

بررسی کارایی اطلاعاتی بازار بورس به روش آزمون نسبت واریانس

مصطفی سلیمی فر

دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی

دانشگاه فردوسی مشهد

زهرا شیرزور^۱

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه

فردوسی مشهد

چکیده

یکی از موضوعاتی که در دهه‌های اخیر در حوزه دانش اقتصاد به سرعت در حال گسترش بوده است اقتصاد اطلاعات است و عمده بحث‌ها در این حوزه به مسأله اطلاعات نامتقارن مربوط می‌شود. اطلاعات در دنیای امروز و معاملات بورس، هسته کارایی بازار می‌باشد. از طرفی سرعت انتشار و تقارن اطلاعات نقش عمده و حساسی در کارایی بازار دارد. یکی از نقش‌های سازمان بورس این است که زمینه لازم برای سرمایه‌گذاران را جهت کسب اطلاعات مورد نیازشان فراهم کند. چنانچه این زمینه فراهم نشود به دلیل عدم تقارن اطلاعات، گروهی نسبت به گروه دیگر مزیت اطلاعاتی کسب کرده و به سودهای غیرمتعارف دست می‌یابند. در مقابل هرچه بازار کارا تر باشد و تقارن اطلاعات بیشتر باشد امنیت بازار بیشتر بوده و با هدایت سرمایه‌گذاری‌ها به سمت تولید می‌توان به رشد اقتصادی بالاتری دست یافت. هدف مقاله حاضر اینست که به بررسی کارایی اطلاعاتی بازار سهام پردازد و این که سازمان بورس چقدر در ایفای نقش خود موفق بوده است. در تحقیق حاضر کارایی در سطح ضعیف با آزمون فرضیه گام تصادفی مورد ارزیابی واقع شده است با این تفاوت که برای انجام این آزمون از آزمون نسبت واریانس^۲ که در زمره قویترین

۱- (نویسنده مسئول) Shirzour@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۲/۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۷/۲۰

۲- variance ratio

آزمون‌ها است استفاده شده است. علت استفاده از این آزمون به هنگام بودن و قدرت انعطاف پذیری آن نسبت به سایر آزمون‌ها است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کارایی بازار بورس تهران در شرایطی که وجود ناهمسانی واریانس در این سری را لحاظ می‌کنیم، وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: کارایی اطلاعاتی، بازار بورس، نسبت واریانس، آزمون گام تصادفی

طبقه بندی JEL: O۲, L۶, C۶

Investigation Of Informative Efficiency Of Stock Market Using Variance Ratio Test Method

Mostafa Salimifar

*Assistant Professor of Ferdowsi
University*

Zahra Shirzour

PhD Student at Ferdowsi University

Abstract

One of the issues that in recent decades in the field of information economy is rapidly expanding economy under information and discussion in this major economic problem of asymmetric information is related. As we know in today's world information and trading stock market performance is the core. Lateral velocity and symmetry of the main role of information and market efficiency is critical. One of the roles Stock firms is that the necessary ground for investors to provide information about the spaces. If this field does not provide due to the asymmetry of information, group information advantage compared to other income earned unusual achieve. Whatever is in front of more efficient market and security market is more symmetry and more investment to produce guidance can be found in access to higher economic growth.

The aim of this paper is that in line with this organization how much stock exchange has been successful in its role to the performance of the stock market pay data. In this study low-level performance with random walk hypothesis test evaluated the difference situated to perform this test, variance ratio test, which is among the strongest tests were used. Using this test due to updated its flexibility and power than other tests are. The results show that the Tehran stock market performance in a situation where there dissonance in terms of the variance in this series, we are.

Key words: Information Efficiency, the stock market, the variance ratio test, random walk.

JEL: O₂, L₆, C₆

۱- مقدمه

شرکت کنندگان در معاملات بورس اوراق بهادار به اطلاعات شفاف کافی و به موقع نیازمند هستند. پس یکی از نقشهای مهم سازمان بورس این است که زمینه‌ای مناسب برای سرمایه‌گذاران جهت کسب اطلاعات مورد نیازشان فراهم کند. اگر این زمینه مناسب فراهم نشود گروهی بخاطر داشتن اطلاعات بیشتر از دیگران، با سرمایه‌گذاری در بازار سهام به سودهایی غیرمتعارف و فراتر از حد معمول دست می‌یابند.

بهترین ابزار جهت ارزیابی اینکه چقدر سازمان بورس در ایفای این نقش موفق بوده، بررسی کارایی اطلاعاتی بازار سهام است. هر چه بازار کارا تر باشد نشان‌دهنده این است که سازمان بورس در ایفای این نقش موفق‌تر عمل کرده است و امکان بدست آوردن سودهای غیرمتعارف کمتر است. در نتیجه، امنیت بازار بیشتر و اطمینان مردم به بازار بیشتر خواهد شد. این موضوع منجر به جذب سرمایه‌های سرگردان و هدایت آنها بسوی تولید و متعاقب آن بالا رفتن سطح تولید شده و افزایش تولید و در آمد ملی می‌شود و در نهایت منجر به بهبود شرایط اقتصادی کشور خواهد شد.

در مقاله حاضر به بررسی وجود یا عدم وجود کارایی اطلاعاتی در بازار بورس تهران، که بزرگترین بازار بورس ایران است، می‌پردازیم. در قسمتهای بعدی مقاله ابتدا به بررسی مبانی تئوریک و پیشینه تحقیق موضوع پرداخته و سپس ضمن معرفی روشهای مختلف بررسی کارایی اطلاعاتی، روش بکارگرفته در تحقیق حاضر را معرفی می‌کنیم. در قسمت بعد ویژگی‌های سری زمانی و نتایج تجربی تحقیق ارائه می‌شود و در نهایت در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق آورده می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

۱-۲- مبانی نظری

۱-۱-۲- فرضیه بازار کارا^۱

از مهمترین تئوری‌هایی که در زمینه سرمایه‌گذاری مطرح شده است، فرضیه بازار سرمایه کارا است. مفهومی که از کارایی در اینجا مدنظر قرار می‌گیرد اشاره به این مسئله دارد که تا چه میزان بازار در تعیین قیمت اوراق بهادار موفق عمل کرده است. نشانه موفقیت بازار به این معنی است که قیمت‌ها به طور پیوسته منعکس‌کننده اطلاعات جدید باشند. به عبارت دیگر قیمت اوراق بهادار در چنین بازاری متأثر از این مجموعه اطلاعات باشد. بنابراین بازاری را می‌توان کارا نامید که توان لازم برای پردازش اطلاعات را داشته باشد. در یک بازار کارا قیمت‌ها در هر زمان نشان‌دهنده ارزیابی صحیحی از اطلاعات موجود است، در نتیجه قیمت‌ها منعکس‌کننده کامل اطلاعات موجود خواهند بود. کارایی به دو جنبه مهم در تعیین قیمت‌ها توجه دارد که عبارتند از سرعت و کیفیت تعیین قیمت‌ها، اگر قیمت‌های جاری منعکس‌کننده اطلاعات با ارزش باشند بسیار مشکل خواهد بود که اوراق بهادار ارزانی را بیابیم که بازده بالایی ایجاد کند و یا در اوراق بهاداری سرمایه‌گذاری نماییم که قیمت آن بالا و بازده آن پایین باشد. تنها در صورتی می‌توانیم سرمایه‌گذاری خوبی داشته باشیم که بتوانیم آینده را به خوبی پیش‌بینی کنیم.

تعاریف متعددی در طول سالیان از فرضیه بازار کارا به عمل آمده که ذیلاً به برخی از آنها اشاره می‌کنیم. فاما^۲ (Fama; ۱۹۶۵) بازار کارا را به صورت زیر تعریف کرده است که شاید بتوان گفت ساده‌ترین و کامل‌ترین تعریف باشد:

«کارایی بازار سرمایه در صورتی تحقق خواهد یافت که در تنظیم قیمت‌ها در طی زمان، بازار از اطلاعات موجود به نحو احسن استفاده نماید»

تعریف دیگری از بازار کارا توسط فاما در سال ۱۹۶۵ صورت گرفت و او بازاری را کارا نامید که با توجه به اطلاعاتی که در بازار وجود دارد، بازده مورد انتظار غیرعادی از راهبردهای مختلف

۱- Market efficiency hypothesis

۲- Fama "the behavior of stock price" ۱۹۶۵

براساس آن اطلاعات برابر با صفر باشد تعریف دیگری از فرضیه بازار کارا توسط جنسون^۱ (Jenson; ۱۹۸۷) بیان شده است که به صورت زیر می‌باشد:

«بازاری را کارا می‌نامیم که نتوانیم با استفاده از مجموعه اطلاعات خود سود ایجاد کنیم».

به هر حال محققان زیادی از جمله فاما، دیکسون^۲ (Dixon; ۱۹۹۲)، جنسون (Jenson; ۱۹۸۷) و بی‌ور^۳ (Bever; ۱۹۸۱) در خصوص فرضیه بازار کارا نظریه پردازی کرده و تحقیقاتی انجام دادند. بی‌ور به تشریح مسائلی که سبب عدم کارایی می‌شود پرداخت و به این نتیجه رسید که برای تعریف بازار کارا ابتدا باید عدم کارایی را تعیین نمود. او بازار کارا را به شکل زیر تعریف نمود: «یک بازار را با توجه به سیستم اطلاعاتی^۴ آن، زمانی کارا می‌نامیم که تغییرات قیمت‌ها زمانی صورت بگیرد که همه سرمایه‌گذاران علائمی را که سیستم اطلاعاتی می‌دهد مشاهده نمایند. به عبارت دیگر تغییر قیمت را زمانی خواهیم دید که آگاهی از اطلاعات همه گیر شده باشد. در این حالت می‌توانیم بگوییم که قیمت‌ها انعکاس‌دهنده سیستم اطلاعاتی هستند.» در واقع بی‌ور (Bever; ۱۹۸۱) به جای قالب بازده غیرعادی با بازده عادی که مورد نظر فاما بود، قیمت سهام را با ارزش ذاتی آن مقایسه کرد.

