



بررسی کارایی اطلاعاتی بورس اوراق بهادار به روش آزمون نسبت واریانس

دکتر مصطفی سلیمی فر^۱

زهرا شیرزور^۲

تاریخ دریافت: ۸۹/۷/۱۵

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۱/۲۰

چکیده

یکی از موضوعاتی که در دهه های اخیر در حوزه دانش اقتصاد بسرعت در حال گسترش است اقتصاد اطلاعات است و عمده بحث ها در این اقتصاد به مسأله اطلاعات نامتقارن مربوط می شود. همانطور که می دانیم اطلاعات در دنیای امروز و معاملات بورس هسته کارایی بازار می باشد. 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 سرمایه گذاران 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 می یابند. در مقابل هرچه بازار کارا تر باشد و تقارن اطلاعات بیشتر باشد امنیت بازار بیشتر و با هدایت سرمایه گذاری ها به تولید می توان به رشد اقتصادی بالاتری دسترسی یافت.

لذا هدف این مقاله این است که در راستای این امر که چقدر سازمان بورس در ایفای نقش خود موفق بوده است به بررسی کارایی اطلاعاتی بازار سهام بپردازد. در تحقیق حاضر کارایی در سطح ضعیف با آزمون فرضیه گام تصادفی مورد ارزیابی واقع شده با این تفاوت که برای انجام این آزمون از آزمون نسبت واریانس^۱ که در زمره قویترین آزمون ها است استفاده شده است. علت استفاده از این آزمون به روز بودن و قدرت انعطاف پذیری آن نسبت به سایر آزمون ها است. نتایج تحقیق نشان می دهد که کارایی بازار سرمایه تهران در شرایطی که وجود ناهمسانی واریانس در این سری را لحاظ می کنیم، وجود دارد.

۱- دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد

۲- دانشجوی دکتری علوم اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول مقاله)

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

۱- مقدمه

همانطور که می‌دانیم شرکت‌کنندگان 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 نشان دهنده این است که سازمان بورس در ایفای این نقش موفق تر 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 درآمد 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 به عنوان بزرگترین بازار بورس ایران مطرح 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

۲-۱- مبانی نظری

۲-۱-۱- فرضیه بازار کارا^۲

از مهمترین تئوری هایی که در زمینه سرمایه گذاری مطرح شده است، فرضیه بازار سرمایه کارا است. مفهومی که از کارایی در اینجا مدنظر قرار می گیرد 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 قیمت ها به طور پیوسته منعکس کننده اطلاعات جدید باشند. به عبارت دیگر قیمت اوراق بهادار در چنین بازاری متأثر از این مجموعه اطلاعات باشد. بنابراین بازاری را می توان کارا نامید که توان لازم برای پردازش اطلاعات را داشته باشد. در یک بازار کارا قیمت ها در هر زمان نشان دهنده ارزیابی صحیحی از اطلاعات موجود است، در نتیجه قیمت ها منعکس کننده کامل اطلاعات موجود خواهند بود. کارایی به دو جنبه مهم در تعیین قیمت ها توجه دارد که عبارتند از سرعت و کیفیت تعیین قیمت ها، اگر قیمت های جاری منعکس کننده اطلاعات با ارزش باشند بسیار مشکل خواهد بود که اوراق بهادار ارزانی را بیابیم که بازده بالایی ایجاد کند و یا در اوراق بهاداری سرمایه گذاری نماییم که قیمت آن بالا و بازده آن پایین باشد تنها در صورتی می توانیم سرمایه گذاری خوبی داشته باشیم که بتوانیم آینده را به خوبی پیش بینی کنیم.

تعاریف متعددی در طول سالیان از فرضیه بازار کارا به عمل آمده که ذیلاً به برخی از آنها اشاره می کنیم. فاما^۳ (۱۹۶۵) بازار کارا را به صورت زیر تعریف کرده است که شاید بتوان گفت ساده ترین و کامل ترین تعریف باشد:

«کارایی بازار سرمایه در صورتی تحقق خواهد یافت که در تنظیم قیمت ها 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 استراتژی های مختلف براساس آن اطلاعات برابر با صفر باشد تعریف دیگری از فرضیه بازار کارا توسط جنسون^۴ (۱۹۷۸) بیان شده است که به صورت زیر می باشد:

«بازاری را کارا می نامیم که نتوانیم با استفاده از مجموعه اطلاعات خود سود ایجاد کنیم». به هر حال محققان زیادی از جمله فاما، دیکسون^۵ (۱۹۹۲)، جنسون (۱۹۸۷) و بی وری^۶ (۱۹۸۱) در خصوص فرضیه بازار کارا نظریه پردازی کرده و تحقیقاتی انجام دادند. بی وری به تشریح مسائلی که سبب عدم کارایی می شود 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^۷ آن، زمانی کارا می‌نامیم که تغییرات قیمت ها 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 قیمت ها انعکاس دهنده سیستم اطلاعاتی هستند.»

در واقع بی‌ور (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^۸

اطلاعات هسته مرکزی کارایی می‌باشند. 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 قیمت گذاری خواهند شد. به عبارت دیگر رفتار قیمت سهام در یک چنین بازاری چگونه خواهد بود؟

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 غیرمعمول و غیرعادی دسترسی پیدا کنند.

۳-۱-۲- 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 کاراست. برای پاسخ دادن به سؤال فوق باید معیاری برای سنجش کارایی ارائه دهیم تا بتوانیم براساس آن معیار، سطوح و درجات مختلفی را برای کارایی تعریف نماییم. معیار مهم سنجش کارایی در بازار این است که بپرسیم چه اطلاعاتی در قیمت اوراق بهادار منعکس می شود به عبارت دیگر قیمت سهام متأثر از چه نوع اطلاعاتی می باشد. 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 می کند.

