازدهی سهام مشاهده نمی‌شود.

#### ۴. فرضیه‌های تحقیق

۱. بازده سهام در اسفند ماه، متفاوت از بازده سهام در سایر ماه‌های سال در بورس

اوراق بهادار تهران است.

۲. بازده سهام در فروردین ماه، متفاوت از بازده سهام در سایر ماه‌های سال در بورس

اوراق بهادار تهران است.

۳. بازده سهام در روز شنبه، متفاوت از بازده سهام در سایر روزهای هفته در بورس

اوراق بهادار تهران است.

۴. بازده سهام در روز چهارشنبه، متفاوت از بازده سهام در سایر روزهای هفته در

بورس اوراق بهادار تهران است.

۵. بین بازده فوق‌العاده فصلی و تغییرات GDP رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد.

۶. بین بازده فوق‌العاده فصلی و تورم، رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد.

۷. بین بازده فوق‌العاده فصلی و بازده سالانه سهام، رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

۸. بین بازده فوق‌العاده فصلی و تغییرات ریسک (انحراف بازده سهام) رابطه‌ی

معنی‌داری وجود دارد.

##### ۵. روش تحقیق

این پژوهش، تحقیقی شبه تجربی و پس‌رویدادی در حوزه‌ی تحقیقات اثباتی

حسابداری مبتنی بر اطلاعات واقعی است. در این روش، پژوهش‌گر به دنبال کشف و

بررسی وجود استثنائات مالی در بازارهای مالی است.

به عبارت دیگر، پژوهش‌گر در پی بررسی امکان وجود این استثنائات از طریق

مشاهده‌ی نتایج موجود و زمینه‌ی قبلی آن‌ها به امید یافتن زمان وقوع پدیده است. هم‌چنین

در این پژوهش، اثرات عوامل اقتصادی بر این استثنائات بررسی می‌شود.

##### ۶. دوره‌ی مورد مطالعه و جامعه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری این تحقیق، کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار

تهران هستند. که از ابتدای سال ۸۷-۱۳۷۸ در بورس فعال بوده‌اند. دوره‌ی زمانی تحقیق،

یک دوره‌ی ۱۰ ساله انتخاب گردید که از ابتدای سال ۱۳۷۸ آغاز و به انتهای سال ۱۳۸۷ ختم می‌شود. هم‌چنین برای تخمین رگرسیون به جز آمار بالا از آمار عوامل اقتصادی از سال ۸۷-۱۳۷۸ استفاده شده است.

### ۷. روش گردآوری اطلاعات

اطلاعات و داده‌های موردنیاز تحقیق، از منابع و پایگاه‌های اطلاعاتی مختلف به‌ویژه نرم افزار تدبیرپرداز و پایگاه‌های اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران و هم‌چنین بانک مرکزی گردآوری گردیدند.

### ۸. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

در تجزیه و تحلیل اطلاعات و آزمون فرضیه‌ها از آزمون  $t$  و مدل‌های رگرسیون خطی چند متغیره استفاده خواهد شد. برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از نرم افزارهای Excel، SPSS (برای محاسبه‌ی آزمون  $t$ ) و نرم افزار اقتصادسنجی Eviews (برای محاسبه‌ی رگرسیون) استفاده می‌گردد.

برای بررسی رابطه‌ی بین ماه‌های سال و بازده سهام از فرضیه‌های  $H_0$  و  $H_1$  استفاده شده است:

$$H_0: M_1 = M_2$$

$$H_1: M_1 \neq M_2$$

$M_1$ : میانگین بازده روزانه سهام در ماه مورد نظر به درصد

$M_2$ : میانگین بازده روزانه سهام در بقیه‌ی ماه‌های سال به درصد

برای بررسی رابطه‌ی بین روزهای هفته و بازده سهام، از فرضیه‌های  $H_0$ ,  $H_1$

استفاده می‌شود:

$$H_0: D_1 = D_2$$

$$H_1: D_1 \neq D_2$$

$D_1$ : میانگین بازده روزانه سهام در روز مورد نظر به درصد

D<sub>2</sub>: میانگین بازده روزانه سهام در بقیه‌ی روزهای هفته به درصد  
 برای بررسی رابطه‌ی بین تغییرات GDP و تورم با بازده فوق‌العاده فصلی از رگرسیون  
 چند متغیره زیر استفاده شده است (گو، ۲۰۰۳: ۴۰۱):

$$\text{Power Ratio} = \alpha + \beta_1 \text{GDPGrowth}_t + \beta_2 \text{Inflation}_t + \beta_3 \text{Annual return}_t + \beta_4 \sigma_t + \beta_5 \sigma_t^2 \quad (1)$$

