فصلنامه بورس اوراق بهادار
سال دوم/ شماره ۶ / تابستان ۸۸
تاریخ دریافت: ۸۸/۰۳/۱۰
ص ۳۰-۵

ارزیابی پیش‌بینی‌پذیری شاخص بورس تهران

دکتر سعید صمدی [۱]
دکتر خدیجهٔ نصراللهی [۲]
رضا ثقفی کلوانق [۳]

چکیده

در این مقاله موضوع قابلیت پیش‌بینی در بورس تهران با استفاده از داده‌های شاخص کل بورس تهران از تاریخ ۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۸۸/۱/۸، مورد ارزیابی قرار گرفته است. در طی فرایند تحقیق از مدل گام تصادفی، مدل خودرگرسیو و سه مدل از خانوادهٔ مدل‌های خود رگرسیو واریانس ناهمسان شرطی، برای حذف توابع خطی موجود در سری زمانی و نیز از پنج آزمون تشخیص وجود توابع غیرخطی در جملات پسماند مدل‌های ذکر شده، شامل آزمون‌های مک‌لئود- لی (Mcleod-Li)، آزمون ضریب لاگرانژ انگل (Engle-LM)، آزمون بروک- دکرت و شینکمن (BDS)، آزمون دوکوواریانس (Bicovariance) و آزمون تی‌سی (Tsay) استفاده شد.

---

۱ . استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه اصفهان
۲. استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه اصفهان
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه اصفهان

طبق نتایج به دست آمده از مدل‌های مورد مطالعه، فرض وجود گام تصادفی در سری مورد مطالعه رد می‌شود و این شاهدی بر وجود قابلیت پیش‌بینی در سری مورد مطالعه می‌باشد. همچنین فرض عدم وجود توابع غیرخطی در جملات پسماند مدل‌های مذکور با استفاده از آزمون‌های مربوطه رد می‌شود، لذا می‌توان امکان وجود توابع غیرخطی در جملات پسماند را پذیرفت که این دلیل دیگری بر قابلیت پیش‌بینی در شاخص کل بورس تهران است. با توجه به این شواهد می‌توان قابلیت پیش‌بینی را در سری زمانی بازده شاخص کل پذیرفت.

واژه‌گان کلیدی: غیرخطی بودن، قابلیت پیش‌بینی، کارایی ضعیف بازار، گام تصادفی، گارچ

طبقه‌بندی موضوعی: C22، C52، G10

مقدمه

مهم‌ترین وظیفهٔ بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از ارکان اصلی بازار سرمایه، جذب سرمایه‌های پراکنده و تخصیص بهینهٔ آن‌ها به واحدهایی است که در جهت توسعهٔ اقتصادی کشور و تأمین منافع سرمایه‌گذاران فعالیت می‌کنند. هدف هر دوی واحدهای اقتصادی و سرمایه‌گذاران جلوگیری از ضرر و زیان و یا از دست دادن سودهای احتمالی می‌باشد. در این راستا تغییرات قیمت سهام یک منبع مهم اطلاعاتی برای ارزیابی وضعیت سهام و اخذ تصمیم صحیح بوده و مهم‌ترین مسأله برای سرمایه‌گذاران امکان پیش‌بینی تغییرات قیمت سهام است.

پیش‌بینی‌پذیری قیمت سهام در ارتباط نزدیک با نظریهٔ کارایی بازار می‌باشد. کارایی یک مفهوم بنیادی در بازارهای مالی بوده و برای بیان بازاری به‌کار می‌رود که در آن اطلاعات مرتبط، قیمت دارایی‌های مالی را به نوعی محبوس می‌کند به این صورت که عرضه و تقاضای انفرادی عوامل بازار نمی‌تواند روی قیمت تأثیر چندانی داشته باشد. گاهی اقتصاددانان این کلمه را در معنی کارایی عملیاتی به کار می‌برند که در این معنی تأکید بر روشی است که منابع برای تسهیل

عملیات بازار مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این مقاله منظور از کارایی تعریف اول آن به معنی کارایی اطلاعاتی می‌باشد. اگر بازار سرمایه به اندازهٔ کافی رقابتی باشد تئوری اقتصاد خرد نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران نمی‌توانند با استفاده از اطلاعات تاریخی پیش‌بینی موفقی از آیندهٔ قیمت داشته و از برنامه‌های سرمایه‌گذاری خود انتظار سودی اضافه بر متوسط بازار کسب کنند.

تحقیق فوق بر آن است تا پیش‌بینی پذیری بورس اوراق بهادار تهران را با روش‌های نوین ارزیابی نماید. قسمت‌های بعدی مقاله شامل مبانی نظری، پیشینهٔ تحقیق، داده‌ها و روش تحقیق، نتایج تجربی و در آخر نتیجه‌گیری مقاله می‌باشد.

مبانی نظری

نظریهٔ بازار کارا بیان می‌کند که قیمت اوراق بهادار در بازارهای مالی، تمامی اطلاعات ممکن را منعکس می‌کند میشکین (Mishkin,1997). این که یک فعال بازار بورس همهٔ اطلاعات ممکن و چگونگی تحلیل آنها را می‌داند، یک فرض غیرواقعی است. علاوه بر این اقتصاددانان نشان داده‌اند که در بازارهای کارا، نیازی نیست همهٔ سهامداران به همهٔ اطلاعات دسترسی داشته باشند استیگلیتز (Stiglitz,1993). همچنین مهم نیست که همهٔ سهامداران چگونگی تحلیل اطلاعات را بدانند و انتظارات عقلایی راجع به چگونگی رفتار قیمت‌ها داشته باشند. لازم نیست در یک بازار مالی هر کس همهٔ اطلاعات ممکن در مورد اوراق بهادار را در اختیار داشته باشد یا انتظارات عقلایی نسبت به قیمت آنها در نقطه‌ای که شرایط بازار کارا تأمین شده است، داشته باشد میشکین (Mishkin,1997). همهٔ نیاز بازار کارا اینست که تعدادی از افراد اطلاعات را داشته باشند. زمانی که تعدادی از سهامداران دارای اطلاعات باشند حرکت قیمت به صورتی خواهد بود که گویی هر کسی در بازار به خوبی به اطلاعات دسترسی دارد. همهٔ آن چیزی که لازم است اینست که عده‌ای به اندازه‌ای مطلع باشند که بتوانند چانه‌زنی کنند، و قیمت‌ها به

سرعت به سطحی کاهش یا افزایش یابند که اطلاعات کامل را منعکس کنند. اگر قیمت‌ها اطلاعات کامل را منعکس کنند، حتی خریدارانی که در قیمت فعلی خرید می‌کنند، ممکن است سود به دست آورند استیگلیتز (Stiglitz,1993).

