

بررسی قابلیت پیش بینی نوسانات قیمت سهام در بازار بورس تهران (تخمین بعد همبستگی)

حمید خالوزاده*، علی خاکی صدیق** و کارولوکس***

بخش برق دانشکده مهندسی، دانشگاه فردوسی مشهد

گروه کنترل دانشکده برق، دانشگاه خواجه نصیرالدین طوسی

گروه برق و کامپیوتر دانشکده فنی، دانشگاه تهران

(دریافت مقاله: ۱۳۷۶/۸/۱۰ - دریافت نسخه نهایی: ۱۳۷۸/۲/۲۵)

چکیده - با استفاده از تحلیل غیر خطی بر روی قیمت سهام یکی از شرکتها در بازار بورس تهران، ماهیت فرایند مربوط به سری زمانی قیمت آن شرکت، مشخص می شود. روش به کار رفته برای هر شرکت دیگری قابل اجراست. دیدگاه مورد مطالعه در این پژوهش براساس نظریه آشوب^۱ است، نشان داده می شود که رفتار فرایند مربوط به سری زمانی قیمت سهام مورد مطالعه رفتاری آشوبگونه ضعیف^۲ است، تمایز این گونه رفتار با رفتار تصادفی، پیش بینی رفتار این سهام را ممکن می سازد. همچنین با انجام تحلیل مربوط به تخمین بعد همبستگی^۳ دریافته می شود که برای مدلسازی رفتار قیمت سهام در بازار بورس تهران تنها قیمت های ثبت شده قبل برای تجدید دینامیک و ساختار فرایند مولد قیمت آن سهام کافی نیست و می بایست متغیرهای دیگری را نیز دخیل کرد.

On the Predictability of Price Fluctuations in Tehran Stock Exchange

A Correlation Dimension Estimation Approach

H. Khlaoozadeh, A. Khaki Sedigh and C. Lucas

Department of Electrical Engineering, Mashhad, University

Department of Control Electrical Engineering, K.N toosi University

Department of Electrical Engineering, Tehran, University

ABSTRACT- *This paper employs a general non-linear analysis tool to analyse the nature of time series associated with the price (returns) of a particular company in Tehran Stock Exchange. It is shown that the behaviour of the process associated with the price (returns) time-series of this company is weakly chaotic, and due to the non-random behaviour of the process, short term prediction of stock price is possible. It is also shown, using the correlation dimension estimation analysis, that a modelling of the price fluctuations based solely on the price data is insufficient to establish a model for future price prediction and that other variables involved in the process must be accounted for.*

* استادیار ** دانشیار *** استاد

$C_M(t)$	انتگرال همبستگی	$E(.)$	امید ریاضی	M	بعد محاط
D	بعد همبستگی فرایند	I_t	هر مجموعه اطلاعات و آگاهی	P_t	قیمت سهام در روز t
D_M	بعد همبستگی برای بعد محاط M		عمومی در مورد قیمت‌ها	r_t	بازده روزانه
d_t	مقدار سود پرداخت شده در روز t	Lim	علامت حد	X_t	بازده لگاریتمی
		log	لگاریتم در مبنای ده	X_t^m	بردار M بعدی M - حافظه

۱ - مقدمه

بیان مناسبی برای چگونگی روند نوسانات قیمت در اقتصاد و سیستم‌های مالی مسئله رایج و مورد علاقه‌ای برای اقتصاددانان و دست‌اندرکاران امور مالی است. راه‌های متفاوت و دیدگاه‌های گوناگونی در این مقوله وجود دارد که با توجه به نبودن اطلاعات دقیق در مورد قوانین مؤثر بر نوسانات بازار سهام، پیش‌بینی این تغییرات به سادگی میسر نیست. بر این اساس فرضیه بازار کارآمد^۴ مطرح می‌شود، به این معنی که بازار سهام در کسب و پردازش اطلاعات ورودی به‌طور معقول عمل کرده و اطلاعات بدون درنگ و بدون تمایل و گرایش خاص^۵ در قیمت سهام منعکس می‌شود و نوسانات قیمت سهام با استفاده از اطلاعات قابل دسترسی عمومی پیش‌بینی ناپذیر است. در واقع این فرضیه با نظریه قدم زدن تصادفی^۶ موافق است، شکل ساده و بیان ریاضی این فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت [۱]

