فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و چهارم، شماره ۷۷، بهار ۱۳۹۵، صفحات ۱۶۲-۱۳۹

بررسی فرضیه کارایی ضعیف در دو رژیم پرنوسان و کم‌نوسان بازدهی بازار سهام تهران

یونس نادمی
استادیار اقتصاد، دانشگاه آیت‌الله العظمی بروجردی (ره)
younesnademi@yahoo.com

علی اصغر سالم
استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)
Salem207@yahoo.com

چکیده
کارایی بازار یکی از مهم‌ترین موضوعات بازارهای مالی در دهه‌های اخیر بوده است. فرضیه بازار کارا بیان می‌کند که کلیه اطلاعات موجود به طور کامل و فوری در قیمت دارایی منعکس می‌شود، به طوری که امکان دستیابی به سود سیستماتیک ناشی از پیش‌بینی قیمت‌ها وجود ندارد. مهم‌ترین هدف این تحقیق، ارزیابی نوع ضعیف کارایی در بورس اوراق بهادار تهران در دو رژیم پرنوسان و کم نوسان بازدهی سهام است. بدین منظور برای آزمون کارایی ضعیف بازار سهام تهران از روش مارکوف سوئیچینگ گارچ در بازه زمانی مهرماه ۱۳۷۶ تا شهریور ۱۳۹۰ش، استفاده شده است. نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ، نشان می‌دهد بازار سهام تهران در هر دو رژیم پرنوسان و کم‌نوسان بازدهی از کارایی ضعیف برخوردار نیست و می‌توان در این بازار به سودهای سیستماتیک دست‌یافت. بنابراین، با توجه به اهمیت بازار سهام در تأمین مالی شرکت‌ها لازم است که سیاست‌گذاران در راستای کارایی بازار، سیاست‌های مناسبی اتخاذ کنند تا امنیت سرمایه‌گذاری در بازار به خوبی تأمین شود.

طبقه‌بندی JEL: *G01, G21, D61*.

واژه‌های کلیدی: *فرضیه بازار کارا، کارایی ضعیف، بازار سهام تهران، روش مارکوف سوئیچینگ گارچ.*

*** تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۷/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۹/۱۵**

۱. مقدمه

بازار سهام هر کشور یکی از مهم‌ترین ارکان اقتصادی آن کشور محسوب می‌شود. بازار سهام می‌تواند با جمع‌آوری سرمایه‌های خرد و تبدیل آن به سرمایه‌های کلان موجبات گسترش سرمایه‌گذاری و، در نهایت، رشد اقتصادی را فراهم نماید. در این میان هر چقدر بازار سهام از کارایی بیشتری برخوردار باشد عملکرد و نتایج مثبتی بر اقتصاد برجای می‌گذارد.

فرضیه بازار کارا (EMH[1]) را فاما[2] مطرح کرد. طبق این فرضیه بازاری کارایی دارد که در آن کلیه اطلاعات موجود به طور کامل و فوری در قیمت دارایی منعکس می‌شود، به طوری که امکان دستیابی به سود سیستماتیک ناشی از پیش‌بینی قیمت‌ها وجود ندارد. با توجه به اهمیتی که اطلاعات در کارایی بورس اواق بهادار دارد، کارایی در بازار با استفاده از ۳ مجموعه اطلاعاتی در ۳ شکل مورد بررسی قرار می‌گیرد. این اطلاعات عبارتند از: ۱) اطلاعات مربوط به گذشته، ۲) کلیه اطلاعات عمومی انتشار یافته، ۳) اطلاعات عمومی و اطلاعات خصوصی و محرمانه. با توجه به این ۳ نوع اطلاعات، کارایی بازار، به ترتیب در سه سطح ضعیف، نیمه‌قوی و قوی، آزموده می‌شود.

نظریه ضعیف کارایی بازار بیان می‌کند که تمام اطلاعات گذشته، از قبیل قیمت‌های گذشته سهام، در قیمت کنونی سهام انعکاس یافته و، بنابراین، اطلاعات به بازدهی بیشتر سرمایه‌گذاری در سهام کمک نمی‌کند. این نظریه، همچنین، معرف نظریه گشت تصادفی است و براساس آن نمی‌توان با استفاده از داده‌های پیشین قیمت‌های دارایی، بازدهی غیر معمول کسب کرد (فاما، ۱۹۷۰).

طبق نظریه نسبتاً قوی کارایی بازار، تمام اطلاعات عمومی موجود در دسترس سرمایه‌گذاران در قیمت کنونی سهام انعکاس یافته و، بنابراین، تحلیل‌های تکنیکی و بنیادی بازار در بازدهی بالاتر سهام بی اثر است.

براساس نظریه قوی کارایی بازار، تمام اطلاعات، اعم از اطلاعات عمومی یا خصوصی، در قیمت کنونی سهام منعکس شده و در این صورت حتی اطلاعات خصوصی داخل شرکت‌ها نمی‌تواند در بازدهی بالاتر سهام مؤثر باشد.

یکی از بخش‌های اصلی بازار سرمایه، بورس اوراق بهادار است. شاخص بورس می‌تواند نشان‌دهنده وضعیت اقتصادی یک کشور باشد. عموماً رکود در بازار سهام نشانه‌ای از رکود اقتصادی و

1. Efficient Market Hypothesis (EMH)
2. Eugene Fama

رونق آن نشانه‌ای از رونق اقتصادی کشور محسوب می‌شود. به سبب اهمیت بازار بورس در اقتصاد، بحث کارایی بازار سهام یکی از اصلی‌ترین و مهم‌ترین مباحث برای سیاست‌گذاران بازار سرمایه در کشور است. در صورت کارایی بورس، هم قیمت اوراق بهادار به درستی تعیین می‌شود و هم تخصیص سرمایه که مهم‌ترین عامل تولید و توسعه اقتصادی است، به صورت مطلوب انجام می‌گردد. شناخت وضعیت کارایی نسبی بازار برای برآورد حجم فعالیت در بورس و اوراق بهادار از نظر کارگزاری‌ها، تحلیل‌گران، مدیران شرکت‌ها و خریداران سهام ضروری است. علاوه بر این، از دیدگاه برنامه‌ریزان اقتصاد کلان کشور، کارایی نسبی بازار به معنی تخصیص بهینه منابع کشور است. به دلیل اهمیت بازار سهام در تأمین مالی شرکت‌ها و، همچنین، اهمیت کارایی بازار سهام در جذب سهامداران و گسترش فرهنگ سهامداری، در این مطالعه به بررسی کارایی بازار سهام تهران با روش مارکوف سوئیچینگ گارچ پرداخته شده است. مهم‌ترین هدف این تحقیق، ارزیابی نوع ضعیف کارایی در بورس اوراق بهادار تهران است. برای این منظور از داده‌های شاخص قیمت بازار سهام، به صورت سری زمانی روزانه، که از طریق سایت سازمان بورس منتشر می‌گردد، استفاده می‌شود و اطلاعات سری زمانی روزانه شاخص کل، در دوره ۱۴ ساله ۱۳۹۰-۱۳۷۶ش، مورد استفاده قرار گرفته است.

این مقاله از پنج قسمت تشکیل شده است. بخش اول به مقدمهٔ بحث و بخش بعدی به ادبیات نظری و پیشینه تحقیق اختصاص یافته است. در بخش سوم روش تحقیق ارائه و شده و در بخش چهارم توصیف داده و نتایج برآورد مدل تحلیل شده است و، سرانجام، در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهاد ارائه شده است.

۲. ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱. ادبیات نظری

به طور کلی، کارایی بازار یک زنجیره متشکل از کارایی تخصیصی، کارایی قیمت‌گذاری، کارایی اطلاعاتی و کارایی عملیاتی است (عبیداللّه، ۲۰۰۲؛ شهرازی، ۱۳۸۹).

۱. کارایی تخصیصی: یکی از جنبه‌های کارایی، تخصیص بهینه وجوه به دارایی‌هاست. در صورت وجود کارایی تخصیصی در بازار، به دارایی‌هایی که سوددهی بیشتر و ریسک کمتری دارند وجوه بیشتری اختصاص داده می‌شود.

۲. کارایی قیمت‌گذاری: یک جنبه مهم کارایی بازار این است که تا چه میزان بازار در تعیین صحیح

قیمت دارایی موفق عمل کرده است. در واقع، برابری قیمت دارایی با ارزش بنیانی آن را کارایی قیمت-گذاری می‌گویند. وجود کارایی قیمت‌گذاری لازمه برقراری کارایی تخصیصی می‌باشد.