برای بررسی رابطه‌ی بین تغییرات GDP با بازده فوق‌العاده فصلی موردانتظار در سال  
 آینده از رگرسیون چند متغیره زیر استفاده شده است (گو، ۲۰۰۳: ۴۰۱):

$$\text{Power Ratio} = \alpha + \beta_1 \text{GDPGrowth}_{t+1} + \beta_2 \text{Inflation}_{t+1} + \beta_3 \text{Annual return}_{t+1} + \beta_4 \sigma_{t+1} + \beta_5 \sigma_{t+1}^2 \quad (2)$$

Power Ratio : بازده فوق‌العاده فصلی

GDP Growth: رشد GDP در سال مورد نظر

Inflation: نرخ تورم در سال مورد نظر

Annual Return: تغییرات بازده سالانه

$\beta_6^2, \beta_6$ : تغییرات ریسک (انحراف بازده سهام)

نگاره ۱: متغیرهای تحقیقی

نوع متغیر	نام متغیر	نوعی محاسبه‌ی متغیر	اجزاء محاسبه‌ی متغیر
وابسته	بازده فوق العاده فصلی <sup>21</sup>	$Power\ Ratio = R_x / R_y$	$R_x = (1 + \text{بازده شش ماهه اول سال})^2$ $R_y = (1 + \text{بازده سالانه سهام})$
مستقل	بازده سهام <sup>22</sup>	$R_t = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \times 100$	شاخص قیمت و بازده نقدی سهام در روز موردنظر $I_t =$ شاخص قیمت و بازده نقدی سهام در روز قبل
مستقل	تغییرات ریسک	$\sigma^2 = \frac{\sum (R_t - \bar{R}_t)^2}{n}$	بازده سهام در روز موردنظر $\bar{R}_t =$ میانگین بازده روزانه سهام در سال مورد نظر
مستقل	انحراف بازده سهام	$c = \sqrt{\frac{\sum (R_t - \bar{R}_t)^2}{n}}$	بازده سهام در روز موردنظر $\bar{R}_t =$ میانگین بازده روزانه سهام در سال مورد نظر
مستقل	تغییرات بازده سالانه سهام	$Annual\ Return = \frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} \times 100$	بازده سهام در سال موردنظر $R_{t-1} =$ بازده سهام در سال قبل
مستقل	تغییرات GDP (تولید ناخالص داخلی)	$\Delta GDP = \frac{GDP_{t-1} - GDP_{t-2}}{GDP_{t-1}} \times 100$	مصرف + سرمایه‌گذاری ناخالص + هزینه دولت + (صادرات - واردات) $GDP_t =$ تولید ناخالص داخلی در سال مورد نظر $GDP_{(t-1)} =$ تولید ناخالص داخلی در سال قبل
مستقل	نرخ تورم	$Inflation = \frac{T_t - T_{t-1}}{T_{t-1}} \times 100$	شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی در سال مورد نظر $T_{t-1} =$ شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی در سال قبل

## ۹. یافته‌های پژوهش

در این قسمت، نتایج تحقیق به صورت جداول به شرح زیر بیان می‌شود:

## نگاره ۲: اثر ماه‌های سال

سال‌های مورد نظر	ماه‌های سال	تعداد روزهای فعال بازار	میانگین بازده سهام (به درصد)	انحراف معیار بازده سهام	آماره t	درجه‌ی آزادی	p value
۱۳۷۸-۸۷	فروردین	۱۵۵	۰/۱۹۵	۰/۳۵۹	۱/۸۷	۲۳۹۵	۰/۰۶۰
	دیگر ماه‌ها	۲۲۴۲	۰/۱۱۲	۰/۵۴۰			
	اسفند	۱۸۷	۰/۰۰۴	۰/۴۳۹	-۳/۰۶۰	۲۳۹۴	*۰/۰۰۲
	دیگر ماه‌ها	۲۲۰۹	۰/۱۲۷	۰/۵۳۶			
۱۳۷۸-۸۲	فروردین	۷۸	۰/۲۸۱	۰/۳۰۶	۱/۰۳۰	۱۱۹۴	۰/۳۰۰
	دیگر ماه‌ها	۱۱۱۸	۰/۲۱۸	۰/۵۲۸			
	اسفند	۹۳	۰/۱۴۵	۰/۳۵۶	-۲/۰۹۱	۱۲۹	*۰/۰۳۹
	دیگر ماه‌ها	۱۱۰۲	۰/۲۲۹	۰/۵۲۷			
۱۳۸۳-۸۷	فروردین	۷۷	۰/۱۰۷	۰/۳۸۸	۱/۶۴۲	۱۱۹۹	۰/۱۰۰
	دیگر ماه‌ها	۱۱۲۴	۰/۰۰۶	۰/۵۳۰			
	اسفند	۹۳	-۰/۱۳۵	۰/۴۷۱	-۲/۸۵۵	۱۱۹۹	*۰/۰۰۴
	دیگر ماه‌ها	۱۱۰۸	۰/۰۲۵	۰/۵۲۵			

\* بیانگر معنادار بودن در سطح خطای ۰/۰۵ است.