۲-۱-۲- کارایی اطلاعاتی^۵

اطلاعات هسته مرکزی کارایی می‌باشد. اطلاعات، نحوه تفسیر سرعت انتشار آن نقش عمده و حساسی در کارایی بازار دارد. در صورتی که بازار از لحاظ عملیاتی و تخصیصی کارا باشد، سئوالی که مطرح می‌شود این است که اوراق بهادار در یک زمان خاص نسبت به یکدیگر چگونه قیمت‌گذاری خواهند شد. به عبارت دیگر رفتار قیمت سهام در یک چنین بازاری چگونه خواهد بود؟

۱- Michael Jenson "Some anomalous evidence regarding market efficiency" ۱۹۷۸

۲- Dixon "Financial market :an introduction" ۱۹۹۲

۳- Beaver "Financial reporting :an accounting revolution" ۱۹۸۱

۴- Information system.

۵- Informational efficiency

برای جواب دادن به این سؤال باید به وجه دیگر کارایی که کارایی اطلاعاتی است توجه شود. در بیشتر تحقیقاتی که در سال‌های اخیر انجام شده است به کارایی اطلاعاتی توجه خاص شده است و فرضیه و مدل‌های زیادی جهت آزمون کارایی اطلاعاتی بازار عرضه شده است. کارایی اطلاعاتی زمانی حاصل می‌شود که قیمت اوراق بهادار منعکس کننده تمام اطلاعات مهم موجود و قابل دسترسی باشد. اطلاعاتی که بر ارزش شرکت تأثیر می‌گذارد. اگر در بازاری به کارایی اطلاعاتی برسیم، سرمایه‌گذاران نمی‌توانند با داشتن اطلاعات خاص به سودی غیر معمول و غیر عادی دسترسی پیدا کنند.

۲-۱-۳- سطوح مختلف کارایی اطلاعاتی

مسئله کارایی اطلاعاتی بازار سرمایه مقوله‌ای نیست که بتوان گفت صرفاً سیاه است یا سفید. به عبارت دیگر نمی‌توانیم بگوییم که بازاری کاملاً کاراست و بازاری دیگر اصلاً کارا نیست بنابراین باید به این سؤال پاسخ داد که بازار تا چه اندازه کارا است. برای پاسخ دادن به سؤال فوق باید معیاری برای سنجش کارایی ارائه دهیم تا بتوانیم بر اساس آن معیار، سطوح و درجات مختلفی را برای کارایی تعریف نماییم. معیار مهم سنجش کارایی در بازار این است که پرسیم چه اطلاعاتی در قیمت اوراق بهادار منعکس می‌شود به عبارت دیگر قیمت سهام متأثر از چه نوع اطلاعاتی می‌باشد. فاما^۱ در سال ۱۹۷۰ برای نخستین بار نموداری را ارائه کرد که در آن سه سطح برای کارایی در نظر گرفته شده بود.

نمودار فاما علاوه بر تعیین سطوح مختلف کارایی و معیارهای آن، رابطه بین این سطوح با یکدیگر را نیز به طور ضمنی بیان می‌کند.

- ۱- کارایی در سطح ضعیف (دایره داخلی)
- ۲- کارایی در سطح نیمه قوی (دایره میانی)
- ۳- کارایی در سطح قوی (دایره بیرونی)

۲-۱-۴- رابطه بین سطوح مختلف کارایی

۱- Fama, "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work" ۱۹۷۰.

همانطور که گفته شد کارایی اطلاعاتی دارای سه سطح (ضعیف، نیمه قوی و قوی) می‌باشد. این سه سطح در امتداد یکدیگر هستند به عبارت دیگر با هم موازی نیستند. اگر به نمودار فاما توجه کنیم متوجه می‌شویم که هر چه از دایره داخلی به سمت دایره بیرونی حرکت می‌کنیم بر شرایط کارایی افزوده می‌شود به طوری که شرط کارایی در سطح ضعیف فقط منعکس کننده اطلاعات تاریخی در قیمت سهام می‌باشد. در سطح بالاتر یعنی کارایی در سطح نیمه قوی علاوه بر اطلاعات تاریخی، اطلاعات جاری نیز بایستی در قیمت سهام منعکس گردد و بالاخره در سطح قوی از کارایی علاوه بر اطلاعات تاریخی و جاری، اطلاعات محرمانه نیز در قیمت‌ها منعکس می‌باشد. بنابراین اگر بازاری در سطح نیمه قوی از کارایی اطلاعاتی برخوردار باشد از آنجایی که قیمت‌ها متأثر از اطلاعات گذشته و جاری هستند بنابراین در سطح ضعیف نیز کارا هست چرا که تنها معیار کارایی در سطح ضعیف همان اطلاعات گذشته می‌باشد که در سطح نیمه قوی نیز شرط لازم و نه کافی است این مسئله برای کارایی در سطح قوی نیز صدق می‌کند به طوری که اگر بازاری در سطح قوی کارایی داشته باشد به طور حتم در دو سطح ضعیف و نیمه قوی نیز کارایی اطلاعاتی دارد. از این مسئله در تحقیقات استفاده می‌شود مثلاً اگر در تحقیقی معلوم شود که یک بازار نیازی به کارایی در سطح ضعیف برخوردار نیست آزمون بازار برای کارایی از نوع نیمه قوی یا قوی نیست چرا که یکی از شرط‌های کارایی در اشکال فوق انعکاس اطلاعات تاریخی در قیمت سهام می‌باشد که تحقق پیدا نکرده است.

۲-۱-۵- اطلاعات و کارایی

به طور کلی می‌توان گفت هر نوع داده یا اطلاعاتی که در ارزش سهام، تأثیر گذارد در ردیف اطلاعات مهم و با ارزش محسوب می‌شود. اطلاع داشتن از چنین اطلاعاتی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و در نهایت در بهبود کارایی بازار سرمایه اثر دارد اگر بازار از داشتن چنین اطلاعاتی محروم باشد تصمیم‌گیری بهینه توسط سرمایه‌گذاران کمتر خواهد بود و در نتیجه کارایی بازار سرمایه کاهش خواهد یافت. موضوع دیگری که توجه به آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد زمان انتشار اطلاعات می‌باشد اگر اطلاعات از دو ویژگی کیفی (صحیح و مهم بودن) برخوردار باشند اما به موقع در دسترس سرمایه‌گذاران قرار نگیرند باز هم در تصمیم‌گیری بهینه دچار مشکل خواهیم شد. تصمیمات اتخاذ شده توسط شرکت‌ها در زمان‌های مختلفی اتفاق می‌افتد اما انتشار اخبار مربوط به آن به صورت دوره‌ای انجام می‌شود و هر چه این اطلاعات دیرتر

منتشر گردد به همان اندازه از صحیح بودن و بهینه بودن سرمایه گذاری‌ها کاسته خواهد شد. به طور خلاصه می‌توان گفت که اگر اطلاعات با ارزش که از صحت کافی نیز برخوردار هستند به موقع منتشر گردند و در دسترس سرمایه گذاران و تحلیل گران مالی قرار گیرند به همان نسبت شاهد افزایش کارایی در بازار سرمایه خواهیم بود.

۲-۲- پیشینه تحقیق

همانطور که اشاره شد تحقیقات وسیعی در کشورهای مختلف دنیا در خصوص بازار کارا و سطوح سه گانه آن (سطح ضعیف کارایی^۱، سطح نیمه قوی کارایی^۲ و سطح قوی کارایی^۳) به عمل آمده است که محور بیشتر این تحقیقات شکل ضعیف کارایی بوده است که ذیلاً به برخی از آنها که در کشورهای مختلف از جمله ایران صورت گرفته است اشاره می‌کنیم.

بطور کلی بررسی کارایی بازار سرمایه به دو روش امکان پذیر است:

- روش مستقیم و از طریق بررسی دقت سازوکار قیمت گذاری بازار.

- روش غیرمستقیم و از راه بررسی سرعت بازتاب اطلاعات در دسترس که اگر اطلاعات به سرعت در قیمت منعکس شود بازار کارا خواهد بود.

از آن جایی که در این تحقیق از روش غیرمستقیم برای بررسی کارایی بازار استفاده خواهد شد به پیشینه تحقیقاتی که از روش غیرمستقیم استفاده کرده‌اند می‌پردازیم.