اگر همهٔ اطلاعات در قیمت سهام منعکس شده باشد غیرمعقول خواهد بود اگر فرض شود یک سرمایه‌گذار می‌تواند سودی بیش از سود متوسط بازار تحصیل کند؛ بدون توجه به اینکه وی چقدر توانسته اطلاعات جمع‌آوری کند. در حالی که سهامداران بازار همهٔ اطلاعات ممکن را می‌دانند، اگر فردی بتواند عملکردی بالاتر از بازار بدست آورد در نتیجهٔ شانس خواهد بود. در یک بازار کارا غیر از رهگیری مسیر بازار نمی‌توان به موفقیت دیگری دست یافت، در این بازار فقط می‌توان خوش شانس بود. اگر در یک بازار کارا هدف کسب سود اضافی باشد، انتخاب شرکت‌هایی که انتظار دارید در آینده موفق باشند کافی نخواهد بود. اگر فردی بر اساس اطلاعات در دسترس انتظار داشته باشد یک شرکت در آینده موفق گردد و هر کس دیگری نیز چنین انتظاری داشته باشد، ارزش سهام این شرکت قبلاً بالا خواهد بود استیگلیتز (Stiglitz,1993)

در یک بازار کارا قیمت یک سهام فقط وقتی افزایش یا کاهش می‌یابد که اطلاعات غیرمنتظره‌ای در دسترس قرارگیرد. چون قیمت‌ها در یک بازار کارا قبلاً همهٔ اطلاعات ممکن را منعکس کرده‌اند، هر تغییر قیمت واکنشی نسبت به اخبار غیرمنتظره خواهدبود استیگلیتز (Stiglitz,1993) زمانی که اخبار آینده (خوب یا بد) ناشناخته باشند، غیرممکن است گفته شود قیمت یک سهام در آینده به چه سمتی حرکت خواهند کرد. لذا سهام شانس مساوی برای کاهش یا افزایش ارزش خواهند داشت، پدیده ای که به نام گام تصادفی شناخته می‌شود. مفهوم ضمنی با اهمیت در نظریهٔ بازار کارا این است که قیمت سهام باید تقریباً از گام تصادفی پیروی

کند؛ یعنی تغییرات آینده در قیمت سهام باید برای تمامی اهداف کاربردی غیرقابل پیش‌بینی باشد میشکین (Mishkin,1997). زمانی که تغییرات قیمت در بازار بورس از الگوی گام تصادفی پیروی می‌کند، غیرممکن است که افراد بتوانند با یک روش معین از بازار سود اضافی کسب کنند. تصادفی بودن بازار یک نتیجهٔ مهم دارد: برخی افراد خیال می‌کنند که موفق شده‌اند. در حقیقت افراد میل دارند که باور کنند بینش آنها و نه شانس، آنها را توانا ساخته تا بر بازار غلبه کنند استیگلیتز (Stiglitz,1993).

در نتیجه، در نظریهٔ بازار کارا فرض می‌شود تمامی اطلاعات عمومی در قیمت دارایی‌های مالی به طور کامل منعکس شده است. همچنین فرض می‌شود هیچ‌کس نمی‌تواند با دسترسی انحصاری به اطلاعات، سود معاملاتی انتظاری بیش از دیگران کسب کند فینرتی (Finnerty,1976). مطالعهٔ هاشم پسران (۲۰۰۳)، نشان می‌دهد که تغییرات در بازار بورس زمانی غیرقابل پیش‌بینی خواهد بود که کارایی بازار با ریسک خنثایی ترکیب شود.

کارایی بازار بطور کلی به سه دسته تقسیم می‌شود:

۱. کارایی ضعیف: بیان می‌کند که اطلاعات موجود مربوط به دوره‌های قبل بوده وتأثیر آنها در قیمت اوراق بهادار منعکس شده است و تأثیری در پیش‌بینی تغییرات آتی قیمت‌ها ندارد. در این شکل کارایی تغییرات گذشته قیمت نباید رابطه‌ای با تغییرات آتی قیمت داشته‌باشد یعنی تغییرات قیمت سهام در طول زمان باید مستقل باشد.

۲. کارایی نیمه قوی: سطح متداول‌تر کارایی که علاوه بر اطلاعات تاریخی تمام اطلاعات در دسترس مثل درآمد، سود و اطلاعات حسابداری را نیز شامل می‌شود، و چون اطلاعات بازار

قسمتی از کل اطلاعات در دسترس می‌باشد لذا کارایی نیمه‌قوی، کارایی ضعیف را نیز در بر خواهد داشت.

۳. کارایی قوی: در این حالت قیمت‌ها سهام کاملاً تحت تأثیر اطلاعات اعم از اطلاعات عمومی و غیرعمومی است. این حالت از کارایی دو حالت قبلی را نیز در بر می‌گیرد.

فرضیهٔ کارایی ضعیف بازار، به ایدهٔ گام تصادفی قیمت سهام در سال ۱۹۶۰ بر می‌گردد. که طبق آن تغییرات قیمتی امروز جدا از تغییرات روزهای قبل می‌باشد جونز (Jones، 1996). قابلیت پیش‌بینی شاهدی برای رد شکل ضعیف کارایی فراهم می‌کند.

پیشینه تحقیق

انجام آزمون‌های مربوط به تصادفی بودن قیمت سهام اگرچه دارای سابقهٔ طولانی است و به تحقیق بشیلیه (Bachilier,1900)، برمی‌گردد، ولی آزمون‌های پیشرفته در این خصوص از سال ۱۹۵۰ شروع می‌شود. یکی از معروفترین آزمون‌ها که توسط فاما و یوجین (Fama & Eugene,1965)، صورت گرفت، در مورد مطالعهٔ بازده روزانهٔ سهام ۳۰ شرکت صنعتی داوجونز بود. با استفاده از تجزیه وتحلیل همبستگی سریالی، فاما فواصل بین یک تا ده روز را مورد آزمون قرار داد. طبق نتایج بدست آمده فقط درصد کمی از هر تغییر قیمت توسط تغییر قبلی قابل توضیح بود. سایر آزمون‌های همبستگی سریالی نیز نتایج مشابهی داشته‌اند. تکیه بر مدل گام تصادفی از کارهای تحقیقاتی مثل مقالهٔ ساموئلسون (Samuelson,1965)، آغاز شد و فاما (۱۹۷۰) که در مقالهٔ خود با جمع آوری تحقیقات انجام شده، نتیجه می‌گیرد که شکل ضعیف کارایی کاملاً قابل حمایت است.