در نگاره شماره‌ی دو، نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم برای دوره‌ی ده ساله ۱۳۷۸-۸۷ و دو دوره‌ی پنج ساله ۱۳۷۸-۸۲ و ۱۳۸۳-۸۷ مشاهده می‌شود. با توجه به سطوح معناداری، در همه‌ی دوره‌ها اسفندماه دارای سطح معناداری کم‌تر از ۰/۰۵ است، در نتیجه بازده سهام در همه‌ی دوره‌ها در اسفندماه متفاوت از بازده سهام در سایر ماه‌ها است. با توجه به نتایج، فرضیه‌ی دوم پذیرفته می‌شود و فرضیه‌ی اول رد می‌شود. می‌توان

گفت در ایران به علت تعطیلات چند روزهی عید نوروز در فروردین، معاملات کم‌تر صورت می‌گیرد. در نتیجه خرید و فروش سهام کاهش می‌یابد و نمی‌توان اثر فروردین را مشاهده نمود.

## نگاره ۳: اثر فصل‌های سال ۱۳۷۸-۱۳۸۷

ماه‌های سال	تعداد روزهای فعال بازار	میانگین بازده سهام (به درصد)	انحراف معیار بازده سهام	آماره‌ی t	درجه‌ی آزادی	P-Value
سه ماهه‌ی اول	۵۶۵	۰/۱۸۷	۰/۴۴۳	۳/۵۸۰	۲۳۹۴	* / ۰/۰۰۰
دیگر ماه‌ها	۱۸۳۱	۰/۰۹۶	۰/۵۵۳			
سه ماهه‌ی دوم	۶۴۰	۰/۲۱۱	۰/۶۶۹	۴/۴۳۹	۸۷۵	* / ۰/۰۰۰
دیگر ماه‌ها	۱۷۵۶	۰/۰۸۳	۰/۴۶۵			
سه ماهه‌ی سوم	۶۰۹	۰/۰۵۷	۰/۴۶۱	-۳/۲۷	۲۳۹۴	* / ۰/۰۰۱
دیگر ماه‌ها	۱۷۸۷	۰/۱۳۸	۰/۵۵۰			
سه ماهه‌ی چهارم	۸۵۲	۰/۰۱۱	۰/۴۷۳	-۶/۰۲۹	۱۱۱۱	* / ۰/۰۰۰
دیگر ماه‌ها	۱۸۱۴	۰/۱۵۲	۰/۵۴۳			

\* بیانگر معنادار بودن در سطح خطای ۰/۰۵ است.

در نگاره شماره‌ی سه، نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم برای دوره‌ی ۱۰ ساله از سال ۸۷-۱۳۷۸ مشاهده می‌شود. با توجه به سطح معناداری در هر چهار فصل تفاوت معناداری بین فصول و بقیه‌ی ماه‌های سال دیده می‌شود؛ اما بیش‌ترین میانگین بازده روزانه

سهام متعلق به سه ماهه‌ی دوم (۰/۲۱۱ درصد) و کم‌ترین میانگین بازده روزانه سهام متعلق به سه ماهه‌ی چهارم (۰/۰۱۱ درصد) هستند.

بنابراین، این فصول علاوه بر این که میانگین بازده‌شان تفاوت معناداری با سایر فصول دارد، دارای بیش‌ترین و کم‌ترین میانگین بازده هستند.

#### نگاره ۴: اثر فصل‌های سال ۱۳۷۸-۱۳۸۲

ماه‌های سال	تعداد روزهای فعال بازار	میانگین بازده سهام (به درصد)	انحراف معیار بازده سهام	آماره‌ی t	درجه‌ی آزادی	P-value
سه ماهه‌ی اول	۲۷۸	۰/۲۸۷	۰/۴۸۴	۲/۳۶۶	۱۱۹۳	*۰/۰۱۸
دیگر ماه‌ها	۹۱۷	۰/۲۰۳	۰/۵۲۴			
سه ماهه‌ی دوم	۳۲۴	۰/۲۸۹	۰/۷۱۷	۲/۱۴۰	۴۰۷	*۰/۰۳۳
دیگر ماه‌ها	۸۷۱	۰/۱۹۸	۰/۴۱۶			
سه ماهه‌ی سوم	۳۰۳	۰/۱۷۹	۰/۳۹۲	-۱/۷۱۰	۱۱۹۳	۰/۰۸۸
دیگر ماه‌ها	۸۹۲	۰/۲۳۸	۰/۵۵۱			
سه ماهه‌ی چهارم	۲۹۰	۰/۱۳۴	۰/۳۵۲	-۴/۲۵۱	۷۷۸	*۰/۰۰۰
دیگر ماه‌ها	۹۰۵	۰/۲۵۱	۰/۵۵۶			

\* بیانگر معنادار بودن در سطح خطای ۰/۰۵ است.