۳. کارایی اطلاعاتی: وقتی در یک بازار، اطلاعات بدون وقفه و کامل (بدون نقصان) در قیمت‌ها منعکس شود گفته می‌شود که این بازار از لحاظ اطلاعاتی کارا است. وجود کارایی اطلاعاتی شرط لازم برای برقراری کارایی قیمت‌گذاری می‌باشد.

۴. کارایی عملیاتی: هزینه‌های معاملاتی شامل هزینه کسب و پردازش اطلاعات و هزینه مبادله، جزء نقص‌های بازار هستند و مانع تعدیل سریع و کامل قیمت‌ها می‌شوند. بنابراین، پیش شرط ایجاد کارایی اطلاعاتی این است که معاملات با کمترین هزینه ممکن انجام شود یا به اصطلاح از لحاظ عملیاتی کارا باشد. با دقت در تعریف فرضیه بازار کارا و با توجه به زنجیره کارایی فوق، مشخص می‌شود که منظور از کارایی بازار در بحث فرضیه بازار کارا، کارایی اطلاعاتی است. به عبارت دیگر، پذیرش فرضیه بازار کارا به منزله تأیید وجود کارایی اطلاعاتی است (تیمرمان و گرنجر[1]، ۲۰۰۴).

فرضیه بازار کارا ارتباط نزدیکی با ایده گام تصادفی دارد. فرضیه گام تصادفی در ادبیات مالیه برای توصیف یک سری زمانی قیمتی که در آن قیمت‌های آتی، انحرافاتی تصادفی از قیمت‌های گذشته دارند استفاده می‌شود (شهرازی، ۱۳۸۹). فرایند گام تصادفی را به صورت زیر می‌توان بیان کرد:

$$y_{t+1} = y_t + \mu_{t+1} \quad \mu_{t+1} \sim i.i.d.(0,\sigma^2) \qquad (۱)$$

در اینجا y_t و y_{t+1}، به ترتیب، قیمت (نرخ ارز) تحقق یافته در دوره‌های t و t+1 و μ_{t+1} جمله خطای تصادفی است که دارای توزیع مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس ثابت فرض می‌شود (بولتر[2]، ۲۰۰۷). از سوی دیگر، اگر بازار سهام کارا باشد آنگاه:

$$E(y_{t+1}|I_t) = y_t \qquad (۲)$$

به بیان دیگر، قیمت مورد انتظار در دوره t+1 با توجه به همهٔ اطلاعات موجود تا دوره t همان قیمت در دوره t است. در اینجا نیز y_t و y_{t+1} به ترتیب قیمت تحقق یافته در دوره‌های t و t+1 می‌باشد. I_t به عنوان مجموعه اطلاعات در دسترس مربوط به دوره t و قبل از آن در نظر گرفته شده است. همان‌طور که مشخص است رابطه (۲) در واقع امید ریاضی رابطه (۱) می‌باشد که مبین ارتباط

1. Timmermann and Granger
2. Boulter

فرضیه بازار کارا و فرضیه گام تصادفی است. به فرایندهای تصادفی که از روابط فوق تبعیت می‌کنند مارتینگل[1] گفته می‌شود. مارتینگل یک الگوی احتمالی از یک بازی منصفانه[2] است. در بورس‌بازی، یک بازی را اصطلاحاً بازی منصفانه گویند اگر سودها و زیان‌ها یکدیگر را حذف کنند به طوری‌که دارایی آتی مورد انتظار یک بورس باز با دارایی جاری او برابر باشد. نتیجه بازی منصفانه این است که هیچ راهی برای به‌دست آوردن سود خالص با استفاده از قیمت‌های پیشین دارایی وجود ندارد که این، در واقع، همان نتیجه شکل ضعیف فرضیه بازار کاراست (منتگنا و استنلی[3]، ۲۰۰۰). رابطه (۲) بیان می‌کند که قیمت امروز، حاوی تمامی اطلاعات از گذشته تا به امروز، بهترین پیش‌بینی از قیمت فرداست. بنابراین، در مورد یک بازار کارا، قیمت سهام تنها وقتی تغییر می‌کند که اطلاعات جدید پیش‌بینی نشده و غیرمنتظره به بازار برسد. به محض اینکه اطلاعات جدید وارد بازار شود همه سرمایه‌گذاران به روشی مشابه و به طور فوری به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند و اجازه نمی‌دهند تا اطلاعات انباشته شود که این رویه مرتبط با مفهوم سرمایه‌گذاری عقلایی است (اسجلتروپ، ۲۰۰۰ و شهرازی، ۱۳۸۹).

در ادبیات کارایی بازار سه نوع کارایی مدنظر است: کارایی ضعیف، کارایی نیمه قوی و کارایی قوی که در ادامه این مفاهیم به شکلی مختصر ارائه می‌شوند.

الف) کارایی ضعیف: براساس کارایی ضعیف، مجموعه اطلاعات تنها شامل اطلاعات قیمتی گذشته است. این شکل از فرضیه به طور مشخص عنوان می‌کند که نمی‌توان از طریق تجزیه و تحلیل تکنیکی، اطلاعاتی اضافی به دست آورد به طوری‌که با استفاده از آن به پیش‌بینی حرکات رو به بالا یا رو به پایین قیمت دارایی پرداخت. به عبارت دیگر، در این شکل از کارایی همهٔ اطلاعات راجع به گذشته دارایی در قیمت کنونی آن منعکس شده است، به طوری‌که دیگر تجزیه و تحلیل تکنیکی جهت کسب سود کارساز نخواهد بود. البته در این شکل، قیمت‌ها لزوماً ارزش واقعی را نشان نمی‌دهند و تجزیه و تحلیل بنیانی ممکن است به کسب سود منجر شود. شکل ضعیف فرضیه بازار کارا را می‌توان با جمع‌آوری داده‌های قیمتی گذشته و مطالعه پیش‌بینی‌پذیری[4] عایدی‌ها از طریق تشخیص وجود همبستگی یا نبود همبستگی میان آنها آزمون کرد (کویلارد و داویسون[5]، ۲۰۰۵).

1. Martingale
2. Fair game
3. Mantegna and Stanley
4. Predictability
5. Couillard and Davison

ب) کارایی نیمه قوی: طبق این شکل از کارایی، امکان رسیدن به سود غیرنرمال از طریق اطلاعات عمومی وجود ندارد. در اینجا مجموعه اطلاعاتی علاوه بر اینکه حاوی اطلاعات قیمتی گذشته است، بازگوکننده تمامی اطلاعات عمومی و آشکار دیگر نیز می‌باشد. بدین ترتیب، در این سطح از کارایی نه تنها تجزیه و تحلیل تکنیکی بلکه تجزیه و تحلیل بنیانی نیز در کسب سود مؤثر نیست (اسجلتروپ[1]، ۲۰۰۰).

بررسی شکل نیمه قوی به دلیل مشکل فرضیه مشترک[2] با ابهاماتی همراه است. این مشکل از آنجا ایجاد می‌شود که آزمون شکل نیمه قوی کارایی مستلزم تعیین اثر صحیح بنیان‌هاست. برای آنکه شخص بداند آیا قیمت‌ها سازگار با بنیان‌های اقتصادی هستند یا خیر باید مدلی داشته باشد که ارتباطی بین بنیان‌های اقتصادی و قیمت دارایی فراهم آورد. هرچند در این خصوص مدل‌هایی ارائه شده، اما هیچ کس مطمئن نیست که این مدل‌ها این ارتباط را به نحوی که از لحاظ تجربی قانع‌کننده باشد برقرار نمایند (کوهل[3]، ۲۰۰۷).

به طور مشخص‌تر، فرضیه مشترک به این معناست که شخص برای بررسی کارایی نیمه قوی، در واقع، با دو فرضیه روبه‌روست. یک فرضیه راجع به مدل ساختاری تعیین‌کننده قیمت‌های تعادلی و فرضیه دیگر راجع به توانایی عوامل در قیمت‌گذاری به صورت کاراست. بنابراین، یک آزمون تجربی اگر براساس مدل تعادلی نادرست و ناقص و یا مدلی که در دسترس عموم افراد نیست انجام گیرد شاید به اشتباه فرضیه بازار کارا را رد کند. به طور خاص در مورد نرخ ارز، انتخاب فرایند تعادلی توصیف‌کننده نرخ‌های ارز برای یک آزمون صحیح کارایی بازار بسیار تعیین کننده است (لویچ[4]، ۱۹۷۸).

