کاهش اخلال غیرخطی در شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران

امیربهداد سلامی*

یوسف لطفی**

در طول سالهای اخیر ارقام و شواهد موجود نشان از این واقعیت دارد که نوسانات در بازار داراییهای مالی ثابت نیست. و شواهد بسیار دیگر حکایت از این دارند که استفاده از مدلهای غیرخطی برای پیش‌بینی بازارهای مالی توجیه بیشتری دارند. این امر در بازار سهام تهران در فاصله زمانی ۸۱/۳/۵ تا ۸۲/۲/۳۱ نیز به وضوح قابل مشاهده است. به این ترتیب، استفاده از مدلهای غیر خطی را برای مطالعه این بازار ضروری می‌سازد. همچنین، وجود اخلال در سری زمانی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار

*. امیربهداد سلامی؛ دانشجوی دوره دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی.
E-mail: amirbehdadsalami@yahoo.com

**. یوسف لطفی؛ دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی.
E-mail: yosoflotfi@yahoo.com

تهران با استفاده از روشهای قابل آزمون محرز گردید. با اجرای روش کاهش اخلال شرایبر این میزان در دامنه ۲۲ تا ۵۷ درصد تشخیص داده‌شد.

کلید واژه‌ها:
بورس اوراق بهادار تهران، کاهش اخلالات غیرخطی، مدلهای اقتصادسنجی، مدلهای خطی، مدلهای غیرخطی، شاخص قیمت بازار، خطاهای اندازه‌گیری

مقدمه

هدف از انتخاب و استفادهٔ مدل توضیح مطلوب واقعیتها و پیش بینی متغیرهای تحت بررسی با توانی بالاتر است. "لی کوربیلر"[1] در سال ۱۹۳۳ و "کالدور"[2] در سال ۱۹۴۰، به غیرخطی بودن اقتصاد اشاره داشتند. در انتهای دهه ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ به دلیل توسعه نظریه آشوب، این اشارات وسعت بیشتری یافت. بنابراین، علی رغم عمومیت مدلهای خطی "یالوگ ـ خطی" در اقتصاد، تمایلی فزاینده در به کارگیری مدلهای غیرخطی در این حوزه مشاهده شد. "نیووی"[3] درسال ۱۹۸۵ اثبات کرد که اگر تعریف مدل مناسب نباشد، بردار متغیرهای توضیحی X پسماندهای به دست آمده از یک رگرسیون خطی را بهتر از میانگین همان پسماندها پیش بینی می‌کند. به این ترتیب، به تدریج مدلهای حاوی متغیرهای برونزا جای خود را به مدلهای پیچیده‌تر غیرخطی با حداقل متغیر برونزا داد.

امروزه اغلب مدلهای اقتصادی به خصوص آن دسته از مدلها که به بررسی رفتار قیمت در بازارها می پردازند، تعداد زیادی بازیگر در حال تقابل با یکدیگر و محیط اقتصادی را در نظر می گیرند که در فواصل زمانی تعریف شده، نسبت به تعدیل رفتار خود اقدام می نمایند . این مدلها به یک روش ــ مورد پذیرش در تشریح و پیش‌بینی ــ به اعتبار مدل پدیده‌های اقتصادی تبدیل شده و در حد وسیع به برداشت ما از نحوه کار با مدلهای اقتصادی اثر گذاشته‌است . ادبیاتی

1 . Lecarbeiller
2 . Kaldor
3 . Newey

که در این زمینه در حال رشد است، سعی دارد برداشتهای خود را از زاویه دید بازیگران اصلی این بازارها آغاز کند و در تلاش است تا خود را به ابزارهای محاسباتی پیشرفته مجهز سازد، که بتواند از محدودیتهای مدلهای تحلیلی گذر کند.

تحلیل سیستمهای غیرخطی پویا، به طور قانع کننده‌ای تشریح کرده‌است که عدم ثبات مسیرهای تعادلی، یک ویژگی ذاتی سیستمهای پیچیده است، به این معنی که حتی تغییرات نهایی (اندک) در شرایط اولیه می تواند به انحرافات بسیار معنی‌دار - در نتیجه نهایی — بینجامد، به طوری که می‌توان گفت، امروزه با ظهور تمایل به استفاده از نظریه پیچیدگی[1] و نظریه تکامل[2] که بر پایه پویایی‌های غیرخطی استوارند، ایدهٔ پیش‌بینی کامل و دقیق به حد زیادی از ذهنها پاک شده است.

برای مدتی طولانی دشواریهای ریاضیاتی و آماری پیرامون پویایی‌های غیرخطی مانع از استفاده فراگیر این مدلها در اقتصاد بود. اما پیشرفت سریع در روشها و ابزار محاسباتی، امروزه سبب رواج مدلهای غیرخطی در مطالعات اقتصادی شده است، اگرچه آزمونهای به‌کارگرفته شده توسط محققان دانشگاهی و کاربردی چند سال اخیر اقتصاد در زمینه پویایی‌های غیرخطی، درک بیشتر این پویایی‌ها را ممکن ساخته، اما با این حال، کشف روندهای غیرخطی از این سریهای زمانی، هنوز نیازمند بررسی بیشتر است.

1. Complexity
2. Evolusion

به موجب تحقیقات صورت‌گرفته توسط "اسپیرو"[1] (۱۹۹۷)، "گویلایوم"[2] (۱۹۹۵)، "ساویت"[3] (۱۹۸۸) و دیگران، نوسانات قیمت بازار سهام تحت‌تأثیر اخلال است و از آنجا که بسیاری از نیروهای اقتصاد به مانند شوکهای تصادفی عمل می کنند، فرآیندهای اقتصادی و مالی به اخلال تصادفی آلوده‌اند که تمیز آن از آشوب ذاتی را بسیار مشکل می‌سازد؛ زیرا بسیاری از آزمونهای تشخیص روندهای غیرخطی آشوبی از روندهای خطی کارایی خود را در مواجهه با داده‌های توأم با اخلال از دست می دهند. پس، هدف مهم تحلیلگر قبل از هر اقدام دیگر؛ درک دقیق طبیعت و شدت اخلال است.