در نگاره شماره‌ی چهارم، نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم برای دوره‌ی پنج ساله از سال ۱۳۷۸-۸۲ مشاهده می‌شود. بیش‌ترین میانگین بازده روزانه سهام متعلق به سه ماهه‌ی دوم (۰/۲۸۹ درصد) و کم‌ترین میانگین بازده روزانه سهام متعلق به سه ماهه‌ی چهارم (۰/۱۳۴ درصد) است و با توجه به این که سطح معناداری ۰/۰۳۳ و صفر است، میانگین بازده روزانه سهام این فصول با دیگر فصول، تفاوت معنادار دارد.



## نگاره ۵: اثر فصل‌های سال ۱۳۸۷-۱۳۸۳

ماه‌های سال	تعداد روزهای فعال بازار	میانگین بازده سهام (به درصد)	انحراف معیار بازده سهام	آماره t	درجه‌ی آزادی	P-value
سه ماهه‌ی اول	۲۸۷	۰/۰۹۰	۰/۳۷۶	۳/۵۲۵	۷۱۳	*۰/۰۰۰
دیگر ماه‌ها	۹۱۴	-۰/۰۱۲	۰/۵۵۹			
سه ماهه‌ی دوم	۳۱۷	۰/۱۳۰	۰/۶۰۵	۴/۲۴۳	۴۶۸	*۰/۰۰۰
دیگر ماه‌ها	۸۸۴	-۰/۰۲۹	۰/۴۸۳			
سه ماهه‌ی سوم	۳۰۶	-۰/۰۶۴	۰/۴۹۲	-۳/۹۸۹	۱۱۹۸	*۰/۰۰۳
دیگر ماه‌ها	۸۹۴	۰/۰۳۹	۰/۵۳۱			
سه ماهه‌ی چهارم	۲۹۱	-۰/۱۱۱	۰/۵۴۳	-۴/۶۷۹	۱۱۹۹	*۰/۰۰۰
دیگر ماه‌ها	۹۱۰	۰/۰۵۲	۰/۵۱۰			

\* بیانگر معنادار بودن در سطح خطای ۰/۰۵ است.

در نگاره شماره‌ی پنج، نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم برای دوره‌ی پنج ساله از سال ۸۳-۱۳۸۷ مشاهده می‌شود. بیش‌ترین میانگین بازده روزانه سهام متعلق به سه ماهه‌ی دوم (۰/۱۳۰ درصد) و کم‌ترین میانگین بازده روزانه سهام متعلق به سه ماهه‌ی چهارم (-۰/۱۱۱ درصد) است و با توجه به این‌که سطح معناداری صفر است، میانگین بازده روزانه سهام این فصول با دیگر فصول تفاوت معنادار دارد.

## نگاره ۶: اثر شش ماهه (نیمه‌ی سال)

سال‌های مورد نظر	ماه‌های سال	تعداد روزهای فعال بازار	میانگین بازده سهام (به درصد)	انحراف معیار بازده سهام	آماره‌ی t	درجه‌ی آزادی	p value
۱۳۷۸-۱۳۸۷	شش ماهه‌ی اول	۱۲۰۵	۰/۱۹۹	۰/۵۷۴	۷/۸۳۴	۲۳۱	*۰/۰۰۰
	دیگر ماه‌ها	۱۱۹۱	۰/۰۳۴	۰/۴۷۸			
۱۳۷۸-۱۳۸۲	شش ماهه‌ی اول	۶۰۲	۰/۲۸۸	۰/۶۲۰	۴/۴۳۶	۹۸۹	*۰/۰۰۰
	دیگر ماه‌ها	۵۹۳	۰/۱۵۶	۰/۳۷۳			
۱۳۸۳-۱۳۸۷	شش ماهه‌ی اول	۶۰۴	۰/۱۱۱	۰/۵۱۰	۶/۶۹۱	۱۱۹۹	*۰/۰۰۰
	دیگر ماه‌ها	۵۹۷	-۰/۰۸۷	۰/۵۱۸			

\* بیانگر معنادار بودن در سطح خطای ۰/۰۵ است.