از جمله تحقیقاتی که در سطح دنیا در مورد بررسی کارایی بازار انجام شده است می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

فاما^۴ در سال ۱۹۶۵ (Fama; ۱۹۶۵) رفتار قیمت ۳۰ سهم که شاخص داوجونز^۵ را شکل می‌دادند در بازه زمانی ۱۹۵۷ تا ۱۹۶۲ مورد بررسی قرار داد و فرضیه گام تصادفی را در مورد هر

۱- weak-form efficiency

۲- Semi-strong efficiency

۳- strong efficiency

۴- Fama

۵- DOW-JONSE

یک آزمون کرد. برای انجام این آزمون به بررسی وجود یا عدم وجود همبستگی پیاپی^۱ بین تغییرات قیمت هر سهم در طول زمان پرداخت. فاما برای آزمون همبستگی از روش‌های پارامتریک آماری و غیر پارامتریک گردشها استفاده کرده بود. در سال ۱۹۶۶ فیشر^۲ (Fisher; ۱۹۶۶) همین کار را روی بازده ماهانه سهام انجام داد و نشان داد که خودهمبستگی^۳ بین بازده ماهانه سبدهای سهام از خودهمبستگی بین بازده ماهانه سهام انفرادی بیشتر است. در سالهای بعد ریچمن^۴ از روش فاما استفاده کرد و نشان داد که تغییرات قیمت سهام در بازار خارج از بورس دارای همبستگی پیاپی نمی‌باشد.

شارپ^۵ در سال ۱۹۶۶ (Sharp; ۱۹۶۶) برای بررسی کارایی در سطح قوی عملکرد ۳۴ صندوق سرمایه‌گذاری را در بازه زمانی ۱۹۵۴ تا ۱۹۶۳ بررسی کرد و پی برد که صندوق‌های سرمایه‌گذاری با متوسط بازدهی بیشتر، نوسان‌پذیری^۶ بیشتری نسبت به سایر صندوق‌های سرمایه‌گذاری دارند و با توجه به نتایج بررسی‌هایشان نشان داد که در بازارهای سرمایه کارایی در سطح قوی وجود دارد.

در سال ۱۹۷۰ فاما فرضیه بازار کارا و سطوح مختلف کارایی اطلاعاتی بازار (ضعیف، نیمه قوی و قوی) را مطرح کرد و در تحقیق خود برای بررسی کارایی بازار سهام نیویورک در سطح ضعیف، فرضیه گام تصادفی را (با استفاده از آزمون خودهمبستگی تغییرات قیمت) آزمون کرد. آلن لیتل^۷ و ویچوسکی^۸ نیز با استفاده از قیمت روزانه ۲۹ سهم که به طور تصادفی انتخاب شده بودند و با استفاده از آزمون خودهمبستگی و گردش، سطح ضعیف کارایی را در بورس اوراق بهادار لندن مورد بررسی قرار دادند.

۱- Sequential correlation

۲- Fisher

۳- Autocorrelation

۴- Richman

۵- sharp

۶- Variability

۷- Allen little

۸- K.wiatchovisky

در سال ۱۹۷۲ ریچاردسون پتیت^۱ (Richardson Pettit; ۱۹۷۲) برای بررسی کارایی در سطح نیمه قوی بازار سهام نیویورک تاثیر اعلام سود تقسیمی^۲ آینده سهام در بازده سهام شرکتهای شاخص نایس^۳ را با استفاده از روش مطالعه رویداد^۴ مورد بررسی قرار داد.

در سال ۱۹۹۱ فاما^۵ پس از بیست سال دوباره کارایی بازار سهام نیویورک را مورد بررسی قرار قرار داد اما این بار فرضیه گام تصادفی را آزمون نکرد. پس به بررسی همبستگی بین تغییرات قیمت های سهام و بررسی رابطه بین بازدهی های سهام در طول زمان پرداخت. زیرا فاما و فرنچ^۶ در سال ۱۹۸۸ خودهمبستگی های بازده سه تا پنج ساله سبدهای سهام نایس را بدست آوردند و با خودهمبستگی منفی مواجه شدند که نشان دهنده این بود که قدرت پیش بینی مدل پیش بینی بازده جاری بر اساس بازده های گذشته بسیار کم است پس فاما از متغیرهای دیگر مانند^۷ $(E/P, D/P)$ برای پیش بینی بازده استفاده کرد و از این طریق به بررسی کارایی بازار پرداخت. مهمترین مزیت این روش نسبت به روش قبلی، قدرت پیش بینی بیشتر آن در افق زمانی بلندمدت^۸ است. در زمینه کارایی بازار سرمایه در ایران نیز تحقیقات متعددی انجام شده است که در ادامه به برخی از آنها اشاره می کنیم.

در سال ۱۳۶۹ علی اصغر امامی (Emami; ۱۳۶۹) مطالعه ای در رابطه با تابع توزیع نوسانات قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران انجام داده است که دوره زمانی مورد نظر در این تحقیق شامل دو دوره معین ۱۳۵۳ تا ۱۳۵۷ و ۱۳۶۴ تا ۱۳۶۸ بوده است. داده های این تحقیق ارزش شاخص بورس اوراق بهادار ایران بوده است. در این تحقیق نوسانات قیمت سهام برای دوره های گفته شده مورد بررسی قرار گرفته و نتیجه حاصل از آن نشان می دهد نوسانات بیشتری در قیمت

۱- Richardson Pettit

۲- dividend

۳- NYSE

۴- Event study

۵- Fama "efficient capital market"^۲ ۱۹۹۱

۶- French

۷- Earning/price, dividend/price

۸- long-horizon

سهام مربوط به دوره اول (۱۳۵۷-۱۳۵۳) نسبت به دوره دوم (۱۳۶۸-۱۳۶۴) وجود دارد. چولگی دوره اول و دوم به ترتیب ۰/۶۴۷ و ۰/۹۳۶ می‌باشد. به طوری که داده‌های دوره اول دارای چولگی منفی و داده‌های دوره دوم دارای چولگی مثبت بودند. علاوه بر آن توزیع نوسانات قیمت در بورس تهران برآمدگی بیش از توزیع نرمال را نشان می‌دهد و با توجه به نتایج به دست آمده، عدم کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف نشان داده شده است.^۱

در سال ۱۳۷۳ تحقیق دیگری با عنوان - بررسی کارایی بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران توسط اسماعیل فدایی نژاد (۱۳۷۳; Fdaeinejad) صورت گرفته که در این تحقیق کارایی در شکل ضعیف و نیمه قوی برای بورس اوراق بهادار تهران آزمون شده است. قیمت هفتگی سهام تعداد ۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی و آزمون قرار دوره مورد مطالعه آن بین سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲ می‌باشد. در این تحقیق برای آزمون کارایی در سطح ضعیف از دو روش پارامتری و ناپارامتری به ترتیب آزمون خودهمبستگی سری‌های زمانی تغییرات متوالی قیمت سهام و آزمون گردش و همچنین برای آزمون کارایی در سطح نیمه قوی از دو مدل (بازار)^۲ و (محاسبه بازده غیرعادی بدون توجه به بتا)^۳ استفاده شده است. نتیجه تحقیق آزمون کارایی در سطح ضعیف نشان می‌دهد که تعداد ۳۴ ضریب در وقفه زمانی یک هفته‌ای و تعداد ۲۶ ضریب در وقفه دو هفته‌ای دارای علامت مثبت هستند و این مسئله بیانگر این است که طرحی برای وابستگی قیمت‌ها به یکدیگر وجود دارد. میانگین ضریب همبستگی در وقفه زمانی مختلف بین ۰/۰۳۲ تا ۰/۱۲۷ متغیر می‌باشد. علاوه بر آن متوسط k ، متغیر نرمال استاندارد شده برابر با ۳/۷۶۸ است. به طور کلی نتایج حاصل از تحقیق فوق، عدم کارایی بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران را در دو سطح ضعیف و نیمه قوی برای دوره زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهد.^۴

۴- امامی، علی اصغر "بررسی نوسان پذیری و ریسک سهام پذیرفته شده در بورس تهران" ۱۳۶۹.

۲- Market Model

۳- Abnormal return without regard to β model

۴- فدایی نژاد، اسماعیل "بررسی کارایی بورس اوراق بهادار ایران" ۱۳۷۳.

در تحقیقات اخیر در سطح دنیا برای بررسی کارایی در سطح ضعیف از روشهای نسبت واریانس پارامتریک که توسط لو و مکیلانی^۱ (Lo and Mekilay; ۱۹۸۸) در سال ۱۹۸۸ و چو و دنینگ^۲ (Chow and Denning; ۱۹۹۳) در سال ۱۹۹۳ و روشهای غیرپارامتریکی که توسط رایت^۳ در سال ۲۰۰۰ مطرح شدند استفاده می کنند. از قبیل بررسی کارایی بازار ارز اروپا بین بازه زمانی ژانویه ۹۹ تا جولای ۲۰۰۸ و بازار سهام تایوان از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۶ و بازار سهام آمریکای جنوبی.

۳- روش شناسی تحقیق

فرضیه‌ای که در این تحقیق آزمون خواهد شد عبارت است از اینکه «تغییرات پی در پی لگاریتم قیمت سهام از یکدیگر مستقل هستند» که همان فرضیه گام تصادفی است. پس برای آزمون این فرضیه باید از آزمون‌هایی که فرضیه گام تصادفی را می‌آزمایند، استفاده شود که بسته به نرمال بودن یا نبودن سری زمانی مورد بررسی از روشهای متفاوتی استفاده می‌شود که در این تحقیق از آزمون نسبت واریانس که در زمره قویترین آزمون‌ها برای آزمون فرضیه گام تصادفی است و امروزه کاربرد زیادی دارد، استفاده می‌شود. لو و مکیلانی در یکی از تحقیقات خود^۴ با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو به مقایسه قدرت آزمون نسبت واریانس با سایر آزمون‌های دیگری که جهت آزمون فرضیه گام تصادفی بکار می‌روند پرداختند و نتیجه گرفتند که قدرت آزمون نسبت واریانس و انعطاف‌پذیری آن از سایر آزمون‌ها بیشتر است. در ذیل به معرفی آزمون نسبت واریانس برای آزمون وجود کارایی اطلاعاتی می‌پردازیم. در ادامه به معرفی برخی روشهای ناپارامتریک که می‌توان در جهت تخمین واریانس ناهمسانی از آنها بهره جست، می‌پردازیم.