همانطور که اشاره شد در عمل، وجود اخلال دلیل دشوار بودن تشخیص فرآیندهای تصادفی از فرآیندهای تعیین‌پذیر است. بنابراین، جستجو اخلال ما را به سمت درک بهتر پویایی واقعی سری زمانی مالی راهنمایی می‌کند و این امکان را فراهم می‌سازد که این سریهای زمانی به طریق بهتری مدل شده، و درنهایت پیش‌بینیهای دقیقتری ارائه شود.

بنابراین بسیار مهم است تا اخلال موجود در سری زمانی تحت بررسی تخمین‌زده و سری زمانی اصلی، به دو جزء عاری از اخلال و نیز اخلال تفکیک شود. همانطور که اشاره شد، شواهد تجربی نشان داده‌اند که اخلال، تأثیر شدیدی بر امکان تشخیص و قابلیت پیش‌بینی سریهای زمانی می‌گذارد؛ زیرا وجود اخلال درستی نتایج معیارهای مورد استفادهٔ فعلی نظیر؛ بعد همبستگی گراسبرگر و پروکاچیا و نیز معیار توان لیاپانوف را از درجهٔ اعتبار می‌اندازد.

1. Szpiro
2. Guillaume
3. Savit

بنابراین، تلاش در جهت ایجاد و استفاده روشهای پالایش داده‌ها از اخلال به یک مشغله جدید در حوزه علم اقتصاد تبدیل شده است.

در همین راستا، این مقاله با محور قراردادن بازارهای مالی به‌عنوان یکی از قلمروهای اصلی چنین رویکردی در حوزه علم اقتصاد، ابتدا مروری بر ادبیات نظری و تجربی انجام شده اخلال زدایی داشته و سپس، به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا استفاده از مدلهای غیرخطی در مطالعه شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران قابل قبول است یا خیر؟ در پایان ضمن اثبات وجود جزء اخلال در داده‌های سری زمانی شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران، اقدام عملی در جهت اخلال‌زدایی گزارش شده‌است. همچنین، در این مقاله برای تشخیص سطح اخلال از داده‌های سری زمانی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، از روش "شاتون" و دیگران (۱۹۹۴) استفاده گردیده‌است. جهت کاهش اخلال نیز روش "شرایبر" (۱۹۹۳) استفاده شده و گزینه‌های مختلف معرفی شده‌است.

لازم به ذکر است که این مقاله به ارائه نتایج حاصل از اجرای بخش اول مجموعه تحقیقات "کاهش اخلال غیرخطی از شاخص قیمت اوراق بهادار تهران" تدوین گردیده است. در مقالات بعدی به چگونگی انتخاب گزینه بهینه اخلال زدایی سری زمانی شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران، پرداخته خواهدشد.

مبانی نظری و تجربی اخلال زدایی غیر خطی

رفتار و ارتباط متغیرهای اقتصادی- مالی در هنگام ورود به رکود، با زمان رونق متفاوت است. با مشاهده اینگونه رفتارهای نامتقارن و شواهد دیگری نظیر رفتارهای چرخه‌ای و روندهای (G)ARCH و نیز نتایج آزمونهای تشخیص روندهای غیرخطی از خطی، می‌توان پذیرفت که اقتصاد غیر خطی است و یا به عبارت دیگر؛ از الگوهای غیرخطی برای تحلیل و پیش‌بینی داده‌ها می‌توان استفاده نمود.

ریشه علاقه اقتصاددانان به پویایی‌های پیچیده را می‌توان در ادبیات وسیع هفتاد تا هشتاد سال گذشته، پیرامون ادوار تجاری مشاهده کرد؛ که در آنها تعداد زیادی از مدلها به منظور ایجاد رفتارهای نوسانی یا ارتعاش در اقتصاد ارائه شده‌است. اما اکثر این مدلها مبهم، همراه با فروض متعدد، و درک منطق آنها بسیار سخت بود. در اغلب این مدلها پیچیدگی متغیر تحت بررسی به یک یا چند عامل برونزای تصادفی نسبت داده می‌شد.

در اواخر دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰، با توسعه نظریه آشوب، استفاده از مدلهای ساده غیرخطی که توانایی توضیح رفتارهای پیچیده و تصادفی‌نما را داشتند، در عرصه علوم تجربی عمومیت یافت. بنابراین علی‌رغم مقبولیت مدلهای خطی یا لوگ ـ خطی در اقتصاد، تمایلی فزاینده در به‌کارگیری مدلهای غیر خطی در این حوزه نیز مشاهده شد. به این ترتیب، به تدریج مدلهای حاوی متغیرهای برونزا جای خود را به مدلهای پیچیده‌تر غیرخطی با حداقل متغیرها برونزا و تصادفی داد.

در تلاش جهت اثبات وجود رفتار آشوبی محققین آزمونهای متعددی را انجام‌دادند. آزمونهای دو طیفی هینیش، توان لیاپانوف، بعد همبستگی گراسبرگر و پروکاچیا، شبکه عصبی وایت، کاپلان و BDS، از این دست هستند. اما نتایج این آزمونها بسیار نسبت به وجود یا عدم اخلال حساسند؛ به طوریکه تشخیص از این طریق را با اشکال مواجه می‌سازد. بنابراین قبل از به‌کارگیری چنین آزمونهایی (آزمونهای اثبات وجود رفتار آشوبی) ابتدا باید از نبود سطح بالای اخلال در داده های مورد بررسی اطمینان حاصل کرد.