استقلال و تصادفی بودن تغییرات قیمت سهام در مطالعات کوتنر، فاما، کندل، مور با کرنگر و مورگنسترن با گودفری تأیید شده‌است. دراین مطالعات ضریب همبستگی سری‌های تغییر قیمت روزانه، هفتگی و ماهانه، بسیار نزدیک به صفر بود. در مقابل فاما و بلوم اظهار می‌دارند که به رغم نتایج یاد شده به سختی می‌توان صحت نظریهٔ گام تصادفی (در سطح ضعیف) را تأیید کرد زیرا تحلیلگران چارتیست، الگوهایی را در داده‌های تاریخی قیمت می‌بینند که روش‌های آماری قادر به تشخیص آنها نیستند. (فاما و بلوم، ۱۹۶۶)

اکثر تحقیقات انجام شده در ارتباط با سنجش کارایی بازار اوراق بهادار تهران، ناکارایی این بازار را در سطح ضعیف نشان می‌دهد. یکی از آزمون‌های سنجش کارایی در سطح ضعیف، آزمون قواعد فیلتر در مقایسه با روش خرید و نگهداری است. آزمون‌هایی که به صورت قواعد تجاری فیلتر در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده، نشان می‌دهد بازدهی قواعد فیلتر بیشتر از روش خرید و نگهداری است (شوشتریان و نمازی، ۱۳۷۵).

استفاده از حجم معاملات در کنار قیمت سهم بسیار مؤثر است زیرا همهٔ اطلاعات نهفته در داده‌های تاریخی توسط آمار قیمت‌ها بدست نمی‌آید ولی در ایران اثر حجم بررسی نشده‌است. در یک بررسی نشان داده شد که تعداد دفعات معامله و تعداد سهام معامله شده هر روز رابطهٔ معناداری با میزان افزایش یا کاهش قیمت سهام در همان روز دارد (قائمی و عرب مازار، ۱۳۸۲).

داده‌ها و روش تحقیق

بورس تهران در اوایل انقلاب تا دههٔ هفتاد هجری شمسی از حجم معاملات و عمق چندانی برخوردار نبوده و در این دوره با پذیرش شرکت‌های بیشتر و سازماندهی بهتر معاملات و نیز رفع موانع قانونی در زمان مسؤلیت آقای خویی به جایگاه اصلی خود در اقتصاد کشور نزدیک‌تر گردید لذا در این مقاله داده‌های شاخص بورس تهران (TEPIX) از تاریخ ۱۳۷۶/۷/۶ تا

تاریخ ۱۳۸۸/۱/۸ از سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران[1] اخذ و بکار گرفته شده است. روزهای تعطیل غیر از آخر هفته، که معامله انجام نشده به عنوان داده در نظر گرفته نشده است. بازده شاخص کل برای تخمین مدل‌های تحلیلی مورد استفاده از فرمول زیر محاسبه شده است:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \qquad (۴,۱)$$

که در آن R_t بازده دارایی در دورهٔ t، P_t قیمت فعلی سهام و ، P_{t-1} قیمت یک دورهٔ قبل آن می‌باشد.

برای بررسی قابلیت پیش‌بینی در شاخص بورس تهران ابتدا با استفاده از مدل‌های تحلیلی به بررسی وجود گام تصادفی در سری شاخص می‌پردازیم، در صورت رد پیروی سری شاخص از فرایند گام تصادفی، شاهدی بر قابلیت پیش‌بینی در سری شاخص حاصل می‌شود. در مرحلهٔ دوم، تعدادی از آزمون‌های تشخیص وجود توابع غیرخطی در پسماندهای مدل‌های به کار رفته در مرحلهٔ قبل استفاده می‌شود. تأیید وجود توابع غیرخطی دلیل دیگری برای تأیید وجود قابلیت پیش‌بینی در سری شاخص خواهد بود.

آزمون‌های آماری بسیاری برای بررسی گام تصادفی، در مطالعات قبلی به کار رفته است. آزمون گردش‌ها توسط دیوید و بارتون (David and Barton,1962)، فاما (1965)، آلدوس (Aldous,1989)، و آزمون نسبت واریانس توسط لو و مک‌کینل (Lo and MacKinlay,1988) و آزمون همبستگی سریالی نیز به طور گسترده استفاده شده است (مراجعه شود به فاما،1965؛ مور (Moore,1962)و کندل (Kendell,1953). آزمون‌های

[1]. http://www.irbourse.com/

مرسوم گام تصادفی بر مبنای آزمون یکسان و مستقل بودن توزیع[۱] سری زمانی مورد نظر می‌باشند.

در این مطالعه از مدل گام تصادفی (RW[2])، مدل خودرگرسیو (AR[3]) و سه مدل از خانوادهٔ مدل‌های خودرگرسیو واریانس ناهمسان شرطی (GARCH[4]، EGARCH[5] و TGARCH[6])، برای حذف توابع خطی موجود در سری زمانی بازده شاخص کل بازار بورس تهران، استفاده شده است. مدل گام تصادفی، مستقیماً برای آزمون نظریهٔ گام تصادفی به کار می‌رود. در مدل خودرگرسیو، سعی می‌شود تا خودهمبستگی‌های درجات بالاتر از داده‌ها حذف شوند. خانوادهٔ مدل‌های خودرگرسیو واریانس ناهمسان شرطی نیز برای لحاظ کردن ویژگی‌های خاص داده‌های سری‌زمانی مالی مانند پهن بودن توزیع و خوشه‌ای بودن نوسانات به کار می‌روند. این مدل‌ها همچنین برای یافتن وجود اثرات خودرگرسیو ناهمسان واریانس غیرخطی، که در تناقض با نظریهٔ گام تصادفی (و نیز کارایی ضعیف بازار) می‌باشد، به کار می‌روند. به علاوه آزمون‌های استقلال سریالی غیرخطی پسماندها نیز برای تأیید نظریهٔ گام تصادفی، توسط پنج آزمون به کار رفته در مطالعهٔ پترسون و اشلی (Patterson and Ashley, 2000)، روی جملات پسماند پنج مدل تخمینی ذکر شده در بالا، انجام شده است. با توجه مطالعهٔ پترسون و اشلی، یک آزمون تشخیص غیرخطی بودن می‌تواند وجود توابع غیرخطی خاصی را کشف کند. بنابراین به کار بردن گروهی از این آزمون‌ها می‌تواند اطلاعات مناسبی در مورد هرگونه ساختار غیرخطی در فرایند

[1]. Identically and Independent Distributed
[2].Random Walk
[3].Autoregressive
[4].Generalized Autoregresive Conditiodinally Heteroskedastic
[5].Exponencial Generalized Autoregresive Conditiodinally Heteroskedastic
[6].Threshold Autoregresive Conditiodinally Heteroskedastic

تولید داده‌های یک سری زمانی ارایه دهد. کشف هرگونه ساختار غیرخطی در سری زمانی پایه‌ای را برای رد نظریهٔ گام تصادفی فراهم می‌کند.