(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

همانطوری که گفته شد کارایی اطلاعاتی دارای سه سطح (ضعیف، نیمه قوی و قوی) می باشد. این سه سطح در امتداد یکدیگر هستند به عبارت دیگر با هم موازی نیستند. اگر به نمودار فاما توجه بکنیم متوجه می شویم که هرچه از دایره داخلی به سمت دایره بیرونی حرکت می کنیم بر شرایط کارایی افزوده می شود به طوری که شرط کارایی در سطح ضعیف فقط منعکس کننده اطلاعات تاریخی در قیمت سهام می باشد. در یک 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 قیمت ها منعکس می باشد بنابراین اگر بازاری در سطح نیمه قوی از کارایی اطلاعاتی برخوردار باشد از آنجایی که قیمت ها متأثر از اطلاعات گذشته و جاری می باشد بنابراین در سطح ضعیف نیز کارا هست چرا که تنها معیار کارایی در سطح ضعیف همان اطلاعات گذشته می باشد که در سطح نیمه قوی نیز شرط لازم و نه کافی می باشد این مسئله برای کارایی در سطح قوی نیز صدق می کند 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 یک تحقیقی معلوم شود که یک بازار کارایی در سطح ضعیف برخوردار نیست دیگر آزمون بازار برای کارایی از نوع نیمه قوی یا قوی لازم نمی‌باشد 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 جزو 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 بودن 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 هرچه این اطلاعات دیرتر منتشر گردد به همان اندازه از صحیح بودن و بهینه بودن سرمایه‌گذاری‌ها 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 سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی قرار گیرند به همان نسبت شاهد افزایش کارایی در بازار سرمایه خواهیم بود.

۲-۲- پیشینه تحقیق

همانطوری که اشاره شد تحقیقات وسیعی در کشورهای مختلف دنیا در خصوص بازار کارا و سطوح سه‌گانه آن (سطح ضعیف کارایی^۱، سطح نیمه قوی کارایی^{۱۱} و سطح قوی کارایی^{۱۲}) 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 غیر مستقیم 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 غیر مستقیم برای بررسی کارایی بازار استفاده خواهد شد به پیشینه تحقیقاتی که از روش غیرمستقیم استفاده کرده اند می پردازیم. از جمله تحقیقاتی که در سطح دنیا در مورد بررسی کارایی بازار انجام شده است می توان به موارد زیر اشاره کرد:

فاما^{۱۳} در سال ۱۹۶۵ رفتار قیمت سی سهامی که شاخص داجونز^{۱۴} را شکل می دادند در بازه زمانی ۱۹۵۷ تا ۱۹۶۲ مورد بررسی قرار داد و فرضیه گام تصادفی را در مورد هر یک آزمون کرد. برای انجام این آزمون به بررسی وجود یا عدم وجود همبستگی پیاپی^{۱۵} بین تغییرات قیمت هر سهم در طول زمان پرداخت. فاما برای آزمون همبستگی از روش های پارامتریک آماری و غیر پارامتریک گردشها استفاده کرده بود. در سال ۱۹۶۶ فیشر^{۱۶} همین کار را روی بازده ماهانه سهام انجام داد و نشان داد که خود همبستگی^{۱۷} بین بازده ماهانه سبدهای سهام از خود همبستگی بین بازده ماهانه سهام انفرادی بیشتر است. در سالهای بعد ریچمن^{۱۸} از روش فاما استفاده کرد و نشان داد که تغییرات قیمت سهام در بازار خارج از بورس دارای همبستگی پیاپی نمی باشد.

شارپ^{۱۹} در سال ۱۹۶۶ برای بررسی کارایی در سطح قوی عملکرد ۳۴ صندوق سرمایه گذاری را در بازه زمانی ۱۹۵۴ تا ۱۹۶۳ بررسی کرد و پی برد که صندوق های سرمایه گذاری با متوسط بازدهی بیشتر نوسان پذیری^{۲۰} بیشتری نسبت به سایر صندوق های سرمایه گذاری دارند و با توجه به نتایج بررسی هایش 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 خود همبستگی تغییرات قیمت) آزمون کرد.

آلن لیتل^{۲۱} و ویچوسکی^{۲۲} نیز با استفاده از قیمت روزانه ۲۹ سهم که به طور تصادفی انتخاب شده بودند و با استفاده از آزمون خود همبستگی و گردش، سطح ضعیف کارایی را در بورس اوراق بهادار لندن مورد بررسی قرار دادند.

در سال ۱۹۷۲ ریچاردسون پتیت^{۲۳} برای بررسی کارایی در سطح نیمه قوی بازار سهام نیویورک تاثیر اعلام سود تقسیمی^{۲۴} آینده سهام در بازده سهام شرکت‌های شاخص نایس^{۲۵} را با استفاده از روش مطالعه رویداد^{۲۶} مورد بررسی قرار داد.

در سال ۱۹۹۱ فاما^{۲۷} پس از بیست سال دوباره کارایی بازار سهام نیویورک را مورد بررسی 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^{۲۸} در سال ۱۹۸۸ خود همبستگی های بازده سه تا پنج ساله سبدهای سهام نایس را بدست آوردند و با خود همبستگی 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 متغیر های دیگر مانند $(E/P, D/P)$ ^{۲۹} 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^{۳۰} است. در زمینه کارایی بازار سرمایه در ایران نیز تحقیقات متعددی صورت گرفته که در ادامه به برخی از آنها اشاره می کنیم.

در ایران در سال ۱۳۶۹ علی اصغر امامی 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 که نوسانات بیشتری در قیمت سهام مربوط به دوره اول (۱۳۵۳-۱۳۵۷) نسبت به دوره دوم (۱۳۶۴-۱۳۶۸) وجود دارد. چولگی دوره اول و دوم به ترتیب ۰/۶۴۷ و ۰/۹۳۶ می باشد. به طوری که داده های دوره اول دارای چولگی منفی و داده های دوره دوم دارای چولگی مثبت بودند. علاوه بر آن توزیع نوسانات قیمت در بورس تهران برآمدگی بیش از

توزیع نرمال را نشان می دهد و با توجه به نتایج به دست آمده، عدم کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف نشان داده شده است.