اینکه فرآیندها و میزان متغیرهای اقتصادی و مالی به اخلالهای تصادفی آلوده اند، قابل پذیرش است. به موجب مطالعات "اسپیرو" (۱۹۹۷)، "گوییلائوم" (۱۹۹۵)، "ساویت"[1] (۱۹۸۸)، "کاسداگلی"[2] و "اوبانک"[3] (۱۹۹۲) نوسانات قیمت تحت‌تأثیر اخلال (Noise) است. این واقعیت وظیفه تمیز آشوب ذاتی از پویایی‌های تصادفی را بسیار مشکل می سازد. بنابراین قبل از هر آزمونی ابتدا باید به جستجوی اخلال و تا حد امکان حذف آن از سری زمانی مورد بررسی پرداخت.

به طورکلی اخلال را می توان به دو نوع تقسیم‌بندی نمود، خطای اندازه‌گیری[4] واخلال پویا[5]. خطاهای اندازه‌گیری؛ انحرافهای ایجاد شده‌ای هستند که به‌طور مستقیم بر پویایی اثر ندارند و از آن مستقل هستند و حتی به‌واسطه خطای انسانی در محاسبه و اندازه‌گیری پدید می‌آیند؛ در حالی‌که اخلالهای پویا، فرآیندی بازخوردی است که به طور مستقیم بر سیستم اثر دارد. با مثال زیر این

1. Savit
2. Casdagli
3. Eubank
4. Measurement noise
5. Dynamic noise

مفهوم بهتر توضیح داده می‌شود؛ دو فرآیند (۱) $y_t = a + bx_t + \xi_t$ و (۲) $y_t = a + b\xi_t x_t$ را که ξ در هر دوی آنها جزء اخلال است، در نظر بگیرید؛ تابع (۱) دارای اخلال از نوع خطای اندازه‌گیری (خطای جمع پذیر) می‌باشد و تابع (۲) دارای اخلال از نوع پویا است. برای کاهش اخلالهای پویا روشی مطرح وجود ندارد و روشهای موجود قادر به کاهش اخلال از نوع خطای اندازه‌گیری می‌باشند. بنابراین آنچه در این مقاله نیز به آن اشاره شده‌است؛ کاهش این نوع اخلال از سری های زمانی است.

متداولترین روش برای تخمین سطح اخلال (اخلال از نوع اندازه گیری) یک سری زمانی مالی استفاده از مدل GARCH است؛ اما استفاده از این روش دو ضعف دارد: نخست مطالعات بسیاری نشان داده که در سریهای زمانی مالی ساختارهای غیرخطی وجود دارد که توسط مدل GARCH غیر قابل توضیح است و دوم؛ پویایی‌های GARCH، در برخی حالات به نوعی سبب تقویت اخلال نیز می شود(یانگ ۱۹۹۳).[1]

برخورد غیرخطی با مسئله، راه‌حل آن است. برای نمونه به روشی در زیر نگاه کنید:

۱. آمارهٔ BDS[2] برای آزمون استقلال استفاده می‌شود و آماره (نسبت واریانس)[3] نیز جهت آزمون گام تصادفی به کار می آید؛

1. Yang

۲. براک و دچرت و شینک من (۱۹۹۶) آماره‌ای به نام BDS معرفی کردند که در تعیین اینکه سری زمانی مورد مطالعه از یک فرآیند خطی تصادفی ناشی شده است یا از یک فرآیند غیرخطی- تصادفی یا غیرخطی- غیرتصادفی؛ به‌کار می‌آید.

۲. تحلیل اجزای اصلی محلی[1]، برای تعیین حد بالای بعد هر سری زمانی، به‌کار گرفته می‌شود؛

۳. نتیجه مرحله دوم جهت تخمین انتگرال همبستگی سری زمانی استفاده می‌شود؛

۴. در قدم بعدی انحراف معیار اخلال از روش شرایبر (۱۹۹۳) محاسبه می شود؛

۵. نسبت اخلال به سیگنال اصلی [2] جهت به‌دست آوردن درصد اخلال محاسبه می شود.

روش شرایبر از جمله روشهای مطرح در تخمین و کاهش اخلال است. این روش فروضی، در مورد اخلال دارد:

الف) نوسانات بی ارتباط (ناهمسبته) تصادفی؛

ب) میانگین صفر و واریانس ثابت؛

ج) بدون هیچ اثر دیگر بر پویایی سری زمانی؛

د) توزیع مجانبی شبه نرمال.

روش کار برای تعیین وجود اخلال در سری زمانی، بر پایه انتگرال همبستگی است:

$$C_m(r,T) = \frac{2}{T(T-1)} \sum_{1 \le i \prec j \le T} H(r - \|x_j - x_i\|)$$

---

۱. آماره نسبت واریانس(Variance Ratio) عبارت است از : $\frac{\operatorname{var}(X_t - X_{t-a})}{\operatorname{var}(X_t - X_{t-1})} = a$ که درصورت برقراری این تساوی، داده‌ها از گام تصادفی پیروی می‌کنند.

2. Noise Signal Ratio (NSR)

که $\|\cdot\|$ بزرگترین نورم، r فاصله قابل قبول، و T تعداد سری زمانی است. تعریف تابع H نیز به شکل زیر است:

$$H(x)=1 \qquad if \quad x\geq 0$$
$$H(x)=0 \qquad if \quad x<0$$

انتگرال همبستگی تعداد زوجهایی از نقاط (y_i, y_j) بر روی یک جاذب که در فاصله‌ای کمتر از r با یکدیگر قرار دارند را نشان می‌دهد. ابتدا دو اقدام اولیه باید صورت بگیرد:

۱) ابتدا لگاریتم داده‌ها برای خارج‌سازی اثرات سیستماتیک سالانه (تقویمی) و اثرات متغیر روند از طریق تفاضل گیری تعدیل می شود.