۳-۱- آزمون نسبت واریانس

۱- Lo and Mackinlay "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test" ۱۹۸۸.

۲- Chow And Denning "A Simple Multiple Variance Ratio Test" ۱۹۹۳.

۳- Wright "Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs" ۲۰۰۰.

۴- Lo & MacKinlay "The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: a Monte Carlo Investigation" ۱۹۸۶.

آزمون نسبت واریانس برای آزمون فرضیه گام تصادفی توسط لو و مکیلانی در سال ۱۹۸۸ مطرح شد.^۱ لو و مکیلانی بیان کردند اگر واریانس بازدهی سهام با فاصله زمانی k واحد زمان (برحسب روز، هفته یا ماه $(K \geq 2)$)، k برابر بازدهی سهام با فاصله زمانی 1 واحد زمان باشد فرضیه گام تصادفی پذیرفته می‌شود. (زیرا اگر بازده‌های سهام از هم مستقل باشند آنگاه باید واریانس آنها یک تابع خطی از فاصله زمانی که بازده در آن محاسبه شده است، باشد). به عبارتی دیگر، اگر واریانس تغییرات با فاصله زمانی k لگاریتم قیمت‌ها، k برابر واریانس تغییرات متوالی لگاریتم قیمت‌ها $(X_t - X_{t-K})$ باشد فرضیه گام تصادفی تایید می‌شود.

نسبت واریانس بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$VR(K) = \hat{\sigma}^2(k) / \hat{\sigma}^2(1)$$

که در اینجا $\sigma^2(K)$ ، $1/k$ واریانس $X_t - X_{t-k}$ است.

$$VR(k) = \frac{Var(x_t + x_{t-1} + \dots + x_{t-k+1}) / k}{Var(x_t)}$$

برای سری زمانی بازده‌های سهام مورد مطالعه که شامل T دوره است، نسبت واریانس بصورت زیر بدست می‌آید

$$\hat{VR}(k) = \frac{\hat{\sigma}^2(k)}{\hat{\sigma}^2(1)}$$

$$\hat{\sigma}^2(k) = \frac{1}{k(T-k+1)(1-k/T)} \sum_k^T (x_t + x_{t-1} + \dots + x_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2$$

$$\hat{\sigma}^2(1) = \frac{1}{T-1} \sum_1^T (x_t - \hat{\mu})^2$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_1^T x_t$$

از آنجا که زمانی نظریه گام تصادفی پذیرفته می‌شود که نسبت واریانس به ازای تمامی k ها برابر یک باشد، بر این اساس فرض صفر (H_0) عبارت است از:

$$VR(K_i) = 1 \quad \text{for } i = 1, 2, 3, \dots, m.$$

نسبت واریانس به ازای تمام k ها برابر یک است.

۱- Lo & MacKinlay "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test" ۱۹۸۸.

و (H_1) عبارت است از :

حداقل به ازای یکی از k ها نسبت واریانس یک نیست.

برای آزمون این فرض از آزمون نرمال استاندارد استفاده می شود .

آماره آزمون با فرض هم واریانسی^۱ سری زمانی، بصورت زیر تعریف می شود:

$$Z_1(k) = \frac{\sqrt{T} (VR(k) - 1)}{\sqrt{\frac{2(2k-1)(k-1)}{3k}}} \rightarrow N(0,1)$$

که $Z_1(k)$ دارای توزیع نرمال بامیانگین صفر و واریانس یک است.

ایراد روش لو و مکیلانی این است که چون برای چند k ، آزمون فوق صورت می گیرد (بعبارتی دیگر می توان گفت که فرض صفر که در بالا گفته شد از چند فرض صفر که هر یک از آنها برای یک K است تشکیل شده) با خطای نوع اول بزرگی مواجه می شویم و نمی توانیم به نتیجه آزمون زیاد اطمینان کنیم. برای حل این مشکل در سال ۱۹۹۳ چو و دنینگ^۲ آزمون نسبت واریانس چندگانه را مطرح کردند.

۳-۲- آزمون نسبت واریانس چندگانه

در این آزمون آماره آزمون با فرض هم واریانسی سری زمانی بصورت زیر تعریف می شود:

$$Z_1^*(m) = \max_{1 \leq i \leq m} |Z_1(k_i)|$$

با این فرض که سری زمانی مورد مطالعه در طول زمان دارای واریانس ناهمسان سازگاری باشد.

$$Z_2^*(m) = \max_{1 \leq i \leq m} |Z_2(k_i)|$$

آماره های آزمون Z_1^* ، Z_2^* از توزیع^۳ SSM با m و T درجه آزادی پیروی می کنند.

۱- homoscedasity

۲- Chow & Denning "A Simple Multiple Variance Ratio Test" ۱۹۹۳.

۳- studentized maximum modulus

این دو آزمون نسبت واریانس که تا اینجا گفته شد آزمونهای آماری پارامتریک بودند در نتیجه برای انجام این آزمونها دادهها باید دارای توزیع نرمال باشند، یعنی تغییرات متوالی لگاریتم قیمت‌های سهام توزیع نرمال داشته باشند. اگر توزیع نرمال نباشد باید از آزمونهای غیرپارامتریک استفاده کرد که در ادامه به معرفی دو آزمون غیرپارامتریک می‌پردازیم.

۳-۴-آزمون‌های نسبت واریانس غیرپارامتریک^۱

رایت در سال ۲۰۰۰ آزمون‌های Rank Sign Based را مطرح کرد که دارای دو مزیت هستند. اولاً برای انجام این آزمونها نیازی به تقریب‌های مجانبی نیست و ثانياً اگر داده‌ها به شدت غیرنرمال باشند این آزمونها نسبت به سایر آزمونها قویتر و قابل اطمینان‌تر هستند.

۳-۴-۱-آزمون نسبت واریانس Rank-Based

در این آزمون در ابتدا بازدهی‌ها رتبه بندی می‌شوند. فرض کنید X_t یک سری زمانی از بازده‌های سهام به تعداد T است: $(X_t = X_t - X_{t-1})$ اگر $I(X_t)$ رتبه X_t باشد، داریم:

$$r_{1t} = \frac{\left(r(x_t) - \frac{T+1}{2} \right)}{\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}}$$

سری r_{1t} یک تبدیل خطی ساده از رتبه‌ها می‌باشد که استاندارد شده‌اند و دارای میانگین صفر و واریانس یک هستند.

آماره آزمون در اینجا عبارت است از:

$$R_1(k) = \left(\frac{\sum_{k+1}^T (r_{1t} + r_{1t-1} + \dots + r_{1t-k+1})^2}{k \sum_1^T r_{1t}^2} - 1 \right) \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right)^{-0.5}$$

که در اینجا رتبه‌ها (z_{1t}) جای بازدهی‌ها (x_t) در $Z_1(k)$ قرار می‌گیرد و R_1 نیز معادل Z_1 خواهد بود و دارای توزیع نرمال استاندارد است.

۳-۴-۲-آزمون نسبت واریانس Sign-Based

در این آزمون علامت بازدهی‌ها اهمیت داشته و مورد استفاده قرار می‌گیرند. رایت در اینجا S_t را به این صورت تعریف کرد که اگر بازده مثبت باشد S_t برابر یک و اگر منفی باشد، S_t منفی یک می‌شود. سری S_t دارای میانگین صفر و واریانس یک هستند. از آماره آزمون زیر در این آزمون استفاده می‌شود:

$$S_1(k) = \left(\frac{\sum_{i=1}^T (S_i + S_{i-1} + \dots + S_{i-k+1})^2}{k \sum_{i=1}^T S_i^2} - 1 \right) \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right)^{-0.5}$$

رایت با بهره‌گیری از پیشنهاد چو و دنینگ، آزمون نسبت واریانس چندگانه را مطرح کرد که در آزمون فوق از آماره آزمون $ZR(m)$ و $ZS(m)$ استفاده می‌شود.

$$ZR(m) = \text{MAX} |R_1(K_i)|, \quad 1 \leq i \leq m$$

$$ZS(m) = \text{MAX} |S_1(K_i)|, \quad 1 \leq i \leq m$$

۳-۵-آزمون نرمال بودن سری زمانی

در کارهای تجربی ابتدا از آزمون کولموگروف اسمیرنف^۱ برای آزمون فرضیه که تغییرات پی‌درپی لگاریتم شاخص‌های کل بازار دارای توزیع نرمال هستند استفاده می‌شود. اگر این فرضیه پذیرفته شود برای آزمون فرضیه فرعی تحقیق از آزمون‌های نسبت واریانس پارامتریک می‌توان استفاده کرد و گرنه باید از آزمون‌های نسبت واریانس غیرپارامتریک استفاده شود.