در این مطالعه پنج آزمون، شامل مکلئود و لی (McLeod-Li,1983)، برای تشخیص اثرات ARCH، انگل (Engle,1982) برای تشخیص اثرات ARCH، آزمون BDS، که توسط بروک و همکاران (Brock, W.A., W. Dechert, H. Scheinkman, and B. LeBaron,1996)، برای کشف فرایندهای آشوبی معرفی شد، آزمون تی‌سی (Tsay, R.S,1986) برای کشف همبستگی سریالی درجهٔ دوم، و آزمون دوکوواریانس (Bicovariance) هینیچ و پترسون (Hinich, M. and D.M. Patterson,1995) به کار می‌رود. همهٔ این آزمون‌ها بر این فرضیه استوار هستند که هرگونه همبستگی سریالی خطی توسط یک مدل قبلاً از داده‌ها حذف شده‌اند (پترسون و اشلی، ۲۰۰۰).

بررسی وجود توابع غیرخطی، به نظریهٔ آشوب نیز مربوط می‌شود. فرایند آشوبی یک فرایند غیرخطی، پویا و معین است که تصادفی به نظر می‌رسد. در واقع نظریهٔ آشوب، مدعی است که هر چند مشاهدات ما از وقایع گوناگون تصادفی به نظر می‌رسند، اما از یک نظم و قطعیت خاص تبعیت می‌کنند، بنابراین در صورت کشف فرایند حاکم بر آن امور، قابل پیش‌بینی هستند. (مشیری و فروتن، ۱۳۸۳) نظریهٔ آشوب در بازار سهام در مقابل نظریهٔ کارایی بازار سهام مطرح شد و ادعا کرد که فرایند حاکم بر روند قیمت‌های سهام، علی‌رغم پیچیدگی بسیار زیاد آن، تصادفی نبوده، بلکه ممکن است از فرایند معین آشوبی پیروی کند. این ادعا در صورت درستی آن، دلالت بر این دارد که پیش‌بینی قیمت‌های سهام با کشف فرایند حاکم بر روند قیمت‌ها امکان‌پذیر خواهد بود، و شواهدی بر علیه کارایی بازار فراهم می‌کند. البته تحقیق فوق در صدد

آزمون نظریهٔ آشوب نمی‌باشد و فقط آزمون BDS، که یک آزمون عمومی برای بررسی نظریهٔ آشوب می‌باشد، برای ارزیابی وجود فرایندهای غیرخطی استفاده خواهد شد.

تحلیل با یک مدل سادهٔ گام تصادفی آغاز می‌شود :

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱-۵)$$

که در آن ε_t یک متغیر تصادفی نوفهٔ سفید با میانگین صفر می‌باشد. اگر نظریهٔ گام تصادفی برقرار باشد، سری x_t یک ریشهٔ واحد خواهد داشت (یعنی سری $\mathrm{I}(1)$ خواهد بود.) و سری ε_t یک متغیر تصادفی نوفهٔ سفید خواهد بود. سری Δx_t نیز می تواند مورد ارزیابی قرار گیرد :

$$\Delta x_t = C + \varepsilon_t \qquad (۲-۵)$$

که با روش حداقل مربعات تخمین زده می‌شود. در صورت معنی‌دار بودن عدد ثابت c، مدل، گام تصادفی با رانش نامیده می‌شود. در این صورت برای تأمین شرایط گام تصادفی باید سری ε_t همبستگی سریالی نداشته باشد.

مدل دوم، یک مدل خودرگرسیو است. برای تخمین این مدل ابتدا با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dicky-Fuller) مانایی سری‌زمانی بررسی و وقفه‌های بهینه توسط معیار آکائیک (Akaike Info Criterion) انتخاب می‌شود. با استفاده از نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی جزیی تصریح مناسب به صورت زیر تشخیص داده شد:

$$\Delta X_t = C + \beta_0 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{10} \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۳-۵)$$

در این ارتباط سه مدل از گروه مدل‌های گارچ مورد استفاده قرار گرفته است؛ مدل GARCH(1,1) که تصریح آن به صورت زیر می‌باشد:

$$\Delta x_t = z_t'\gamma + \varepsilon_t ,$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2\sigma_{t-1}^2 \qquad (۴-۵)$$

و دو مدل گارچ نمایی و گارچ آستانه‌ای که تکانه‌های نامتقارن را در تغییرات لحاظ می‌کند، نیز به کار گرفته شده است.

در مدل گارچ نمایی (EGARCH)، که در نلسون (Nenlson,1991) استفاده شده است، σ_t^2 به هر دوی اندازه و علامت پسماندهای باوقفه بستگی دارد و تصریح آن به صورت زیر است:

$$Ln(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 Ln(\sigma_{t-1}^2) + \beta_2\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \qquad (۵-۵)$$

مفهوم آن اینست که اثر اهرمی، نمایی بوده و وجود یا عدم وجود آن می‌تواند با فرضیهٔ $\gamma > 0$ آزمون شود. اگر $\gamma \neq 0$ باشد تأثیر اخبار نامتقارن خواهد بود.

مدل TARCH یا گارچ آستانه‌ای (GJR)، که توسط زاکویین (Zakoian,1994)، و گلوستن و همکاران (Glosten, L.R., R. Jaganathan and D. Runkle,1993)، معرفی شد به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta\sigma_{t-1}^2 \qquad (۶-۵)$$

که در آن $d_{t-1} = 1$ خواهد بود اگر $\varepsilon > 0$، و در غیر این صورت مساوی صفر خواهد بود. اگر $\gamma > 0$ اثر اهرمی وجود خواهد داشت و بازهم اثر اخبار نامتقارن خواهد بود اگر $\gamma \neq 0$ باشد انگل و ان جی (Engle and Ng,1993).