۲) برای بازسازی یک جاذب آشوبی در یک فضای فازی، باید دو پارامتر اساسی؛ یعنی بعد همبستگی m و پارامتر تأخیر h[1] به دست آید. نظریه محاطی تیکنز[2] (m=2d+1) که در آن d بعد همبستگی است، به‌عنوان یک شرط کافی برای بازسازی مطلوب یک جاذب، از یک سری زمانی می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد.

یک روش کارآمد برای تعیین حداقل m قابل پذیرش سری زمانی قابل مشاهده، FNN[3] است. این روش، رفتار دو نقطه در همسایگی یکدیگر را تحت‌تأثیر تغییر بعد محاطی از $m \rightarrow m+1$ مورد بررسی قرار می‌دهد. اگر تعداد نقاط موجود که در m بعد همسایه بوده، ولی در $m+1$ بعد از یکدیگر t

---

۱. یک تخمین برای h را می توان از تابع خود همبستگی ACF به دست آورد، که در داده های مالی معمولاً h را یک در نظر می گیرند (سیریپولوس ولئون تیتیس ۲۰۰۲)

2. Takens

3. Failes Nearest Neighbour

فاصله داشتند، صفر باشد، m بعدی است که جاذب را می‌توان در آن قرار داد. این تکنیک در مقابل وجود اخلال حساسیت ندارد و کار خود را به درستی انجام می‌دهد.

مشتق $Log\, C_m(r,T)$ نسبت به $Log\, r$ برای اندازه های کوچک r، بعد همبستگی را نشان می‌دهد:

$$d = \frac{dLog\ C_m(r,T)}{d\, Log\, r}$$

به احتمال با بروز اختلال نوسانات کوچکی در d پدید می‌آید، بنابراین d به d(r) تبدیل می‌شود. وقتی $m \geq d$ است، انتظار داریم که $d(r)=d$ باشد. اما استفاده از این روش باید با احتیاط همراه باشد؛ زیرا بیان‌کنندهٔ نوعی درجه‌بندی رفتار در حد است؛ به این معنی که آیا فاصله بین نقاط برروی جاذب به سمت صفر میل خواهدکرد یا خیر؟ بنابراین نسبت به حضور اخلال بسیار حساس خواهدبود. در واقع، تجربیات عددی نشان می‌دهد حتی سطح اخلال کوچکی در حد ۲ الی ۵ درصد در کل سری زمانی می تواند این مقیاس ارزیابی را نادرست و غیرقابل استفاده کند. به علاوه، وجود اخلال از پیش بینی دقیق نیز جلوگیری می کند.

اگر k را به‌عنوان یک ارزش دیگر برای بعد محاطی در نظر بگیرید؛ به طوری که $k>m$ باشد، براساس نوشته شرایبر خواهیم داشت :

$$\frac{d_k(r)-d_m(r)}{k-m} = g\left(\frac{r}{2s}\right) \qquad (1)$$

که

$$g(z)=\frac{2z\exp(-z^2)}{\sqrt{\pi}\ erf(z)}$$

انحراف معیار اخلال = s و $erf(x)=\frac{2}{\sqrt{\pi}}\int_0^x e^{-t^2}dt$ (تابع خطا)

و $d_m(r)$ و $d_k(r)$ بعد همبستگی مربوط به k و m هستند.

برای سادگی $d_{k,m}(r)$ را برابر سمت چپ رابطهٔ (۱) در نظر می گیریم ارزش s باید طوری باشد که برابری (۱) را تضمین کند. اگر برای $k=3$, $m=2$ ، s را به‌دست بیاوریم، قطعاً این رابطه دیگر برای $k=4$, $m=2$ برقرار نخواهدبود. از آنجا که k نیز مجهول است، "برنت"[1] روش موسوم به "کمینه برنت" را ارائه‌کرد. با استفاده از روش کمینه برنت، انحراف معیار اخلالی محاسبه می‌شود که رابطه زیر برقرار سازد :

$$\min_s\left[\sum_k\left(d_{k,m}(r)-\frac{r\exp\left(-\frac{r^2}{4s^2}\right)}{s\sqrt{\pi}erf\left(\frac{r}{2s}\right)}\right)^2\right]$$

در نهایت، تخمین نسبت اخلال به علامت اصل ساده است (NSR) که این نسبت به صورت زیر تعریف می شود :

1. *Brent*

$$NSR = \frac{s^2}{S^2} \cong \frac{s^2}{\tilde{S}^2}$$

که در آن S، انحراف معیار سری زمانی عاری از اخلال است و $\tilde{S}$ انحراف معیار سری زمانی توام با اخلال است. از آنجایی که ارزش دقیق S معلوم نیست از $\tilde{S}$ استفاده می کنیم.

از کارهای انجام شده دیگر در زمینه کاهش اخلال غیرخطی می‌توان به مطالعه "هریسون"[1] و "جرج"[2] و "اکسلی"[3] در سال ۱۹۹۹ و "سیریوپولوس"[4] و "لئون تیتیس"[5] در سال ۲۰۰۲ اشاره کرد که هریسون، جرج و اکسلی، روش کاهش اخلال جدیدی را در سری زمانی شاخص ترکیبی سهام S&P500 به‌کار گرفتند. دیدگاه اصلی این روش، مربوط به کاربرد تکنیک‌های کاهش اخلال غیرخطی بر روی داده‌ها است. در این وضعیت از الگوریتم NNR بر پایه یافتن و خارج سازی مسیر زمانی تقریبی - که بسیار نزدیک به روند پویای عاری از اخلال اصلی در فضای بازسازی شده با سری زمانی مشاهده شده‌است - استفاده می‌شود. از دیگر کارهای سیریوپولوس و لئون تیتیس(۲۰۰۲)؛ تخمین اخلال غیرخطی در سری زمانی بازارهای مالی شش کشور سنگاپور، انگلستان، کانادا، هنگ کنگ، آمریکا و ژاپن است.