$$E [P_{t+1} | I_t] = P_t \quad (1)$$

یعنی قیمت‌های سهام مارتینگل هستند^۷. در رابطه (۱)، $E(.)$ امید ریاضی^۸ و I_t هر مجموعه اطلاعات و آگاهی عمومی است که در مورد قیمت‌های P_t, P_{t-1}, \dots, P_0 وجود دارد. در واقع رابطه (۱) بیان می‌کند که امید ریاضی قیمت در زمان آینده با دانستن هر نوع اطلاعات قبلی چیزی بیشتر از قیمت قبل را به دست نمی‌دهد و اگر بازده روزانه^۹ به صورت:

$$r_t \triangleq \frac{P_t - P_{t-1} + d_t}{P_{t-1}} \quad (2)$$

تعریف شود (در رابطه (۲))، d_t مقدار سود پرداخت شده در روز t است، این سود ممکن است به اشکال مختلفی مانند، افزایش

سرمایه، سهام جایزه و... ظاهر شود، انتظار بازده با وجود اطلاعات قبلی صفر است یعنی

$$E[r_{t+1} | I_t] = 0 \quad (3)$$

بیان مخالف فرضیه فوق معادل با قابلیت پیش‌بینی^{۱۰} است. از اواسط دهه هفتاد و مخصوصاً از سال ۱۹۸۰ فعالیت جدید و ویژه‌ای در مبحث قابلیت پیش‌بینی و پیش‌بینی پذیری با وجود روش‌های ریاضی نوین، سریهای زمانی طولانی و ابزارهای پیشرفته‌تر آغاز شد، آزمون‌هایی بر روی اطلاعات قیمت سهام و شاخص در کشورهایی مانند انگلستان، آمریکا، کانادا و آلمان صورت گرفته است تا وجود ساختاری معین در اطلاعات قیمت سهام را نشان داده و از این طریق فرض قدم زدن تصادفی را نقض کنند.

ساختار موجود در فرایند مولد قیمت ممکن است خطی، غیرخطی و یا تصادفی^{۱۱} باشد، در این پژوهش سعی در کشف ساختار موجود در فرایند مولد قیمت سهام یکی از شرکت‌های بازار بورس تهران توسط تحلیل غیرخطی به نام تخمین بعد همبستگی می‌شود. روش تخمین بعد همبستگی را می‌توان به اطلاعات مالی اعمال کرد تا وجود ماهیت خطی، غیرخطی، آشوبگونه و یا ماهیت تصادفی فرایند مربوطه را اثبات کرد [۲-۴].

روش تخمین بعد همبستگی براساس روش ارائه شده در [۵] انجام می‌شود و در واقع با پردازش بر روی اطلاعات سری زمانی قیمت تخمینی از بعد فراکتالی^{۱۲} فرایند مولد قیمت محاسبه می‌شود، با استفاده از تخمین بعد همبستگی می‌توان میزان پیچیدگی فرایند مولد قیمت را ارزیابی کرد و بدین ترتیب میزان پیچیدگی مدل تخمین زن ممکنه را برآورد کرد [۶].

در سالهای اخیر، طبقه‌ای از فرایندها به نام فرایندهای آشوب

شناسایی و کشف شده است. پیشرفتهای اخیر در مورد سریهای زمانی آشوبگونه، نشان داده است که روشهای خطی کلاسیک مانند حداقل مربعات و مدل‌هایی از قبیل $ARIMA^{13}$ عملکرد مناسب را برای دریافت و استخراج الگوهای غیرخطی در سریهای زمانی را ندارند. به عنوان مثال، ممکن است متغیر شبه تصادفی قیمت واقعاً تصادفی نباشد ولی اگر با روشهای آزمون خطی مورد تحلیل و بررسی قرار گیرد تصادفی بودن آن نتیجه شود. در این حالت، ممکن است متغیر غیرتصادفی متغیری غیرخطی و آشوبگونه بوده و دارای اطلاعات و الگوهای باارزش برای پیش‌بینی باشد، به طوری که مدل‌های خطی قادر به استخراج آن نباشند. نمونه‌های متعددی از متغیرهای غیرخطی و آشوبگونه در اقتصاد موجود است و بنابراین لازم است کفایت مدل‌های خطی برای پیش‌بینی متغیر تحت مطالعه برآورد شود. در صورتی که دینامیک غیرخطی در سری زمانی متغیر مربوطه مشاهده شود، استفاده از مدل‌های خطی منتفی شده و در این حالت استفاده از ساختارهای غیرخطی که دارای قابلیت کسب و استخراج الگوهای رفتاری غیرخطی اند مانند شبکه عصبی برتری و مزیت خواهند داشت.