فاما (۱۹۷۶) خاطرنشان می‌کند که رد فرضیه بازار کارا نباید یک نتیجه‌گیری قطعی و نهایی راجع به کارایی بازار قلمداد شود، زیرا رد فرضیه ممکن است نه به دلیل ناکارایی بازار بلکه به دلیل عدم تصریح درست مدل بازار باشد. کاربرد شکل ضعیف اصولاً چنین مشکلی ندارد، زیرا آزمون شکل ضعیف کارایی نیاز به فرمول‌بندی یک مکانیزم قیمت تعادلی مشخصی ندارد (کوهل، ۲۰۰۷).

ج) کارایی قوی: در بالاترین سطح از کارایی بازار، قیمت‌ها بازگوکننده همهٔ اطلاعات اعم از اطلاعات قیمتی گذشته، اطلاعات عمومی و خصوصی هستند. شکل قوی کارایی حکایت از آن دارد

1. Skjeltorp
2. Joint hypothesis
3. Kuehl
4. Levich

که حتی اطلاعات محرمانه و داخلی بازار نیز باعث برتری یک سرمایه‌گذار نسبت به سرمایه‌گذار دیگر نمی‌شود. به عبارت دیگر، تمام اطلاعات آشکار و پنهان در قیمت‌های بازار منعکس می‌گردد و هیچ گروهی از سرمایه‌گذاران نمی‌توانند بیش از نرخ بازدهی عادی سود کسب کنند. این شکل افراطی از کارایی، عمدتاً به عنوان یک حالت حدی در نظر گرفته می‌شود و برقراری آن در واقعیت غیر محتمل به نظر می‌رسد. گروسمن و استیگلیتز[1] (۱۹۸۰)معتقدند در دنیایی که اطلاعات رایگان نباشد و کسب آنها مستلزم پرداخت هزینه باشد، امکان ندارد که بازار کاملاً کارا باشد. بنابراین یک مدل معقول تعادل بازار، باید جایی برای انگیزه‌های سرمایه‌گذاران برای جمع‌آوری اطلاعات باقی بگذارد. پس، به ناچار، باید امکان بروز ناکارایی‌های هرچند کوچک در بازار را پذیرفت (جونز و نتر[2]، ۲۰۰۸؛ راسخی و شهرازی، ۱۳۹۱).

فاما (۱۹۹۱) این نکته را به اظهارات پیشینش اضافه می‌کند که پیش‌فرض فرضیه بازارهای کارا این است که هزینه انعکاس اطلاعات و، همچنین، هزینه‌های مبادله صفر است. یک تعریف کلی‌تر از کارایی می‌تواند این طور باشد که قیمت‌ها اطلاعات را تا جایی منعکس می‌کنند که سود نهایی اطلاعات برابر با هزینه نهایی جمع‌آوری آنها شود (جونز و نتر، ۲۰۰۸).

۲-۲. پیشینه تحقیق

در ایران تحقیقات فراوانی درخصوص کارایی بازار سهام انجام شده است که به برخی از آنها اشاره می‌شود:

ملکی (۱۳۷۷) در تحقیقی به تجزیه و تحلیل کارایی بازار سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری (مالی) در بورس اوراق بهادار تهران، در دوره زمانی ۱۳۷۵- ۱۳۷۰ش، پرداخته‌اند. در این تحقیق با به کارگیری اطلاعات سری زمانی شاخص ماهانه کل و شاخص ماهانه مالی با مقدار مشاهدات ۷۲ عدد برای هر کدام از شاخص‌ها و با استفاده از روش‌های آزمون تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی نگار و آزمون ریشه واحد دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته، این نتیجه حاصل شد که بازار بورس اوراق بهادار تهران حتی از کارایی ضعیف پیروی نکرده است.

تهرانی، انصاری و سارنج (۱۳۸۷) در تحقیقی با استفاده از آزمون نسبت واریانس، وجود پدیده بازگشت به میانگین را در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار داده‌اند. برای این منظور از سه

1. Grossman and stiglitz
2. Jones and Netter

شاخص قیمت، بازده نقدی و قیمت و شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر در دوره زمانی ۱۳۸۷ ° ۱۳۷۱ش استفاده شد. نتایج حاصل وجود پدیده بازگشت به میانگین را در دو شاخص بازده نقدی و قیمت تأیید می‌کند. اما شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر از فرایند گشت تصادفی پیروی نموده است.

صمدی و همکاران (۱۳۸۶) به آزمون کارایی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعده فیلتر (یکی از روش‌های مؤثر در بررسی کارایی در سطح ضعیف)، برای دوره (۳: ۱۳۸۶ ° ۱: ۱۳۸۳) پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد بورس اوراق بهادار تهران در دوره مورد بررسی، فاقد کارایی در سطح ضعیف و حتی میزان کارایی، در دو سال ۸۵ و ۸۶، کمتر از سال‌های ۸۳ و ۸۴ بوده است. به رغم این موضوع براساس برآورد الگوی رگرسیونی میان قیمت اسمی و ارزش ذاتی، در پایان دوره مورد بررسی، حباب قیمتی مشاهده نمی‌شود.

فتاحی و همکاران (۱۳۹۱) در این مطالعه از آزمون‌های نسبت واریانس یگانه لوومکینل، چندگانه چاو و دنینگ، ریچاردسون و اسمیت، بلیر- فرنچ و کانتریراس و بوت- استرپکیم بهره گرفته می‌شود. گفتنی است، در این پژوهش از چهار شاخص قیمتی تپیکس، صنعت، مالی، قیمت و بازده نقدی در فاصله ابتدای ۱۳۸۶ تا انتهای ۱۳۸۹ به صورت روزانه استفاده می‌شود. نتایج حاکی از ردگام تصادفی و در نتیجه نبود کارایی بازار بودند. بخشی از نتایج این مطالعه همچنین حاکی از رفتار بازگشت به میانگین در شاخص قیمت و بازده نقدی بود.

راسخی و شهرازی (۱۳۹۱) به مطالعه کارایی بازار ارز ایران با استفاده از تکنیک آنالیز نوسانات، روندزدایی شده و آزمون‌های مانایی دیکی- فولر و فیلیپس - پرون در فاصله سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۸۹ش پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بازار ارز ایران در دوره منتخب دارای کارایی به شکل ضعیف عمل کرده است. آنها دلیل کارا بودن بازار ارز ایران را بیش از آنکه زاییده رفتار آگاهانه معامله‌گران بدانند ناشی از مداخلات ارزی تحت نظام ارزی شناور مدیریت شده دانسته‌اند.

در سایر کشورها تحقیقات گسترده‌ای درخصوص کارایی بازار سهام انجام شده است که برخی از آنها به شرح زیر است:

ناریان و اسمیث[1] (۲۰۰۴) در تحقیقی برای بازار سهام کره جنوبی با استفاده از داده‌های ماهانه، در دوره زمانی ۲۰۰۳ ° ۱۹۸۱م، فرضیه گشت تصادفی را مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند رفتار قیمت سهام با فرضیه بازار کارا مطابقت دارد.

1. Narayan and Smyth

سرلتیس و روزنبرگ[1] (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های روزانه در دوره زمانی ۵ فوریه ۱۹۷۱ تا دسامبر ۲۰۰۶م، شاخص‌های بازار سهام ایالت متحده را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها به این نتیجه رسیدند که پدیده بازگشت به میانگین در این شاخص‌ها وجود دارد و فرضیه کارایی بازار سهام پذیرفته نمی‌شود.

چالرز و دارنی[2] (۲۰۰۹) با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس، کارایی بازار سهام چین را به وسیله دو شاخص شانگهای و شنزن در این کشور، در فاصله زمانی ۲۰۰۷ ° ۱۹۹۲م، بررسی کردند که نتایج حاکی از ناکارایی بازار مذکور است.

سلام[3] (۲۰۱۳) فرضیه کارایی ضعیف را در بازار سهام داکا در بنگلادش برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۴م و داده‌های ماهیانه شاخص قیمت بازار با ۵ روش آمار توصیفی، آزمون خوبی برازش کلوموگروف-اسمیرنوف[4]، آزمون خودهمبستگی، آزمون اجرا[5] و روش قواعد تجاری تکنیکال[6] مورد بررسی قرار داده است. نتایج تنها آزمون اجرایی نشان می‌دهد که بازار از کارایی ضعیف برخوردار و سایر آزمون‌ها از ناکارایی بازار سهام داکا حکایت می‌کند.