وجود توابع غیرخطی قیمت دارایی‌های مالی یک شرط ضروری برای تحلیل تکنیکی می‌باشد (نفتچی (Neftci,1991). آزمون‌های زیادی برای تشخیص توابع غیرخطی پیشنهاد شده است. در این مطالعه برای این هدف از چند آزمون مختلف استفاده شده است.

آزمون اول آزمون مک لئود-لی است که برای آزمون وجود اثرات ARCH در مک لئود لی(Mcleod-Li,1983) بر اساس پیشنهاد گرانجر و اندرسون (Granger and Anderson,1978) ارایه شده است. این روش برپایهٔ تابع خودهمبستگی مربعات وزنی داده‌ها استوار بوده و آزمون غیرصفر بودن همبستگی بین x_t^2, x_{t-j}^2 برای برخی از jها انجام می‌شود.

خودهمبستگی با وقفهٔ j برای مربع پسماندها به وسیلهٔ عبارت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\hat{r}(j) = \frac{\sum_{j=1}^{N} (x_t^2 - \hat{\sigma}^2)(x_{t-j}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^{N} (x_t^2 - \hat{\sigma}^2)} \qquad (۵-۷)$$

که در آن،

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^{N} \frac{x_t^2}{N} \qquad (۵-۸)$$

تحت فرض صفر iid بودن x_t نشان داده می‌شود که برای مقادیر ثابت L، تابع زیر :

$$\sqrt{N}\hat{r} = (\hat{r}(1), \ldots, \hat{r}(L)) \qquad (۵-۹)$$

به صورت حدی دارای توزیع نرمال واحد چند متغیره خواهد بود. در نتیجه برای Lهای به اندازهٔ کافی بزرگ، آمارهٔ لانگ–باکس از توزیع حدی $\chi^2_{(L)}$ تحت فرض صفر خطی بودن ساز وکار تولید داده ها پیروی می‌کند.

آزمون بعدی آزمون ضریب لاگرانژ انگل (Engle LM) می‌باشد که توسط انگل (۱۹۸۲)، برای کشف اختلالات ARCH پیشنهاد گردید، و طبق بولرسلو (۱۹۸۵)، نسبت به جایگزین‌های گارچ از توان بیشتری برخوردار است. این آزمون مانند ضریب لاگرانژ بر پایهٔ R^2 یک رگرسیون کمکی[1] می‌باشد که در این مورد به صورت زیر است:

$$x_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{M} \alpha_i x_{t-i}^2 + v_t \qquad (۵-۱۰)$$

تحت فرض صفر خطی بودن ساز وکار خلق x_t، مقدار MR^2 برای این رگرسیون از توزیع حدی χ^2_M پیروی می‌کند که در عبارت فوق M تعداد مشاهدات و R^2 ضریب تعیین مدل است.

آزمون بعدی آزمون BDS است که توسط بروک و همکاران (۱۹۸۷)، به منظور آزمون تصادفی بودن فرایند مولد یک سری‌زمانی مطرح شد. آمارهٔ آزمون BDS، تبدیلی از انتگرال همبستگی است. انتگرال همبستگی احتمال اینکه فاصلهٔ دو نقطه از دو مسیر مختلف در فضای فازی کمتر از ε باشد را اندازه می‌گیرد، با افزایش فاصلهٔ مورد نظر یعنی ε این احتمال نیز مطابق با بعد فراکتالی فضای فازی تغییر می‌کند. برای محاسبهٔ انتگرال همبستگی ابتدا باید یک مجموعهٔ m حافظه‌ای از داده‌ها را با استفاده از تئوری تیکن[2] تشکیل داد.

[1].Auxiliary Regression
[2].Tacken Theory

انتگرال همبستگی از رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$C_m(\varepsilon,T)=\frac{1}{T_m}\sum_{t,s=1}^{T}H\left(\varepsilon-\left|x_t-x_s\right|\right),t\neq s$$ (۵-۱۱)

در این رابطه H تابع هوی‌ساید[1] است که تعداد نقاطی را که فاصلهٔ آن‌ها از ε کمتر است محاسبه می‌کند.

T_m تعداد مجوعهٔ m حافظه‌ای را که از نمونه‌ای به حجم T ساخته می‌شود، نشان می‌دهد:

$$T_m=T-m+1$$ (۵-۱۲)

ε حداکثر فاصلهٔ دو نقطه را که در محاسبهٔ انتگرال همبستگی استفاده می‌شود نشان می‌دهد و $C_m(\varepsilon,T)$ انتگرال همبستگی نمونه‌ای به حجم T و m بعد محاط است.

براک و دیگران نشان دادند که اگر یک متغیر iid باشد، آمارهٔ BDS توزیع مجانبی نرمال استاندارد خواهد داشت که می‌توان آن را از طریق رابطهٔ زیر محاسبه کرد:

$$W=\frac{T_m^{0.5}\left[C_m(\varepsilon,T)-C_1^m(\varepsilon)\right]}{\delta_m(\varepsilon,T)}\approx N(0,1)$$ (۵-۱۳)

که در این معادله، W آمارهٔ BDS و $\delta_m(\varepsilon,T)$ انحراف معیار عبارت داخل علامت [ ] است. بنابراین، اگر آمارهٔ W که برای پسماندهای مدل‌های تخمین زده شده، محاسبه می‌شود به اندازهٔ کافی بزرگ باشد، می‌توان فرض تصادفی بودن پسماندها را در مقابل تبعیت آن‌ها از فرایند غیرخطی رد نمود.

1. Heviside Function

آزمون بعدی که همبستگی سریالی درجهٔ دوم را جستجو می‌کند، آزمون تی‌سی است که در تی‌سی (۱۹۸۶)، به عنوان تعمیم آزمون کینان (Keenan,1985)، ارایه شد.