نظریه آشوب روش قوی و مهمی برای فهم ماهیت فرایندهای اقتصادی و مالی است، توسط این نظریه می‌توان نشان داد که داده‌های مربوط به یک فرایند مولد سریهای زمانی چه نوع ماهیتی دارند در واقع روش تخمین بعد همبستگی معیاری برای جستجوی پدیده آشوب در یک فرایند مولد سری زمانی است. این نظریه قادر به تمایز یک پدیده اتفاقی و تصادفی از یک فرایند خطی و غیرخطی است [۸ و ۷]. آشوب به عنوان فرایندی معین و غیرخطی تعریف می‌شود که رفتاری مانند فرایندهای تصادفی داشته ولی غیرتصادفی است [۹]، سریهای آشوبگونه زیرمجموعه‌ای از فرایندهای غیرخطی اند که دارای پیچیدگی زیاد و رفتاری نامنظم هستند.

در اغلب اوقات، طیف و تابع اتوکوریانس سریهای آشوبگونه مانند نویز سفید است [۱۰]. در واقع اغلب فرایندهای آشوبگونه دارای خواص گشتاور اول و دومی مشابه با نویز سفیدند. اولین خاصیتی که یک فرایند آشوبگونه داشته و بدین وسیله از یک فرایند تصادفی متمایز می‌شود، حساسیت آن به حالت اولیه است. بدین

ترتیب که خطای کوچکی در اندازه‌گیری حالت اولیه موجب افزایش نمایی خطا در مقادیر آتی آینده این سری زمانی می‌شود. یکی دیگر از خواص فرایندهای آشوبگونه آن است که تغییرات کوچکی در پارامترهای توصیف‌کننده دینامیک فرایند موجب تغییرات بسیار زیادی در رفتار فرایند می‌شود.

یکی از کاربردهای فرضیه آشوب، آزمایش وجود الگوهای غیرخطی مخفی در جملات خطا هنگام استفاده از مدل‌های خطی است. در صورت مثبت بودن این آزمون پیش‌بینی کوتاه مدت فرایند مربوطه با استفاده از مدل‌های غیر خطی ممکن خواهد بود.

اگر سری زمانی تحت مطالعه بعنوان یک جاذب غیرخطی در نظر گرفته شود، بایستی بررسی کرد که آیا این جاذب غیرخطی خوش رفتار است و یا رفتار آشوبگونه دارد، در یک جاذب غیرخطی خوش رفتار تفاوت کوچکی در شرایط اولیه، مسیرهای حالت تقریباً یکسانی را به وجود می‌آورد، در حالی که یک جاذب غیرخطی عجیب^{۱۵} به شرایط اولیه حساسیت زیادی داشته، به طوری که انحرافات کوچک با گذشت زمان بزرگ می‌شوند. در این نوع جاذب غیرخطی مسیرهای حالت در فضای فاز با شرایط اولیه متفاوت ولی نزدیک به هم به مرور زمان از یکدیگر منفک می‌شوند، به عبارت دیگر مقدار کمی خطا در تخمین پارامترهای مدل، پیش‌بینی نادرستی را به دنبال خواهد داشت و پیش‌بینی با افق بلندتر، ناممکن خواهد بود [۱۱].