۳-۵-۱-آزمون کولموگروف - اسمیرنف

۱- kolmogorof-Smirnof test

این آزمون برای مشخص کردن نوع توزیع داده‌ها استفاده می‌شود. برای انجام این آزمون از آماره D استفاده می‌شود.

$$D = \text{MAX}_{1 \leq i \leq N} |F(X_i) - G(X_i)|$$

که $F(X)$ تابع توزیع تجمعی X و $G(X)$ تابع توزیع تجمعی تجربی X است اگر $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$ به ترتیب صعودی مرتب شده باشند $G(X)$ برابر i/N است. پس به ازای کمترین X تابع $G(X)$ برابر $1/N$ و به ازای بیشترین X یک می‌شود. در این تحقیق داریم:

$$Y_i = \log P_i - \log P_{i-1}$$

P ارزش شاخص کل بازار بورس اوراق بهادار تهران است که نرمال بودن توزیع Y ها را می‌خواهیم بیازماییم. برای این کار ابتدا Y ها را استاندارد می‌کنیم و سپس نرمال استاندارد بودن مقادیر استاندارد شده را می‌آزماییم.

$$Z_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{S}$$

$$\bar{Y} = \text{میانگین } Y \text{ ها}, S = \text{انحراف معیار } Y \text{ ها}$$

$$D = \text{MAX}_{1 \leq i \leq N} |F(Z_i) - G(Z_i)|$$

فرضیه صفر (H_0): Z_i ها دارای توزیع نرمال استاندارد هستند که معادل Y_i ها دارای توزیع نرمال هستند. اگر D بزرگتر از مقدار درون جدول کولموگروف-اسمیرنوف باشد در سطح اطمینان $1-\alpha$ فرض صفر رد می‌شود. بعد از این مرحله، آزمون‌های نسبت واریانس برای آزمون فرضیه فرعی تحقیق انجام می‌شوند.

۴- نتایج تجربی تحقیق

۴-۱- آزمون وجود تأثیر روزهای هفته^۱

اولین نکته‌ای که باید بررسی گردد این است که آیا استفاده از داده‌های روزانه بهتر است یا استفاده از قیمت‌های هفتگی ارجحیت دارد. برای آزمون وجود یا عدم وجود اثر روزهای هفته در

۱- Day of a week effect

بازار سهام تهران، بازدهی هر روز کاری هفته را محاسبه کرده و سپس یک معادله رگرسیون روی متغیرهای موهومی بصورت زیر تشکیل می‌دهیم.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Sat + \beta_2 Sun + \beta_3 Mon + \beta_4 Tue + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن Y_t بیانگر بازدهی روزانه سهام در روز t است. α نیز عرض از مبدا بوده و $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ و نیز به ترتیب، ضرایب متغیرهای موهومی برای روزهای شنبه، یکشنبه، دوشنبه و سه شنبه هستند. متغیرهای موهومی بگونه‌ای تعریف شده‌اند که برای روزهای مربوط به متغیر موهومی مربوطه عدد ۱ و برای بقیه روزها عدد صفر در نظر گرفته می‌شود. ε_t جزء خطای این رگرسیون است. در معادله (۱) و طبق روش حداقل مربعات معمولی^۱ جزء عرض از مبدا بیانگر بازدهی متوسط برای روز چهارشنبه است و β_i ها نشاندهنده بازدهی مازاد روز i ام نسبت به روز چهارشنبه است. نحوه تصمیم‌گیری در خصوص وجود یا عدم وجود اثرات روزهای هفته بدین صورت است که در صورت معنی‌داری ضرایب متغیرهای موهومی می‌توان نتیجه‌گیری کرد که هر روز خاص دارای بازدهی‌های متفاوت و معنی‌داری از آخرین روز هفته (چهارشنبه) می‌باشد. ولی در صورت عدم معنی‌داری ضرایب متغیرهای موهومی، می‌توان بجای لحاظ سری زمانی روزانه بازدهی سهام، از بازدهی یک روز خاص (مثلاً چهارشنبه) به عنوان شاخص بازدهی هفتگی در بررسی‌های خود استفاده کرد.

برای تخمین معادله (۱) از نرم افزار Eviews استفاده کرده و نتایج حاصل بصورت زیر می‌باشد:

جدول (۴-۱): نتایج تخمین رگرسیونی معادله (۱)

Estimation Equation:

$$DAILYRETURN = C(1) + C(2)*DSAT + C(3)*DSUN + C(4)*DMON + C(5)*DTUE$$

Substituted Coefficients:

$$DAILYRETURN = 0.02592427852 + 0.02522335247*DSAT + 0.05848160168*DSUN - 0.1173642194*DMON - 0.05860799265*DTUE$$

۱- Ordinary Least Square(OLS)

در خصوص وجود یا عدم وجود اثرات روزانه بازدهی سهام بایستی به معنی داری یا عدم معنی داری ضرایب بدست آمده توجه کرد. جدول زیر برخی اطلاعات لازم در این خصوص را ارائه می کند.

جدول (۴-۲): نتایج تخمین و آزمون معنی داری معادله (۱) به روش حداقل مربعات معمولی

Dependent Variable: DAILYRETURN

Method: Least Squares

Date: 01/11/10 Time: 10:06

Sample: 2 1377

Included observations: 1376 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.025924	0.032970	0.786299	0.4318
DSAT	0.025223	0.032970	0.541462	0.5883
DSUN	0.058482	0.046291	1.263342	0.2067
DMON	-0.117364	0.046373	-2.530849	0.0115
DTUE	-0.058608	0.046373	-1.263826	0.2065
R-squared	0.013240	Mean dependent Var	0.007343	
Adjusted R-squared	0.010361	S.D. dependent Var	0.545589	
S.E. of regression	0.542755	Akaike info criterion	1.619309	
Sum squared resid	403.8731	Schwarz criterion	1.638302	
Log likelihood	-1109.085	F-statistic	4.599015	
Durbin-Watson stat	1.341553	Prob(F-statistic)	0.001084	

همان طور که از نتایج تخمین فوق ملاحظه می شود این معادله در کل به دلیل عدم معنی داری تقریباً همه ضرایب موجود و ضریب تعیین پایین برازش معنی داری نیست و لذا با این نتایج می توان نتیجه گیری کرد که در بازار سهام تهران اثرات روزهای هفته آنچنان مطرح نیست و می توان یک روز خاص را به عنوان شاخص مناسبی برای انعکاس بازدهی هفتگی قیمت سهام در نظر گرفت. بر طبق یافته های این بخش، در تحقیق حاضر از نرخ های بازدهی روز چهارشنبه هر هفته به عنوان تقریبی برای بازدهی هفتگی استفاده شده است و در ادامه با بررسی ویژگی های آماری این سری زمانی، به آزمون وجود کارایی اطلاعاتی ضعیف در بازار سهام تهران خواهیم پرداخت.

۲-۴- ویژگی های آماری داده ها

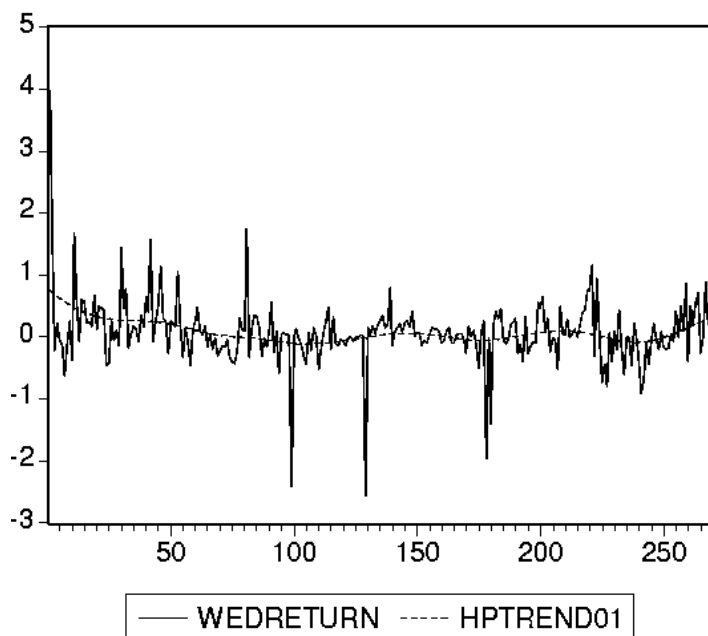
هدف نهایی تحقیق، آزمون کارایی ضعیف در بازار سهام است، اما روش و نوع ابزاری که برای دستیابی به این هدف باید انتخاب شود، بستگی مستقیم به نوع توزیع سری زمانی مورد مطالعه دارد. بطوریکه اگر توزیع نرمال بود، روشهای پارامتریکی نظیر نسبت واریانس قابل محاسبه است ولی اگر نرمال بودن داده‌ها به شدت نفی شود، در اینصورت باید به برخی روشهای ناپارامتریک متوسل شویم تا بتوانیم به فرضیه‌های تحقیق جواب دهیم.

نمودار زیر روند متغیر بازدهی قیمت سهام و منحنی روند بلندمدت آن را طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که به غیر از چندین مورد نادر که در آن هفته بازدهی سهام تغییرات بالایی را نشان داده است، بازده هفتگی بازار سهام تهران در عمده موارد نوسانات حول یک مقدار مشخص و بلندمدت را داشته است. در نمودار زیر خط منحنی بلندمدت (روند) توسط روش فیلتر هردیک-پروسکات رسم شده است.

جدول زیر پراکندگی مشاهدات در دوره مورد بررسی را نشان می‌دهد. همان طور که ملاحظه می‌شود تمرکز اصلی داده‌ها بین مقادیر مثبت و منفی یک می‌باشد و تنها سیزده هفته از کل ۲۶۹ هفته مورد بررسی، شاهد مشاهدات پرت بوده‌ایم که کمتر از پنج درصد کل مشاهدات می‌باشد. در ضمن این مشاهدات در فاصله‌ای دورتر از سه انحراف معیار اطراف میانگین می‌باشد که از نظر آماری عدم لحاظ آنها در تحلیل‌ها مشکلی ندارد.