در نگاره شماره‌ی شش، نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم به صورت شش ماهه نشان داده شده است، همان‌طور که مشاهده می‌شود، در همه‌ی دوره‌ها بیش‌ترین میانگین بازده روزانه سهام متعلق به شش ماهه‌ی اول است و با توجه به سطح معناداری صفر میانگین بازده روزانه سهام شش ماهه‌ی اول با دوم تفاوت معناداری دارد.

## نگاره ۷: اثر روزانه ۸۷-۱۳۷۸

روزهای هفته	تعداد روزهای فعال بازار	میانگین بازده سهام (به درصد)	انحراف معیار بازده سهام	آماره‌ی t	درجه‌ی آزادی	p-value
شنبه	۴۷۵	۰/۱۴۸	۰/۵۳۶	۱/۴۲۶	۲۳۹۵	۰/۱۵۴
دیگر روزها	۱۹۲۲	۰/۱۰۹	۰/۵۲۸			
یکشنبه	۴۶۹	۰/۰۶۵	۰/۴۷۲	-۲/۳۹۰	۲۳۷۷	*۰/۰۱۷
دیگر روزها	۱۹۱۰	۰/۱۳۰	۰/۵۴۵			
دوشنبه	۴۷۹	۰/۱۰۴	۰/۵۷۴	-۰/۵۸۰	۲۳۹۵	۰/۵۶۲
دیگر روزها	۱۹۱۸	۰/۱۲۰	۰/۵۱۹			
سه شنبه	۴۷۶	۰/۱۲۰	۰/۵۸۸	-۰/۱۴۵	۲۳۹۵	۰/۸۸۴
دیگر روزها	۱۹۲۱	۰/۱۱۶	۰/۵۱۵			

روزهای هفته	تعداد روزهای فعال بازار	میانگین بازده سهام (به درصد)	انحراف معیار بازده سهام	آماره‌ی t	درجه‌ی آزادی	p-value
چهارشنبه	۴۷۹	۰/۱۵۰	۰/۴۷۵	۲/۰۱۰	۸۱۹	*۰/۰۴۱
دیگر روزها	۱۹۱۷	۰/۱۰۹	۰/۱۵۴			

\* بیانگر معنادار بودن در سطح خطای ۰/۰۵ است.

در نگاره شماره‌ی هفت، نتایج آزمون فرضیه‌های دوم و سوم برای دوره‌ی ده ساله از سال ۸۷-۱۳۷۸ مشاهده می‌شود. بیش‌ترین میانگین بازده روزانه سهام متعلق به روز چهارشنبه (۰/۱۵۰ درصد) و کم‌ترین میانگین بازده روزانه سهام متعلق به روز یک‌شنبه (۰/۰۶۵ درصد) است و با توجه به این که سطح معنادار این دو بازده به ترتیب ۰/۰۴۱ و ۰/۰۱۷ است، میانگین بازده روزانه سهام در این روزها با دیگر روزها تفاوت معنادار دارد. البته همان‌طور که نشان داده شد، روز شنبه، با میانگین (۰/۱۴۸ درصد) دارای میانگین بالایی است. اما در تحقیق حاضر که در ایران صورت گرفته است، چهارشنبه بیش‌ترین بازده و یک‌شنبه کم‌ترین بازده را نشان می‌دهد و همان‌طور که در نگاره دیده شد شنبه، نسبت به ماه‌های دیگر به نسبت بازده زیادی دارد. پس فرضیه‌ی سوم رد و فرضیه‌ی چهارم پذیرفته می‌شود.

#### نگاره ۸: نتایج آزمون فرضیه‌های پنجم، ششم، هفتم، هشتم

متغیر	$\beta$	t آماری (t-stat)	سطح معناداری p-value
$\alpha$	۱/۹۷۷	۱/۸۸۷	۰/۱۰۱
GDP	۰/۰۲۶	۰/۶۴۶	۰/۵۵۳
تورم	۰/۰۴۳	۱/۹۰۶	۰/۱۲۹
بازده سالانه سهام	-۰/۳۷۳	-۰/۶۱۶	۰/۵۷۱
انحراف معیار بازده سهام	۱/۰۰۹	۰/۴۶۱	۰/۶۶۸
واریانس بازده سهام	-۰/۱۴۶	-۰/۰۸۷	۰/۹۳۵

ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۷۲

سطح معناداری ۰,۰۵ است.

نتیجه‌ی آزمون  $t$  برای متغیر GDP مقدار  $۰/۶۴۶$  است. نشان می‌دهد در سطح معنادار  $۰/۰۵$  فرضیه‌ی پنجم تأیید نمی‌شود. بنابراین، می‌توان گفت بین GDP و بازده فوق‌العاده‌ی فصلی رابطه‌ی معناداری وجود ندارد.