۲ - محاسبه و تخمین بعد همبستگی

بعد همبستگی معیاری از میزان پیچیدگی یک پدیده است. یک نقطه دارای بعد صفر بوده، خط دارای بعد یک و یک نویز سفید و یا فرایند اتفاقی دارای بعد بینهایت است. یک فرایند آشوبگونه، دارای بعدی مثبت ولی محدود است. برای انجام محاسبات مربوط به تخمین بعد همبستگی ابتدا سری زمانی مربوط به بازده روزانه سهام را که به صورت بازده لگاریتمی تعریف می‌شود، به شکل زیر ایجاد می‌شود:

$$X_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \approx \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} ; t = 1, \dots, N \quad (4)$$

در واقع با تعریف X_t به صورت فوق سری زمانی روندزایی^{۱۶} شده

می‌شود. جدول (۱) نشانگر نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد سری زمانی بازده است. کوچکتر بودن مقدار آماره t محاسبه شده در آزمون ریشه واحد این سری از مقادیر بحرانی مربوط به سطح معنی دار ۱، ۵ و ۱۰ درصد، نشانگر ایستایی سری زمانی بازده است. در روش تخمین بعد همبستگی ابتدا می‌بایست ماتریس حافظه را ایجاد کرد. سری زمانی قیمت را به صورت $X_t = \{1, \dots, N\}$ در نظر گرفته و بردارهایی M بعدی به نام M - حافظه^{۱۹} را به شکل:

$$X_t^M = (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+M-1}) \quad (5)$$

ایجاد کرده، در واقع N اسکالر سری زمانی بازده سهام به $N-M+1$ بردار با درایه‌هایی که با یکدیگر همپوشانی دارند تبدیل می‌شود. در عمل با ایجاد M - حافظه سعی در تجدید حیات و بازسازی دینامیک و ساختار فرایند مولد اطلاعات می‌شود. به عبارت دیگر بین بردارهای M - حافظه و فرایند تولید اطلاعات اصلی یک نگاشت و تناظر برقرار می‌شود [۱۲]. در روش تخمین بعد همبستگی ارتباط و همبستگی بین نقاط M - حافظه اندازه‌گیری می‌شود. برای انجام این کار بایستی انتگرال همبستگی^{۲۰} را در فضای M - حافظه محاسبه کرد. انتگرال همبستگی $(C_M(r))$ تخمینی از یک احتمال است که دو بردار از سری زمانی به طول M ، فاصله‌ای کمتر از r با همدیگر داشته باشند [۱۳]. در واقع می‌توان $C_M(r)$ را به طریق زیر محاسبه کرد

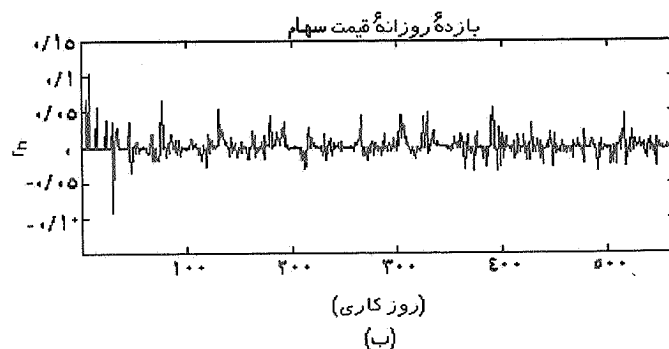
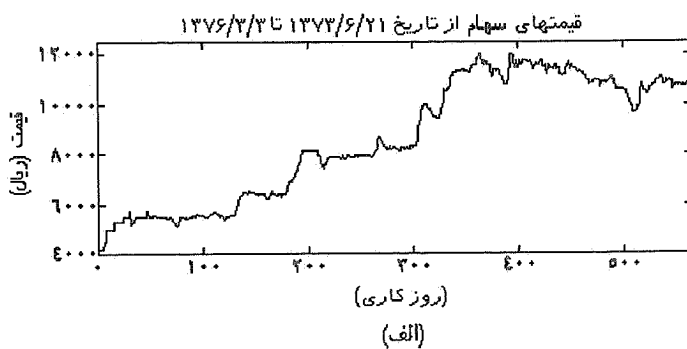
$$C_M(r) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{2}{N_M(N-1)} \sum_{t \leq s} I_r(X_t^M, X_s^M) \quad (6)$$

بعد محاط^{۲۱} M :

$$N_M = N - (M - 1)$$

$I_r(x, y)$ تابع مشخصه‌ای وابسته به x ، y است و به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$I_r(x, y) \simeq \begin{cases} 0 & ; \|x-y\| > r \\ 1 & ; \|x-y\| \leq r \end{cases} \quad (7)$$



شکل ۱ - قیمت و بازده لگاریتمی سهام

و سعی در ایستایی^{۱۷} آن می‌شود.