بنابراین برای این که به توان نتایج مدل را از این مشاهدات پرت مستقل کرد و روند حاکم بر بازار را بررسی کرد، این مشاهدات را از مدل خارج می‌کنیم تا نتایج تحقیق را تحت تأثیر خود قرار ندهند. نمودار زیر نشان دهنده روند تغییرات متغیر بازدهی سهام می‌باشد که در آن برخی از مشاهدات خیلی پرت حذف شده‌اند.

شکل (۳-۴): بازده سهام بازار تهران و منحنی روند آن

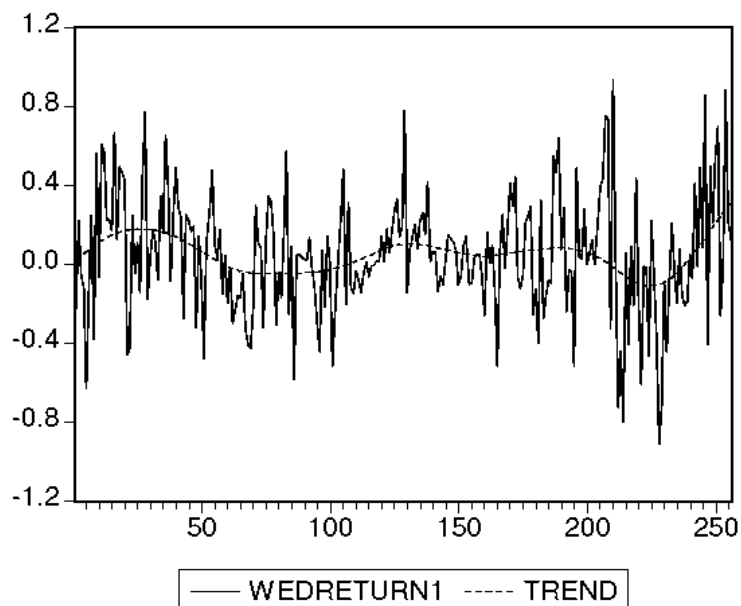


جدول (۴-۴): پراکندگی داده‌های بازدهی سهام و مشخصات آماری هر طبقه

WEDRETUR	Count	Mean	Std. Dev.	Std. Err. of Mean
[-3, -2)	2	-2.489211	0.106063	0.074998
[-2, -1)	2	-1.684260	0.399733	0.282654
[-1, 0)	110	-0.218225	0.192401	0.018345
[0, 1)	146	0.247135	0.212847	0.017815
[1, 2)	8	1.457600	0.320949	0.119472
[3, 4)	1	3.964598	NA	NA
All	269	0.071953	0.529149	0.032283

جدول زیر مشخصات آماری و توصیفی سری فوق را نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود، طبق آزمون کولوموگروف-اسمیرنف، سری متغیر بازده هفتگی قیمت سهام بازار تهران در سطح معنی‌داری بالایی نرمال می‌باشد. به عبارت دیگر، سطح معنی‌داری آماره آزمون کولوموگروف-اسمیرنف برابر با $0/88$ می‌باشد که این عدد به معنی پذیرش فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نرمال بودن سری زمانی مورد بررسی می‌باشد.

شکل (۴-۵): بازده سهام بازار تهران و منحنی روند آن (بعد از حذف برخی مشاهدات دور)



با نرمال بودن سری زمانی بازده قیمت سهام، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که استفاده از روشهای پارامتریک برای تخمین سایر خصیصه‌های این سری یا استفاده از آن در تخمین مدل‌های مختلف بلامانع می‌باشد و نتایج بدست آمده از قوت آماری برخوردار است.

جدول (۴-۶): مشخصات آماری سری زمانی مورد بررسی و آزمون نرمال بودن آن

		Statistic	Std. Error
a	Mean	.04717587205	.019249789520
	95% Confidence Interval for Mean		
	Lower Bound	.00926705809	
	Upper Bound	.08508468602	
	5% Trimmed Mean	.04558470200	
	Median	.03886842100	
	Variance	.095	
	Std. Deviation	.307996632313	
	Minimum	-.913439042	
	Maximum	.932217140	
	Range	1.845656182	
	Interquartile Range	.349185554	
	Skewness	.065	.152
	Kurtosis	.599	.303

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		a
N		256
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	.04717587205
	Std. Deviation	.307996632313
Most Extreme Differences	Absolute	.055
	Positive	.055
	Negative	-.043
Kolmogorov-Smirnov Z		.885
Asymp. Sig. (2-tailed)		.414

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

۳-۴- آزمون‌های کشف همسانی یا ناهمسانی واریانس

در مدل‌های اقتصادسنجی مرسوم فرض بر آن است که واریانس نمونه در کل دوره مورد بررسی ثابت است. به عبارت دیگر، واریانس همسانی داریم. از سوی دیگر، ملاحظه می‌شود که برخی سری‌های زمانی اقتصادی در دوره‌هایی با نوسانات زیادی همراه هستند و متعاقب آن دوره‌هایی تغییرات اندک را پشت سر می‌گذارند. تحت این شرایط فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی معقول نخواهد بود.^۱

البته ماهیت واریانس ناهمسانی بیشتر در داده‌های مقطعی مشاهده می‌شود. به عنوان نمونه، برخی مطالعات در خصوص داده‌های درآمد خانوارها در یک مقطع مشخص نشان داده‌اند که درآمد افراد در گروه‌های مختلف به شدت دارای واریانس‌های متفاوت است. در واقع در داده‌های مقطعی که شامل واحدهای گوناگون است، ناهمسانی یک اصل است تا یک استثنا. اما در داده‌های سری زمانی، موضوع واریانس ناهمسان چندان معمول نیست و اکثراً بصورت یک استثنا است تا یک اصل.

برای تشخیص وجود یا عدم وجود واریانس ناهمسانی در یک سری داده روش‌های مختلفی مطرح است. از جمله روش ترسیمی، آزمون گلچسر، آزمون گلدفلد-کوانت و نمونه‌هایی از

۱- Enders

این آزمون‌ها می‌باشند. منتها اکثر این آزمون‌ها بر بررسی پسماندهای یک معادله رگرسیونی تأکید دارند و در حقیقت سری پسماندها را مورد تجزیه تحلیل قرار می‌دهند. یک روش قوی که بتواند وجود یا عدم وجود واریانس ناهمسانی را در یک سری زمانی متغیر مالی مثل بازدهی سهام نشان دهد، بررسی وجود اثرات ARCH می‌باشد. این روش که به بررسی وجود یا عدم وجود واریانس ناهمسانی شرطی در طول زمان می‌پردازد بیشتر در داده‌های سری زمانی متغیرهای مالی بررسی می‌شود که در ذیل به بررسی مختصر این روش می‌پردازیم.

۴-۴- مدل واریانس ناهمسانی شرطی دارای الگوی اتورگرسیو (ARCH^۱)

انگل (Engle; ۱۹۷۲)^۲ نشان داد که بر خلاف روشهای معمول تشخیص واریانس ناهمسانی و به جای انتخاب دنباله‌های متعدد و یا تبدیل داده‌ها، می‌توان سری زمانی مورد بررسی را بصورت تکی مورد آزمون قرار داد. روش وی بدین صورت است که ابتدا سری زمانی را به توان دو می‌رساند و سپس سطح متغیر جدید را در زمان جاری روی عرض از مبدا و مقادیر با وقفه آن رگرس می‌کند. در صورتی که سری زمانی میانگین نزدیکی به صفر داشته باشد، توان دوم متغیر به عنوان برآوردی از واریانس آن می‌باشد و لذا اگر مدل تخمین زده شده از لحاظ آماری معنی‌دار نبود، در این صورت فرضیه مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته می‌شود. به عبارتی دیگر، اگر واریانس در زمان حال تابعی از مقادیر آن در گذشته نباشد و خودهمبستگی بین مقادیر حال و با وقفه معنی‌دار نباشد، در این صورت می‌توان فرضیه همسانی واریانس را پذیرفت. البته ذکر این نکته ضروری است که در تحقیق حاضر به دلیل اینکه توزیع بازده قیمت سهام در سطح معنی‌داری بالایی نرمال است، و از آنجا که در هر توزیع نرمال فرص بر ثبات واریانس می‌باشد، لذا بررسی کنونی بیشتر به بررسی کوواریانس و خودهمبستگی واریانس در طول زمان اشاره دارد. به عبارت بهتر، مدل آزمون فوق به بررسی واریانس شرطی می‌پردازد نه واریانس معمولی. بهترین ابزار اقتصادسنجی برای مشاهده این موضوع نمودار همبستگی نگار^۳ می‌باشد که توسط نرم افزار اقتصادسنجی Eviews قابل محاسبه است. اگر سری زمانی Y را در نظر بگیریم که دارای میانگین

۱- Auto Regressive Conditional Heteroskedastic

۲- Engle

۳- Correlogram

صفر می‌باشد، در این صورت با تخمین معادله رگرسیونی زیر می‌توان در خصوص معنی داری مدل و آزمون فرضیه همسانی واریانس شرطی قضاوت کرد.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_{k-1} Y_{t-(k-1)} + \Phi Y_{t-k} + e_t \quad (2)$$

خودهمبستگی سری زمانی توان دوم بازده سهام (Y) بین زمان حال و وقفه k ام از فرمول زیر محاسبه می‌شود.

$$\tau_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (3)$$

در نمودار همبستگی نگار علاوه بر خودهمبستگی معمولی، خودهمبستگی جزئی نیز محاسبه می‌شود. خودهمبستگی جزئی وقفه k ام دقیقاً برابر با ضریب متغیر Y_{t-k} در معادله فوق می‌باشد که با نماد β_k نشان داده شده است. نمودار همبستگی نگار هر دوی این خودهمبستگی‌ها را محاسبه کرده و نشان می‌دهد. در این روش، برای آزمون معنی داری یا عدم معنی داری این ضرایب از آماره آزمون Q ^۱ استفاده می‌شود و در نمودار رسم شده، فاصله اطمینان ۹۵ درصدی با نقطه چین مشخص می‌شود. دو ستون آخر گزارش شده در نمودار همبستگی نگار مقدار آماره آزمون Q و ارزش احتمال^۲ (حد معنی داری) می‌باشند. فرضیه صفر هر آزمون Q در وقفه k ام این است که خودهمبستگی تا وقفه k وجود ندارد و بر اساس فرمول زیر محاسبه می‌شود. (T تعداد مشاهدات است.)