در سال ۱۳۷۳ تحقیق دیگری با عنوان - بررسی کارایی بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران توسط دکتر اسماعیل فدایی نژاد 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 گرفته که دوره مورد مطالعه آن بین سال های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲ می باشد. در این تحقیق برای آزمون کارایی در سطح ضعیف از دو روش پارامتری و ناپارامتری به ترتیب آزمون خود همبستگی سری های زمانی تغییرات متوالی قیمت سهام و آزمون گردش و همچنین برای آزمون کارایی در سطح نیمه قوی از دو مدل (بازار)^{۳۱} و (محاسبه بازده غیرعادی بدون توجه به بتا)^{۳۲} استفاده شده است. نتیجه تحقیق آزمون کارایی در سطح ضعیف نشان می دهد که تعداد ۳۴ ضریب در وقفه زمانی یک هفته ای و تعداد ۲۶ ضریب در وقفه دو هفته ای دارای علامت مثبت هستند و این مسئله بیانگر این است که طرحی برای وابستگی قیمت ها به یکدیگر وجود دارد. میانگین ضریب همبستگی در وقفه زمانی مختلف بین ۰/۰۳۲ تا ۰/۱۲۷ متغیر می باشد. 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 می دهد.

در تحقیقات اخیر در سطح دنیا برای بررسی کارایی در سطح ضعیف از روشهای نسبت واریانس پارامتریک که توسط لو ومکیلانی^{۳۳} در سال ۱۹۸۸ و چو و دنینگ^{۳۴} در سال ۱۹۹۳ و روشهای غیر پارامتریک که توسط رایت^{۳۵} در سال ۲۰۰۰ مطرح شدند استفاده می کنند. مثل 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

فرضیه ای 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 از آزمون هایی که فرضیه گام تصادفی را می آزمایند، باید استفاده شود که بسته به نرمال بودن یا نبودن سری زمانی مورد بررسی از روشهای متفاوتی استفاده می شود که در این تحقیق از آزمون نسبت واریانس که در زمره قویترین آزمون ها برای آزمون فرضیه گام تصادفی است و امروزه کاربرد زیادی دارد، استفاده می شود. لو و مکیلانی در یکی از تحقیقات خود^{۳۶} با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو به مقایسه قدرت آزمون نسبت واریانس با سایر آزمون های دیگری که جهت آزمون فرضیه گام تصادفی بکار می روند پرداختند و نتیجه گرفتند که قدرت آزمون نسبت واریانس و انعطاف پذیری آن از سایر آزمون ها بیشتر است. در ذیل به معرفی آزمون نسبت واریانس برای آزمون وجود کارایی اطلاعاتی می پردازیم. در ادامه به معرفی برخی روشهای ناپارامتریک که می توان در جهت تخمین واریانس ناهمسانی از آنها بهره جست، می پردازیم.

۳-۱- آزمون نسبت واریانس

آزمون نسبت واریانس برای آزمون فرضیه گام تصادفی توسط لو و مکیلانی در سال ۱۹۸۸ مطرح شد. لو و مکیلانی بیان کردند اگر واریانس بازدهی سهام با فاصله زمانی k واحد زمان (بر حسب روز، هفته یا ماه $(K \geq 2)$)، k برابر بازدهی سهام با فاصله زمانی ۱ واحد زمان باشد فرضیه گام تصادفی پذیرفته می شود. (زیرا اگر بازده های 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 قیمت ها، k برابر واریانس تغییرات متوالی لگاریتم قیمت ها $(X_t - X_{t-k})$ باشد فرضیه گام تصادفی تایید می شود.

نسبت واریانس بصورت زیر تعریف می شود:

$$VR(K) = \hat{\sigma}^2(k) / \hat{\sigma}^2(1) \quad (1-3)$$

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

$$VR(k) = \frac{Var(x_t + x_{t-1} + \dots + x_{t-k+1}) / k}{Var(x_t)} \quad (2-3)$$

برای سری زمانی بازده های سهام مورد مطالعه که شامل T دوره است، نسبت واریانس بصورت زیر بدست می آید

$$\hat{VR}(k) = \frac{\hat{\sigma}^2(k)}{\hat{\sigma}^2(1)} \quad (3-3)$$

(4-3)

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

$$\hat{\sigma}^2(1) = \frac{1}{T-1} \sum_1^T (x_t - \hat{\mu})^2 \quad (5-3)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_1^T x_t \quad (6-3)$$

از آنجا که زمانی نظریه گام تصادفی پذیرفته می شود که نسبت واریانس به ازای تمامی k ها برابر یک باشد

بر این اساس فرض صفر (H_0) عبارت است از :

نسبت واریانس به ازای تمام k ها برابر یک است

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

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^{۳۷} سری زمانی، بصورت زیر تعریف می شود:

$$Z_1(k) = \frac{\sqrt{T}(\hat{VR}(k)-1)}{\sqrt{\frac{2(2k-1)(k-1)}{3k}}} \rightarrow N(0,1) \quad (7-3)$$

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

اگر سری زمانی مورد مطالعه در طول زمان دارای واریانس ناهمسانی سازگار باشد^{۳۸} از آماره آزمون $Z_2(K)$ استفاده می شود

(۸-۳)

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

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

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

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 آزمون نسبت واریانس چندگانه را مطرح کردند.

۳-۳- آزمون نسبت واریانس چندگانه

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

$$Z_1^*(m) = \max_{1 \leq i \leq m} |Z_1(k_i)| \quad (9-3)$$

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

$$Z_2^*(m) = \max_{1 \leq i \leq m} |Z_2(k_i)| \quad (10-3)$$

آماره های آزمون Z_1^* ، Z_2^* از توزیع SSM ^{۳۹} با m و T درجه آزادی پیروی می کنند. اگر $Z_1^* Z_2^* = Z_1^* Z_2^*$ بزرگتر از مقدار $SSM(\alpha, m, T)$ باشد با سطح اطمینان

$1-\alpha$ فرض صفر رد می شود. اما اگر اندازه نمونه بقدر کافی بزرگ باشد می توان گفت فرضیه صفر در سطح اطمینان $1-\alpha$ رد می شود.