1. Harrison
2. George
3. Oxley
4. Siriopoulos
5. Leontitsis

بررسی مقبولیت استفاده از مدلهای غیرخطی در مطالعه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

امروزه بازار اوراق بهادار، اصلی‌ترین مرکز جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی؛ به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت محسوب می‌شود، به طوری‌که در اکثر کشورهای توسعه یافته بیش از ۵۰ درصد منابع مالی سرمایه‌گذاریهای جدید، از این طریق تأمین می‌شود. از طرفی، بسیاری از سرمایه‌گذاران فعال در این بازارها به واسطه نوسانات موجود در قیمت داراییهای مالی به دنبال کسب سود ناشی از معاملات سفته‌بازانه هستند. در بازاری که خریداران و فروشندگان خواهان کسب بازدهی ناشی از خرید و فروش سهام هستند مطالعه روند قیمتها و نوسانات آن مهم است . از این‌رو، یافتن مدلی که بتواند به درست‌ترین نحو این تحولات را نشان دهد و از آن بتوان در پیش‌بینی بهتر آینده بهره جست، مهم است.

اگر چه بسیاری از مدلهایی که امروزه به‌طور عمومی در مالیه تجربی به کار می روند خطی هستند، امّا نشان داده شده‌است که طبیعت داده‌های مالی با مدلهای غیرخطی سازگاری بیشتری دارد. در طول سالهای اخیر ارقام و شواهد موجود نشان از این واقعیت دارد که نوسانات در بازار داراییهای مالی ثابت نیست. مواردی از این قبیل و بسیاری از شواهد دیگر، حاکی از این موضوع است که استفاده از مدلهای غیرخطی برای پیش‌بینی بازارهای مالی، توجیه بیشتری دارند. بنابراین، بهره گیری از مدلهای غیرخطی بسیاری برای پیش‌بینی و توضیح درست بازده‌ها و نوسانات داده‌های مالی در دستور کار بسیاری از مطالعات نظری و تجربی قرار گرفته است.

از جملهٔ موارد اشاره شده در بالا که در اکثر بازارهای مالی دنیا قابل مشاهده است، می توان به موارد زیر اشاره داشت:

- بازدهیهای منفی بزرگ به دفعات بیشتری از بازدهیهای مثبت بزرگ اتفاق می‌افتد؛
- شدت بازدهیهای منفی از شدت بازدهیهای مثبت بیشتر است؛
- بازدهیهای منفی بزرگ اغلب پیش درآمد نوسانات شدید در بازار است؛
- بازدهیهای مثبت بزرگ نوسانات شدید کمتری را به دنبال دارند؛

همگی موارد فوق در یک ویژگی خلاصه می‌شوند که عبارتست از "عدم تقارن". در صورتی که در سریهای زمانی مالی عدم تقارن وجود داشته‌باشد، مدلهای غیرخطی واقعیتها را بهتر توضیح می دهند و پیش‌بینی آنها نیز از درجهٔ قدرت بالاتری برخوردار خواهد بود.

ابتدا بازدهی شاخص قیمت بورس تهران، به شکل اختلاف لگاریتم شاخص قیمت هر دوره با لگاریتم شاخص قیمت دوره زمانی قبل مورد محاسبه قرار گرفت. سپس داده های به‌دست آمده به دو دوره زمانی تفکیک گردید[1]. در سری اول، داده‌های زمانی، شاخص قیمت بورس تهران از تاریخ ۱۳۷۱/۱۰/۸ لغایت ۱۳۷۴/۱۲/۲۹ مورد بررسی قرار گرفت و در مجموع، ۷۴۶ داده به‌دست آمد. در این میان ۳۷۹ داده مثبت و ۳۶۷ داده منفی است؛ یعنی به عبارت دیگر

---

۱. از آنجا که تا اواخر سال ۱۳۷۴ شدت بازدهی مثبت و منفی در شاخص قیمتهای بورس، به مراتب بیشتر از بازدهیهای سال ۱۳۷۵ به این طرف است (بیش از دو برابر از نظر قدر مطلق)؛ بنابراین اگر ما تحلیلها را براساس کل سری زمانی موجود بنا نهیم ، نتایج به دست آمده به شدت تحت‌تأثیر نوسانات قبل از سال ۱۳۷۵ خواهدبود. لذا برای اینکه تحلیلها از دقت کافی و مناسبی برخوردار باشند، سریهای زمانی به طور مجزا مورد بررسی قرار گرفته‌است.

بازده‌های مثبت ما در این سری زمانی بیشتر از بازدهیهای منفی می‌باشد، اما چندان از یکدیگر متفاوت به نظر نمی‌رسند و سری زمانی به نظر تقارن دارد.

سری دوم داده‌های زمانی شاخص قیمت بورس تهران از تاریخ ۷۵/۱/۱۵ لغایت ۸۲/۳/۲۵ انتخاب شد. از مجموع ۱۷۰۲ داده موجود ۱۱۱۳ داده مثبت و ۵۸۹ داده منفی می‌باشند. بنابراین مشاهده می‌گردد که در این سری زمانی بازده‌های مثبت به مراتب بیشتر از بازدهیهای منفی است.

با بررسی سری اول داده‌های زمانی شاخص قیمت بورس تهران مشاهده گردید که از ۷۴۶ داده موجود، هیچ کدام از داده‌ها را نمی‌توان بازدهی مثبت یا منفی بزرگ[1] محسوب کرد. در اینجا نیز تقارنی دیگر در این سری داده‌ها مشاهده می‌شود. در سری دوم داده‌های زمانی بازدهیهای بازار اوراق بهادار تهران نیز ۱۲ بازدهی مثبت بزرگ و ۱۴ بازدهی منفی بزرگ مشاهده می‌شود.