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{T_j^2}{t-j} \quad (4)$$

از آنجایی که در بازار سهام یک بازدهی متوسطی در طول زمان وجود دارد، لذا جهت بررسی و آزمون وجود اثرات $ARCH$ در سری زمانی بازدهی سهام بورس تهران، گامهای زیر را برمی‌داریم:

۱- بازدهی سهام بازار بورس تهران را به عنوان متغیر وابسته روی عرض از مبدا (متوسط بازدهی) رگرس می‌کنیم.

۱- Q-statistics

۲- p-value

۲- باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون فوق را تحت آزمون ARCH مورد بررسی قرار می‌دهیم که آیا در بین این داده‌ها واریانس ناهمسانی شرطی وجود دارد یا نه؟ جدول زیر نتایج تخمین مرحله اول را نشان می‌دهد. همانطور که قبلاً ذکر شد، مقدار عرض از مبدا تخمین زده شده بیانگر میانگین بازدهی می‌باشد.

Dependent Variable: WEDRETURN
Method: Least Squares
Date:02/11/10 Time:06:06
Sample:1 256
Included observations:258

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob
C	0.047176	0.019250	2.450721	0.0149
R-squared	0.000000	Mean dependent Var		0.047176
Adjusted R-squared	0.000000	S.D.Dependent Var		0.307997
S.E. of regression	0.307997	Akaike info criterion		0.486443
Sum squared resid	24.18979	Schwarz criterion		0.500291
Log likelihood	-61.26468	Durbin-Watson stat		1.570709

حال با استفاده از ضریب لاگرانژ به آزمون وجود اثرات ARCH در مدل فوق می‌پردازیم. تحت این آزمون، فرضیه صفر برابر با عدم وجود اثرات ARCH می‌باشد (واریانس همسانی) و فرضیه مقابل حاکی از وجود اثرات ARCH (واریانس ناهمسانی شرطی) در سری زمانی مورد بررسی می‌باشد. جدول زیر نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. طبق نتایج جدول ذیل، بنابر هر دو آزمون F و وایت (آزمون دومی) فرضیه صفر در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد رد می‌شود و لذا طبق انتظاری که از سری‌های زمانی مالی می‌رود، در سری زمانی بازدهی سهام نیز اثرات واریانس ناهمسانی شرطی وجود دارد. بدین معنا که واریانس زمان حال تابعی از واریانس دوره‌های گذشته نیز می‌باشد و تغییرات نرخ بازده کنونی بر تغییرات آن در دوره‌های بعد نیز اثرگذار است.

نمودار زیر نتایج کولوروگرام رسم شده باقیمانده‌های مدل فوق (\hat{U}) را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود اولاً نمودار تا وقفه بیستم رسم شده است. دوم اینکه همه آماره‌ها و ارزش احتمال‌ها نشان می‌دهند که در سطح اطمینان ۹۵ درصد و حتی ۹۹ درصد نه تنها همبستگی جزئی بلکه همبستگی معمولی نیز بین مقادیر متغیر مورد بررسی در زمان حال و وقفه‌هایش

معنی دار است و لذا فرضیه مبنی صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی شرطی را با اطمینان ۹۵ درصد رد می‌کنیم که این نتیجه‌گیری تأییدی است بر نتایج آزمون‌های قسمت قبل که وجود اثرات ARCH را تأیید کردند. با توجه به وجود واریانس ناهمسانی شرطی سری زمانی بازدهی سهام، حال در قسمت بعد به محاسبه و آزمون فرضیه اصلی تحقیق مبنی بر وجود کارایی ضعیف در بازار بورس تهران می‌پردازیم.

ARCH Test:

F-statistic	5.158550	Probability	0.023973
Obs*R-squared	5.095435	Probability	0.023989

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date:02/11/10 Time:06:34

Sample: 2 258

Included observations:2258 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.025924	0.032970	0.786299	0.4318
RESID^2(-1)	0.025223	0.032970	0.541462	0.5883
R-squared	0.019982	Mean dependent Var		0.094573
Adjusted R-squared	0.016109	S.D. dependent Var		0.151880
S.E. of regression	0.150652	Akaike info criterion		-0.939873
Sum squared resid	5.742112	Schwarz criterion		-0.912098
Log likelihood	121.8338	F-statistic		5.158550
Durbin-Watson stat	2.047251	Prob(F-statistic)		0.023973

۵-۴- محاسبه نسبت واریانس و آزمون فرضیه تحقیق

جدول (۴-۸) نتایج حاصل از تخمین نسبت واریانس برای وقفه‌های مختلف می‌باشد. ستون اول تعداد مشاهدات مدل را نشان می‌دهد. ستون دوم تعداد وقفه‌های لحاظ شده در معادله نسبت واریانس را نشان می‌دهد. ستون سوم، نسبت واریانس را برای وقفه‌های متعدد (از ۱ تا ۵۰) محاسبه کرده است. ستون چهارم، آماره آزمون استاندارد Z_p را محاسبه می‌کند و بالاخره ستون آخر، ارزش احتمال (p-Value) مقادیر نسبت واریانس محاسبه شده را نشان می‌دهند.

همانطور که در قسمت روش تحقیق بیان شد، اگر سری زمانی مورد مطالعه در طول زمان دارای واریانس ناهمسانی سازگار باشد^۱ از آماره آزمون $Z_2(k)$ استفاده می‌شود که بصورت زیر تعریف می‌شود:

جدول (۴-۷): نمودار کولورگرام و آماره آزمون Q-statistics جهت آزمون وجود یا عدم وجود

خودهمبستگی در سری Y

Date: 02/11/10 Time: 08:49

Sample: 1 256

Included observations: 256

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.213	0.213	11.754	0.001
		2	0.213	0.176	23.594	0.000
		3	0.117	0.046	27.170	0.000
		4	0.067	0.002	28.354	0.000
		5	0.130	0.096	32.790	0.000
		6	-0.026	-0.087	32.973	0.000
		7	0.048	0.027	33.597	0.000
		8	0.056	0.054	34.423	0.000
		9	0.090	0.069	36.589	0.000
		10	0.014	-0.048	36.643	0.000
		11	0.011	-0.004	36.676	0.000
		12	0.068	0.057	37.925	0.000
		13	-0.103	-0.146	40.786	0.000
		14	0.005	0.018	40.792	0.000
		15	-0.043	0.003	41.306	0.000
		16	0.054	0.071	42.099	0.000
		17	0.105	0.084	45.137	0.000
		18	0.006	-0.016	45.146	0.000
		19	0.049	-0.007	45.818	0.001
		20	-0.056	-0.085	46.706	0.001

$$Z_2(k) = \sqrt{T} \left(VR^{\hat{}} - 1 \right) \left(\sum_{j=1}^{k-1} \left[\frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta_j \right)^{-0.5},$$

$$\delta_j = T \left\{ \sum_{t=j+1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 (x_{t-j} - \hat{\mu})^2 \right\} / \left\{ \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 \right\}^2$$

$Z_2(k)$ نیز دارای توزیع نرمال استاندارد است.

آماره آزمون Z_2 که دارای توزیع نرمال بوده و ارزش احتمال مربوط بدان نیز همراه با عدد نسبت واریانس مربوطه برای وقفه ۱ تا ۵۰ در جدول (۴-۸) محاسبه شده است. همانطور که نتایج

۱- Heteroscedasity- consistent

تخمین نشان می‌دهد، نسبت واریانس‌های محاسبه شده از عدد ۱ کمتر می‌باشد منتها مقادیر آماره آزمون Z_4 نیز همگی نزدیک صفر می‌باشد و مقادیر ارزش احتمال (p-Value) (ستون آخر) مقادیری بسیار بزرگ و نزدیک یک می‌باشند که همگی نشانگر پذیرش فرضیه صفر مبنی بر اینکه نسبت واریانس به ازای همه وقفه‌های داده شده از نظر آماری عدد یک می‌باشد و لذا وجود کارایی ضعیف در بازار بورس تهران تأیید می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری

بازار بورس یکی از بازارهای مالی است که در اکثر مواقع از آن به عنوان نزدیکترین مثال به بازار رقابت کامل یاد می‌شود چرا که در این گونه بازارها تعداد خریداران و فروشندگان در بیشتر اوقات زیاد می‌باشد و مهمتر از آن اطلاعات قیمتها بصورت آزاد بین کارگزاران مبادله می‌شود. هدف این مقاله بررسی این موضوع بود که آیا بازار بورس تهران نیز دارای کارایی اطلاعاتی در سطح ضعیف می‌باشد یا اینکه رانت‌های اطلاعاتی در این بازار باعث کسب سودهای غیرمتعارف در برخی سهام می‌شود؟ برای آزمون این موضوع از روش جدید نسبت واریانس استفاده شد و نتایج نشان داد که بازار بورس تهران دارای کارایی اطلاعاتی ضعیف می‌باشد و لذا بازاری با بازدهی‌های غیرمتعارف نمی‌باشد.