این دو آزمون نسبت واریانس که تا اینجا گفته شدند آزمونهای آماری پارامتریک بودند در نتیجه برای انجام این آزمون ها داده ها باید دارای توزیع نرمال باشند، یعنی تغییرات متوالی لگاریتم قیمت های سهام توزیع نرمال داشته باشند. اگر توزیع نرمال نداشته باشند باید از آزمونها غیر پارامتریک استفاده کرد که در ادامه به دو آزمون غیر پارامتریک می پردازیم.

۳-۴-آزمون های نسبت واریانس غیر پارامتریک*

رایت در سال ۲۰۰۰ آزمون های **Rank, sign-Based** را مطرح کرد که دارای دومیته هستند. اولاً برای انجام این آزمون ها دیگر نیازی به تقریب های مجانبی نیست و ثانیاً اگر داده ها به شدت غیر نرمال باشند این آزمون ها نسبت به سایر آزمون ها قویتر و قابل اطمینان تر هستند.

۳-۴-۱-آزمون نسبت واریانس Rank-Based

در این آزمون در ابتدا بازدهی ها رتبه بندی می شوند. فرض کنید x_t یک سری زمانی از بازده های سهام به تعداد T است: $(X_t = X_t - X_{t-1})$ اگر $r(x_t)$ رتبه x_t باشد، داریم:

$$r_{1t} = \frac{\left(r(x_t) - \frac{T+1}{2} \right)}{\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}} \quad (3-11)$$

سری r_{1t} یک تبدیل خطی ساده از رتبه ها می باشند که استاندارد شده اند و دارای میانگین صفر و واریانس یک هستند.

آماره آزمون در اینجا عبارت است از:

(۱۲-۳)

$$R_1(k) = \left(\frac{\sum_{k+1}^T (r_{1k} + r_{1k-1} + \dots + r_{1k-k+1})^2}{k \sum_1^T r_1^2} - 1 \right) \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right)^{-0.5}$$

که در اینجا رتبه ها (r_{1k}) جای بازدهی ها (x_{1k}) در $Z_1(K)$ قرار می گیرد 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 بازدهی ها اهمیت داشته و مورد استفاده قرار می گیرند. رایت در اینجا S_1 را به این صورت تعریف کرد که اگر بازده مثبت باشد S_1 برابر یک و اگر منفی باشد، S_1 منفی یک می شود. سری دارای میانگین صفر و واریانس یک هستند. از آماره آزمون زیر در این آزمون استفاده می شود:

(۱۳-۳)

$$S_1(k) = \left(\frac{\sum_{k+1}^T (s_{1k} + s_{1k-1} + \dots + s_{1k-k+1})^2}{k \sum_1^T s_{1k}^2} - 1 \right) \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right)^{-0.5}$$

در اینجا s_{1k} ها جای X_{1k} های $Z_1(K)$ قرار گرفته و S_1 معادل Z_1 است، پس S_1 هم توزیع نرمال استاندارد دارد. رایت با بهره گیری از پیشنهاد چو و دینگ، آزمون نسبت واریانس چندگانه را مطرح کرد که در آزمون فوق با از آماره آزمون $ZR(m)$ و $ZS(m)$ استفاده می شود.

$$ZR(m) = \text{MAX} |R_1(K_i)|, \quad 1 < i < m \quad (14-3)$$

(۱۵-۳)

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

که در اینجا نیز $ZR(m)$ و $ZS(m)$ از توزیع $SSM(m, T)$ پیروی می کنند.

۳-۵-آزمون نرمال بودن سری زمانی

در کارهای تجربی ابتدا از آزمون کولموگرف اسمیرنف^{۴۱} برای آزمون فرضیه که تغییرات پی در پی لگاریتم شاخص های کل بازار دارای توزیع نرمال هستند استفاده می شود. اگر این فرضیه پذیرفته شود برای آزمون فرضیه فرعی تحقیق از آزمون های نسبت واریانس پارامتریک می توان استفاده کرد وگرنه باید از آزمون های نسبت واریانس غیر پارامتریک استفاده شود.

۳-۵-۱- آزمون کولموگرف - اسمیرنف

این آزمون برای مشخص کردن نوع توزیع داده ها استفاده می شود. برای انجام این آزمون از آماره **D** استفاده می شود.

$$D = \text{MAX}_{1 \leq i \leq N} |F(X_i) - G(X_i)| \quad (۱۶-۳)$$

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

$$(۱۷-۳)$$

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

P ارزش شاخص کل بازار بورس اوراق بهادار تهران است که نرمال بودن توزیع \mathbf{Y} هارا می خواهیم بیازماییم. برای این کار ابتدا \mathbf{Y} ها استاندارد می کنیم و سپس نرمال استاندارد بودن مقادیر استاندارد شده را می آزماییم.

$$Z_i = \frac{Y_i - \bar{Y}}{S} \quad (۱۸-۳)$$

\bar{Y} : میانگین \mathbf{Y} ها, S : انحراف معیار \mathbf{Y} ها

$$(۱۹-۳)$$

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

فرضیه صفر (H_0): Z_t ها دارای توزیع نرمال استاندارد هستند که معادل Y_t ها دارای توزیع نرمال هستند. اگر D بزرگتر از مقدار درون جدول کولموگرف-اسمیرنوف باشد در سطح اطمینان $1-\alpha$ فرض صفر رد می شود. بعد از این مرحله، آزمون های نسبت واریانس برای آزمون فرضیه فرعی تحقیق انجام می شوند.