رابینی، کمال و سلیم[7] (۲۰۱۳) به بررسی شکل ضعیف کارایی بازار سهام پاکستان در فاصله سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۰م پرداخته‌اند. آنها از آزمون‌های مختلف مانایی مانند آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، آزمون تابع خودهمبستگی، آزمون فیلیپس پرون و آزمون ران برای آزمون کارایی ضعیف بازار سهام پاکستان بهره جسته‌اند. نتایج برآورد مدل‌ها نشان داده است که برای همهٔ آزمون-های انجام شده به جز آزمون ران ناکارایی بازار سهام تأیید شده است. تنها آزمون رانز نشان داده است که برای دوره‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۹ و ۲۰۰۷-۲۰۰۵م بازار سهام پاکستان از شکل ضعیف کارایی برخوردار بوده است.

ریزوی و همکاران[8] (۲۰۱۴) به بررسی و تحلیل کارایی بازار سهام کشورهای اسلامی در مقابل کشورهای توسعه‌یافته با روش *MF-DFA* پرداخته‌اند. آنها به این نتیجه رسیده‌اند که بازارهای سهام

1. Serletis and Rosenberg
2. Charles and Darne
3. Salam
4. Kolmogrov Smirnov goodness of fit test
5. Run Test
6. Technical trading rules
7. Rabbani, Kamal & Salim
8. Rizvi et. al

کشورهای اسلامی در دوران بحران‌های مالی جهانی عملکرد کارایی داشته‌اند. آنها به اثر درجه توسعه‌یافتگی بازار سهام بر کارایی بازار نیز توجه و پیشنهاد کرده‌اند که کشورهای اسلامی برای بهبود تخصیص سرمایه در اقتصاد به سیاست‌گذاری در جهت ارتقای سطح توسعه‌یافتگی بازار بپردازند.

کومار و کومار[1] (۲۰۱۵) به بررسی کارایی بازار سهام هندوستان در بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴م پرداخته و از داده‌های روزانه شاخص قیمت سهام استفاده کرده‌اند. آنها از روش‌های خودهمبستگی، آماره Q و آزمون ران استفاده نموده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که بازار سهام هندوستان از کارایی ضعیف برخوردار نیست.

ساید و هارپر[2] (۲۰۱۵) به بررسی کارایی بازار سهام روسیه با رویکرد گام تصادفی در بازه زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۳م پرداخته‌اند. آنها از آماره‌های خودهمبستگی، لجانگ- باکس و آزمون نسبت واریانس استفاده نموده‌اند. نتایج این تحقیق نشان داده است که بازار سهام روسیه از کارایی ضعیف برخوردار نیست و قیمت‌های سهام در روسیه منعکس‌کننده تمام اطلاعات قیمتی گذشته نیست و، بنابراین، امکان دستیابی به سودهای سیستماتیک در این بازار وجود دارد.

رقیب و آلوم[3] (۲۰۱۵) به بررسی فرضیه کارایی ضعیف در بازار سهام داکا (بنگلادش) در بازه زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۱م پرداخته‌اند. آنها از آزمون‌های ناپارامتریک برای بررسی فرضیه کارایی ضعیف استفاده کرده و نتایج مطالعهٔ آنها حاکی از ناکارایی ضعیف در بازار سهام داکاست.

۳. روش تحقیق

بسیاری از متغیرها دارای بخش‌هایی هستند که در آن رفتار سری به طور جدی تغییر می‌کند. یعنی هر متغیر کلان اقتصادی یا داده‌های مالی در یک دوره طولانی، با شکست‌های زیادی مواجه هستند. چنین تغییرات آشکاری در سری‌های زمانی ممکن است نتیجه جنگ، یک ترس عمومی در بازارهای مالی و یا تغییرات معنی‌دار در سیاست‌های دولت باشد(همیلتون[4]، ۱۹۸۹).

1. Kumar & Kumar
2. Said & Harper
3. Raquib & Alom
4. Hamilton

باید توجه داشت که اگر یک فرایند در گذشته دچار تغییراتی شده، چه بسا در آینده نیز این تغییرات رخ دهد و این مسئله باید در پیش‌بینی‌ها در نظر گرفته شود. همچنین تغییر در رژیم نباید به عنوان یک مسئله قابل پیش‌بینی و قطعی در نظر گرفته شود زیرا یک متغیر تصادفی و برون‌زاست.

در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، فرایند سری زمانی مورد نظر را تابعی از یک متغیر تصادفی غیرقابل مشاهده[1] فرض می‌کنند که رژیم یا حالت نام دارد که در تاریخ t، فرآیند سری زمانی مورد نظر در آن قرار داشته است. در ضمن رژیم فقط مقادیر صحیح را به خود می‌گیرد و ساده‌ترین مدل سری زمانی برای یک مقدار تصادفی گسسته «زنجیره مارکف» است (همیلتون، ۱۹۸۹).

در حالت کلی مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$r_t|\zeta_{t-1}\sim\begin{cases} f\left(\theta_t^{(1)}\right)p_{1,t} \\ f\left(\theta_t^{(2)}\right)(1-p_{1,t}) \end{cases} \quad (۳)$$

که در آن $f(\cdot)$ نشان‌دهنده یکی از توزیع‌های شرطی ممکن است که می‌توان فرض نمود دارای توزیع نرمال، تی استیودنت یا توزیع خطای تعمیم یافته باشد. جمله $\theta_t^{(i)}$ بیانگر بردار پارامترها در رژیم i ام است که توزیع را مشخص می‌کند؛ عبارت $p_{1,t}=\Pr[s_t=1|\zeta_{t-1}]$ احتمال پیش‌بینی شده و ζ_{t-1} بیانگر مجموعه اطلاعات در زمان t-1 است (مارکوسی، ۲۰۰۵؛ کلاسن، ۲۰۰۲؛ گری، ۱۹۹۶).

بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به سه جزء تجزیه کرد:

$$\theta_t^{(i)}=\left(\mu_t^{(i)},h_t^{(i)},\nu_t^{(i)}\right) \quad (۴)$$

که در آن $\mu_t^{(i)}\equiv E(r_t|\zeta_{t-1})$ میانگین شرطی (یا پارامتر موقعیت)، $h_t^{(i)}=Var(r_t|\zeta_{t-1})$ واریانس شرطی (یا پارامتر مقیاس) و $\nu_t^{(i)}$ پارامتر شکل توزیع شرطی است.

بنابراین، مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ شامل چهار عنصر می‌شود: میانگین شرطی، واریانس شرطی، فرآیند رژیم و توزیع شرطی. معادله میانگین شرطی در اینجا به شکل ۵ مدل‌سازی شده است:

$$r_t^{(i)}=\mu^{(i)}+\varphi_1^{(i)}r_{t-1}+\varepsilon_t^{(i)} \quad (۵)$$

1. Unobserved

به‌طوری‌که $i=1,2$ و $\varepsilon_t = \eta_t\sqrt{h_t}$ و η_t یک فرآیند با میانگین صفر و واریانس واحد می‌باشد. دلیل عمدهٔ این انتخاب بررسی فرضیه کارایی ضعیف در دو رژیم پرنوسان و کم نوسان بازدهی در بازار سهام تهران بوده است.

واریانس شرطی r_t با فرض مسیر رژیم کامل $\tilde{s}_t = (s_t, s_{t-1}, \dots)$، عبارت است‌از $h_t^{(i)} = V[\varepsilon_t|\tilde{s}_t, \zeta_{t-1}]$. برای واریانس شرطی که از یک فرآیند GARCH(1,1) پیروی می‌کند، فرض می‌شود:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)}h_{t-1} \qquad (۶)$$

که در آن h_{t-1} یک میانگین مستقل از وضعیت واریانس‌های شرطی گذشته است. در واقع، در بحث رژیم سوئیچینگ، اگر h_{t-1} نیز وابسته به وضعیت‌های گذشته $\tilde{s}_{t-1}$ باشد، یعنی اگر $h_{t-1}^{(i)}$ نیز دارای اندیس i باشد، باید n پارامتر برآورد کرد زیرا در آن صورت $h_{t-1}^{(i)}$ نیز وابسته به $h_{t-2}^{(i)}$ و $h_{t-2}^{(i)}$ نیز وابسته به $h_{t-3}^{(i)}$ و ... خواهد شد که برآورد پارامترها در این حالت امری امکان‌ناپذیر می‌شود. بنابراین یک ساده‌سازی برای اجتناب از اینکه واریانس شرطی یک تابع از تمام وضعیت‌های گذشته بشود، مورد نیاز است.