نتیجه‌ی آزمون  $t$  برای متغیر تورم  $۱/۹۰۶$  است، نشان می‌دهد، در سطح معناداری  $۰/۰۵$  فرضیه‌ی ششم تأیید نمی‌شود. بنابراین، می‌توان گفت بین تورم و بازده فوق‌العاده‌ی فصلی، رابطه‌ی معناداری وجود ندارد.

نتیجه‌ی آزمون  $t$  برای متغیر بازده سالانه سهام  $-۰/۶۱۶$  است. نشان می‌دهد در سطح معنادار  $۰/۰۵$  فرضیه‌ی هفتم تأیید نمی‌شود. بنابراین، می‌توان گفت بین بازده سالانه‌ی سهام و بازده فوق‌العاده‌ی فصلی، رابطه‌ی معناداری وجود ندارد.

نتیجه‌ی آزمون  $t$  برای متغیر انحراف معیار بازده سهام و واریانس به ترتیب  $۰/۴۶۱$  و  $-۰/۰۸۷$  است. نشان می‌دهد در سطح معنادار  $۰/۰۵$  فرضیه‌ی هشتم تأیید نمی‌شود. بنابراین می‌توان گفت بین انحراف معیار بازده سهام و ریسک با بازده فوق‌العاده‌ی فصلی، رابطه‌ی معناداری وجود ندارد.

از آن‌جا که ارزش‌های مورد انتظار تأثیر بیشتری بر بازده سهام می‌گذارند، زیرا مبنای قیمت سهام انتظارات است. از این رو، در این قسمت، نتایج رگرسیون را با استفاده از متغیرهای مورد انتظار نشان داده شده است:

نگاره ۹: نتایج آزمون فرضیه‌های پنجم، ششم، هفتم، هشتم با بازده‌های مورد انتظار

متغیر	$\beta$	t آماری (t-stat)	p-value سطح معناداری
$\alpha$	۲/۴۷۹	۱/۴۴۴	۰/۹۲۲
GDP	۰/۰۱۸	۰/۲۷۶	۰/۸۰۱
تورم	۰/۰۰۳	۰/۱۳۹	۰/۸۹۸
بازده سالانه سهام	-۰/۱۲۰	-۰/۱۸۸	۰/۸۶۳
انحراف معیار بازده سهام	۱/۲۳۶	۰/۴۸۵	۰/۶۶۱
واریانس بازده سهام	-۰/۳۹۰	۰/۲۰۵	۰/۸۵۱

ضریب تعیین تعدیل شده:  $۰/۷۳$

سطح معناداری  $۰,۰۵$  است.

به طوری که نتایج نگاره شماره‌ی نه نشان می‌دهد، استفاده از بازده مورد انتظار، نشان می‌دهد که هیچ رابطه‌ی معناداری بین بازده فوق‌العاده‌ی فصلی و عوامل اقتصادی وجود ندارد.

### ۱۰. نتایج تحقیق

۱. در کشورهای غربی تحقیق‌هایی در زمینه‌ی اثر ژانویه صورت گرفته است؛ از جمله روزف و کینی (۱۹۷۶)، رینگانوم (۱۹۸۱)، کیم (۱۹۸۳) و رول (۱۹۸۳) این محققان در تحقیق‌های خود به این نتیجه رسیدند که در ژانویه بازده سهام از ماه‌های دیگر سال بیش‌تر است. اما نتیجه‌ی این پژوهش، نشان داد که در ایران بیش‌ترین بازده سهام در بین ماه‌های سال، متعلق به فروردین ماه نیست.
۲. گااو و وانگ در تحقیقی که در سال ۲۰۰۷ انجام دادند، پی بردند که ماه دسامبر کم‌ترین بازده را نسبت به ماه‌های دیگر سال دارد. نتیجه‌ی این پژوهش در ایران، نشان داد اسفندماه دارای بازده متفاوتی نسبت به سایر ماه‌های سال است.
۳. در ایران بیش‌ترین بازده سهام در بین روزهای هفته مانند کشورهای اروپایی و آمریکایی متعلق به آخرین روز هفته یعنی روز چهارشنبه است.
۴. در ایران کم‌ترین بازده سهام در بین روزهای هفته برخلاف کشورهای اروپایی و آمریکایی در روز بعد از اولین روز هفته یعنی یک‌شنبه است.
۵. در ایران بیش‌ترین بازده سهام در فصول سال متعلق به فصل دوم سال یعنی تابستان است و کم‌ترین آن متعلق به فصل چهارم سال یعنی زمستان است.
۶. در ایران بیش‌ترین بازده سهام متعلق به نیمه‌ی اول سال و کم‌ترین آن متعلق به نیمه‌ی دوم سال است.
۷. بر مبنای این تحقیق، بین بازده فوق‌العاده‌ی فصلی و متغیر اقتصادی GDP رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. به عبارتی تغییرات GDP نمی‌تواند عامل تأثیر گذار بر بازده فوق‌العاده‌ی فصلی باشد.