شکلهای (الف-۱) و (ب-۱) قیمت و بازده لگاریتمی این سهم را نشان می‌دهند. عدد N متناظر با قیمت روزانه از تاریخ ۷۳/۶/۲۱ تا ۷۶/۳/۳ مورد استفاده قرار گرفته، مبنای مقایسه ۷۳/۶/۲۱ است و هر نوع افزایش سرمایه و پرداخت سود نقدی و جایزه در محاسبات وارد شده است.

۱-۲ - بررسی ایستایی سری زمانی بازده سهام

برای استفاده از تحلیل تخمین بعد همبستگی لازم است سری زمانی تحت مطالعه ایستا باشد. از روشهای متداول آزمون ایستایی می‌توان به آزمون ریشه واحد یکی-فولرافروده^{۱۸} اشاره کرد. این آزمون یک روش عملیاتی برای آزمایش ایستایی سریهای زمانی است، در این روش سطوح معنی دار ۱، ۵ و ۱۰ درصد تعیین شده و رگراسیونی با تأخیرهای مختلف بر روی متغیر وابسته صورت می‌گیرد. آماره t مربوط به ضریب متغیر وابسته در این رگراسیون محاسبه می‌شود، اگر این آماره از مقادیر بحرانی مربوط به سطح معنی دار کمتر باشد، فرض داشتن ریشه واحد با احتمال یک منهای سطح معنی دار مربوطه مردود و ایستایی سری زمانی پذیرفته

جدول ۱- نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد سری زمانی بازده

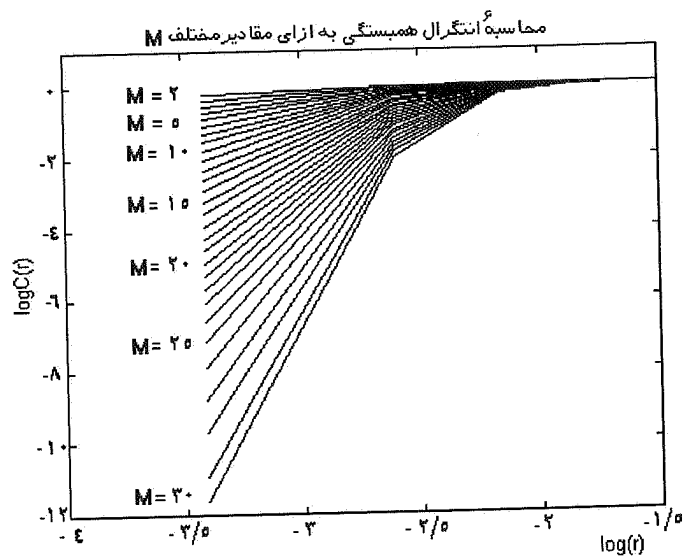
آزمون ریشه واحد دیکی- فولر افزوده اعمال شده روی سری زمانی بازده سهام	
* ۱٪ مقدار بحرانی	-۲/۵۶۹۳
* ۵٪ مقدار بحرانی	-۱/۹۴۰۰
* ۱۰٪ مقدار بحرانی	-۱/۶۱۵۹
آماره آزمون ADF: -۱۳/۹۳۹۱	
* مقادیر بحرانی ماکینون برای رد کردن فرضیه وجود ریشه واحد	

در محاسبه $C_M(r)$ ، $N \rightarrow \infty$ ولی در عمل N به اندازه تعداد اطلاعات قیمت ثبت شده آن شرکت است و به خاطر محدودیت آن، در انتخاب مقادیر r و M محدودیت وجود داشته و عملاً نمی توان $r \rightarrow 0$ و $M \rightarrow \infty$ را داشت. مقدار اولیه r را می توان در فاصله $0 < r < 1/50$ در نظر گرفت، σ انحراف معیار سری زمانی مربوطه است، به ازای مقادیر کوچک r می توان نوشت

$$C_M(r) \sim r^D \quad (10)$$

اگر سیستم آشوبگونه باشد، D_M به ازای مقادیر بزرگ M به مقداری بزرگتر از یک همگرا می شود. شکل (۲) نشانگر منحنیهای $\log(C_M(r))$ بر حسب $\log(r)$ به ازای مقادیر M از ۲ تا ۳۰ است. مقدار تخمین زده شده D_M برای فرایند مولد قیمت سهام با افزایش M به مقدار $3/5$ همگرا می شود. به منظور ارزیابی نتایج تخمین بعد همبستگی (D) با استفاده از اطلاعات سری زمانی اصلی سری زمانی جدیدی ایجاد می شود، این سری جدید با تغییر جایگاه داده ها و جایگذاری تصادفی آنها در سری اصلی ساخته می شود. برای سری زمانی جدید شیب انتگرالهای همبستگی افزایش خواهد یافت و D بزرگتری به دست می آید (به خاطر از دست رفتن ساختار موجود در اطلاعات سری جدید)، اگر فرایند سری زمانی اصلی تصادفی باشد، D محاسبه شده برای سری زمانی جدید در هم ریخته تغییر چندانی نخواهد کرد [۱۴]. تغییرات D برای اطلاعات مربوط به سری زمانی اصلی و سری زمانی جدید در هم ریخته در شکل (۳) و جدول (۲) مشاهده می شود.

با مشاهده مقادیر بعد همبستگی (D_M) مربوط به سری اصلی و سری زمانی تصادفی، اختلاف بین آنها بیشتر از ۱۰٪ به دست می آید. مفهوم آن این است که ممکن است ساختاری غیرخطی ولی غیر تصادفی در سری زمانی اصلی دیده شود. وجود ساختار غیر



شکل (۲): منحنیهای $\log(C_M(r))$ بر حسب $\log(r)$ به ازای مقادیر M از ۲ تا ۳۰

در واقع با اندازه گیری و تخمین بعد همبستگی میزان همبستگی و شباهت میان نقاط مختلف در جذب کننده غیر خطی را می توان اندازه گیری کرد. بعد همبستگی فرایند برای بعد محاط $(D_M)M$ به شکل زیر تعریف می شود

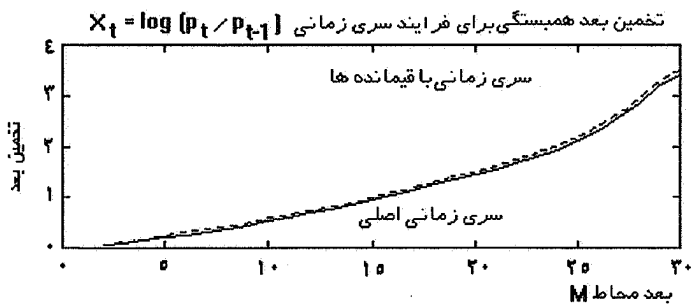
$$D_M = \lim_{\substack{r \rightarrow 0 \\ N \rightarrow \infty}} \frac{\log C_M(r, N)}{\log(r)} \quad (8)$$

بعد همبستگی سیستم (D) برابر است با

$$D = \lim_{M \rightarrow \infty} D_M \quad (9)$$

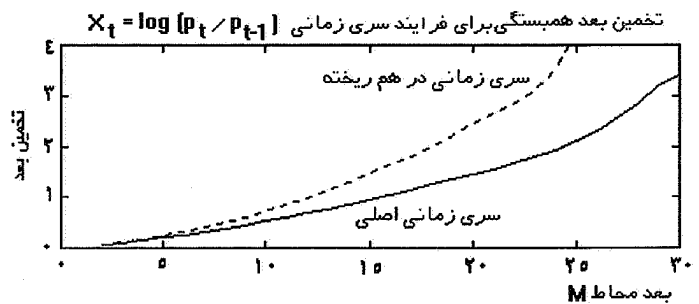
جدول ۲- تخمین بعد همبستگی برای ابعاد محاط مختلف

	M=۳	M=۵	M=۱۰	M=۲۰	M=۳۰
[۱] شاهد	۰/۱۰۴۲	۰/۲۰۷۹	۰/۵۲۶۶	۱/۴۴۹۰	۳/۴۰۳۴
[۲] شاهد	۰/۱۱۳۷	۰/۲۴۲۷	۰/۷۲۶۱	۲/۴۶۰۹	بینهایت
M = بعد محاط					
[۱] شاهد = سری اصلی (بازده لگاریتمی)					
[۲] شاهد = سری جدید ساخته شده از روی سری اصلی با جایگذاری تصادفی اطلاعات					



شکل (۴): بعد همبستگی سری اصلی و سری مانده‌ها به ازای

مقادیر متناظر M



شکل (۳): تغییرات D برای اطلاعات مربوط به سری زمانی اصلی و

سری زمانی جدید در هم ریخته

خطی یا غیرخطی هموار^{۲۴} دارای بعدهمبستگی ای برابر با بعدهمبستگی سری زمانی اصلی است. آزمون مانده بروک برای تشخیص رفتارهای غیرخطی معین در یک سری زمانی محدود طراحی شده است [۱۵]. همانطور که اشاره شد اگر سری زمانی آشوبگونه باشد مقدار بعدهمبستگی تخمینی تحت تأثیر تبدیلات خطی و غیرخطی هموار قرار نگرفته و تغییری نمی‌کند. برای انجام آزمون بروک از مدل خطی $ARIMA(2,2,3)$ که در مرجع [۱۶] به دست آمده است به عنوان مدل تخمینی بازده سهام استفاده کرده و بعدهمبستگی مانده‌های ناشی از داده‌های واقعی و مدل فوق به ازای بعد محاط M از ۲ تا ۳۰ محاسبه می‌شود. شکل (۴) نمایانگر بعد همبستگی سری اصلی و سری مانده‌ها به ازای مقادیر متناظر M است.

با مقایسه دو منحنی در شکل (۴) و مشاهده اختلاف اندک موجود، نتیجه می‌شود، بعدهمبستگی سری اصلی و سری مانده‌های ناشی از مدل $ARIMA(2,2,3)$ تقریباً یکسان بوده و بنابراین بر اساس آزمون مانده بروک می‌توان ادعا کرد که فرایند مولد قیمت (بازده) سهام آشوبگونه بوده و فرضیه تصادفی بودن

تصادفی در فرایند مولد قیمت (بازده) سهام مؤید این نظریه است که شاید بتوان با افزایش M ساختار این فرایند را بازسازی کرد و در واقع با استفاده از اطلاعات گذشته و مدلی مناسب، فرایند پیش‌بینی را انجام داد. گرچه روش فوق به عنوان روش مستقیم برای آزمایش پدیده آشوب در یک فرایند نیست ولی خواص فوق با وجود پدیده آشوب توافق دارد.

این روش دارای چند محدودیت عملیاتی است، اول اینکه روش توصیفی بوده و آزمون آماری نیست و بنابراین در مورد فواصل اطمینان تخمین بعدهمبستگی و دقت مربوطه نمی‌توان اظهار نظر کرد. دوم اینکه با استفاده از روش فوق نمی‌توان بعضی از فرایندهای غیرخطی مثل فرایندهای ARCH^{۲۲} را از یک فرایند آشوب تشخیص داد. اشکال سوم روش گراسبرگر-پروکاکسیا این است که در مواجهه با سریهای زمانی با تعداد کم نمونه، مقدار بعد همبستگی تخمینی (D_M)، کمتر از مقدار واقعی خواهد بود [۹].

آزمون دیگری که در ادامه روش فوق به کار می‌رود آزمون مانده بروک^{۲۳} نام دارد. بروک نشان داد اگر سری زمانی تحت مطالعه آشوبگونه باشد، مانده‌های حاصل از برازش هر مدل و یا تبدیل

می‌دهد. همچنین با فرضیه کارآمد بازار نیز مغایرت دارد. با توجه به محدود بودن طول اطلاعات قیمت ($N = 564$) می‌توان نتیجه‌گیری کرد که فرایند به‌طور ضعیف آشوبگونه است و با وجود این خاصیت، تنها پیش‌بینی و تخمین کوتاه مدت قیمت سهام مقدور است، همچنین پیچیدگی فرایند به این معناست که با استفاده از قیمت‌های گذشته به تنهایی، نمی‌توان پیش‌بینی مطلوبی را داشت و بایستی تأثیر عوامل دیگری مانند نرخ بهره بانکی، بازار ارز، طلا و سیاست‌های کلان اقتصادی را نیز در مدل پیشنهادی در نظر گرفت.