برای دانستن این مطلب که بازدهیهای بزرگ مثبت و منفی نوسانات پردامنه‌تری را در بازارهای مالی به دنبال دارند یا به عبارت دیگر پیش درآمد نوسانات شدید در بازار هستند یا خیر، $corr(y_t^2, y_{t-1})$[2] محاسبه گردید.

مقدار محاسبه شدهٔ $corr(y_t^2, y_{t-1})$ در بازارهای سهام دنیا همانند آمستردام ، فرانکفورت ، هنگ‌کنگ، لندن، نیویورک، پاریس، سنگاپور، توکیو، همگی منفی بوده و بیانگر این موضوع است که در آن بازارها هر دورهٔ پرنوسان با یک بازدهی منفی بزرگ آغاز شده است(فرانسس ودیجک ۲۰۰۰).

در بازار سهام ایران مقدار محاسبه شدهٔ $corr(y_t^2, y_{t-1})$ ، نیز - همانند سایر شاخصهای مورد محاسبه در این فصل - در دو مقطع و سری زمانی مورد

---

۱. بازدهی بزرگ سه برابر اختلاف معیار از میانگین یا بیشتر در نظر گرفته شده است.

۲. منظور از Y_t بازدهی شاخص قیمت سهام در زمان t است.

محاسبه قرار گرفت. در سری زمانی اول؛ مقدار محاسبه شده عدد ۰/۰۲ را نشان می‌دهد و در سری زمانی دوم، عدد محاسبه شده برای $corr(y_t^2, y_{t-1})$، ۰/۱۶ است. با ملاحظهٔ ارقام فوق این نکته قابل استنباط است که برخلاف سایر بازارهای اشاره شده در بازار سهام تهران بازدهیهای بزرگ مثبت پیش درآمد نوسانات شدید در بازار بوده است.

ابزار دیگر برای بررسی این موضوع که روند بازدهی شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، خطی است یا غیرخطی تعیین نوع توزیع آن است. اگرتوزیع بازده‌های شاخص قیمت سهام از توزیع نرمال پیروی نماید، این نتیجه را دربردارد که می‌توان از آزمونهای خطی برای پیش‌بینی و تحلیل قیمتهای بورس تهران استفاده کرد. اما در صورت رد این فرضیه می‌توان این موضوع را مطرح ساخت که بازدهی شاخص قیمت بورس تهران از روند غیرخطی برخوردار است. به طور کلی یک توزیع نرمال دارای ضریب کشیدگی[1] برابر ۳ و ضریب چولگی[2] برابر صفر است. ضریب چولگی سری زمانی اول درحدود ۰/۰۷۳۷- به دست آمد که می‌توان با قدری چشم‌پوشی آن را صفر در نظر گرفت؛ اما در سری زمانی دوم مشاهده می‌گردد که میزان ضریب چولگی عدد ۰/۳۹۵۴- می‌باشد که به‌طور مشخص از صفر متفاوت است.

محاسبه ضریب کشیدگی در سری زمانی اول ۲,۸۰۵۷ و در سری زمانی دوم ۲۶,۷۰۲۵ می باشد که عدد بدست آمده در سری زمانی دوم اختلاف زیادی

---

1. ضریب کشیدگی $\hat{k}_\gamma = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\frac{(\gamma_t - \mu)^4}{\hat{\sigma}^4}$

2. ضریب چگالی $Sk\hat{\gamma} = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\frac{(\gamma_t - \mu)^3}{\hat{\sigma}^3}$

با عدد ۳ دارد. بنابراین می توان گفت که در سری زمانی اول در جمع خصوصیات یک سیستم خطی موجود است ولی در سری زمانی دوم نتایج حاصل نشان از عدم تقارن در سری زمانی داده های مالی دارد.

از جمله روشهای موجود دیگر جهت اثبات امکان استفاده از روشهای غیرخطی در مطالعه سری زمانی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، می‌توان به استفاده از آماره BDS اشاره داشت که قبلاً به اثبات توجیه استفاده از روشهای غیرخطی در بازار اوراق بهادار تهران با کمک این آماره پرداخته شده‌است.[۱]

بررسی‌وجوداخلال‌درشاخص‌قیمت‌و بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران

همانطور که اشاره شد جزء اخلال عاملی تصادفی است که بر روند متغیر مورد بررسی تأثیرگذار است و غیر قابل پیش‌بینی می‌باشد. برای بررسی وجود اخلال در سری زمانی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران، ابتدا بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران محاسبه گردید و به علت محدودیت نرم‌افزاری، سری زمانی متشکل از ۲۴۰ بازدهی مورد انتخاب قرار گرفت که برای منطبق شدن هر چه بهتر با واقعیت، ۲۴۰ مشاهده آخر از تاریخ ۸۱/۳/۵ الی ۸۲/۲/۳۱ ، مورد استفاده قرار گرفت.

۱. امیربهداد سلامی، "آزمون روند آشوبی در بازده سهام بازار اوراق بهادار تهران"، پژوهشنامه اقتصادی، سال دوم، شماره پنجم (تابستان ۱۳۸۱) : ۷۳ – ۳۵.

برای بررسی این موضوع که آیا در شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، جزء اخلال وجود دارد، ابتدا ازآمارهٔ BDS برای آزمون استقلال و آماره (نسبت واریانس) نیز جهت آزمون گام تصادفی استفاده گردید. نتایج حاصل از آزمون BDS برای ابعاد محاطی مختلف به شرح زیر است:

$m=2$	$BDS=9.42$
$m=4$	$BDS=7.62$
$m=7$	$BDS=5.96$

از آنجا که ارقام به دست آمده همگی بزرگ می‌باشند لذا در سری زمانی مورد بررسی، همبستگی غیرخطی وجود دارد.

در قدم بعد جهت آزمون این که سری زمانی مورد نظر از روند گام تصادفی پیروی می‌کند یا خیر از آزمون نسبت واریانس‌ها استفاده گردید. بدین ترتیب که واریانس اختلاف هر بازده با دو، سه و چهار دوره زمانی قبل خود و سپس نسبت هریک از آنها به واریانس اختلاف هر بازده با یک دوره گذشته خود محاسبه گردید. نتایج حاصله به ترتیب زیر می‌باشد :

$$\frac{\operatorname{var}(p_i - p_{i-2})}{\operatorname{var}(p_i - p_{i-1})} = 1.16 \neq 2$$

$$\frac{\operatorname{var}(p_i - p_{i-3})}{\operatorname{var}(p_i - p_{i-1})} = 1.15 \neq 3$$

$$\frac{\operatorname{var}(p_i - p_{i-4})}{\operatorname{var}(p_i - p_{i-1})} = 1.23 \neq 4$$

همانطور که از نتایج بدست آمده قابل استنباط است، روند سری زمانی داده های مورد بررسی گام تصادفی نیست. پس می توان ادعا کرد که بازدهیهای موجود در بازار اوراق بهادار تهران به طور محض تصادفی نیست[1]. حال باید مشخص شود که آیا این بازدهیها به کل تعیین‌پذیرند، یا اینکه با جزء اخلال همراه می‌باشند.

به طور خلاصه، روش کار برای تعیین وجود اخلال در سری زمانی بازدهی بر پایه انتگرال همبستگی قرار دارد و در این مرحله از روش زیر استفاده شد:

$$C(r) = \frac{2}{T(T-1)} \sum_{1 \le i < j \le T} H(r - \|x_j - x_i\|)$$

اگر سری زمانی به‌وسیلهٔ یک جاذب قوی مشخص شده‌باشد انتگرال همبستگی از یک قانون به شکل زیر تبعیت می‌کند.

$C(r) = r^d$ اگر $r \to 0 \quad , T \to \infty$

توان d را بعد همبستگی جاذب می‌نامند و آن را می‌توان شیب $Log\ C(r)$ در مقابل $Log(r)$ دانست:

$$d \simeq \frac{dLog\ C(r)}{d\ Log\ (r)} \qquad as \quad r \to 0 \ , T \to \infty$$

۱. لازم به توضیح است که این آزمونها بر روی سری زمانی شاخص قیمت سهام نیز مورد محاسبه قرار گرفت و نتایج حاصل، نشانگر تصادفی نبودن شاخص قیمت سهام بورس تهران است.

این رابطه تا زمانی که داده‌ها عاری از اخلال هستند درست است. اما، برای داده‌های توأم با اخلال مانند داده‌های قیمت و بازده داراییهای مالی، نظیر سهام این رابطه درست نخواهد ماند؛ زیرا اخلال، مقیاس‌بندی داده‌ها را مختل می‌سازد.

در موارد عاری از اخلال نمودار $Log\ C(r)$ به $Log(r)$ یک خط است. اما در موارد تجربی، به وضوح $Log\ C(r)$ به $Log(r)$ غیرخطی است. این به این معنی است که رابطهٔ قانون توان r^d نخواهد توانست یک بیان مناسب از ارتباط درونی نقاط با یکدیگر باشد.

به عبارت بهتر اگر نمودار $Log\,C(r), Log(r)$ دارای شیب ثابت بود در سری زمانی داده‌های ما اخلال وجود ندارد و شیب نمودار نیز همان بعد همبستگی جاذب یا توان d است. اما اگر شکل منحنی ما به صورتی بود که امکان تعیین شیب ثابتی برای آن وجود نداشت، می‌شود اظهار کرد که در سری زمانی داده‌های ما جزء اخلال وجود دارد.

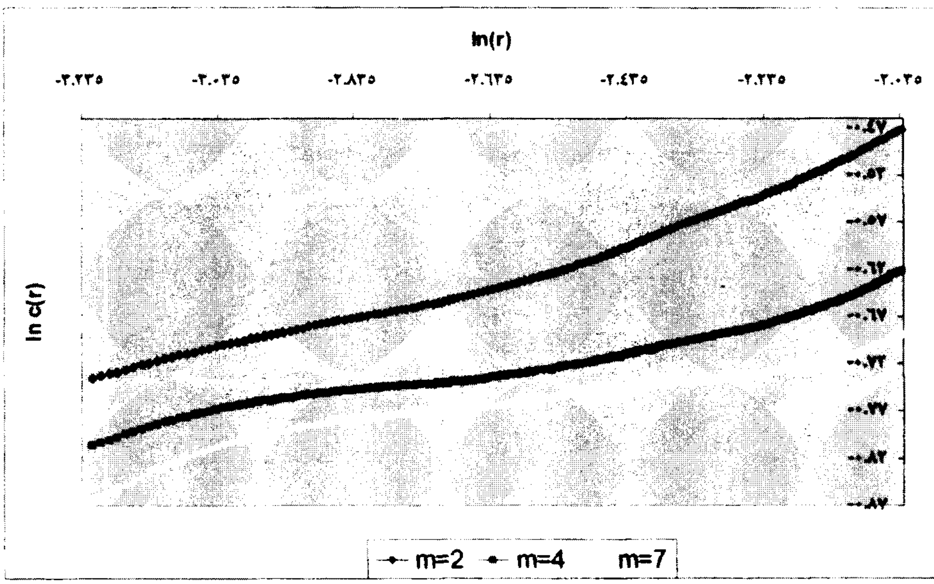
برای آزمون وجود اخلال در سری زمانی داده های شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران r های مختلف مورد استفاده قرار گرفت و C(r)ها متناظر با آنها در m های متفاوت به‌دست آمد. در مجموع برای هر بعد محاطی، ۱۸۴زوج (r و C(r)) مورد محاسبه قرار گرفت[1].