۸. بر مبنای این تحقیق، بین بازده فوق‌العاده‌ی فصلی و متغیر اقتصادی تورم، رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. به عبارتی تغییرات تورم، نمی‌تواند عامل تأثیر گذار بر بازده فوق‌العاده‌ی فصلی باشد.

۹. بر مبنای این تحقیق، بین بازده فوق‌العاده‌ی فصلی و بازده سالانه‌ی سهام، رابطه، معناداری وجود ندارد. به عبارتی، میزان بازده سالانه‌ی سهام، نمی‌تواند هیچ تأثیری بر بازده فوق‌العاده‌ی فصلی بگذارد.

۱۰. بر مبنای این تحقیق، بین بازده فوق‌العاده‌ی فصلی و انحراف معیار و واریانس بازده سهام، رابطه‌ی معناداری وجود ندارد؛ یعنی میزان ریسک شرکت‌ها تأثیری بر بازده فوق‌العاده‌ی فصلی ندارد.

#### ۱۱. پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

۱. در پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود تأثیر سایر عوامل اقتصادی، را بر بازده فوق‌العاده‌ی فصلی بررسی کرد.
۲. آزمون فرضیه‌های این پژوهش، برای دوره‌های زمانی طولانی‌تر و همچنین به تفکیک صنایع در بورس اوراق بهادار باشد.

#### ۱۲. محدودیت‌های تحقیق

۱. عدم بررسی تأثیر بعضی از متغیرهای ناخواسته مانند انتخابات و تغییر نمایندگان مجلس و ریاست جمهوری که به‌طور طبیعی بر سیاست‌های بازار سرمایه اثر می‌گذارد، از محدودیت‌های این پژوهش است.
۲. در این تحقیق، اثر روانی ناشی از عدم تعادل در بعضی از بازارها مانند نوسان‌های شدید در نرخ سکه و ارز که بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل در بازار سهام موثر است، بررسی نشده است.

## یادداشت‌ها

- |                                |                                     |
|--------------------------------|-------------------------------------|
| 1. Fama                        | 2. Anomal                           |
| 3. Calendar Anomalies          | 4. Non Calendar Anomalies           |
| 5. Ringanum                    | 6. Mills and coutts                 |
| 7. Lucey and Zhao              | 8. Wachtel                          |
| 9. Rozef and Keini             | 10. Sun, Q. Wilson, H. and Tong, S. |
| 11. Ogen                       | 12. Pushakwall.                     |
| 13. Luzy                       | 14. Guo, S. and Wang, Z.            |
| 15. Christopher gan and et.al. | 16. GU, A. Y                        |
| 17. Fields                     | 18. Wall Street                     |
| 19. Dow Jones                  | 20. Financial times                 |

۲۱- فرمول بازده فوق‌العاده‌ی فصلی از منبع زیر استخراج شده است:

GU, A. Y. (2003). The declining January effect: Evidences from the U.S. equity markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 401:395-404.

۲۲- فرمول‌های بازده سهام، تغییرات ریسک و انحراف بازده سهام از کتاب زیر

اقتباس شده است:

راعی، رضا و تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته، تهران، انتشارات

سمت، ۱۱۸-۱۱۳.

۲۳- فرمول‌های تغییرات تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم از کتاب زیر اقتباس شده

است: نیلی، مسعود. (۱۳۹۰). مبانی اقتصاد، نشر نی، (فصل ۸).

## منابع

## الف. فارسی

آذر، عادل و مومنی، منصور. (۱۳۸۳). آمار و کاربرد آن در مدیریت. سازمان مطالعه و

تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، چاپ دهم، (۲۱۷-۱۹۶): ۱-۳۹.

ابونوری، اسماعیل و ایزدی، رضا. (۱۳۸۵). ارزیابی اثر روزهای هفته در بازار بورس اوراق

بهادار تهران با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۷۲،

(۱۷۳): ۱۹۰-۱۶۳.

بدری، احمد و صادقی، محسن. (۱۳۸۵). بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی، نوسان پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران. پیام مدیریت، ۱۷ و ۱۸، (۲): ۱-۲۱.

تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). تقابل نظریه‌ی نوین مالی و مالی رفتاری. تحقیقات مالی، سال ششم شماره ۱۷، (۷): ۳-۲۶.