جدول (۴-۸): نتایج تخمین نسبت واریانس

Nr of Obs	Horizon h	VRh	test stat Zn	P-value
۲۵۰.۰۰۰۰	۲.۰۰۰۰۰۰	۰.۴۹۸۹۷۷	-۰.۰۰۴۶۸۴	۰.۹۹۶۲۶۳
۲۵۰.۰۰۰۰	۳.۰۰۰۰۰۰	۰.۳۶۸۶۸۲	-۰.۰۰۳۹۵۹	۰.۹۹۶۸۴۱
۲۵۰.۰۰۰۰	۴.۰۰۰۰۰۰	۰.۲۹۳۳۸۲	-۰.۰۰۳۵۳۱	۰.۹۹۷۱۸۳
۲۵۰.۰۰۰۰	۵.۰۰۰۰۰۰	۰.۲۱۶۵۳۳	-۰.۰۰۳۳۴۳	۰.۹۹۷۳۳۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۶.۰۰۰۰۰۰	۰.۲۱۲۷۷۸	-۰.۰۰۲۹۷۷	۰.۹۹۷۶۲۵
۲۵۰.۰۰۰۰	۷.۰۰۰۰۰۰	۰.۱۶۸۰۹۵	-۰.۰۰۲۸۵۴	۰.۹۹۷۷۲۳
۲۵۰.۰۰۰۰	۸.۰۰۰۰۰۰	۰.۱۴۵۷۴۰	-۰.۰۰۲۷۰۰	۰.۹۹۷۸۴۶
۲۵۰.۰۰۰۰	۹.۰۰۰۰۰۰	۰.۱۲۳۶۷۶	-۰.۰۰۲۵۸۱	۰.۹۹۷۹۴۰
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۱۲۱۱۶۰	-۰.۰۰۲۴۳۳	۰.۹۹۸۰۵۸
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۱.۰۰۰۰۰۰	۰.۱۰۸۵۶۵	-۰.۰۰۲۳۳۶	۰.۹۹۸۱۳۶
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۲.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۹۳۰۵۷	-۰.۰۰۲۲۶۲	۰.۹۹۸۱۹۵
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۳.۰۰۰۰۰۰	۰.۱۰۳۲۱۵	-۰.۰۰۲۱۳۸	۰.۹۹۸۲۹۴
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۴.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۸۵۹۵۱	-۰.۰۰۲۰۹۰	۰.۹۹۸۳۳۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۵.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۸۴۵۷۱	-۰.۰۰۱۹۷۴	۰.۹۹۸۳۹۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۶.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۷۰۸۱۴	-۰.۰۰۱۹۲۵	۰.۹۹۸۴۲۵
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۷.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۶۲۸۶۲	-۰.۰۰۱۸۵۹	۰.۹۹۸۴۶۴
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۸.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۶۱۷۶۴	-۰.۰۰۱۸۱۸	۰.۹۹۸۵۰۷
۲۵۰.۰۰۰۰	۱۹.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۶۰۱۱۴	-۰.۰۰۱۷۶۰	۰.۹۹۸۵۵۰
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۶۴۳۷۳	-۰.۰۰۱۷۲۷	۰.۹۹۸۵۹۶
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۱.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۵۷۶۳۱	-۰.۰۰۱۶۷۹	۰.۹۹۸۶۲۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۲.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۶۰۶۴۵	-۰.۰۰۱۶۴۰	۰.۹۹۸۶۶۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۳.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۵۶۹۵۹	-۰.۰۰۱۶۰۹	۰.۹۹۸۷۱۶
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۴.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۵۶۰۴۶	-۰.۰۰۱۵۷۴	۰.۹۹۸۷۴۳
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۵.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۴۹۶۱۸	-۰.۰۰۱۵۵۴	۰.۹۹۸۷۶۰
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۶.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۵۱۲۰۹	-۰.۰۰۱۵۰۰	۰.۹۹۸۷۶۰
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۷.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۴۶۰۴۰	-۰.۰۰۱۴۸۲	۰.۹۹۸۸۰۳
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۸.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۳۹۸۵۵	-۰.۰۰۱۴۵۱	۰.۹۹۸۸۱۸
۲۵۰.۰۰۰۰	۲۹.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۴۰۹۰۲	-۰.۰۰۱۴۲۹	۰.۹۹۸۸۴۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۴۲۹۹۱	-۰.۰۰۱۴۰۴	۰.۹۹۸۸۶۰
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۱.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۴۰۹۰۲	-۰.۰۰۱۳۸۶	۰.۹۹۸۸۸۰
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۲.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۴۲۳۱۱	-۰.۰۰۱۳۶۸	۰.۹۹۸۸۹۴
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۳.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۳۸۷۴۶	-۰.۰۰۱۳۵۱	۰.۹۹۸۹۰۸
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۴.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۳۶۴۸۰	-۰.۰۰۱۳۳۳	۰.۹۹۸۹۲۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۵.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۳۴۲۱۰	-۰.۰۰۱۳۱۲	۰.۹۹۸۹۳۶
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۶.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۳۲۶۹۶	-۰.۰۰۱۳۰۱	۰.۹۹۸۹۵۳
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۷.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۳۴۲۸۴	-۰.۰۰۱۲۷۸	۰.۹۹۸۹۶۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۸.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۲۹۱۱۰	-۰.۰۰۱۲۶۳	۰.۹۹۸۹۸۰
۲۵۰.۰۰۰۰	۳۹.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۳۳۱۲۶	-۰.۰۰۱۲۵۱	۰.۹۹۸۹۹۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۳۲۰۷۲	-۰.۰۰۱۲۳۰	۰.۹۹۹۰۰۲
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۱.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۲۹۰۸۵	-۰.۰۰۱۲۲۵	۰.۹۹۹۰۱۸
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۲.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۳۲۷۲۸	-۰.۰۰۱۲۱۰	۰.۹۹۹۰۲۳
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۳.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۲۵۵۵۰	-۰.۰۰۱۱۹۴	۰.۹۹۹۰۳۴
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۴.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۲۵۴۴۰	-۰.۰۰۱۱۸۳	۰.۹۹۹۰۴۷
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۵.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۲۷۲۴۱	-۰.۰۰۱۱۷۲	۰.۹۹۹۰۵۶
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۶.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۲۴۹۸۳	-۰.۰۰۱۱۶۰	۰.۹۹۹۰۶۵
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۷.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۲۳۶۲۵	-۰.۰۰۱۱۴۷	۰.۹۹۹۰۷۴
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۸.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۲۲۹۴۸	-۰.۰۰۱۱۳۵	۰.۹۹۹۰۸۵
۲۵۰.۰۰۰۰	۴۹.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۲۳۶۶۴	-۰.۰۰۱۱۲۴	۰.۹۹۹۰۸۵
۲۵۰.۰۰۰۰	۵۰.۰۰۰۰۰۰		-۰.۰۰۰۴۶۸۴	

References:

- ۱- Andrew W. Lo and A. Craig MacKinlay (۱۹۸۶), "The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: a Monte Carlo Investigation", *Journal of Econometrics*, vol. ۴۰, pages ۲۰۳-۲۳۸, February.
- ۲- Chow, K. V. and K. C. Denning, (۱۹۹۳), "A Simple Multiple Variance Ratio Test", *Journal of Econometrics*, ۵۸, ۳۸۵-۴۰۱.
- ۳- Dixon (۱۹۹۲), "Financial market :an introduction", London: Chapman & Hall
- ۴- Emami Aliasghar (۱۹۸۰), A Survey of Fluctuationality and the Risk of Admitted stocks in Tehran's Stock Market, MA Dissertation in Business Management, Tehran University, (in Persian).
- ۵- Fadaeenejad Esmael, (۱۹۸۴), A Survey of Tehran Stock Market Efficiency, Ph.d Thesis, Tehran University (in Persian).
- ۶- Fama, Eugene. F. (۱۹۷۰), "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, ۲۵, pp. ۳۸۳-۴۱۷.
- ۷- Fama, Eugene. F. (۱۹۶۵), "The Behavior of Stock Price ", *Journal of Business*.
- ۸- Jensen Michael C. (۱۹۷۸), "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, Vol. ۶, Nos. ۲/۳, pp. ۹۵- ۱۰۱.
- ۹- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay, (۱۹۸۸), "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *The Review of Financial Study* ۱, pp. ۴۱-۶۶.
- ۱۰- W.beaver (۱۹۸۱), "Financial reporting :an accounting revolution", ۳rd edition, Prentice Hall.
- ۱۱- Wright, J. H. (۱۹۰۰), "Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. ۱۸, pp. ۱-۹.

Received: Apr ۲۷ ۲۰۱۰

Accepted: Oct ۱۲ ۲۰۱۰