۴- نتایج تجربی تحقیق

۴-۱- آزمون وجود تأثیر روزهای هفته^{۴۲}

اولین نکته ای که بایستی بررسی گردد این است که آیا استفاده از داده های روزانه بهتر است یا استفاده از قیمت های هفتگی ارجحیت دارد. برای آزمون وجود یا عدم وجود اثر روزهای هفته در بازار سهام تهران، بازدهی هر روز کاری هفته را محاسبه کرده و سپس یک معادله رگرسیون روی متغیرهای موهومی بصورت زیر تشکیل می دهیم.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Sat + \beta_2 Sun + \beta_3 Mon + \beta_4 Tue + \varepsilon_t \quad (1-4)$$

که در آن Y_t بیانگر بازدهی روزانه سهام در روز t می باشد. α نیز عرض از مبدا می باشد و $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ نیز به ترتیب، ضرایب متغیرهای موهومی برای روزهای شنبه، یکشنبه، دوشنبه و سه شنبه می باشند. متغیرهای موهومی بگونه ای تعریف شده اند که برای روزهای مربوط به متغیر موهومی مربوطه عدد ۱ و برای بقیه روزها عدد صفر در نظر گرفته می شود. ε_t جزء خطای این رگرسیون است. در معادله (۱) و طبق روش حداقل مربعات معمولی^{۴۳} جزء عرض از مبدا بیانگر بازدهی متوسط برای روز چهارشنبه است و β_1 ها نشاندهنده بازدهی مازاد روز t ام نسبت به روز چهارشنبه است. نحوه تصمیم گیری در خصوص وجود یا عدم وجود اثرات روزهای هفته بدین صورت است که در صورت معنی داری ضرایب متغیرهای موهومی می توان نتیجه گیری کرد که هر روز خاص دارای بازدهی های متفاوت و معنی داری از آخرین روز هفته (چهارشنبه) می باشد. ولی در صورت عدم معنی داری ضرایب متغیرهای موهومی، می توان بجای لحاظ سری زمانی روزانه بازدهی سهام، از بازدهی یک روز خاص (مثلاً چهارشنبه) به عنوان شاخص بازدهی هفتگی در بررسی های خود استفاده کرد.^{۴۴}

برای تخمین معادله (۴-۲۰) از نرم افزار **Eviews** استفاده کرده و نتایج حاصل بصورت زیر می باشد:

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

Estimation Equation:

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

Substituted Coefficients:

$$\text{DAILYRETURN} = 0.02592427852 + 0.02522335247*\text{DSAT} + 0.05848160168*\text{DSUN} - 0.1173642194*\text{DMON} - 0.05860799265*\text{DTUE}$$

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 (۴-۱) 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

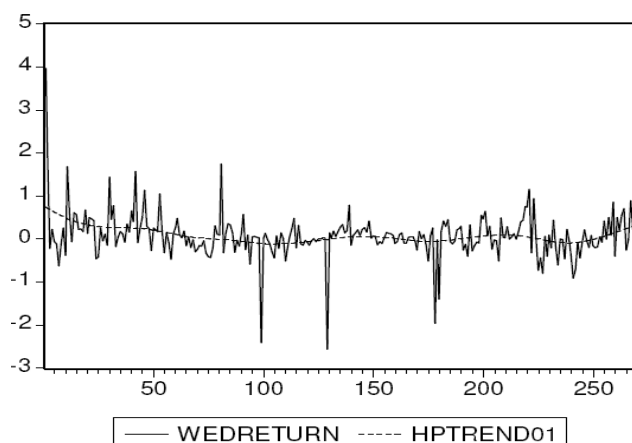
همانطور که از نتایج تخمین فوق ملاحظه می شود این معادله در کل به دلیل عدم معنی داری تقریباً همه ضرایب موجود و ضریب تعیین پایین برآزش معنی داری نیست و

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 داده ها به شدت نفی شود، در اینصورت بایستی به برخی روشهای ناپارامتریک متوسل شویم تا بتوانیم به فرضیه های تحقیق جواب دهیم. نمودار زیر روند متغیر بازدهی قیمت سهام و منحنی روند بلندمدت آن را طی دوره مورد بررسی نشان می دهد. ملاحظه می شود 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.

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



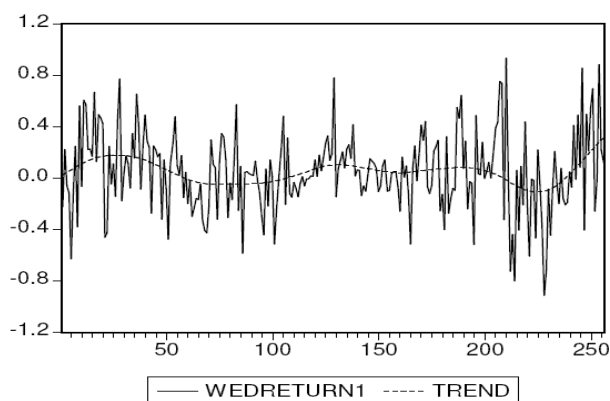
جدول زیر پراکندگی مشاهدات در دوره مورد بررسی را نشان می دهد. همانطور که ملاحظه می شود تمرکز اصلی داده ها بین مقادیر مثبت و منفی یک می باشد و تنها سیزده هفته از کل ۲۶۹ هفته مورد بررسی، شاهد مشاهدات پرت بوده ایم که کمتر از پنج درصد کل مشاهدات می باشد. در ضمن این مشاهدات در فاصله ای دورتر از سه انحراف معیار اطراف میانگین می باشد که از نظر آماری عدم لحاظ آنها در تحلیل ها مشکلی ندارد.

جدول (۴-۴): پراکندگی داده های 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	0.017615
[1, 2)	8	1.457600	0.320949	0.113472
[3, 4)	1	3.964598	NA	NA
All	269	0.071953	0.529149	0.032263

بنابراین برای اینکه بتوان نتایج مدل را از این مشاهدات پرت مستقل کرد و روند حاکم بر بازار را بررسی کرد، این مشاهدات را از مدل خارج می کنیم تا نتایج تحقیق را تحت تأثیر خود قرار ندهند. نمودار زیر نشاندهنده روند تغییرات متغیر بازدهی سهام می باشد که در آن برخی از مشاهدات خیلی پرت حذف شده اند.

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



جدول زیر مشخصات آماری و توصیفی سری فوق را نشان می دهد. همانطور که ملاحظه می شود، طبق آزمون کولوموگراف-اسمیرنف، سری متغیر بازده هفتگی قیمت سهام بازار تهران در سطح معنی داری بالایی نرمال می باشد. به عبارت دیگر، سطح معنی داری آماره آزمون کولوموگراف-اسمیرنف برابر با $0/88$ می باشد که این عدد به معنی پذیرش فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نرمال بودن سری زمانی مورد بررسی می باشد. با نرمال بودن سری زمانی بازده قیمت سهام، می توان نتیجه گیری کرد که استفاده از روشهای پارامتریک برای تخمین سایر خصیصه های این سری یا استفاده از آن در تخمین مدل های مختلف بلامانع می باشد 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.

۴-۳- آزمون های کشف همسانی یا ناهمسانی واریانس

در مدل های اقتصادسنجی مرسوم فرض بر آن است که واریانس نمونه در کل دوره مورد بررسی ثابت است. به عبارتی دیگر، واریانس همسانی داریم. از سوی دیگر، ملاحظه می شود که برخی سری های زمانی اقتصادی در دوره هایی با نوسانات زیادی همراه هستند و متعاقب آن دوره هایی تغییرات اندک را پشت سر می گذارند. تحت این شرایط فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی معقول نخواهد بود.^{۴۵}

البته ماهیت واریانس ناهمسانی بیشتر در داده های مقطعی مشاهده می شود. به عنوان نمونه، برخی مطالعات در خصوص داده های درآمد خانوارها در یک مقطع مشخص نشان داده اند که درآمد افراد در گروه های مختلف به شدت دارای واریانس های متفاوت است. در واقع در داده های مقطعی که شامل واحدهای گوناگون است، ناهمسانی یک اصل است تا یک استثنا. اما در داده های 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 نمونه هایی از این آزمونها می باشند. منتها اکثر این آزمون ها بر بررسی پسماندهای یک معادله رگرسیونی تأکید دارند و در حقیقت سری پسماندها را مورد تجزیه تحلیل قرار می دهند. 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 می باشد. این روش که به بررسی وجود یا عدم وجود واریانس ناهمسانی شرطی در طول زمان می پردازد بیشتر در داده های سری زمانی متغیرهای مالی بررسی می شود که در ذیل به بررسی مختصر این روش می پردازیم.

۴-۴- مدل واریانس ناهمسانی شرطی دارای الگوی اتورگرسیو (ARCH^{۴۶})

انگل (۱۹۷۲)^{۴۷} نشان داد که بر خلاف روشهای معمول تشخیص واریانس ناهمسانی و به جای انتخاب دنباله های متعدد و یا تبدیل داده ها، می توان سری زمانی مورد بررسی را بصورت تکی مورد آزمون قرار داد. روش وی بدین صورت است که ابتدا سری زمانی را به توان دو می رساند و سپس سطح متغیر جدید را در زمان جاری روی عرض از مبدا و مقادیر با وقفه آن رگرس می کند. در صورتی که سری زمانی میانگین نزدیکی به صفر داشته باشد، توان دوم متغیر به عنوان برآوردی از واریانس آن می باشد و لذا اگر مدل تخمین زده شده از لحاظ آماری معنی دار نبود، در این صورت فرضیه مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته می شود. به عبارتی دیگر، اگر واریانس در زمان حال تابعی از مقادیر آن در گذشته نباشد و خودهمبستگی بین مقادیر حال و با وقفه معنی دار نباشد، در این صورت می توان فرضیه همسانی واریانس را پذیرفت. البته ذکر این نکته ضروری است که در تحقیق حاضر به دلیل اینکه توزیع بازده قیمت سهام در سطح معنی داری بالایی نرمال است، و از آنجا که در هر توزیع نرمال فرص بر ثبات واریانس می باشد، 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 می پردازد نه واریانس معمولی. بهترین

ابزار اقتصادسنجی برای مشاهده این موضوع نمودار همبستگی نگار^{۴۸} می باشد که توسط نرم افزار اقتصادسنجی **Eviews** قابل محاسبه است. اگر سری زمانی Y را در نظر بگیریم که دارای میانگین صفر می باشد، در این صورت با تخمین معادله رگرسیونی زیر می توان در خصوص معنی داری مدل و آزمون فرضیه همسانی واریانس شرطی قضاوت کرد.

(۲-۴)

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

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

(۳-۴)

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

در نمودار همبستگی نگار علاوه بر خودهمبستگی معمولی، خودهمبستگی جزئی نیز محاسبه می شود. خود همبستگی جزئی وقفه k ام دقیقاً برابر با ضریب متغیر Y_{t-k} در معادله فوق می باشد که با نماد β_k نشان داده شده است. نمودار همبستگی نگار هر دوی این خودهمبستگی ها را محاسبه کرده و نشان می دهد. در این روش، برای آزمون معنی داری یا عدم معنی داری این ضرایب از آماره آزمون Q ^{۴۹} استفاده می شود و در نمودار رسم شده، فاصله اطمینان ۹۵ درصدی با نقطه چین مشخص می شود. دو ستون آخر گزارش شده در نمودار همبستگی نگار مقدار آماره آزمون Q و ارزش احتمال^{۵۰} (حد معنی داری) می باشند. فرضیه صفر هر آزمون Q در وقفه k ام این است که خودهمبستگی تا وقفه k وجود ندارد و بر اساس فرمول زیر محاسبه می شود. (T تعداد مشاهدات است).

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{T_j^2}{t-j} \quad (۴-۴)$$

از آنجاییکه 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 برمی داریم:

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

۲- باقیمانده های حاصل از رگرسیون فوق را تحت آزمون ARCH مورد بررسی قرار می دهیم که آیا در بین این داده ها واریانس ناهمسانی شرطی وجود دارد یا نه؟ جدول (۷-۴) نتایج تخمین مرحله اول را نشان می دهد. همانطور که قبلاً ذکر شد، مقدار عرض از مبدا تخمین زده شده بیانگر میانگین بازدهی می باشد.

جدول (۷-۴) نتایج تخمین

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 می پردازیم. تحت این آزمون، فرضیه صفر برابر با عدم وجود اثرات ARCH می باشد (واریانس همسانی) و فرضیه مقابل حاکی از وجود اثرات ARCH (واریانس ناهمسانی شرطی) در سری زمانی مورد بررسی می باشد. جدول (۸-۴) نتایج این آزمون را نشان می دهد. طبق نتایج جدول ذیل، بنابر هر دو آزمون F و وایت (آزمون دومی) فرضیه صفر در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد رد می شود و لذا طبق انتظاری که از سری های زمانی مالی می رود، در سری زمانی بازدهی سهام نیز اثرات واریانس ناهمسانی شرطی وجود دارد. بدین معنا که واریانس زمان حال تابعی از واریانس دوره های گذشته نیز می باشد و تغییرات نرخ بازده کنونی بر تغییرات آن در دوره های بعد نیز اثرگذار است.

جدول (۴-۸)

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(adjusted): 2 256

Included observations: 255 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.081157	0.011131	7.291268	0.0000
RESID^2(-1)	0.141450	0.062279	2.271244	0.0240
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

نمودار (۴-۹) نتایج کولوروگرام رسم شده باقیمانده های مدل فوق (\hat{U}) را نشان می دهد. همانطور که ملاحظه می شود اولاً نمودار تا وقفه بیستم رسم شده است. دوماً اینکه همه آماره ها و ارزش احتمال ها نشان می دهند 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 وقفه هایش معنی دار است و لذا فرضیه مبنی صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی شرطی را با اطمینان ۹۵ درصد رد می کنیم که این نتیجه گیری تأییدی است بر نتایج آزمون های 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 می پردازیم.

جدول (۴-۹): نمودار کولوروگرام و آماره آزمون Q-statistics جهت آزمون وجود یا عدم وجود خودهمبستگی در سری Y

Date: 02/11/10 Time: 06:49
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

۴-۵- محاسبه نسبت واریانس و آزمون فرضیه تحقیق

جدول (۴-۱۰) نتایج حاصل از تخمین نسبت واریانس برای وقفه های مختلف می باشد. ستون اول تعداد مشاهدات مدل را نشان می دهد. ستون دوم تعداد وقفه های لحاظ شده در معادله نسبت واریانس را نشان می دهد. ستون سوم، نسبت واریانس را برای وقفه های متعدد (از ۱ تا ۵۰) محاسبه کرده است. ستون چهارم، آماره آزمون استاندارد Z_2 را محاسبه می کند و بالاخره ستون آخر، ارزش احتمال (p-Value) مقادیر نسبت واریانس محاسبه شده را نشان می دهند.

همانطور که در قسمت روش تحقیق بیان شد، اگر سری زمانی مورد مطالعه در طول زمان دارای واریانس ناهمسانی سازگار باشد^{۵۱} از آماره آزمون $Z_2(K)$ استفاده می شود که بصورت زیر تعریف می شود:

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

$$\delta_j = T \left\{ \sum_{t=j+1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 (x_{t-j} - \hat{\mu})^2 \right\} / \left\{ \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 \right\}^2 \quad (5-4)$$

$Z_2(K)$ 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 تخمین نشان می دهد، نسبت واریانس های محاسبه شده از عدد ۱ کمتر می باشد منتها مقادیر آماره آزمون Z_2 نیز همگی نزدیک صفر می باشد و مقادیر ارزش احتمال (**p-Value**) (ستون آخر) مقادیری بسیار بزرگ و نزدیک یک می باشند که همگی نشانگر پذیرش فرضیه صفر مبنی بر اینکه نسبت واریانس به ازای همه وقفه های داده شده از نظر آماری عدد یک می باشد و لذا وجود کارایی ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران تأیید می شود.

۵- نتیجه گیری

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

جدول (۴-۱۰): نتایج تخمین نسبت واریانس

Nr of Obs	Horizon h	VRh	test stat Zn	P-value
255.0000	2.000000	0.498977	-0.004684	0.996263
255.0000	3.000000	0.368682	-0.003959	0.996841
255.0000	4.000000	0.293382	-0.003531	0.997183
255.0000	5.000000	0.216533	-0.003343	0.997332
255.0000	6.000000	0.212778	-0.002977	0.997625
255.0000	7.000000	0.168095	-0.002854	0.997723
255.0000	8.000000	0.145740	-0.002700	0.997846
255.0000	9.000000	0.123676	-0.002581	0.997940
255.0000	10.000000	0.121160	-0.002433	0.998058
255.0000	11.000000	0.108565	-0.002336	0.998136
255.0000	12.000000	0.093057	-0.002262	0.998195
255.0000	13.000000	0.103215	-0.002138	0.998294
255.0000	14.000000	0.085951	-0.002090	0.998332
255.0000	15.000000	0.084571	-0.002015	0.998392
255.0000	16.000000	0.070814	-0.001974	0.998425
255.0000	17.000000	0.062862	-0.001925	0.998464
255.0000	18.000000	0.066764	-0.001859	0.998517
255.0000	19.000000	0.060114	-0.001818	0.998550
255.0000	20.000000	0.064373	-0.001760	0.998596
255.0000	21.000000	0.057631	-0.001727	0.998622
255.0000	22.000000	0.060645	-0.001679	0.998660
255.0000	23.000000	0.060423	-0.001640	0.998692
255.0000	24.000000	0.056959	-0.001609	0.998716
255.0000	25.000000	0.056046	-0.001576	0.998743
255.0000	26.000000	0.049618	-0.001554	0.998760
255.0000	27.000000	0.051209	-0.001521	0.998787
255.0000	28.000000	0.046040	-0.001500	0.998803
255.0000	29.000000	0.039855	-0.001482	0.998818
255.0000	30.000000	0.042991	-0.001451	0.998842
255.0000	31.000000	0.040902	-0.001429	0.998860
255.0000	32.000000	0.042311	-0.001404	0.998880
255.0000	33.000000	0.038746	-0.001386	0.998894
255.0000	34.000000	0.036480	-0.001368	0.998908
255.0000	35.000000	0.034210	-0.001351	0.998922
255.0000	36.000000	0.032696	-0.001333	0.998936
255.0000	37.000000	0.034284	-0.001312	0.998953
255.0000	38.000000	0.029110	-0.001301	0.998962
255.0000	39.000000	0.033126	-0.001278	0.998980
255.0000	40.000000	0.032072	-0.001263	0.998992
255.0000	41.000000	0.029085	-0.001251	0.999002
255.0000	42.000000	0.032728	-0.001230	0.999018
255.0000	43.000000	0.025550	-0.001225	0.999023
255.0000	44.000000	0.025440	-0.001210	0.999034
255.0000	45.000000	0.027241	-0.001194	0.999047
255.0000	46.000000	0.024983	-0.001183	0.999056
255.0000	47.000000	0.023625	-0.001172	0.999065
255.0000	48.000000	0.022948	-0.001160	0.999074
255.0000	49.000000	0.023664	-0.001147	0.999085
255.0000	50.000000	0.023762	-0.001135	0.999095