۳ - نتیجه‌گیری

نظریه آشوب به عنوان ابزاری قدرتمند برای تحلیل و پردازش اطلاعات قیمت سهام در بورس تهران مورد استفاده قرار گرفت، بعد فراکتالی فرایند مولد قیمت (بازده) سهام مربوطه محاسبه و مقدار $3/5$ به دست آمد، این عدد (بزرگتر از یک) پیچیدگی این فرایند را نشان می‌دهد. همگرایی D_M با افزایش M و محدود بودن آن به $3/5$ ، فرایند سری زمانی بازده سهام مربوطه را از یک فرایند تصادفی و اتفاقی متمایز کرده و بنابراین امکان پیش‌بینی بازده آن را

واژه نامه

- | | | |
|--------------------------------------|-------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------|
| 1. chaos theory | 9. one day return | 18. augmented Dicky-Fuller (ADF) unit root test |
| 2. weakly chaotic | 10. predictability | 19. M-histories |
| 3. correlation dimension estimate | 11. stochastic | 20. correlation integral |
| 4. Efficient Market Hypothesis (emh) | 12. fractal dimension | 21. embedding dimension |
| 5. bias | 13. auto regressive integrated moving average (ARIMA) | 22. auto regressive conditional heteroskedasticity (ARCH) |
| 6. random walk theory | 14. white noise | 23. brock residual test |
| 7. martingale | 15. strange attractor | 24. smooth nonlinear transformation |
| 8. expected value | 16. detrend | |
| | 17. stationary | |

مراجع

- Granger, W. J., "Forecasting Stock Market Prices: Lessons for Forecasters," *Int. Journal of Forecasting* 8, 3-13, 1992.
- Hinich, M.J., and Patterson, D.M., "Evidence of Nonlinearity in Daily Stock Returns," *Journal of Bus.&Econ. Stat.*,3,1: 69-77, 1985.
- Scheinkman, J., and LeBaron, B., "Nonlinear Dynamics and Stock Returns," *Journal of Business*, 62,3: 311-338, 1989.
- Frank, M.Z., and Stengos, T., "Some Evidence Concerning Macro-Economic Chaos," *Journal of Monetary Economics* 22, Forthcoming, 1988.
- Grassberger, P., and Procaccia, I., "Characterization of Strange Attractors," *Phys. Review Letters*, 50, 3460-3490, 1983.
- Casdagli, M., *Nonlinear Forecasting, Chaos and Statistics. In: Modeling Complex Phenomena*, Springer-Verlag, Berlin, 1991.
- Sakai, H., and Tokumaru, H., "Auto Correlations of a Certain Chaos," *IEEE Transactions on Acoustics, Speech and Signal Processing ASSP-28*, pp. 588-590, 1980.
- Brockman, P., and Chowdhury, M., "Deterministic Versus Stochastic Volatility: Implications for Option Pricing Model," *Applied Financial Economics*, 7: pp. 499-505, 1997.
- Hsieh, D.A., "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets," *Journal of Finance* 46: 1839-77, 1991.
- Brock, W. A., Hsieh, D. A., and Lebaron, B., *Nonlinear Dynamics, Chaos, and Instability. Statistical Theory and Economic*, MIT Press, Massachusetts, 1992.
- Frank, M. Z., Gencay R., and Stengos T.,

- "International Chaos?," *European Economic Review*, 32, 1569-1584, 1988.
12. Frank, M. Z., and Stengos T., "Chaotic Dynamics in Economic Time-series," *Journal of Economic Surveys*, 2, 103-133, 1988.
13. Takens, F., *Detecting Strange Attractors in Tubrulence*, Springer-Verlag, Berlin, 1980.
14. Isham, V., *Statistical Aspects of Chaos, A Review. in: Networks and Chaos Statistical and Probabilistic Aspects*, Chapmann & Hall, London, 1993.
15. Brock, W.A., Dechert, W., and Scheinkman, J., "A

Test for Independence Based on the Correlation Dimension," Working Paper, Madison, University of Wisconsin, University of Houston, University Chicago, 1987.

۱۶. خالوزاده، حمید، "مدلسازی غیرخطی و پیش‌بینی قیمت سهام در بازار بورس تهران"، رسالهٔ دکترای مهندسی برق-کنترل، دانشگاه تربیت مدرس، بهمن ۱۳۷۷.