فرض کنید $K = k(k-1)/2$ و $V_1,...,V_k$ شامل تمام جملات ضربی ممکن به صورت $x_{t-i}x_{t-j}$ باشد به طوری که $i \in [l,k]$ و $j \in [i,k]$. لذا $v_{t,1} = x_{t-1}^2$ و $v_{t,2} = x_{t-1}x_{t-2}$ و $v_{t,3} = x_{t-1}x_{t-3}$ و $v_{t,k+1} = x_{t-2}x_{t-3}$ و $v_{t,k+2} = x_{t-2}x_{t-4}$ و ... و $v_{t,k} = x_{t-k}^2$. و نیز فرض کنید $\hat{v}_{t,i}$ تصویر $v_{t,i}$ بر روی فضای متعامد $x_{t-r},...,x_{t-k}$ باشد، به عنوان مثال پسماندهای رگرسیون $v_{t,i}$ بر روی $x_{t-r},...,x_{t-k}$. لذا پارامترهای $\gamma_1,...,\gamma_k$ را می توان از معادله رگرسیونی زیر با روش OLS تخمین زد:

$$x_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{K} \gamma_i \hat{v}_{t,i} + \eta_t \tag{۵-۱۴}$$

که در آن jامین تخمین زننده $\hat{v}_{t,j}$ می‌باشد. نشان داده می‌شود که این آزمون برای جملات پسماند مدل AR(p) از توان بیشتری برخوردار است. در اینجا آماره تی‌سی همان آماره F برای آزمون صفر بودن همزمان پارامترهای $\gamma_1,...,\gamma_k$ می‌باشد.

آخرین آزمون از این دسته آزمون دوکوواریانس است که در (هینیچ و پترسون[1]، ۱۹۹۵) معرفی شده است. این آزمون فرض می‌کند که $\{x_t\}$ یک مصداق[2] از یک فرایند تصادفی تولید داده از درجهٔ سه می‌باشد و همبستگی سریالی را در آمارهٔ آزمون که به صورت زیر تعریف می‌شود، بررسی می‌کند:

---

1. Hinich, Patterson
2. Realization

$$C_3(r,s)=(N-s)^{-1}\sum_{t=1}^{N-s}x_t x_{t+r} x_{t+s};0\le r\le s \tag{۵-۱۵}$$

می‌توان گفت این آماره تعمیمی از پارامتر چولگی بوده و تمامی جملات $C_3(r,s)$ برای نمونه‌های iid با میانگین صفر برابر صفر خواهد بود. زمانی می‌توان انتظار داشت جملات $C_3(r,s)$ غیر صفر باشند که x_t با وقفهٔ جملات ضربی مثل $x_{t-i}x_{t-j}$ وابستگی داشته باشد. فرض کنید:

$$G(r,s)=(N-s)^{1/2}C_3(r,s) \tag{۵-۱۶}$$

و X_3 به صورت زیر تعریف شود:

$$X_3=\sum_{s=2}^{t}\sum_{r=1}^{s-1}\left[G(r,s)\right]^2 \tag{۵-۱۷}$$

تحت فرض صفر iid سریالی بودن $\{x_t\}$، در هینیچ و پترسون (۱۹۹۵)، نشان داده شده است که X_3 برای $\ell < N^{1/2}$ دارای توزیع حدی $\chi^2_{(\ell[\ell-1]/2)}$ می‌باشد. بر پایه شبیه‌سازی انجام شده، مقدار $\ell = N^{.4}$ توسط ایشان توصیه شده است. آمارهٔ X_3 همبستگی‌های غیرصفر درجهٔ سه را شناسایی می‌کند و می تواند به عنوان تعمیمی از آمارهٔ مرکب باکس–پیرس (Box-Pierce) درنظر گرفته شود.

همهٔ این آزمون‌ها در یک اصل مشترک هستند و آن اینکه هرگونه ساختارخطی و یا غیر خطی از مشاهدات حذف شده و هر ساختار باقیمانده ناشی از یک سازوکار (ناشناخته) غیرخطی می‌باشد.

بطور خلاصه آزمون مکلئود-لی تابع خودهمبستگی مربعات وزنی داده ها را جستجو می‌کند و آزمون می‌کند که برای برخی kها مقدار $corr\left(e_t^2, e_{t-k}^2\right)$ غیرصفر است یا نه و می‌تواند بـه عنـوان یـک آمـارهٔ LM بـرای شناسـایی اثـرات ARCH لحـاظ شـود (گرانجـر و تراسـویرتا (Granger,Terasvirta,1993). آمارهٔ معرفی شده توسط انگل (۱۹۸۲)، یک آزمون LM اسـت که نسبت به جایگزین‌های گارچ از توان بیشتری برخوردار اسـت (گرانجـر و تراسـویرتا، ۱۹۹۳ و بولرسلو، ۱۹۸۶). آزمون تی‌سی صریحاً به دنبال همبستگی های سریالی درجـهٔ دوم مـی‌گـردد و اثبات شده که از توان بیشتری برای بررسی پسماندهای فرایند AR برخوردار است. آزمون BDS یک آزمون ناپارامتری برای استقلال سریالی بر پایهٔ انتگرال همبستگی سری‌های عـددی اسـت (بروک و همکاران، ۱۹۹۱ و گرانجر و تراسویرتا، ۱۹۹۳). آزمـون دوکوواریـانس فـرض مـی‌کنـد که e_t یک مصداق از یک فرایند تصادفی مانای درجهٔ سه بـوده و اسـتقلال سـریالی را بررسـی می‌کند (گرانجر و تراسویرتا، ۱۹۹۳). توضیحات بیش‌تری در مورد این آزمون ها در مقالات بـارنر و همکاران (Barnerr et all,1997) و پترسون و اشلی (Patterson & Ashley,2000) انجـام شده است.

نتایج تجربی

در جدول (۱)، خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی برای بازده شاخص بورس تهران ارایه شده است. همان‌طور که برای سری زمانی بازده انتظار می‌رود، میانگین نزدیک به صفر می‌باشد خصوصیات نوسانات بازده از روی نمودار (۱) نیز قابل ملاحظه می‌باشد. بازده‌ها همچنین شواهد معنی‌داری مبنی بر چولگی مثبت در توزیع بازده دارد که نشان دهندهٔ احتمال زیاد برای افزایش‌های بزرگ نسبت به کاهش‌ها در بازده سبد دارایی‌ها[1] می‌باشد. این پدیده نشان می‌دهد

[1].Portfolio

که بازده شاخص بورس تهران نامتقارن است. همچنین بازده شاخص کل، دارای کشیدگی پایین[۱] می‌باشد. آماره جارگو-برا نشان می‌دهد که با احتمال بسیار بالا فرض صفر نرمال بودن توزیع بازده رد می‌شود، لذا بازده شاخص کل از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند.

جدول (۱) : آماره‌های توصیفی شاخص کل و بازده

	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارگو-برا	مجموع	مجموع مربعات	تعداد مشاهدات
شاخص کل	6665.53	5916	13882	1472	4135	0.099	1.43	284	E+7۱8.1	4.64E+10	2715
بازده‌روزانه	0.000582	2E+4.5	0.051	-0.055	0.0048	0.1159	26.8	64337	1.58	0.0605	2714

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین مدل‌های تحلیلی

الگو / تخمین‌زننده‌ها	RWD	AR(10)	GARCH(1,1)	EGARCH	TGARCH
Constant	3.6 E+5**	1.7E+5*	8.81E+6	1.354E+5**	-1.3e-05
AR(1)	0.3861**	0.7056**	0.8343**	0.8219**	0.8373**
Variance Equation: Constant			3.94E+7**	-0.87289**	3.7835e-07**
ARCH(1)			0.1531**		0.1256**
GARCH(1)			0.847**		0.8518**
|res|/sqr(GARCH(1))				0.29566**	
res/sqr(GARCH(1)				-0.023184**	
log(GARCH(1))				0.93978**	
(RESID<0) ARCH(1)					0.0465**
Adjusted R-Square	0.1488	0.2056	0.1819	0.18304	0.18117
S.E. of regression	0.00436	0.00422	0.004277	0.004274	0.004279
Skewness	-0.400295	-0.674481	-0.9998	-1.291820	-0.927890
Kurtosis	34.6367	33.79495	18.13453	21.04573	17.79632
Jarque-Bera	113213.7	107050.1	26256.95	37441.78	25054.26
AIC	-8.0335	-8.0963	-8.5533	-8.5377	-8.55378

در طی فرایند تحقیق، تعدادی از مدل‌های رگرسیونی برای حذف توابع خطی موجود در سری‌زمانی مورد بررسی، برازش شده‌اند. ابتدا مدل گام تصادفی به عنوان ساده‌ترین حالت، تخمین زده شده‌است. مدل دوم مدل خودرگرسیو می‌باشد و نیز سه مدل از خانوادهٔ گارچ برازش شده‌اند.

مدل GARCH (1,1) به عنوان ساده‌ترین و کاربردی‌ترین حالت و نیز دو مدل نامتقارن، EGARCH و TGARCH به کار رفته‌اند. برای مدل‌های فوق، از وقفه‌های بالا شروع کرده و با آزمایش وقفه‌های دیگر، حالتی که کمترین معیار آکائیک را داشته مورد استفاده قرار گرفته است. طبق این جدول، مدل گام تصادفی به واسطهٔ معیار آکائیک نسبت به مدل خودرگرسیو ارجحیت دارد.

نتایج حاصل از تخمین مدل‌های رگرسیونی روی بازده شاخص کل، در جدول (۲) ارایه شده است. علامت دو ستاره بر روی ضرایب برای نشان دادن معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد و علامت یک ستارده برای معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد می‌باشد. ضریب جملهٔ خودرگرسیو مرتبهٔ اول در همهٔ مدل‌ها به طور معنی‌داری مخالف صفر است. این نتایج مقدمتاً امکان رد نظریهٔ گام تصادفی را فراهم می‌کنند. مجموع ضرایب عبارت‌های ARCH(1) و GARCH(1) در مدل‌های GARCH(1,1) و TGARCH، بسیار نزدیک به یک بوده و نشان‌گر پایداری بالا در رفتار خوشه‌ای نوسانات در بازار می‌باشد که علامت دیگری از عدم وجود کارایی می‌باشد.

نتایج مربوط به گروه آزمون‌های استقلال سریالی، برای هر دو روش تئوری حدی و بوت‌استرپ، در جدول (۳) ارایه شده است (فقط مقادیر p-value گزارش شده‌اند). برای نتایج بوت‌استرپ، ۱۰۰۰ نمونهٔ جدید از جملات پسماند هریک از مدل‌ها به روش نمونه‌گیری با جایگذاری، به صورت مستقل ایجاد شده است. نمونه‌های جدید تحت فرض عدم خودهمبستگی

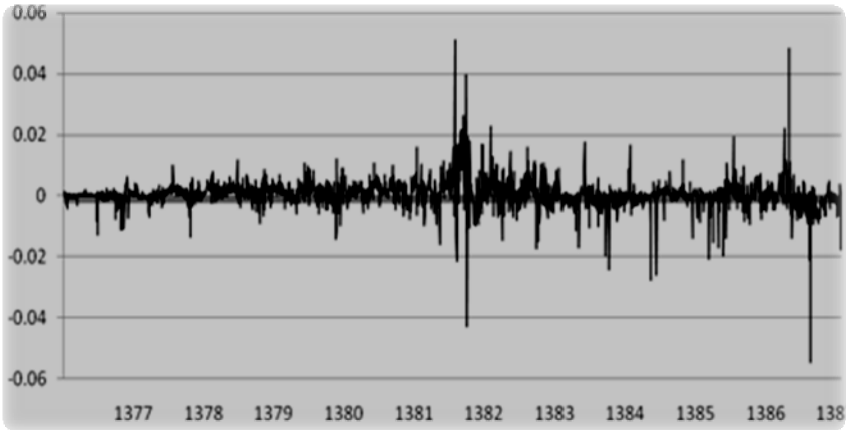
سریالی، برای محاسبه آماره‌ها به کار رفته‌اند. آزمون BDS، برای ۰,۵، ۱ و ۲ برابر انحراف معیار و برای رعایت اختصار فقط برای اپسیلون ۲ (e=2)، گزارش شده‌اند[1].

جدول (۳): نتایج حاصل از آزمون‌های غیرخطی بودن

آزمون / الگو	RW		AR(10)		GARCH		EGARCH		TGARCH	
مک‌لئود-لی	حدی	بوت‌استرپ	حدی	بوت‌استرپ	حدی	بوت‌استرپ	حدی	بوت‌استرپ	حدی	بوت‌استرپ
تا وقفهٔ ۱	0.00	0.01	0.01	0.02	0.04	0.02	0.06	0.03	0.00	0.01
تا وقفهٔ ۲	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01
تا وقفهٔ ۳	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01
تا وقفهٔ ۴	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01
دوکوواریانس تا وقفهٔ ۲۰	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Engle LM										
تا وقفهٔ ۱	0.00	0.01	0.01	0.02	0.04	0.02	0.06	0.03	0.00	0.01
تا وقفهٔ ۲	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01
تا وقفهٔ ۳	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01
تا وقفهٔ ۴	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01
تی‌سی	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00
BDS										
EPS=2.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
EPS=1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
EPS=0.5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

۱. برای جزئیات اندازهٔ نمونه، تئوری حدی و بوت‌استرپ، به مقالهٔ پترسون و اشلی (۲۰۰۰)، رجوع شود.

نمودار (۱): بازده روزانهٔ شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران



نتیجه‌گیری

این مقاله به ارزیابی قابلیت پیش‌بینی درشاخص کل بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد و پنج مدل تحلیلی برای آزمون نظریهٔ گام تصادفی در بازده‌های روزانهٔ بازار به کار رفته و نیز پنج آزمون تکمیلی برای ارزیابی استقلال سریالی در پسماندهای مدل‌های تخمینی انجام شده است.

نتایج به دست آمده در این تحقیق قابلیت پیش‌بینی در شاخص کل بورس تهران را تأیید می‌کند. پنج مدل تحلیلی تخمین زده شده به طور مشابه وجود گام تصادفی را در بازده روزانهٔ شاخص کل رد می‌کنند. به علاوه آزمون‌های تشخیص ساختارهای غیرخطی، نیز نشان می‌دهند که پسماندهای مدل‌های تخمینی از ساختارهای خاص غیرخطی تبعیت می‌کند و از یک فرایند گام تصادفی پیروی نمی‌کنند. عدم وجود گام تصادفی دلالت بر انحراف در قیمت‌گذاری سهام و ریسک دارد که نشانه‌ای از ناکارایی بازار می‌باشد. نتیجهٔ کلی تحقیق بر قابلیت پیش‌بینی شاخص کل با استفاده از داده‌های تاریخی آن دلالت دارد.

البته صرف قابلیت پیش‌بینی دلیل بر سودمندی همهٔ روش‌های مورد استفاده در بازار نیست، بلکه برای کسب سود مناسب باید روش‌های مختلف را نیز آزمون نمود که این مورد جزء اهداف مطالعهٔ فوق نبوده و فقط وجود توابع غیرخطی بدون توجه به تصریح دقیق آن‌ها ارزیابی شده است. پیش‌بینی پذیری مقدمهٔ رد فرضیهٔ کارایی بازار را فراهم نموده و امکان فایده‌مندی روش‌های مختلف پیش‌بینی از جمله روش تحلیل تکنیکی را فراهم می‌آورد.

مفهوم این نتایج این است که می‌توان انتظار داشت، مقدار قابل توجهی از سهام در این بازار کمتر از حد و یا بیشتر از حد قیمت‌گذاری شده باشند. بنابراین متخصصان علاقه‌مند می‌توانند با جستجوی سهام کمتر از حد قیمت‌گذاری شده به تحلیل بازار اقدام نمایند. و برای تحلیل‌گران سخت‌کوش این امکان وجود خواهد داشت تا بازدهی بیش از متوسط بازار به دست آورند.

منابع و ماخذ:

۱. شوشتریان، زکیه و نمازی، محمد. (۱۳۷۵)."مروری بر آزمون‌ها کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف"، تحقیقات مالی، شمارهٔ ۱۱ و ۱۲.

۲. قائمی، امید و عرب مازار.(۱۳۸۲)."بررسی رابطهٔ قیمت سهام و حجم مبادلات"، تهران. دانشگاه شهید بهشتی. دانشکدهٔ مدیریت.

۳. مشیری، سعید و فائزه، فروتن.(۱۳۸۳)."آزمون آشوب و پیش‌بینی قیمت‌های آتی نفت خام"، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران، شمارهٔ ۲۱، ص ۶۷-۹۰.

۴. مشیری، سعید و مروت، حبیب. "بررسی وجود فرایند آشوبی در شاخص بازدهی کل قیمت سهام بازار بورس تهران"، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران، شمارهٔ ۲۵، ص ۴۷-۶۴.

5. Bollerslev, T. (1986). Generalised Autoregressive Conditional Heterscedasticity. Journal of Econometrics (31), 307-27.
6. Brock, A. W., Dechert, W., Scheinkman, H., & LeBaron, B. (1996). A test for Independence Based on the Correlation Dimension. Econometric Reviews (15), 197-235.
7. DeBondt, Werner, & Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact? Journal of Finance, 793-805.
8. Engle, F. R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 987-1007.
9. Engle, F. R., & Ng, K. V. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. Journal of Finance, 1022-1082.

10. Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. Journal of Finance, 383–417.
11. Fama, E. (1965). The Behaviour of Stock Market Prices. Journal of Business, 34-105.
12. Fama, E., & Blume, M. (1966). Filter rules and stock market trading profits. Journal of Business, 226-241.
13. Finnerty, J. (1976). Insiders and Market Efficiency. The Journal of Finance, 1141-1148.
14. Glosten, R. L., Jaganathan, R., & Runkle, D. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks. Journal of Finance , 1779-1801.
15. Granger, C. W., & Terasvirta, T. (1993). Modelling Nonlinear Economic Relationships. Journal of Business, Oxford University Press.
16. Hinich, M., & Patterson, D. M. (1995). Detecting Epochs of Transient Dependence in White Noise. University of Texas.
17. Kendall & Maurice. (1953). the Analysis of Economic Time Series. Journal of Royal Statistical Society, 11-25.
18. Malkiel, B. (1992). Efficient market hypothesis. New Palgrave Dictionary of Money and Finance. London: Macmillan.
19. Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. Journal of Business, 394-419.
20. McLeod, A. I., & Li, W. k. (1983). Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared-Residual Autocorrelations. Journal of Time Series Analysis, 269-273.

21. Mishkin, F. (1997). The Economics of Money, Banking, and Financial Markets. New York: Addison-Wesley.
22. Neftci, S. N. (1991). Naive trading rules in Financial Markets and Wiener-Kolmogorov Prediction theory. Journal of Business, 549-571.
23. Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach. Econometrica , 703-708.
24. Patterson, D. M., & Ashley, R. A. (2000). A nonlinear time series workshop: a toolkit for detecting and identifying nonlinear serial dependence. Boston: Kluwer Academic Publishers.
25. Samuelson, P. A. (1965). Proof That Properly Anticipated prices Fluctuate Randomly. Industrial Management Review, 41-49.
26. Stiglitz, J. E. (1993). Economics. New York: Norton & Company, Inc.
27. Tsay, R. S. (1986). Nonlinearity tests for Time Series. Biometrica, 461-466.
28. Zakoian, M. J. (1994). Threshold Heteroskedastic Models. Journal of Economic Dynamics and Control, 931-955.