فهرست منابع

- (۱) جهان خانی، علی و پارسائیان، علی (۱۳۷۶)، "مدیریت سرمایه گذاری و ارزیابی اوراق بهادار"، انتشارات دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

- ۲) درامامی، علی اصغر(۱۳۶۹) "بررسی نوسان پذیری و ریسک سهام پذیرفته شده در بورس تهران" رساله کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی دانشگاه تهران.
- ۳) فدایی نژاد، اسماعیل،(۱۳۷۳) "بررسی کارایی بازار بورس اوراق بهادار تهران"، رساله دکترای، دانشگاه تهران
- ۴) نصرالهی، زهرا (۱۳۷۱)، "تجزیه و تحلیل عملکرد بورس اوراق بهادار ایران"، رساله کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.
- ۵) نمازی محمد و شوشتریان (۱۳۷۵) "بررسی کارایی بازار اوراق بهادار ایران"، مجله تحقیقات مالی شماره ۷ و ۸.

- 6) Andrew W. Lo and A. Craig MacKinlay (1986), "The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: a Monte Carlo Investigation", Journal of Econometrics, vol. 40, pages 203-238, February.
- 7) 7-BELAIRE JORGE & KWAKU K OPONG(2005)," A Variance Ratio Test of the Behaviour of Some FTSE Equity Indices Using Ranks and Signs", Review of Quantitative Finance and Accounting, 24: 93-107.
- 8) 8-Chow, K. V. and K. C. Denning,(1993),"A Simple Multiple Variance Ratio Test", Journal of Econometrics, 58, 385-401.
- 9) 9-Dixon (1992),"Financial market :an introduction", London: Chapman & Hall
- 10) 10-Fama, Eugene. F. (1970), Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", Journal of Finance, 25, pp. 383-417.
- 11) 11-Fama, Eugene. F.(1965) ,"The Behavior of Stock Price",journal of Business.
- 12) 12-Jeng-Hong Chen(2008), " Variance Ratio Tests Of Random Walk Hypothesis Of The Euro Exchange Rate", International Business & Economics Research Journal ,Volume 7, Number 12
- 13) 13-Jensen Michael C. (1978) ,"Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency", Journal of Financial Economics, Vol. 6, Nos. 2/3, pp. 95- 101.
- 14) 14-HUMPHREY PETER & DAVID LONT (2005), " A Variance-Ratio Test of the Random Walk Hypothesis for the New Zealand Share Market: 1980-2001", Pacific Accounting Review – Vol. 17, No. 2, December.
- 15) 15-Lo, A. W. and A. C. MacKinlay, (1988), "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", The Review of Financial Study 1, pp.41-66.
- 16) 16-Michael jenson(1978), "Som anomalous evidence regarding market efficiency", Journal of Finance, Harvard Business School.
- 17) 17-Tse, Y.K. and X.B. Zhang (2002), "The variance ratio test with stable paretian errors", Journal of time Series Analysis, Vol. 23, pp.117-126.

- 19) 18-W.beaver (1981), "Financial reporting :an accounting revolution", 3rd edition, Prentice Hall.
- 20) 19-Whang, Y.J., and J. Kim (2003), "A multiple variance ratio test using subsampling" , Economics Letters, Vol. 79, Issue 2, Pages 225-230
- 21) 20-Wright, J. H. (2000), "Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs", Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 18, pp.1-9

یادداشت‌ها

3- variance ratio

- ² - Market efficiency hypothesis
- ³ Fama "the behavior of stock price" 1965
- ⁴ Michael Jensen "Some anomalous evidence regarding market efficiency" 1978
- ⁵ Dixon "Financial market :an introduction" 1992
- ⁶ W.beaver "Financial reporting :an accounting revolution" 1981
- ⁷ Information system
- ⁸ Informational efficiency
- ⁹ Fama,). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work
- ¹⁰ weak-form efficiency
- ¹¹ Semi-strong efficiency
- ¹² strong efficiency
- ¹³ Fama(1965)
- ¹⁴ DOW-JONSE
- ¹⁵ Sequential correlation
- ¹⁶ Fisher(1966)
- ¹⁷ Autocorrelation
- ¹⁸ Richman
- ¹⁹ Sharp(1964)
- ²⁰ vibratility
- ²¹ Allen little
- ²² K.wiatchovisky
- ²³ Richardson Pettit (1972)
- ²⁴ dividend
- ²⁵ NYSE
- ²⁶ Event study
- ²⁷ Fama "efficient capital market2"(1991)
- ²⁸ French(1988)
- ²⁹ Earning/price, dividend/price
- ³⁰ long-horizon
- ³¹ Market model
- ³² Abnormal return without regard to β model
- ³³ Lo and Mackinlay(1988)
- ³⁴ Chow And Denning
- ³⁵ Wright
- ³⁶ The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: a Monte Carlo Investigation Journal of Econometrics 40(1989).
- ³⁷ - homoscedasity
- ³⁸ -Hetroscedasity- consistent

-
-
- ³⁹ studentized maximum modulus
 - ⁴⁰ Non-Parametric Variance Ratio Tests
 - ⁴¹ kolmogorof –smirnov test
 - ⁴² - Day of a week effect
 - ⁴³ - Ordinary Least Square(OLS)

٤٤ - برای مطالعه بیشتر به مقاله *Al-Khazali et al. (2007)* رجوع شود

- ⁴⁵ Enders(2004)
- ⁴⁶ - Auto Regressive Conditional Heteroskedastic
- ⁴⁷ - Engle(1972)
- ⁴⁸ - Correlogram
- ⁴⁹ Q-statistics
- ⁵⁰ - p-value
- ⁵¹ -Hetroscedasity- consistent