راعی، رضا و فلاح پور، سعید. (۱۳۸۵). مالی رفتاری رویکردی متفاوت در حوزه‌ی مالی، تحقیقات مالی، ۱۸ (۸۱): ۷۷-۱۰۶.

راعی، رضا و شیرزادی، سعید. (۱۳۸۷). بررسی الگوی تغییرات فصلی در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱ (۴) (پیاپی ۱۳۱): ۱۷۰-۱۴۷.

راعی، رضا و شیرزادی، سعید (۱۳۸۶)، بی‌قاعدگی‌های تقویمی و غیرتقویمی در بازارهای مالی. فصل‌نامه بورس اوراق بهادار، سال اول، ۱: ۱۰۱-۱۳۲.

سجادی، سید حسین و فرازمنند، حسن و علی صوفی، هاشم. (۱۳۸۸)، بررسی رابطه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. مجله‌ی تحقیقات حسابداری، ۶ (۴): ۱-۲۶.

صمدی، سعید و شیرانی فخر، زهره و داورزاده، مهتاب. (۱۳۸۶). بررسی میزان اثر پذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش بینی). فصل‌نامه‌ی بررسی‌های اقتصادی، دوره ۴، شماره ۲، (۲۶): ۲۵-۵۴.

یحیی‌زاده‌فر، محمود و ابونوری، اسماعیل و شبابی، هومن. (۱۳۸۴). بررسی اثر روزهای هفته بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه‌ی آن با سایر بازارهای نوظهور. مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره ۱ بیست و دوم، شماره ۲، (پیاپی ۴۳)، (ویژه‌نامه‌ی حسابداری)، (۱۷۸): ۱۷۸-۱۹۵.



قائمی، محمدحسین؛ رحیم‌پور، محمد؛ نوذری، روح‌الله و روحی، بهزاد (۱۳۸۹). اعلان سودهای فصلی و عدم تقارن اطلاعاتی. *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، ۲(۲) (پاییز و زمستان)، پیاپی ۵۹: ۳۱-۵۰.

### ب . انگلیسی

- Ajayi, R. A. Mehdiان, S. and Perry, M. J. (2004). The day-of-the-week effect in stock return: Further evidence from Eastern European emerging markets. *Emerging Market Finance and Trade*, 40, 53-62.
- Alexakis, P. and Xanthaki, M. (1995). Day of the week effect on the Greek stock market, *Applied Financial Economics*, 5, 43-50.
- Balaban, E., Bayar, A. & Kan, O. B. (2001). Stock return, seasonality and asymmetric conditional volatility in world equity markets. *Applied Economics Letters*, 8, 321-338.
- Board, J. and Sutcliffe, C. (1988). The weekend effect in UK stock market returns, *Journal of Business, Finance and Accounting*, 15, 199-213.
- Fama. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 2(52), 383-417.
- Gan, C., Hua, A. Y., Zhang, J. & Lee, M. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence, *The Journal of Investment Management and Financial Innovation*. 3, 89-101.
- GU, A. Y. (2003). The declining January effect: evidences from the U.S. equity markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43, 395-404.
- Guo, S. and Wang, Z. (2007). Market efficiency anomalies: A study of seasonality effect on the Chinese stock exchange, *Journal of Finance*, 94, 1-69.
- Lucey, B. & Zhao, S. (2005). Halloween or January? Yet another puzzle. *International Review of Financial Analysis*, 17: 78-91.
- Lucey, B. (2005). Estimates of daily seasonality in the Irish equality market. *Applied Financial Economics*, 14, 98-111.

- Lucey, B. (2000). Some empirics of the Iseq index. *Economic and Social Review*, 25, 157-179.
- Mills, T. & Coutts, J. A. (1995). Calendar effects in the London stock exchange Ft-SE indices. *European Journal of Finance*, 5, 79-93.
- Moller, N. (2008). The evolution of the January effect. *Journal of Banking and Finance*, 32(3), 447-457.
- Ogden, J. (1990). Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects. *Journal of Finance*, 45(4), 1259-1272.
- Pushakwall, M. (1996). The January effect: Still here after all these years. *Financial Analysts Journal*. 27, 45-87.
- Reinganum, M. (1983). The anomalous stock market behaviour of small firms in January. *Journal of Financial Economics*, 12, 45-112.
- Rozeff and Kinney. (1976). Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.
- Sturm. R. (2009). The other January effect and the presidential election cycle. *Applied Financial Economics*, 9, 115-170.
- Sun, Q., Wilson, H. & Tong, S. (2009). Risk and the January effect. *Journal of Banking & Finance*, 87, 111-120.
- Wachtel, SB. (1942). Certain observations on seasonal movements in stock prices. *Journal of Business*, 15(2), 184-193.