کلاسن[1] (۲۰۰۲) برای اجتناب از این مشکل، جمله زیر را برای واریانس شرطی معرفی کرد:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)}E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(i)}\middle|s_t\right\} \qquad (۷)$$

امید انتظاری جمله فوق به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$E_{t-1}\left\{h_{t-1}^{(i)}\middle|s_t\right\} = \tilde{p}_{ii,t-1}\left[\left(\mu_{t-1}^{(i)}\right)^2 + h_{t-1}^{(i)}\right] + \tilde{p}_{ji,t-1}\left[\left(\mu_{t-1}^{(j)}\right)^2 + h_{t-1}^{(j)}\right] - \left[\tilde{p}_{ii,t-1}\mu_{t-1}^{(i)} + \tilde{p}_{ji,t-1}\mu_{t-1}^{(j)}\right]^2 \qquad (۸)$$

احتمالات نیز به‌صورت ۷ محاسبه می‌شوند:

$$\tilde{p}_{ji,t} = \Pr(s_t = j|s_{t+1} = i, \zeta_{t-1}) = \frac{p_{ji}Pr(s_t=j|\zeta_{t-1})}{Pr(s_{t+1}=i|\zeta_{t-1})} = \frac{p_{ji}p_{j,t}}{p_{i,t+1}} \qquad (۹)$$

1. Klaassen

که i,j=1,2 چون همبستگی سریالی در بازدهی‌ها وجود ندارد، پیش‌بینی h مرحله به جلو نوسانات در زمان T-1 می تواند به‌صورت ۱۰ محاسبه گردد:

$$\hat{h}_{T,T+h} = \sum_{\tau=1}^{h} \hat{h}_{T,T+\tau} = \sum_{\tau=1}^{h} \sum_{i=1}^{2} \Pr(s_\tau = i|\zeta_{T-1})\, \hat{h}^{(i)}_{T,T+\tau} \qquad (۱۰)$$

که در آن $\hat{h}_{T,T+h}$ پیش‌بینی نوسانات انباشت شده زمان T برای h مرحله بعد و $\hat{h}^{(i)}_{T,T+\tau}$ نشان-دهنده پیش‌بینی نوسانات τ مرحله به جلو در رژیم i ساخته شده در زمان T است که می‌تواند به شکل بازگشتی محاسبه شود:

$$\hat{h}^{(i)}_{T,T+\tau} = \alpha_0^{(i)} + \left(\alpha_1^{(i)} + \beta_1^{(i)}\right) E_T\left\{\hat{h}^{(i)}_{T,T+\tau-1} \middle| s_{T+\tau}\right\} \qquad (۱۱)$$

بنابراین، پیش‌بینی‌های چند مرحله جلو نوسانات به‌صورت یک میانگین وزنی از پیش‌بینی‌های نوسانات چند مرحله جلو در هر رژیم محاسبه می‌شوند به‌طوری‌که وزن‌ها احتمالات پیش‌بینی هستند. پیش‌بینی نوسانات هر رژیم با یک فرمول به شکل گارچ به دست می‌آید به‌طوری‌که امید نوسانات دوره قبل به‌وسیله وزن دادن نوسانات رژیم قبلی با احتمالات معادله (۹) مشخص می‌شود. در حالت کلی برای محاسبه پیش‌بینی نوسانات، احتمال فیلتر (هموار شده) τ دوره جلو مورد نیاز است.

در ادبیات مارکوف رژیم سوئیچینگ یک عنصر ضروری برای برآورد ماکزیمم درست‌نمایی، احتمال پیش‌بینی است. احتمال قرار گرفتن در رژیم اول در زمان t با اطلاعات مفروض در زمان t-1 به‌صورت زیر تصریح می شود: (مارکوسی، ۲۰۰۵؛ کلاسن، ۲۰۰۲؛ گری، ۱۹۹۶).

$$p_{1,t} = Pr[s_t = 1|\zeta_{t-1}] =$$
$$(1-q)\left[\frac{f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}+f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}\right] +$$
$$p\left[\frac{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}}{f(r_{t-1}|s_{t-1}=1)p_{1,t-1}+f(r_{t-1}|s_{t-1}=2)(1-p_{1,t-1})}\right] \qquad (۱۲)$$

که در آن p و q احتمالات انتقال و توزیع شرطی مفروض در معادله (۳) می‌باشد.

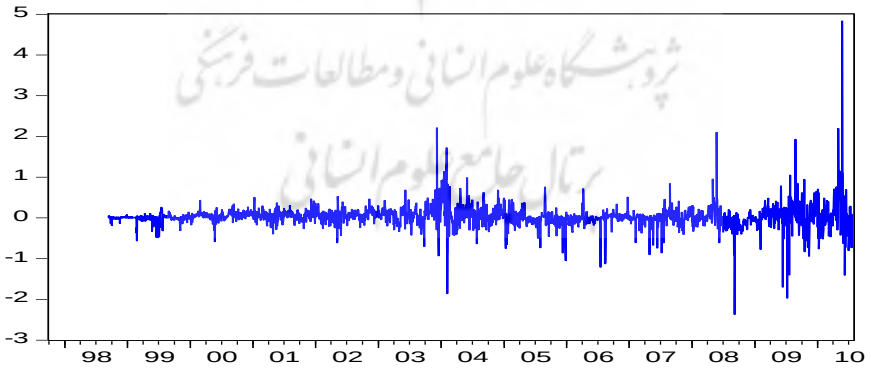
بنابراین، تابع لگاریتم درست‌نمایی را می‌توان به‌صورت (۱۳) نوشت:

$$l = \sum_{t=-R+w+1}^{T+w} log\left[p_{1,t} f(r_t|s_t = 1) + \left(1 - p_{1,t}\right) f(r_t|s_t = 2)\right] \quad (۱۳)$$

به‌طوری‌که n ,w=0,1,... و توزیع شرطی به شرط رخ دادن رژیم i در زمان t می‌باشد. تابع درست‌نمایی (۱۳) با استفاده از روش‌های محاسبات عددی ماکزیمم می‌شود. در این مقاله، فرآیند برآورد مدل‌های گارچ تک‌رژیمی و دو رژیمی مارکوف با استفاده از برنامه‌نویسی Matlab انجام می‌شود[۱].

۴. توصیف داده‌ها و تحلیل نتایج تجربی

در این مقاله از داده‌های روزانه شاخص قیمت بازار سهام تهران در بازه زمانی ۷ مهرماه سال ۱۳۷۶ تا ۱۸ شهریورماه سال ۱۳۹۰ش استفاده شده است. بازهٔ مذکور شامل ۳۰۶۷ مشاهده است. بازدهی سهام از رابطه‌ای محاسبه شد که در آن شاخص روزانه قیمت کل بازار سهام تهران است. نمودار سری زمانی بازدهی روزانه بازار سهام تهران در بازه زمانی ذکر شده در نمودار (۲) نشان داده شده است.



نمودار ۲. سری زمانی بازدهی روزانه بازار سهام تهران

مأخذ: محاسبات تحقیق

---

۱. برنامه نرم‌افزاری مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ در محیط MatLab با مساعدت یوری مارکوسی (Juri Marcucci)، فارغ‌التحصیل دکترای اقتصادسنجی دانشگاه کالیفرنیای آمریکا (UCSD) در اختیار اینجانب قرار گرفته است.

جدول ۱ برخی از آمارهای توصیفی بازدهی سهام تهران را نشان می‌دهد. میانگین بازدهی بازار سهام تهران عدد ۰/۰۲۴ را نشان می‌دهد که دارای انحراف از معیار حدود ۰/۳ می‌باشد. معیار کشیدگی (Ku) بسیار بزرگ می‌باشد و نشان‌دهنده دم پهن بودن توزیع شرطی بازدهی سهام تهران است. معیار چولگی (Sk) کوچک و منفی است که بیانگر چوله به چپ بودن توزیع بازدهی سهام تهران می‌باشد که بر این اساس، عاملان بازار، وقوع بازدهی‌های مثبت را محتمل‌تر می دانند.

جدول ۱. آمار توصیفی بازدهی روزانه بازار سهام تهران

LM(12)	$Q^2(12)$	$B-J$	معیار کشیدگی (Ku)	معیار چولگی (Sk)	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	میانگین
۷۷/۰۵	۱۸۲/۸۹	۶۵۴۳۷۶/۱	۷۱/۷۵	-۰/۶۸	۴/۸۳	-۵/۴۵	۰/۲۹۱۰	۰/۰۲۴۸
۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰				p-value:

مأخذ: محاسبات تحقیق

توضیح: B-J آزمون جارک‌برا برای آزمون نرمال بودن توزیع بازدهی روزانه و $Q^2(12)$ آماره آزمون لجانگ باکس است. LM(12) آماره آزمون ARCH-LM تا وقفه ۱۲ و تحت فرض صفر نبود اثر ARCH است.