پس از بررسی و به‌دست آمدن rها و C(r) های موجود و با توجه به کافی بودن داده‌های مورد نیاز جهت، آزمون وجود اخلال در داده‌های سری زمانی شاخص قیمتهای بورس اوراق بهادار تهران، لگاریتم طبیعی هر یک مورد

---

۱. لازم به توضیح است که مقادیر۷و۴و۲-m و تفاوتr هااز فاصله ۰/۰٤ تا ۰/۱۳۱۵ در نظر گرفته شد. m ها و rهای انتخاب شده توسط کارهای تجربی متعدد دیگری نیز به کار گرفته شده‌است. (فون ولیونگ۱۹۹۹).

محاسبه قرار گرفت و نمودار Ln(r) در مقابل Ln C(r) ترسیم گردید که در ادامه آمده است.



همانطور که از شکل فوق قابل مشاهده است، نمودارهای رسم شده، هیچ‌کدام دارای شیب ثابت نیستند و هر یک در مقاطعی، شیبهایی مختلفی دارند. بنابراین با توجه به مطالب اشاره شده در سری زمانی بازدهیهای بورس اوراق بهادار تهران، جزء اخلال وجود دارد. بعد از اثبات وجود جزء اخلال در قسمت بعد، سعی بر این است تا از روش شرایبر، اخلال موجود در سری زمانی کاهش داده شود.

کاهش اخلال از بازدهی سهام بورس اوراق بهادار تهران

در این قسمت، ابتدا به طرح روش مورد استفاده یعنی روش شرایبر می‌پردازیم؛ تأثیر اخلال بر انتگرال همبستگی را می‌توان اینگونه ارزیابی کرد. دو نقطهٔ Y_i و Y_j را که بر روی یک جاذب و بر مدارهای مختلفی قرار دارند را در نظر بگیرید. اگر این نقاط با اخلال مواجه نشده‌باشند، می توانیم آنها را نقاط واقعی بدانیم که شرایط درست پویایی سیستم را نشان می‌دهند. حداکثر نورم فاصلهٔ بین این دو نقطه به وسیله رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$\| y_i - y_j \| = \max | x_{i+k} - x_{j+k} |$$
$$y_i = (x_i, x_{i+1}, \dots, x_{i+m-1})$$
$$y_j = (x_j, x_{j+1}, \dots, x_{j+m-1})$$

اکنون فرض کنید که هر نقطه سری زمانی با اخلال مواجه است که اندازه آن در دامنهٔ $\pm \frac{1}{2} \delta X_{max}$ قرار دارد. و همچنین فرض کنیم که یک مسیر زمانی وجود دارد که پویایی درست سیستم آشوبی را در نزدیکی مسیر زمانی حاوی اخلال قرار می‌دهد. در این مورد عناصر $(Z_{i,k}, Z_{g,k})$ از بردارهای حاوی اخلال را شامل یک جزء عاری از اخلال و یک جزء اخلالی تصور می‌کنیم:

$$Z_{i,k} = X_{i,k} + \delta X_{i,k}$$
$$Z_{j,k} = X_{j,k} + \delta X_{j,k}$$

که خواهیم داشت:

$$-\frac{1}{2}\delta X_{max} \le \delta X_i \le +\frac{1}{2}\delta X_{max}$$
$$-\frac{1}{2}\delta X_{max} \le \delta X_j \le +\frac{1}{2}\delta X_{max}$$

وقتی تعداد عناصر بردار یا بعد محاطی نامحدود است؛ یعنی وقتی $m \to \infty$ احتمال یافتن دو عنصر $Z_{j,k}, Z_{l,k}$ که در حداکثر فاصله از یکدیگر $-\frac{1}{2}\delta X_{max}$ $+\frac{1}{2}\delta X_{max}$ قرار گیرند، یک است.

همانطور که اشاره شد، داده‌های ما از دو جزء تشکیل شده‌است : متغیر عاری از اخلال و جزء اخلال.

$$X_i = Y_i + Z_i$$

داده اصلی: X_i

متغیرعاری از اخلال: Y_i

جزء اخلال: Z_i

فرض ما بر این است که هر داده از متغیرهای گذشته خود نتیجه گرفته است و در متغیرهای آینده خود بی‌تأثیر نیست که در این صورت ما هر دادهٔ خود را با k متغیر قبل و l متغیر آینده بعد از آن را یک نقطه از فضای $m=k+l+1$ بعدی در نظر می‌گیریم. به صورت زیر:

$$Y_i = (X_{i-k}, X_{i-k+1}, \ldots X_i, \ldots, X_{i+L-1}, X_{i+l})$$

در واقع این کار باید برای هر x_j انجام شود($j=k, \ldots T-l$). اکنون شعاع r را به این صورت تعریف می‌نمائیم.

$$\| Y_j - Y_i \| < r$$

در این‌صورت برای کاهش اخلال به صورت زیر عمل می‌کنیم که ابتدا X_i^{cor} را مورد محاسبه قرار می‌دهیم که نحوهٔ محاسبهٔ X_i^{cor} به صورت زیر است:

$$X_i^{cor} = \frac{1}{|\Im_i^r|} \sum_{\Im_i^r} X_j$$

که $\Im_i^r$ تعداد X_j هایی است که فاصله آن از X_i کمتر از r می‌باشد. اگر X_i^{cor} با X_iها برابر شد، نشان از این واقعیت دارد که داده‌های ما عاری از اخلال است وگر نه با جایگزین کردن X_i^{cor}به جای X_i آن‌قدر این عمل را تکرار می‌نماییم تا X_i ها با X_i^{cor} برابر شود. در این صورت داده‌های ما از اخلال پاک شده است.

برای کاهش اخلال در داده‌های سری زمانی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران به این صورت عمل شد که ابتدا به وسیلهٔ روش شاتون و با استفاده از نرم‌افزار ***RRCHAOS*** ، سطح اخلال اولیه برابر ