فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ 19 پاییز 91 سال پنجم ــ تاریخ دریافت: 90/04/07 ــ تاریخ پذیرش: 91/10/01 ــ ص 5- 25

آزمون فرضیه بازار فراکتالی در بورس اوراق بهادار تهران

حبیب مروت[1]

چکیده

تشخیص فرایند حاکم بر بازدهی‌های بازار سهام به منظور اخذ تصمیم بهینه و کاهش هزینه ریسک اهمیت فراوانی برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران مالی دارد. در این تحقیق تلاش شده است تا با استفاده از بازدهی‌های روزانه بازار سهام تهران وجود حافظه بلندمدت، ساختار فراکتالی و پایداری در این شاخص بررسی شود. به منظور آزمون فرضیه بازار فراکتالی در بازار سهام تهران با استفاده از سه روش تحلیل R/S کلاسیک، تحلیل R/S اصلاح‌شده و مدل ARFIMA نمای هرست برآورد شد. با وجود اینکه در هر سه روش فرض صفر مبنی بر کارایی بازار در برابر فرض وجود حافظه بلندمدت و پایداری در داده‌ها رد شد، اما از آنجائی‌که نتایج تحلیل R/S در صورت وجود همبستگی‌های کوتاه-مدت دارای تورش می‌باشد بعد از رفع همبستگی‌های کوتاه‌مدت با استفاده از مدل ARMA، مشخص شد که بازدهی‌های روزانه سهام تهران دارای حافظه بلندمدت، ساختار فراکتالی و پایدار نمی‌باشند بلکه دارای حافظه کوتاه‌مدت می‌باشند. از آنجائی‌که روش R/S نمای هرست را بیش از حد برآورد می‌کند از شبیه‌سازی مونت‌کارلو برای تعیین مقادیر بحرانی آماره آزمون استفاده شد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژگان کلیدی: نمای هرست، تحلیل R/S، ARFIMA، مونت کارلو.

طبقه‌بندی موضوعی: C1, G1.

1. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه علامه طباطبایی habibmorovat@yahoo.com .

1- مقدمه

بازارهای سهام نقشی اساسی در تامین و تخصیص بهینه منابع مالی و در نتیجه در رونق اقتصادی و مالی کشورها ایفا می‌نمایند. بنابراین کارایی و پایداری این بازارها برای همه عوامل بازار مخصوصا سرمایه گذاران و سیاست‌گذاران اهمیت فراوانی دارند. اگر بازار کارا باشد برخی از سرمایه‌گذاران نمی‌توانند بطور سیستماتیک با استفاده از اطلاعات اضافی بازدهی بیشتری از بازدهی متعارف کسب نمابند. اگر بازار پایدار باشد حساسیت آن به شوکهای اقتصادی و غیر اقتصادی اندک بوده و می‌تواند اثرات منفی شوک‌ها را جذب نماید، بنابراین این بازارها دارای نوسانات و تلاطم کمتری بوده و ریسک سرمایه-گذاری در آنها کمتر خواهد بود. در نتیجه، سرمایه‌گذاران تمایل بیشتری به فعالیت و سرمایه‌گذاری در این بازارها خواهند داشت. سیاست‌گذاران نیز به منظور جذب سرمایه‌های بیشتر و گسترش این بازارها نیاز دارند تا با استفاده از سیاست‌های مناسب کارایی و پایداری بازار سهام را افزایش دهند تا از این طریق رونق اقتصادی کشور را بهبود دهند. بنابراین گام نخست برای سرمایه‌گذارن به منظور سرمایه-گذاری در یک بازار معین و برای سیاست‌گذاران به منظور ارزیابی اثرات سیاست‌های خود بررسی کارایی و پایداری بازارها می‌باشد.

در طی دهه گذشته بازار سهام تهران از نظر حجم و ارزش معاملات و تعداد شرکت‌های فعال رشد زیادی داشته است. همچنین این بازار نقش مهمی در خصوصی سازی شرکت‌های دولتی داشته است. اما بررسی داده‌ها و اطلاعات مربوط به این بازار نشان می دهد که نوسانات و تلاطم بازار زیاد بوده و در برابر شوک‌ها حساسیت زیادی از خود نشان می‌دهد که این موضوع می‌تواند در بلندمدت اثرات منفی بر رونق این بازار داشته باشد. بنابراین باید علاوه بر رشد کمی این بازار به رشد کیفی آن نیز توجه بیشتری شود. در این تحقیق تلاش می‌شود تا پایداری بازار سهام تهران بطور دقیق ارزیابی شود تا دید عمیق‌تر و علمی‌تری از کارایی و پایداری این بازار در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهد.

از زمان پیدایش بازارهای سهام روش‌های مختلفی برای شناسایی بازارهای کارا و پایدار مطرح شده‌اند. یکی از روش‌های جدیدی که به پایداری بازار سهام می پردازد فرضیه بازار فراکتالی است که در این تحقیق به آن پرداخته شده است.

نظریه‌های سنتی بازارهای سرمایه فرض می‌کردند که رفتار بازدهی‌های بازارهای سرمایه از فرایند مارتینگل[1] تبعیت می‌کند. بر اساس این نظریه‌ها بازدهی‌های بازار سرمایه از هم مستقل هستند. یکی از

1. Martingales

دلالت‌های این نظریه‌ها، فرضیه بازارهای کارا[1] (EMH) می باشد (Fama,1970). بر اساس فرضیه بازار کارا به علت عدم وجود وابستگی بین بازدهی‌های بازار سرمایه یک سرمایه‌گذار معمولی نمی-تواند امید داشته باشد که بطور سیستماتیک از بازار سود کسب نماید. بنابراین، منابع وسیعی که سرمایه‌گذاران برای ارزیابی و تحلیل بازارها و متغیرهای مالی استفاده می‌کنند به هدر می‌رود. مطالعات تجربی و نظری این نظریه را مورد تأیید قرار دادند بطوریکه جنسن (Jensen, 1978) ادعا نمود که هیچ موضوعی در اقتصاد به این اندازه از نظر تجربی مورد تأیید قرار نگرفته است (Shliefer, 2001). اما در طی سه دهه گذشته این نظریه هم از بعد نظری و هم از بعد کاربردهای تجربی مورد تردید و چالش فراوان قرار گرفته است (از بعد نظری، اقتصاد رفتاری فروض مبنایی آن مانند انتظارات عقلایی را زیر سوال برد و از بعد تجربی نیز بسیاری از مطالعات فرضیه بازارهای کارا در بازارهای مالی کشورهای مختلف را تأیید نکردند (Scheinkman & Lebaron,1989) و هسیه (Hsieh, 1991) در مورد شاخص هفتگی بازار سهام امریکا، آبیانکر و همکاران (Abhyankar, et al,. 1995) در مورد شاخص سهام انگلستان (FTSE 100[2]) . عدم تأیید فرضیه بازارهای کارا به معنی وجود همبستگی در بازدهی-های بازارهای مالی است.

به منظور در نظر گرفتن همبستگی‌ها در بازدهی‌ها و قیمت‌های شاخصهای مالی در بازار سهام پیترز (Peters, 1991) فرضیه بازار فراکتالی[3] را مطرح نمود. این فرضیه دلایل قبلی مبنی بر عدم همبستگی را رد نمی‌کند اما دامنه وسیع‌تری را برای رفتار بازدهی‌ها در نظر می‌گیرد. بنابراین، FMH الزاما فرضیه جایگزین برای EMH ارائه نمی‌دهد. فرضیه بازار فراکتالی از نظریه فراکتالها و هندسه فراکتالی (Mandelbrot, 1981) سرچشمه می‌گیرد. بر اساس این نظریه اجسامی که ساختار فراکتالی دارند پایدارتر هستند. برای تعیین وجود همبستگی در بازدهی‌ها و نوع فرایند رفتاری آنها از آماره نمای هرست[4]، H، استفاده می‌شود. روشهای مختلفی برای محاسبه نمای هرست وجود دارد که مهمترین این روش‌ها، تحلیل دامنه مقیاس‌بندی شده[5] یا تحلیل R/S نام دارد. این روش توسط هرست (Hurst,1951) کشف و توسط مندلبروت (Mandelbrot) اصلاح شد. این روش هنگام وجود همبستگی‌های کوتاه‌مدت نتایج تورش‌دار تولید می‌کند. لو (Lo,1991) برای رفع این نقص روش R/S اصلاح شده را معرفی نمود. از مدل ARFIMA نیز می‌توان به طور غیرمستقیم برای برآورد نمای

1. Efficient Market Hypothesis (EMH)
2. Financial Times Stock Exchange
3. Fractal Markets Hypothesis (FMH)
4. Hurst Exponent
5. Rescaled Range

هرست استفاده نمود. در این تحقیق از سه روش مذکور برای برآورد نمای هرست استفاده خواهد شد. این تحقیق از دو جهت به ادبیات موضوع می‌افزاید، 1ـ برای برآورد نمای هرست فرایندهای کوتاه-مدت موجود در داده‌ها که باعث تورش نتایج آزمون می‌شوند با استفاده از مدل ARMA حذف شده است. 2ـ برای تعیین مقادیر بحرانی آماره‌های آزمون از شبیه سازی مونت کارلو استفاده شده است.

در ادامه در بخش دوم مبانی نظری فرضیه بازار فراکتالی مطرح می‌شود. در این بخش بعد از تعریف فراکتال، دلالت اقتصادی این فرضیه در قالب بند خودهمانندی و فرضیه بازار فراکتالی بیان می‌شود و سپس روش‌های آزمون فرضیه بیان خواهند شد. در بخش سوم ادبیات تجربی موضوع مطرح شده است. در بخش چهارم تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی بیان می‌شود و نهایتاً در بحش نتیجه-گیری ارائه شده است.

2- فرضیه بازار فراکتالی

2-1- فراکتال چیست؟

تعریف دقیقی برای فراکتال وجود ندارد. فراکتال‌ها اجسامی هستند که وقتی آنها را می‌بینیم، می-شناسیم اما در توصیف آنها با دقت کافی به منظور درک کامل چیستی آنها مشکل داریم. حتی مندلبروت پدر هندسه فراکتالی تعریف دقیقی ارائه ننموده است. بنابراین برای شناسایی آنها بهتر است از ویژگی‌های اصلی آنها استفاده نماییم.

الف ـ بعد فراکتالی یا شکسته: اجسام فراکتالی دارای بعد فراکتالی هستند که از بعد توپولوژیکی[1] بزرگتر ولی از بعد اقلیدسی[2] کوچکتر می‌باشد. بنابراین بعد فراکتالی مفهومی وسیع‌تر از بعد اقلیدسی بوده و می‌تواند اعداد غیرصحیح را نیز شامل گردد. بنا به تعریف بعد فراکتالی، D، یک مجموعه از رابطه (1) به دست می‌آید:

$$D=\lim_{e\to 0}\frac{\log(N(e))}{\log(\frac{1}{e})} \qquad (1)$$

که در این فرمول e عبارت است از نسبتی که یک مجموعه بوسیله آن به اندازه‌های یکسان تقسیم می‌شود و N تعداد نسبت‌های تشکیل‌دهنده آن مجموعه است. (برای توضیحات بیشتر و مثالها به پیترز (Peters, 1991) مراجعه نمایید).

1. Topological Dimension
2. Eucledian Dimension

ب ـ خود متشابهی: اجسام فراکتالی خود متشابه هستند؛ یعنی هر جزء از جسم شبیه شکل کلی جسم می‌باشد. این ویژگی، فراکتال‌ها را عاری از مقیاس‌بندی[1] نموده است. این، ویژگی اصلی و متمایز فراکتال‌ها است. این ویژگی به دو گونه وجود دارد: در برخی از اجسام خود متشابهی دقیق[2] است مانند گیاه سرخس بطوریکه هر بخش کوچکی از این گیاه دقیقا همانند بخش‌های کلی تر گیاه است اما در برخی دیگر از اجسام، خود متشابهی آماری[3] می‌باشد مانند ترک دیوارها.

اجسامی که دارای ساختار فراکتالی باشند پایدارتر هستند زیرا در ساختارهای فراکتالی، خطای وارده بر نسل‌های قبلی به صورت توانی به نسل‌های بعدی منتقل می‌شوند و بنابراین اثر خطای وارده بر نسل‌های اولیه به تدریج در نسل‌های بعدی کاهش می‌یابند اما اگر این خطاها برخلاف ساختارهای فراکتالی به صورت نمایی به نسل‌های بعدی منتقل گردند این خطاها به تدریج در نسل‌های بعدی افزایش یافته و بنابراین شوک وارده باعث از بین رفتن سیستم خواهد شد.

2-2- خودهمانندی و فرضیه بازارهای فراکتالی

امروزه در تمام کشورها تحرک و رونق بورس اوراق بهادار به عنوان یکی ازمعیارهای سلامت و پویایی اقتصاد شناخته می‌شود. رونق این بازار به عنوان یکی از ارکان اصلی بازار سرمایه، پس‌اندازها و منابع مالی محدود موجود در جامعه را به نحو بهینه و در سریع‌ترین زمان به مسیر سرمایه‌گذاری بهینه هدایت می‌کند. بنابراین کارایی و پایداری این بازار نقش بسیار مهمی در تخصیص بهینه منابع مالی داخلی و خارجی ایفا می‌نماید.

برای سال‌های متمادی این سوال که، تا چه اندازه می‌توان از قیمت‌های قبلی بازار سهام برای پیش‌بینی معنی‌دار (معتبر) قیمت‌های آتی استفاده نمود، یکی از مباحث اصلی و رایج در محافل علمی و تجاری بوده است. برای پاسخگویی به این سوال مدل‌ها و تئوری‌های مختلفی بوجود آمدند. یکی از این مدل‌ها مدل گام تصادفی می‌باشد که تا دهه‌های اخیر از اهمیت و اعتبار بیشتری برخوردار بوده است. این نظریه فرایند حاکم بر روند قیمت‌ها را تصادفی دانسته و بنابراین تغییرات آنها را غیر قابل پیش‌بینی می‌داند. بعداز مطرح شدن نظریه گام تصادفی، فرضیه بازارهای کارا[4] برای آزمون آن بوجود آمد. بازارهایی که از فرایند گام تصادفی تبعیت نمایند کارا می‌باشند. اما بر اساس مطالعه ماندلبروت

1.Scale- invariant
2. Exact Self-similarity
3. Statistical Self-similarity
4. Efficient Market Hypothesis