آمارهای $Q^2(12)$ و LM(12) هر دو قویاً وجود اثر آرچ (ARCH) را در پسماندهای رگرسیون تأیید می‌کنند. همچنین، آزمون نرمال بودن جارک برا نشان می‌دهد که فرض صفر نرمال بودن توزیع بازدهی بازار سهام تهران در سطح معنای ۱ درصد رد می‌شود.

در گام بعدی به بررسی مانایی سری بازدهی بازار سهام تهران با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون پرداخته‌ایم که نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است.

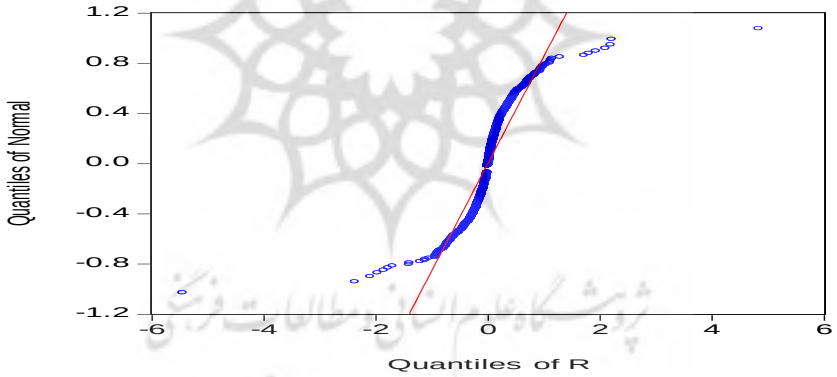
جدول ۲. آزمون‌های مانایی سری بازدهی بازار سهام تهران

نوع آزمون	فیلیپس پرون	دیکی فولر تعمیم یافته
آماره محاسبه شده	-۵۳/۱۷	-۱۰/۵۵
P-Value	۰/۰۰	۰/۰۰
فرض صفر	بازدهی بازار سهام تهران دارای یک ریشه واحد است	

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون‌های مانایی نشان می‌دهند که سری بازدهی بازار سهام تهران ماناست.

در ادامه به بررسی شکل توزیع بازدهی بازار سهام تهران پرداخته شده است. در نمودار (۳) شکل چارک- چارک توزیع بازدهی بازار سهام در مقابل شکل نظری توزیع نرمال ترسیم شده است. اگر توزیع بازدهی دقیقاً ویژگی‌های توزیع گوسین را داشته باشد باید منحنی نمودار (۳) منطبق بر خط می‌گردید اما همان‌طور که مشاهده می‌شود توزیع نرمال نمی‌تواند برآورد دقیقی از توزیع بازدهی بازار سهام تهران باشد. زیرا دم‌های توزیع بازدهی بازار سهام چاق‌تر از توزیع نرمال هستند. این شواهد آماری تأیید می‌کنند که برای برآورد بازدهی بازار سهام تهران به همراه نوسانات آن، نمی‌توان تنها به توزیع نرمال بسنده کرد و لازم است از توزیع‌های دم چاق نسبت به توزیع نرمال، همچون توزیع تی استیودنت و توزیع خطای تعمیم‌یافته استفاده کرد. این شواهد تأییدی بر حقایق آشکار شده در خصوص شکل توزیع بازدهی بازار سهام در سایر بازارهای سهام دنیاست.

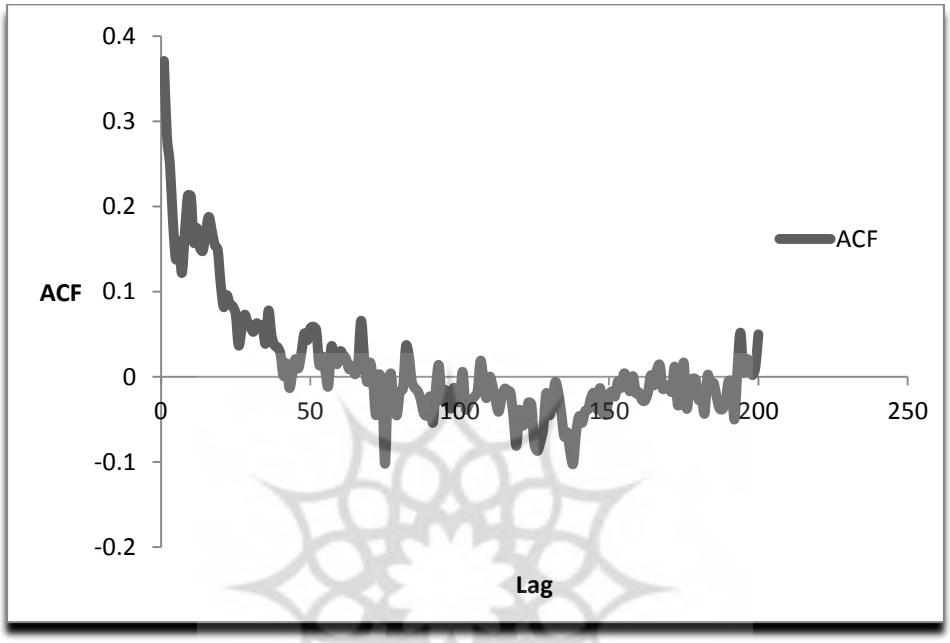


نمودار ۳. نمودارچارک- چارک بازدهی بازار سهام تهران در مقابل توزیع نرمال

مأخذ: محاسبات تحقیق

تابع خودهمبستگی به طور معمول برای بررسی تصادفی بودن مجموعه داده‌ها به‌کار می‌رود. اگر مقادیر تابع خودهمبستگی تفاوت معنی‌داری با صفر نداشته باشند آنگاه فرآیند تولید داده‌ها تصادفی تلقی می‌شود در غیر این صورت، فرآیند تولید داده‌ها کاملاً تصادفی نیست (فرنچ و دیگران[1]، ۱۹۸۷). نمودار (۴) تابع خودهمبستگی[2] سری بازدهی بازار سهام تهران را نشان می‌دهد.

1. French,Schwert & Stambaugh
2. Autocorrelation Function



نمودار ۴. تابع خودهمبستگی سری بازدهی بازار سهام تهران

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار (۴) نشان می‌دهد که سری بازدهی بازار سهام تهران دارای خودهمبستگی مثبت (تا قبل از وقفه ۴۰ برای داده‌های روزانه) است که حافظه بلندمدت این سری را نشان می‌دهد. بنابراین، این ویژگی باید در مدل‌سازی بازدهی بازار سهام تهران مد نظر قرار گیرد.

نتایج برآورد مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گارچ با میانگین بازدهی AR(1) در جدول (۳) ارائه شده است. در این مدل‌ها نیز کلیه پارامترها معنی‌دار هستند.

جدول ۳. برآورد مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گارچ با میانگین بازدهی AR(1)

	MRS-GARCH-N	MRS-GARCH-t	MRS-GARCH-GED
$\delta^{(1)}$	۰/۰۲	۰/۱۷	۰/۲۳
p-value	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲
$\delta^{(2)}$	−۰/۰۳	−۰/۰۰۷	−۰/۰۰۹
p-value	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۲
$\varphi_1^{(1)}$	۰/۵۰	۰/۵۱	۰/۵۲
p-value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

$\varphi_1^{(2)}$	۰/۴۳	۰/۴۷	۰/۴۷
p-value	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴
$\alpha_0^{(1)}$	۰/۰۰۱	۰/۰۲	۰/۰۴
p-value	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۰
$\alpha_0^{(2)}$	۰/۱۵۷	۰/۰۳۳	۰/۰۰۷
p-value	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۱
$\alpha_1^{(1)}$	۰/۳۹۵	۰/۱۳	۰/۶۷
p-value	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۳
$\alpha_1^{(2)}$	۰/۶۵	۰/۷۱	۰/۱۳
p-value	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۴
$\beta_1^{(1)}$	۰/۲۴	۰/۸۳	۰/۰۰۳
p-value	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰
$\beta_1^{(2)}$	۰/۳۱۳	۰/۱۳	۰/۶۵
p-value	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰
p	۰/۸۴	۰/۹۲	۰/۹۲
p-value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
q	۰/۴۷	۰/۹۶	۰/۹۶
p-value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
$\nu^{(1)}$	-	۳/۸۶	۰/۸۴
p-value	-	۰/۰۱	۰/۰۰
Log likelihood	−۷۲۹/۷	−۵۶۲/۷	−۵۴۷/۴
N. of Par.	۱۲	۱۳	۱۳
π_1	۰/۷۷	۰/۳۵	۰/۳۰
π_2	۰/۲۳	۰/۶۵	۰/۷۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۳) که در آن مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گارچ با فرض وجود فرآیند AR(1) در میانگین بازدهی بازار سهام تهران برآورد شده‌اند بیانگر آزمون کارایی ضعیف بازار سهام تهران با مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ است.

برای تشریح این آزمون یک بار دیگر به مدل‌سازی آن بازمی‌گردیم:

$$r_t^{(\mathrm{i})} = \mu^{(\mathrm{i})} + \varphi_1^{(\mathrm{i})} r_{t-1} + \varepsilon_t^{(\mathrm{i})}$$
$$\mathrm{h}_\mathrm{t}^{(\mathrm{i})} = \alpha_0^{(\mathrm{i})} + \alpha_1^{(\mathrm{i})} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(\mathrm{i})} h_{t-1} \qquad (۱۴)$$

معادلات فوق مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ را با فرض فرآیند AR(1) در میانگین شرطی بازدهی بازار سهام نشان می‌دهد. اندیس (i) هم بیانگر رژیم است که در اینجا دو رژیم پرنوسان و کم-نوسان مورد نظر است. در فرضیه کارایی ضعیف داریم که در صورت پیش‌بینی پذیر بودن بازدهی بازار سهام، بازار سهام دچار ناکارایی ضعیف است و می‌توان با پیش‌بینی از آینده بازار به سودهای سیستماتیک دست یافت. به عبارت دیگر، در صورتی بازار سهام دارای کارایی ضعیف است که بازدهی بازار سهام قابلیت پیش‌بینی نداشته باشد. آزمون‌های فراوانی درخصوص کارایی بازار سهام وجود دارد که یکی از آنها استفاده از رویکرد سری زمانی است. در واقع، زمانی معادله میانگین شرطی وایت نویز باشد یا، به پیروی از مطالعه عباسیان و ذوالفقاری، ضریب وقفه بازدهی سهام تفاوت معنی-داری با صفر نداشته باشد - (ضریب $\varphi_1^{(\mathrm{i})}$)- آن وقت می‌توان فرضیه کارایی ضعیف را پذیرفت و در غیر این‌صورت، نمی‌توان قائل به کارایی بازار سهام بود. نتایج برآورد مدل فوق نشان می‌دهد که ضریب AR(1) یعنی $\varphi_1^{(\mathrm{i})}$ در هر دو رژیم کم نوسان و پرنوسان برای همهٔ مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در جدول (۳) بزرگ‌تر از صفر و معنی‌دار است. بنابراین، طبق نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ نیز بازار سهام تهران، در دو رژیم پرنوسان و کم نوسان بازدهی سهام، بازاری ناکاراست و لازم است سیاست‌گذاران بازار سهام در جهت شفافیت بیشتر اطلاعات و جریان آزاد اطلاعات در بازار سهام تهران اقدامات مقتضی را از نظر رفع موانع نهادی- ساختاری در جهت افزایش کارایی اتخاذ کنند.

فرضیه کارایی در بازار سهام تهران تاکنون با روش مارکوف سوئیچینگ گارچ انجام نشده بود و یکی از سهم‌های تحقیق حاضر آزمون نمودن کارایی بازار سهام تهران با این روش است. کارایی بازار سهام، هم از منظر علمی و هم از منظر سیاست‌گذاری، اهمیت فراوانی دارد زیرا بازار سهام وظیفه جمع-آوری سرمایه‌های خرد و تجمیع آن را به منظور تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های کلان برعهده دارد. بنابراین، با توجه به اهمیت بازار سهام در اقتصاد هر کشوری، کارایی و شفافیت این بازار نیز از موقعیت ویژه‌ای در جذب سرمایه‌گذاران خرد و کلان برخوردار است.

سایر نتایج جدول (۳) را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

۱. از بین مدل‌های برآورد شده مبتنی بر معیار لگاریتم درست‌نمایی، مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با توزیع خطای تعمیم یافته عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها با توزیع نرمال و توزیع t داشته است. این حقیقت مؤید نمودار (۳) است. نمودار (۳) شکل چارک- چارک توزیع بازدهی بازار سهام در مقابل شکل نظری توزیع نرمال را نشان داده است. نمودار (۳) نشان داده است که توزیع نرمال نمی-تواند برآورد دقیقی از توزیع بازدهی بازار سهام تهران باشد زیرا دم‌های توزیع بازدهی بازار سهام چاق-تر از توزیع نرمال می‌باشند. این شواهد آماری تأیید می‌کنند که برای برآورد بازدهی بازار سهام تهران به همراه نوسانات آن، نمی‌توان تنها به توزیع نرمال بسنده کرد و لازم است از توزیع‌های دم چاق نسبت به توزیع نرمال، همچون توزیع تی استیودنت و توزیع خطای تعمیم یافته استفاده کرد. بنابراین، مدل برآوردی با توزیع خطای تعمیم یافته عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌ها داشته است.

۲. احتمال غیرشرطی قرارگرفتن در رژیم کم نوسان (π_1)با فرض توزیع نرمال، ۰/۷۷ و احتمال غیرشرطی قرارگرفتن در رژیم پر نوسان (π_2) با فرض توزیع نرمال ۰/۲۳ می‌باشد. این درحالی است که این احتمال در مدل‌های با توزیع تی و GED متفاوت است. به‌طوری‌که احتمال غیرشرطی قرار گرفتن در رژیم کم‌نوسان با فرض توزیع تی، ۰/۳۵ و احتمال غیرشرطی قرار گرفتن در رژیم پرنوسان با فرض توزیع تی ۰/۶۵ است. همچنین، احتمال غیرشرطی قرار گرفتن در رژیم کم‌نوسان با فرض توزیع GED، ۰/۳۰ و احتمال غیر شرطی قرار گرفتن در رژیم پر نوسان با فرض توزیع GED، ۰/۷۰ است. به‌علاوه، احتمالات انتقال برآورد شده (p , q) نیز از نظر آماری معنی‌دار هستند.

با توجه به نتایج جدول (۳) ماتریس احتمال انتقال برای مدل مارکوف سوئیچینگ با فرض توزیع نرمال به صورت زیر برآورد شده است:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.84 & 0.53 \\ 0.16 & 0.47 \end{bmatrix}$$

به عبارت دیگر، این مدل بیان می‌کند که احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۱ (ماندن در رژیم کم نوسان بازدهی) ۰/۸۴ و احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲ (انتقال از رژیم کم نوسان به رژیم پرنوسان)، ۰/۱۶ است. همچنین احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ (انتقال از رژیم پر نوسان به رژیم کم نوسان) ۰/۵۳ و، سرانجام، احتمال انتقال از رژیم ۲ به ۲ (ماندن در رژیم پرنوسان بازدهی) ۰/۴۷ است.

همچنین نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد ماتریس احتمال انتقال برای مدل مارکوف سوئیچینگ با فرض توزیع t و توزیع خطای تعمیم یافته به صورت زیر برآورد شده‌است:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.92 & 0.04 \\ 0.08 & 0.96 \end{bmatrix}$$

به عبارت دیگر این دو مدل بیان می‌کنند که احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۱ (ماندن در رژیم کم نوسان بازدهی) ۰/۹۲ و احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲ (انتقال از رژیم کم‌نوسان به رژیم پرنوسان)، ۰/۰۸ است. همچنین احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ (انتقال از رژیم پر نوسان به رژیم کم نوسان) ۰/۰۴ و، سرانجام، احتمال انتقال از رژیم ۲ به ۲ (ماندن در رژیم پرنوسان بازدهی) ۰/۹۶ است.