(Mandelbrot, 1971) و راجرز[1] (Rogers, 1995) در حالیکه همبستگی کوتاه‌مدت به احتمال زیاد بنیادی برای تدوین استراتژی‌های تجاری به منظور کسب بازدهی‌های غیرمعمول ایجاد نمی‌کند، اما وجود همبستگی‌های بلندمدت تحت شرایط معینی به مفهوم آنست که استراتژی‌های تجاری مبتنی بر قیمت‌های تاریخی ممکن است بطور سیستماتیک سودآور باشد. بنابراین تشخیص نوع همبستگی در بازدهی‌های شاخص‌های بازارهای مالی از اهمیت فراوانی برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران مالی برخوردار است. در نتیجه، فرضیه گسترده‌تر ار فرضیه بازار کارا که فقط همبستگی‌های کوتاه‌مدت را در نظر می گرفت مطرح شد که در این فرضیه همبستگی‌های بلندمدت نیز مورد توجه قرار می‌گرفت این فرضیه توسط پیترز (Peters, 1991) فرضیه بازار فراکتالی[2] نامیده شد. این فرضیه دلایل قبلی مبنی بر عدم همبستگی را رد نمی‌کند اما دامنه وسیع‌تری را برای رفتار بازدهی‌ها در نظر می‌گیرد. بنابراین، FMH الزاما فرضیه جایگزین برای EMH ارائه نمی‌دهد. فرضیه بازار فراکتالی از نظریه فراکتال‌ها و هندسه فراکتالی (Mandelbrot, 1981) سرچشمه می‌گیرد.

فرضیه بازارهای فرکتالی، مدل و الگوی تئوری مالی و اقتصادی در طی بیست سال اخیر بوده است. بعد از تحلیل داده‌های تجربی بازارهای مالی و پیشرفت نظریه‌های مالی و اقتصادی این الگو متداول شد. توسعه نظریه سیستم‌های پویای غیرخطی رهیافت‌های جدیدی در مورد نظریه‌های مالی و اقتصادی را به وجود آورده است. معرفی فرایندهای غیرخطی در این مدل‌ها ممکن است تحقیق در مورد مکانیزیم مولد نوسانات مشاهده شده در داده‌های مالی واقعی را بهبود دهد. رفتار شاخص‌های بازارهای مالی تصادفی بودن منطقه‌ای و معین بودن عمومی را نشان می‌دهند. بازارهای مالی را می‌توان به عنوان سیستم‌های پویای غیرخطی که فعل و انفعالات عوامل را در فرایند تجزیه و تحلیل فوری اطلاعات در نظر می‌گیرند، ارزیابی نمود. سرمایه‌گذاران با افق زمانی سرمایه‌گذاری یکسان در بازار ممکن است این اطلاعات را بطور متفاوت استفاده نموده و به کار گیرند. بنابراین بازار مالی یک ساختار فراکتالی در ارتباط با افق‌های زمانی سرمایه‌گذاری دارد. در نتیجه باید از روش‌های جدید مبتنی بر نظریه آشوب و فراکتالی برای تجزیه و تحلیل این نوع بازارها استفاده نمود. بدین منظور معمولا مفهوم ضعیف‌تر خود متشابهی در مورد سری‌های زمانی بازدهی‌های بازارهای مالی استفاده می‌شود.

2. Rogers
3. Fractal Markets Hypothesis (FMH)

ساختار فراکتالی‌پویا مانند بازار سهام از تعدادی سرمایه‌گذار تشکیل شده است که شامل سرمایه-گذاران لحظه‌ای تا سرمایه‌گذاران بلندمدت است. بازار پایدار بازاری است که در آن تمامی عوامل بتوانند با یکدیگر معامله نمایند و هر یک از آنها با توجه به افق زمانی سرمایه‌گذاری خود با ریسک مشابهی مواجه شوند. بنابراین برای آنکه بازار سرمایه پایدار باشد باید ویژگی‌ها و توزیع های آماری (گشتاورهای مرتبه دوم و بالاتر) بازدهی‌ها در افق‌های زمانی مختلف (روزانه، هفتگی، ماهانه و ...) مشابه باشند. خودهمانندی بیان می‌کند که توزیع بازدهی‌ها در دامنه‌های نمونه‌گیری مختلف همانند و مشابه می‌باشند. در ساختار فراکتالی بازار اگر سرمایه‌گذاران روزانه با یک بحران و سقوط در مقیاس زمانی خود (مانند شوک چهار برابر انحراف معیار سری‌زمانی) مواجه شوند بازار پایدار باقی خواهد ماند اگر سایر سرمایه‌گذاران با افق‌زمانی سرمایه‌گذاری متفاوت این حادثه و سقوط را به عنوان یک فرصت خرید بدانند و سهام آنها را خریداری کنند. اما وقتی افق زمانی سرمابه‌گذاری تمامی افراد کاهش یابد و همه سرمایه‌گذاران سرمایه‌گذار لحظه‌ای شوند (یعنی وقتی اعتقاد خود به اطلاعات بلندمدت را از دست بدهند) بازار ناپایدار و بحرانی می‌شود. بنابراین، بازار می‌تواند شوک‌ها را جذب کند به شرطی که بازار ساختار فراکتالی خود را حفظ نماید ولی وقتی ساختار فراکتالی از بین برود ناپایداری بر بازار حاکم می‌شود.

بعد فراکتالی سری‌های زمانی میزان ناهمواری و نوسانات آن را نشان می‌دهد. بعد فراکتالی یک خط برابر 1 و برای یک صفحه برابر 2 است، بنابراین بعد فراکتالی یک سری‌زمانی بین 1و 2 قرار دارد. رابطه بعد فراکتالی و نمای هرست یک سری زمانی از رابطه (2) به دست می آید:

$$D = 2 - H \qquad (2)$$

خودهمانندی به شکل زیر تعریف می‌شود (Calvet & Fisher, 2002) :

$$\{X(nt_1),...,X(nt_k)\} \overset{d}{=} \{n^H X(t_1),...,n^H X(t_k)\} \qquad (3)$$

که $X(t)$ بازدهی‌های اندازه‌گیری شده در دوره t را نشان می دهد و $\overset{d}{=}$ برابری توزیع را نشان می‌دهد.

هنگامیکه بازدهی‌ها دارای توزیع نرمال باشند ویژگی خودهمانندی بیان می‌کند که واریانس بازدهی‌ها ($g_0^{(n)}$) بطور متناسب با مقیاسی که بازدهی‌ها در آن بازه زمانی انداز گیری می‌شوند (n) و با توجه به عامل تناسب که با نمای هرست نشان داده می‌شود (H) تغییر می‌کند:

$$g_0^n = n^{2H} g_0^1$$

خودهمانندی بطور ضمنی بیان می‌کند که تابع خودهمبستگی برای وقفه k ($r_k^{(n)} = g_k^n / g_k^0$) برای همه مقادیر n یکسان می‌باشد ($r_k^{(n)} = r_k^{(1)}$).

بر اساس این نظریه اجسامی که ساختار فراکتالی دارند پایدارتر هستند. بر اساس فرضیه بازارهای فراکتالی رفتار بازدهی‌ها می‌تواند به سه شکل باشد؛ ناپایدار[1] (که معادل ویژگی برگشت به میانگین بودن شاخص مالی می‌باشد)، تصادفی (که معادل EMH می‌باشد) و پایدار[2] (که بیانگر وجود همبستگی‌ها و حافظه بلندمدت، ساختار فراکتالی و اثرات اهرمی در شاخص‌ها می‌باشد). اما تأکید این فرضیه بر وجود پایداری و ساختار فراکتالی در سری‌های زمانی می‌باشد.

3-2 – تحلیل R/S

این روش ناپارامتریک که از آن برای محاسبه نمای هرست استفاده می‌شود توسط هرست (Hurst, 1951) کشف شد و توسط مندلبروت اصلاح شد. این روش کاربرد زیادی در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی مخصوصاً سری‌های زمانی مالی دارد. تحلیل R/S برای تمییز سیستم‌های تصادفی از غیرتصادفی، پایداری روندها و طول دوره چرخه‌ها در بازارهای سهام استفاده می شود. این روش توانایی زیادی برای تشخیص سری‌های زمانی تصادفی از سری‌های زمانی فراکتالی دارد.

اگر سری زمانی قیمت‌ها با تعداد مشاهدات N را با P_i نشان دهیم، آنگاه بازدهی لگاریتمی R_i از رابطه (4) به دست می آید:

$$R_i = \log(\frac{P_{i+1}}{P_i}), \qquad i = 1,...,N \qquad (4)$$

دوره زمانی را به m زیر دوره با طول n تقسیم می‌کنیم بطوریکه $N = m.n$. هر زیردوره را با T_z نشان می‌دهیم که در آن $z = 1,2,...,m$. هر عضو T_z را N_j نشان می‌دهیم که در آن $j = 1,...,n$. میانگین هر زیردوره T_z با طول n از رابطه (5) محاسبه می‌شود:

$$M_z = \frac{\sum_{j=1}^{n} N_{j,z}}{n} \qquad (5)$$

سپس سری‌های زمانی تجمعی انحراف از میانگین ($Y_{j,z}$) را برای هر زیردوره T_z از رابطه (6) محاسبه می‌کنیم:

1.Anti-persistence
2. Persistence

$$Y_{j,z} = \sum_{i=1}^{j} (N_{i,z} - M_z), \quad j = 1,...,n \qquad (6)$$

دامنه سری‌های زمانی تجمعی انحراف از میانگین ($Y_{j,z}$) از رابطه (7) محاسبه می‌شود:

$$R_{T_z} = \max(Y_{j,z}) - \min(Y_{j,z}), \quad j = 1,...,n \qquad 1 < j < n \qquad (7)$$

انحراف معیار برای هر زیردوره T_z را از رابطه (8) محاسبه می‌شود:

$$S_{T_z} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{n} (N_{i,z} - M_z)^2}{n}} \qquad (8)$$

سپس دامنه هر زیر دوره R_{T_z} که بوسیله انحراف معیار متناظر (S_{T_z}) مقیاس‌بندی شده است را محاسبه می‌کنیم.

$$(\frac{R}{S})_n = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} (\frac{R_{T_z}}{S_{T_z}}) \qquad (9)$$

حال نمای هرست از رابطه (10) و با استفاده از روش OLS برآورد می‌شود:

$$\log((\frac{R}{S})_n) = \log(c) + H \log(n) \qquad (10)$$

که در عبارت فوق H نمای هرست و c مقدار ثابت است.

اگر بازدهی‌های مربوط به شاخص‌های قیمت انباشته فراکتالی[1] باشند آنگاه سری‌های قیمت دارای حرکت براونی فراکتالی[2] (FBM) خواهند بود که ویژگی خودهمانندی را نیز تأمین می‌کنند. FBM تعمیم حرکت برآونی[3] که معادل پیوسته گام تصادفی است می‌باشد. FBM ویژگی‌های مشابه حرکت براونی دارد اما اجزاء آن دارای وابستگی بلندمدت بوده و بنابراین غیرتصادفی می‌باشند. همبستگی در تمامی مقیاسهای زمانی بوسیله پارامتر $0 < H < 1$ و تابع همبستگی[4] (C) به دست می‌آید:

$$C = 2^{(2H-1)} - 1 \qquad (11)$$

از رابطه فوق مشخص است که به ازای $0 < H < 0.5$، $(C < 0)$ مقادیر سری برای همه دوره‌های k بصورت منفی با هم همبسته‌اند و بیانگر ناپایداری و برگشت به میانگین بودن (با فرض ثابت‌بودن میانگین) سری است. به ازای $H = 0.5$، $(C = 0)$ مقادیر سری‌زمانی به هم همبسته نبوده

1. Fractional Integrated
2. Fractional Brownian Motion (FBM)
3. Brownian Motion
4. Correlation Function

و فرضیه بازار کارا رد نمی‌شود. به ازای $0.5 < H < 1$، $(C > 0)$ مقادیر بطور مثبت با هم همبسته-اند و دارای رابطه و حافظه بلندمدت هستند و نشان‌دهنده پایداری سری زمانی می‌باشد. پایداری سیستم با میل نمودن H به سمت 1 افزایش می‌یابد.

در حالیکه تحلیل روش R/S کلاسیک در نمونه‌های کوچک معتبر نمی‌باشد اما در نمونه‌های بزرگ از اعتبار مناسبی برخوردار می‌باشد. همچنین این روش در هنگام تغییر توزیع‌های نهایی داده‌ها از دقت مناسبی برخوردار است (Mandelbrot, et al., 1979). اما روش R/S کلاسیک نسبت به وجود همبستگی‌های کوتاه‌مدت حساس بوده و برآوردهای آن از نمای هرست دارای تورش می‌باشد. لو (Lo,1991) برای رفع این کاستی روش R/S اصلاح‌شده[1] را برای محاسبه نمای هرست ارائه نمود. در روش لو به جای S_n از آماره s_n استفاده می‌شود و در نهایت آماره V_n از رابطه (15) محاسبه می‌شود:

$$Q_n = \frac{\max(Y_{j,z}) - \min(Y_{j,z})}{s_n(q)} \qquad (12)$$

$$s_n(q) = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(N_i - M_z)^2 + \frac{2}{n}\sum_{j=1}^{q} w_j(q)[\sum_{i=j+1}^{n}((N_i - M_z)(N_{i-j} - M_z)]} \qquad (13)$$

$$w_j(q) = 1 - \frac{j}{q+1} \qquad q < n \qquad (14)$$

$$V_n = \frac{Q_n}{\sqrt{n}} \qquad (15)$$

در این روش به منظور در نظر گرفتن احتمال وجود همبستگی‌های کوتاه‌مدت و ناهمسانی واریانس $s_n(q)$ علاوه بر مجموع انحراف معیارهای N_i، اتوکواریانس‌های وزنی تا وقفه q را نیز شامل می شود. به ازای $q = 0$، این روش معادل R/S کلاسیک می‌باشد. با استفاده از تابع توزیع آماره V می‌توان نشان داد که میانگین و انحراف معیار آماره به ترتیب تقریبا برابر 1.25 و 0.27 می-باشد که با استفاده از آنها می توان سطوح معنی‌داری آماره V را تعیین نمود. تعیین صحیح مقدار q در تخمین آماره V اهمیت زیادی دارد. مقدار q نسبت به حجم نمونه نباید خیلی کوچک یا بزرگ باشد. اندروز (Andrews, 1991) یک روش برای تعیین مقدار صحیح q ارائه داده است (Lo, 1991).

1. Modified R/S

معروفترین شکل ارائه وابستگی‌های بلندمدت در زمان گسسته مدل ARFIMA[1] می‌باشد (Granger, et al., 1980) و (Hosking, 1981) که در آن $d = H - 0.5$ مرتبه انباشتگی بوده و بطور مجانبی دارای ویژگی خودهمانندی است (Fisher et al, 1997). مدل ARFIMA(p,d,q) وابستگی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت را با هم نشان می‌دهد. هر چند که با وجود وابستگی‌های کوتاه-مدت، تخمین نمای هرست از طریق استفاده از تحلیل دامنه مقیاس‌بندی شده بر ARFIMA(p,d,q) نامعتبر است.

3- ادبیات موضوع

مطالعه وجود همبستگی بلندمدت در بازدهی‌های مالی به پیترز (Peters, 1994)، گرین و همکاران (Greene, et al., 1977) و پیترز (Peters, 1991) بر می‌گردد که آنها وجود همبستگی بلندمدت در بازار سهام امریکا را نشان دادند. اما بهبود روش‌های اندازه‌گیری همبستگی‌های بلندمدت نتایج سازگار با EMH را نتیجه داد. اخیراً سرلتیس و همکاران (Serletis, et al., 2009) در یافتن شواهدی مبنی بر وجود همبستگی بلندمدت در شاخص‌های بازار سهام امریکا شکست خوردند.

ژاکوبسن (Jacobsen, 1996) با استفاده از روش R/S اصلاح‌شده نشان داد که هیچ یک از شاخص‌های مربوط به 5 کشور اروپایی، امریکا و ژاپن همبستگی بلندمدت از خود نشان نمی‌دهند و ساختار فراکتالی ندارند.

کوستا و همکاران (Costa, et al., 2003) به بررسی وجود ساختار فراکتالی در شاخص سهام برزیل با استفاده از روش R/S پرداختند. آنها وجود ساختار فراکتالی ضعیف در بازدهی‌های سهام برزیل را تأیید کردند.

کیم و همکاران (Kim, et al., 2004) با استفاده از تحلیل R/S وجود همبستگی بلندمدت در شاخص بازار سهام کره‌جنوبی را نشان دادند.

ژوانگ و همکاران (Zhuang, et al., 2004) با استفاده از روش تحلیل نوسانات روندزدایی شده[2] (DFA) نمای هرست را برای بازار سهام شانگهای و شنژن برآورد نموده و نشان دادند که این بازارها دارای ساختار فراکتالی می‌باشند.

اونالی و همکاران (Onali, et al., 2011) وجود حافظه بلندمدت در بازدهی‌های سهام هشت کشور اروپایی را با استفاده از روش R/S آزمون نمودند. آنها شواهد قوی از وجود همبستگی

1. Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA)
2. Detrend Fluctuation Analysis (DFA)

بلندمدت در شاخص سهام کشور چک و شواهد ضعیف‌تر در شاخ‌های سهام سوئیس و اسپانیا یافتند. اما آنها نشان دادند که 5 شاخص دیگر (مانند شاخص سهام انگلیس) از فرایند فراکتالی تبعیت نمی-کنند.

مطالعات اندکی به آزمون فرضیه فراکتالی و بررسی همبستگی‌های بلندمدت در شاخص‌های بازار سهام تهران پرداخته‌اند. این مطالعات وجود ساختار فراکتالی در شخص بازدهی بازار سهام تهران را تأیید کرده‌اند:

نوروززاده و همکاران (2005) با استفاده از روش‌های R/S ، لو و تحلیل نمای هرست تعمیم یافته وجود همبستگی بلندمدت در شاخص بازدهی (حقیقی) روزانه سهام تهران (TEPIX) را نشان دادند.

شعرایی و همکاران (1389) با استفاده از روش تحلیل R/S اصلاح شده و روش GPH[1] وجود حافظه بلندمدت در بازدهی و تلاطم شاخص کل قیمت سهام تهران بررسی نمودند. آنها وجود حافظه بلندمدت در این دو شاخص را تأیید کردند.

از بررسی مطالعات فوق دو نکته مشخص می‌شود؛ اولاً بازدهی‌های بازار سهام اکثر کشورهای صنعتی و توسعه یافته دارای حافظه بلندمدت و ساختار فراکتالی نمی‌باشند. اما وجود همبستگی‌های بلندمدت و ساختار فراکتالی در بازدهی‌های بازارهای سهام در کشورهای در حال توسعه و نوظهور تأیید می‌شود. ثانیاً مطالعات نشان می‌دهد که فرایند و روش تحقیق در استخراج نتایج اهمیت فراوانی دارد، بطوریکه استفاده از یک روش به شیوه نادرست نتایج را با خطا مواجه می‌سازد.

این تحقیق در موارد زیر با تحقیقات مشابه متفاوت است. اولاً، مطالعات مختلفی نشان داده‌اند که در صورت وجود همبستگی‌های کوتاه‌مدت در سری‌های زمانی تشخیص همبستگی‌های بلندمدت با مشکل و چالش مواجه خواهد شد (Smith, et al., 1997). بنابراین برای استفاده از تحلیل R/S ابتدا حافظه کوتاه‌مدت در بازدهی‌ها از طریق رگرسیون‌های مدل نوع ARMA حذف شده و از پسماندهای مدل برای آزمون فرضیه فراکتالی و وجود حافظه بلندمدت استفاده خواهد شد. ثانیاً از آنجائی‌که نمای هرست محاسبه شده از روش R/S برای نمونه‌های کوچک به سمت بالا دارای تورش می‌باشد (Onali, et al., 2011)، برای تعیین مقادیر بحرانی آماره آزمون فرضیه صفر مبنی بر اینکه بازدهی‌ها از دارای توزیع مستقل، مشابه و نرمال[2] می‌باشد از شبیه سازی مونت کارلو[3] استفاده شده است. ثالثاً، برای

1. Geweke and Porter-Hudak (GPH),
2. Normal and Independent and Identically Distributed (NIID)
3. Monte Carlo Simulation

اطمینان از درستی نمای هرست برآورد شده، مدل ARFIMA بر بازدهی‌ها رگرس شده و پس از برآورد مرتبه انباشتگی فراکتالی[1]، نمای هرست بطور غیرمستقیم برآورد شده است.

4- داده‌ها و نتایج تجربی

در این تحقیق برای آزمون فرضیه بازار فراکتالی در بازار سهام تهران از شاخص بازدهی روزانه قیمت سهام تهران (TEPIX) استفاده می‌شود. حجم نمونه برای شاخص قیمت برابر 2876 داده (از 1378/01/07 تا 1390/03/16) و برای بازدهی 2875 داده می باشد. بازدهی لگاریتمی از رابطه (13) به دست می آید:

$$R_t = \log(\frac{P_t}{P_{t-1}}) \qquad (13)$$

4-1- آماره‌های توصیفی داده‌ها

آماره‌های توصیفی مربوط به بازدهی روزانه سهام تهران در جدول (1) ارائه شده است. همانطور که مشاهده می‌شود این شاخص بطور متوسط روزانه تقریباً 0.04% بازدهی مثبت دارد. واریانس روزانه آن برابر 0.00055% می‌باشد که بطور ضمنی بیان می کند که متوسط تلاطم سالانه برابر 37% می‌باشد (برای محاسبه تلاطم سالانه مقدار انحراف معیار روزانه بازدهی در جذر 252 که بیانگر تعداد روزهای فعال در سال می‌باشد ضرب می‌شود). ضریب چولگی نشان می‌دهد که توزیع بازدهی‌ها شدیداً دارای چولگی مثبت است که یک ویژگی متداول در بازدهی‌های سهام می‌باشد. سرانجام ضریب کشیدگی که معیاری برای ضخامت دنباله‌های توزیع می‌باشد، بسیار بالاست که این موضوع بیانگر ضخیم بودن[2] دنباله توزیع می‌باشد که یکی دیگر از ویژگیهای دارایی های مالی است. توزیع گوسی دارای ضریب کشیدگی برابر 3 می‌باشد بنابراین، این موضوع بطور ضمنی بیان می‌کند که توزیع بازدهی‌ها گوسی نیست[3].

جدول (1): آماره‌های توصیفی بازدهی روزانه بازار سهام تهران

میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
0.000423	0.022848	-0.023670	0.002359	0.350288	19.26539

منبع: محاسبات تحقیق

1. Fractional Integrated
2. Fat- tailed
3. آماره آزمون جارک ـ برا (Jarque-Bera) برای نرمال بودن توزیع بازدهی ها برابر 31751 می باشد که بسیار بیشتر از مقادیر بحرانی سطوح اعتماد معمول می باشد، بنابراین فرض صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع رد می‌شود.

4-2- آزمون تجربی فرضیه بازار فراکتالی

در این تحقیق از روش R/S کلاسیک، R/S اصلاح‌شده و مدل ARFIMA برای آزمون فرضیه فراکتالی در بازار سهام تهران استفاده شده است.

4-2-1- روش R/S کلاسیک

با استفاده از نرم افزار MATLAB مقدار آماره هرست برآوردشده از داده‌های مربوط به بازدهی‌های روزانه سهام تهران برابر 0.72 می‌باشد که بیانگر پایداری و وجود حافظه بلندمدت در این شاخص می‌باشد. اما همانطور که اشاره شد روش R/S کلاسیک نسبت به وجود حافظه و وابستگی‌های کوتاه‌مدت در داده‌ها حساس بوده و نتایج تورشدار ارائه می‌دهد. بنابراین ابتدا وجود یا عدم وجود همبستگی‌های کوتاه‌مدت در داده‌ها با استفاده از نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی و آماره باکس- پیرز[1] بررسی شد و فرض صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی های کوتاه‌مدت رد شد .

برای رفع همبستگی‌های کوتاه‌مدت مدل ARMA(p,q) بر داده‌ها برازش شد. برای تعیین مرتبه خودرگرسیونی (p) و مرتبه میانگین متحرک (q) از معیار شوارتز[2] استفاده شد. مدل ARMA(6,6) بر داده‌ها برازش شد. نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی و آماره باکس-پیرز نشان دادند که پسماندهای مدل فوق دارای وابستگی‌های کوتاه‌مدت نمی‌باشند. همچنین همه ریشه مشخصه‌های مدل ARMA معکوس پذیر می باشند و ضرایب برآورد شده که با آماره t آزمون شده اند معنی‌دار می‌باشند (پیوست 4). این موارد بیانگر مناسب بودن مدل برازش شده می‌باشد. بنابراین با استفاده از روش R/S وجود حافظه بلندمدت در پسماندهای مدل ARMA(6,6) بررسی شد. مقدار نمای هرست 0.57 برآورد شد. از آنجائی‌که روش R/S نمای هرست را بیش از اندازه برآورد می‌کند با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو مقادیر بحرانی نمای هرست برای آزمون فرض صفر محاسبه شد. بدین منظور 5000 مرتبه اعداد تصادفی دارای توزیع نرمال تولید شد و نمای هرست برای آنها محاسبه و مقدار میانگین و انحراف معیار آنها جهت محاسبه مقادیر بحرانی استفاده شد. نتایج این شبیه‌سازی نشان داد که مقدار نمای هرست برابر 0.57 برآورد شده برای پسماندهای مدل ARMA معنی‌دار نیست.

1.Box-Pierce
2. Schwarz Criterion

4-2-2- روش R/S اصلاح‌شده

مقادیر آماره V محاسبه شده از روش R/S اصلاح‌شده برای مقادیر مختلف q (مقدار وقفه برای محاسبه اتوکواریانس‌ها) برای بازدهی‌های سهام تهران در جدول (2) ارائه شده است.

جدول (2): نتایج تحلیل R/S اصلاح شده بر بازدهی روزانه بازاز سهام تهران

q (مقدار وقفه در محاسبه اتوکواریانسها)	0	5	30	90	180	270	360
آماره V	5.42	3.55	2.30	1.91	1.73	1.61	1.51

منبع: محاسبات تحقیق

با استفاده از تابع توزیع آماره V و مقادیر میانگین و انحراف معیار آن محدوده عدم رد فرض صفر برابر است با [0.809,1.862]. بنابراین در مقادیر بسیار کوچک q، فرض صفر رد می‌شود، اما در مقادیر بزرگتر فرض صفر رد نمی‌شود. بر اساس مطالعه لو (1991) مقدار q صحیح برای داده‌های روزانه با حجم بیش از 2500 بین 90 تا 360 است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که همانند روش R/S کلاسیک فرض صفر مبنی بر عدم وجود حافظه بلندمدت در بازدهی‌های روزانه بازار سهام تهران رد نمی‌شود. آماره V برای پسماندهای مدل ARMA(6,6) برابر 1.858 می‌باشد که به معنی عدم رد فرض صفر می‌باشد.

4-2-3- مدل ARFIMA

یکی از روش‌های دیگر محاسبه نمای هرست استفاده از مدل ARFIMA(0.d.0) می‌باشد. بعد از برآورد مرتبه انباشتگی (d)، نمای هرست بطور غیرمستقیم از رابطه $H = 0.5 + d$ محاسبه می‌شود. مقدار d برای بازدهی‌های روزانه بازار سهام تهران 0.3 برآورد شد، بنابراین نمای هرست تقریبا برابر 0.8 می‌باشد بنابراین فرض صفر مبنی بر کارایی بازار سهام رد می‌شود. مقدار H برآورد شده در این روش بسیار نزدیک متناظر آن در روش R/S کلاسیک می‌باشد. مدل ARFIMA(0.d.0) برای سری‌زمانی که همبستگی‌های کوتاه‌مدت در آن رفع شده است (یعنی پسماندهای مدل ARMA(6,6) برازش شد (شکل 5 در ضمیمه) و مقدار d برآورد شده برابر 0.002 و بنابراین $H = 0.502$ برآورد گردید. در نتیجه فرض صفر رد نمی‌شود.

بنابراین با استفاده از سه روش R/S کلاسیک، R/S اصلاح‌شده و مدل ARFIMA مشخص شد که برخلاف مطالعات قبلی، بازدهی‌های روزانه سهام تهران دارای حافظه بلندمدت و ساختار فراکتالی

و پایدار نمی‌باشد. بلکه این شاخص دارای حافظه کوتاه‌مدت می‌باشد بطوریکه بعد از رفع همبستگی-های کوتاه‌مدت فرض صفر ($H = 0.5$) رد نمی‌شود.

5- نتیجه‌گیری

بررسی کارایی بازارهای مالی ادبیات وسیعی را در مالیه به خود اختصاص داده است. اما در طی دهه-های اخیر فرضیه بازارهای کارا تعمیم یافته و فرضیه بازارهای فراکتالی مطرح شده است. فرضیه بازار فراکتالی علاوه بر آزمون کارایی، پایداری و توانایی بازارهای مالی در جذب شوک‌های اقتصادی را ارزیابی می‌نماید. مطالعات مختلفی فرضیه بازارهای فراکتالی بازارهای مالی بین المللی را آزمون نموده اند، اما مطالعه بسیار اندکی در مورد بازار سهام تهران صورت گرفته است. در ابن راستا، در این تحقیق تلاش شد تا این فرضیه در مورد بازار سهام تهران مورد آزمون قرار گیرد.

در این تحقیق از سه روش تحلیل R/S کلاسیک، تحلیل R/S اصلاح شده و مدل ARFIMA برای برآورد نمای هرست که معیاری است برای تشخیص نوع فرایندها در سری‌های زمانی استفاده شد. نمای هرست محاسبه شده با استفاده از روش تحلیل R/S کلاسیک برابر 0.72 شد که بیانگر پایداری بازار می باشد. اما از آنجائی‌که درصورت وجود اثرات کوتاه‌مدت در سری های زمانی، نمای هرست برآورد شده با استفاده از روش تحلیل R/S تورش‌دار خواهد بود. برای رفع این مشکل ابتدا حافظه کوتاه‌مدت در بازدهی‌ها از طریق رگرسیون‌های مدل نوع ARMA حذف و از پسماندهای مدل برای تحلیل R/S و آزمون فرضیه فراکتالی و وجود حافظه بلندمدت استفاده شد. همچنین از آنجائی-که نمای هرست برآورد شده با استفاده از تحلیل R/S دارای توزیع آماری شناخته شده‌ای نمی‌باشد، برای تعیین مقادیر بحرانی آماره آزمون فرضیه صفر مبنی بر اینکه بازدهی‌ها دارای توزیع مستقل، مشابه و نرمال[1] می‌باشند از شبیه سازی مونت کارلو استفاده شد. با استفاده از معیار شوارتز مراتب AR و MA تعیین شد و مدل ARMA(6,6) به منظور حذف حافظه کوتاه‌مدت بر بازدهی ها برازش شد. نمای هرست برآورد شده با استفاده از تحلیل R/S کلاسیک بر پسماندهای مدل ARMA(6,6) برابر 0.57 بود که نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود حافظه بلندمدت و عدم وجود ساختار فراکتالی رد نمی‌شود. در تحلیل R/S اصلاح شده، برای مقادیر وقفه های بیش از 90 مقدار آماره V در محدوده فاصله اطمینان قرار دارد بنابراین در این حالت نیز فرض صفر رد نمی‌شود. در مدل

1. Normal and Independent and Identically Distributed (NIID)

ARFIMA بعد از رفع وابستگی‌های کوتاه‌مدت، مرتبه انباشتگی جزئی برابر 0.002 تعیین شد و بنابراین مقدار نمای هرست برابر 0.502 محاسبه شد که در این روش نیز فرض صفر رد نشد.

بطور خلاصه، در این تحقیق نشان دادیم که برخلاف مطالعات قبلی در صورت استفاده صحیح از روشهای آزمون فرضیه بازارهای فراکتالی، بازدهی‌های روزانه سهام تهران دارای حافظه بلندمدت و ساختار فراکتالی و پایدار نمی‌باشد. بلکه این شاخص دارای حافظه کوتاه‌مدت می‌باشد بطوریکه بعد از رفع همبستگی‌های کوتاه مدت فرض صفر ($H = 0.5$) رد نمی‌شود. دلالت این یافته آنست که نخست، بازار سهام تهران کارا نیست یعنی بازدهی‌ها از فرایند تصادفی تبعیت نمی‌کند و بین بازدهی-های بازار در طی زمان همبستگی وجود دارد. در نتیجه برخی از سرمایه گذاران می توانند به طور سیتماتیک با استفاده از اطلاعات عمومی بازدهی غیرمتعارف کسب نمابند. دوم، فرایند و همبستگی-های موجود بین بازدهی ها دارای حافظه بلندمدت و پایدار نمی‌باشد. بلکه همبستگی بین بازدهی ها از توع کوتاه مدت می‌باشد. دلالت این یافته‌ها این است که با وجود اینکه شوک‌های مثبت و منفی و اطلاعات جدید بازدهی بازار سهام تهران و نوسانات (ریسک) آن را تغییر می‌دهد اما اثرات این شوک‌ها و اطلاعات بر بازدهی‌های بازار پایدار نمی باشد. دلالت سیاستی این یافته آنست که با وجود آنکه شوک‌ها و اطلاعات جدید بازدهی و ریسک بازار سهام تهران را در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار می‌دهد اما آثار این تغییرات بلندمدت و پایدار نیست. بنابراین اگر سیاست‌گذاران با اتخاذ سیاست‌های مناسب بتوانند نوسانات کوتاه‌مدت را بکاهند گام مهمی در کارایی بازار برداشته و این بازار را به عنوان ابزار مهم و مطمئنی جهت تخصیص بهینه منابع مالی کشور تبدیل خواهند نمود که در آن سرمایه‌گذاران با افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت منتفع خواهند شد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مأخذ:

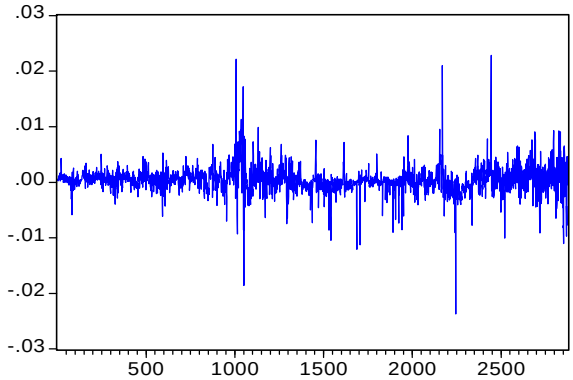
1. شعرایی، سعید و ثنائی اعلم ،محسن (1389)، "بررسی وجود حافظه بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران و ارزیابی مدلهایی که حافظه بلندمدت را در نظر می گیرند"، پژوهشهای حسابداری مالی، 6، 186-173.
2. مشیری، سعید و مروت، حبیب (1384)، "بررسی وجود فرایند آشوبی در شاخص بازدهی کل قیمت سهام در بازار بورس تهران"، پژوهشهای اقتصادی ایران، 25، صفحه 64-47.
3. Abhyankar, A. H., L. S. Copeland, W. Wong, (1995), "Nonlinear Dynamics in Real-Time Equity Market Indices: Evidence from the UK", Economic Journal, No. 105, pp 864-880.
4. Costa, R. L., & Vasconcelos, G. L. (2003)." Long-range correlations and nonstationarity in the Brazilian stock market". Physica A, 329, 231−248.
5. Fisher, A., Calvet, L., & Mandelbrot, B. (1997). "Multifractality of Deutschemark/US dollar exchange rates". Cowles Foundation Discussion Paper #1166. Yale University.
6. Granger, C. W. J., & Joyeux, R. (1980). "An introduction to long-range dependence time series models and fractional differencing". Journal of Time Series Analysis, 1(1), 15−29.
7. Greene, M. T., & Fielitz, B. D. (1977). "Long-range dependence in common stock returns".Journal of Financial Economics, 4, 339−349.
8. Hsieh, D. A., (1991), "Chaos and Nonlinear Dynamics: Applications to Financial Markets", Journal of Finance, 46, pp. 1839-1877.
9. Jacobsen, B. (1996)." Long term dependence in stock returns". Journal of Empirical Finance, 3, 393−417.
10. Jensen, M. (1978). "Some anomalous evidence regarding market efficiency" . journal of financial economics. 6: 95-101.
11. Kim, K., & Yoon, S. (2004). "Multifractal features of financial markets". Physica A, 344, 272−278.
12. Lo, A. W. (1991)." Long-range memory in stock market prices". Econometrica, 59(5), 1279−1313.
13. Mandelbrot, B. (1971). "When can price be arbitraged efficiently? A limit to the validity of the random walk and martingale models". The Review of Economics and Statistics, 53(3), 225−236.
14. Mandelbrot, B. (1982). "The fractal geometry of nature". W. H. Freeman.

15. Mandelbrot, B., & Taqqu, H. (1979). ”Robust R/S analysis of long run dependence“. Bulletin of the International Statistical Institute, 59−99.
16. Mandelbrot, B. B., M. S. Taqqu(1979), ”Robust R/S analysis of long-run serial correlation“, In Proceedings of the 42nd Session of the International Statistical Institute, Manila, Bulletin of theInternational Statistical Institute. Vol.48, Book 2, pp. 69-104
17. Norouzzadeh, P., & Jafari, G. R. (2005).” Application of multifractal measures to Teheran price index“. Physica A, 356, 609−627.
18. Onali, E., & Goddard, J. (2011). ” Are European equity markets efficient? New evidence from fractal analysis“. International Review of Financial Analysis, 20, 59-67.
19. Peters.E.Edgar. (1992), “Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics”, John Willy & Sons INC.
20. Peters, E. E. (1991).” Chaos and order in the capital markets“. John Wiley & Sons.
21. Serletis, A., & Rosenberg, A. A. (2009).” Mean reversion in the US stock market“. Chaos, solitons and fractals, 40, 2007−2015.
22. Scheinkman, J. A., B. LeBaron, (1989), “Nonlinear Dynamics and Stock Returns”, Journal of Business, No. 62, pp. 311-337
23. Shleifer, A. (2001). ” Inefficient Markets“, oxford university press.
24. Zhuang, X. -t., Huang, X. -y., & Sha, Y. -l. (2004). ”Research on the fractal structure in the Chinese stock market“. Physica A, 333, 293−305.

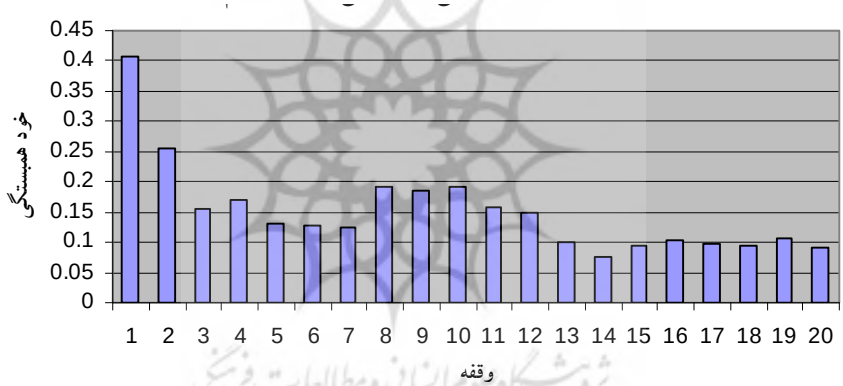
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست:

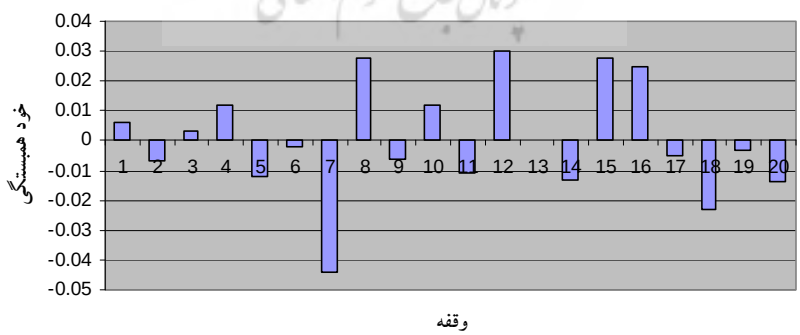
پیوست (1): نمودار بازدهی های روزانه شاخص قیمت بازار سهام تهران



پیوست(2): خود همبستگی های بازدهی‌های روزانه بازار سهام تهران



پیوست (3): خودهمبستگی در پسماندهای مدل ARMA(6,6) برازش شده بر بازدهی های روزانه بازار سهام تهران



پیوست (۴): نتایج برازش مدل ARMA(6,6) بر شاخص روزانه بازدهی سهام تهران

Dependent Variable: RETURN
Method: Least Squares
Date: 06/17/11 Time: 10:24
Sample (adjusted): 7 2875
Included observations: 2869 after adjustments
Convergence achieved after 18 iterations
Backcast: 1 6

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000417	0.000138	3.024391	0.0025
AR(1)	1.455741	0.028782	50.57883	0.0000
AR(2)	-0.277788	0.032383	-8.578281	0.0000
AR(3)	-0.663313	0.039478	-16.80226	0.0000
AR(4)	0.269892	0.030880	8.740072	0.0000
AR(6)	0.156224	0.011933	13.09143	0.0000
MA(1)	-1.132864	0.023409	-48.39536	0.0000
MA(3)	0.532402	0.022022	24.17586	0.0000
MA(6)	-0.191739	0.017787	-10.77975	0.0000

R-squared	0.207757	Mean dependent var	0.000423
Adjusted R-squared	0.205541	S.D. dependent var	0.002361
S.E. of regression	0.002105	Akaike info criterion	-9.486325
Sum squared resid	0.012667	Schwarz criterion	-9.467623
Log likelihood	13617.13	F-statistic	93.75030
Durbin-Watson stat	1.987770	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.95	.78-.60i	.78+.60i	-.15+.46i
	-.15-.46i	-.74		
Inverted MA Roots	.84	.76+.59i	.76-.59i	-.25-.52i
	-.25+.52i	-.74		

پیوست (5): نتایج برازش مدل ARFIMA(0,d,0) بر پسماندهای مدل ARMA(6,6) به منظور محاسبه d

```
---- Maximum likelihood estimation of ARIMA(0,d,0) model ----
The estimation sample is 1 (1) - 2873 (1)
The dependent variable is: Var1

                 Coefficient  Std.Error  t-value  t-prob
d parameter       0.00180223    0.01457    0.124   0.902

log-likelihood     13638.0913
no. of observations      2873  no. of parameters           2
AIC                -27272.1826  AIC/T             -9.49258008
mean(Var1)        3.50891e-008  var(Var1)        4.40908e-006
sigma^2           4.40906e-006

BFGS estimation using numerical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):
Strong convergence
Used starting values:
      0.00000
```