جدول ۴. ارزیابی پیش بینی درون نمونه‌ای مدل‌های مارکوف سوئیچینگ گارچ

Model	MSE (Return)	Rank	MSE (Volatility)	Rank
AR(1)-MRSGARCH-N	۰/۰۷۹۸	۳	۰/۰۳۶	۳
AR(1)-MRSGARCH-t	۰/۰۷۸۴	۲	۰/۰۳۴	۲
AR(1)-MRSGARCH-GED	۰/۰۷۸۱	۱	۰/۰۳۳	۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۴) ارزیابی درون نمونه‌ای مدل‌های رقیب را نشان می‌دهد. برای ارزیابی مدل‌ها از معیار میانگین مجذور خطا برای پیش‌بینی بازدهی یا MSE (Return) و میانگین مجذور خطا برای پیش‌بینی نوسانات بازده یا MSE (Volatility) استفاده شده است. رتبه‌بندی مدل‌ها نشان می‌دهد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با توزیع خطای تعمیم‌یافته عملکرد دقیق‌تری نسبت به سایر مدل‌ها داشته است. بعد از این مدل، مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با خطای t در رتبه دوم است و نهایتاً مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با توزیع خطای نرمال در رتبه سوم قرار دارد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله کارایی بازار سهام تهران در دو رژیم پرنوسان و کم نوسان مورد آزمون قرار گرفت. نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ نشان می‌دهد که بازار سهام تهران بازار کارایی نیست. ناکارایی بازار سهام تهران پیامدهایی منفی بر اقتصاد به دنبال دارد. سفته‌بازی گسترده، وجود رانت اطلاعاتی و امکان وقوع حباب‌های مالی، همچون حباب سال ۱۳۸۳ش، از جمله پیامدهای منفی ناکارایی بازار سهام تهران است. با توجه به اهمیت بازار سهام در تأمین مالی شرکت‌ها لازم است که سیاست‌گذاران به منظور کارایی بازار، سیاست‌های مناسبی اتخاذ کنند تا امنیت سرمایه‌گذاری در بازار به خوبی تأمین شود. از جمله پیشنهاداتی که می‌تواند منجر به کارایی بازار سهام تهران شود عبارت‌اند از: ۱. تشکیل پایگاه اطلاعات اقتصادی شرکت‌های بازار سهام تهران به منظور انتشار اطلاعات اقتصادی کلیه این شرکت‌ها به صورت مستمر (هفتگی، ماهانه و سالیانه) با هدف از بین بردن رانت اطلاعاتی در بازار و وضع قوانینی

در راستای شفافیت بازار سهام تهران. ۲. نظارت مؤثر بر بازار سهام از سوی نهادهای ناظر به منظور جلوگیری از عرضه‌های صوری سهام و تخلفات معاملاتی در بازار. ۳. ارائه آموزش‌های گسترده به سهامداران از طریق کلاس‌های آموزشی (حضوری و اینترنتی)، آموزش سهامداری در دبیرستان‌ها و دانشگاه‌ها، برنامه‌های آموزشی و اطلاع‌رسانی در رسانه ملی و نشریات اقتصادی به منظور آگاهی به سهامداران در جهت تصمیم‌گیری عقلایی در بازار سهام تهران. ۴. گسترش سهامداری اینترنتی و ارائه گسترده این خدمات به آحاد مردم به منظور تسریع معاملات و کاهش هزینه‌های معاملاتی.

همچنین درخصوص تحقیقات آتی پیشنهادات زیر قابل ذکرند:

۱. استفاده از مدل‌های نیمه پارامتریک و ناپارامتریک مارکوف سوئیچینگ گارچ برای بررسی کارایی بازار سهام.

۲. استفاده از رویکرد پارامتر تصادفی گارچ در بررسی کارایی بازار سهام.

منابع

تهرانی، رضا؛ حجت‌الله انصاری و علیرضا سارنج (۱۳۸۷). "بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*. دوره ۱۵. شماره ۵۴. زمستان. ص ۳۲-۱۷.

راسخی، سعید؛ شهرازی، محمدمهدی (۱۳۹۱). "آزمون فرضیه کارایی بازار ارز: مطالعه موردی ایران". *دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق)*. دوره جدید. سال نوزدهم. شمارهٔ ۴. پاییز و زمستان.

شهرازی، محمدمهدی (۱۳۸۹). *فرضیه بازار کارا، یک مطالعه موردی برای بازار ارز خارجی ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه مازندران.

صمدی، سعید؛ نصراللهی، زهرا و زاهدمهر، امین (۱۳۸۶). "آزمون کارایی و وجود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعدهٔ فیلتر و الگوی CAMP". *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*. زمستان. دوره ۴. شماره ۴.

عباسیان، عزت‌اله و ذوالفقاری، مریم (۱۳۹۲). "تحلیل پویای کارایی سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران توسط فیلتر کالمن". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. سال ۲۱. شماره ۶۵. بهار.

فتاحی، شهرام؛ احمدی، آرش؛ ترکمان احمدی، معصومه (۱۳۹۱). "بررسی فرضیه گام تصادفی در بازار سهام ایران با رویکردی مبتنی بر آزمون نسبت واریانس". *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*. شماره ۶۹. پاییز.

ملکی، حسین (۱۳۷۷). *تجزیه و تحلیل کارایی بازار سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری (مالی) در بورس اوراق بهادار تهران (۱۳۷۵ - ۱۳۷۰)*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد. دانشگاه مازندران.

Boulter, T. (2007). *The Efficiency of Currency Markets: Studies of Volatility and Speed of Adjustment [QUT Thesis]*. Queensland: University of Technology.

Charles, A. & Darne, O. (2009). "The Random Walk Hypothesis for Chines Stock Markets ". MA Dissertation. University of Technology.

Couillard, M. & M. Davison (2005). "A Comment on Measuring the Hurst Exponent of Financial Time Series". *Physica A.* No. 348. pp. 404˚418.

Fama, E. F. (1970), "Efficiance Capital Market: A Review of Theory and Emperial Work". *The Journal of Finance.* Vol. 2. PP. 383-417.

French, K. R.; G. W. Schwert, & R. F. Stambaugh (1987). "Expected Stock Returns and Volatility". *Journal of Financial Economics.* Vol. 19. pp. 3-30.

Gray, S. (1996). "Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process". *Journal of Financial Economics.* Vol. 42. pp. 27-62.

Grossman, S.; J. Stiglitz (1980). "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets". *American Economic Review.* Vol. 70. pp. 393-405.

Hamilton, J. D. (1989). "A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle". *Econometrica* 57. pp. 357-384.

Jones, L. & Netter, M. (2008). "Efficient Capital Markets". *Available from* http://www.econlib.org/LIBRARY/Enc/ EfficientCapitalMarkets.html.

Klaassen, F. (2002). Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH. *Empirical Economics.* No. 27. pp. 363-394.

Kuehl, M. (2007). "Cointegration in the Foreign Exchange Market and Market Efficiency since the Introduction of the Euro: Evidence based on bivariate Cointegration Analyses". *cege (Center for European, Governance and Economic Development Research).* No. 68. pp. 1-33.

Kumar, D.; Kumar, L. (2015). "Market Efficiency in India: An Empirical Study of Random Walk Hypothesis of Indian Stock Market˚NSE Midcap". *ZENITH International Journal of Multidisciplinary Research*. 5(1).

Levich, R. M. (1978). "Further Results on the Efficiency of Markets for Foreign Exchange . in: *Managed Exchange-Rate Flexibility: The Recent Experience", Proceedings of a Conference Held at Melvin Village*. New Hampshire, Federal Reserve Bank of Boston: Boston, Massachusetts. Vol. 20. pp. 58-80.

Mantegna R. and H. E. Stanley (2000). *An Introduction to Econophysics*. Cambridge Univ, Press, Cambridge.

Marcucci, J. (2005). "Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH models". *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 9 (4).

Narayan, P. K. and Smyth, R. (2004). "Is South Korea Stock Market Efficient?". *Applied Economics Letters.* Vol. 11. PP. 10 ˚ 707.

Obaidullah, M. (2002). "Ethics and Efficiency in Islamic Stock Market". *International Journal of Islamic Financial services.* Vol.3. pp. 1-10.

Rabbani, S.; Kamal, N. & Salim, M. (2013). "Testing the weak-form efficiency of the stock market: Pakistan as an emerging economy". *Journal of Basic and Applied Scientific Research.* 3(4). pp. 136-142.

Raquib, M. & Alom, K. (2015). "Are the Emerging Capital Markets Weak Form Efficient?-Evidence from the Model of the Dhaka Stock Exchange". *Universal Journal of Accounting and Finance*. 3(1). pp. 1-8.

Rizvi, S. A. R.; Dewandaru, G.; Bacha, O. I. & Masih, M. (2014). "An analysis of stock market efficiency: Developed vs Islamic stock markets using MF-DFA". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. No. 407. pp. 86-99.

Said, A. & Harper, A. (2015). "The Efficiency of the Russian Stock Market: A Revisit of the Random Walk Hypothesis". *Academy of Accounting and Financial Studies Journal.* 19 (1).

Salam, M. A. (2013). "Testing on Weak Form Market Efficiency Hypothesis: The Evidence from Dhaka Stock Market Year 2004-2012". *International Journal Science and Research.* Vol. 2. Issue 12.

Serletis, A. & Rosenberg, A. (2009). "Mean Reversion in The US Stock Market". *Solitons and Fractals & Journal.* Vol. 40. PP. 2007 ˚ 2015.

Skjeltorp, J. A. (2000). "Scaling in the Norwegian Stock Market". *Physica A.* No. 283. pp. 486-528.

Timmermann, A. & Clive, W. J. Granger (2004). "Efficient Market Hypothesis and Forecasting". *International Journal of Forecasting*. Vol. 20. pp. 15˚ 27.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی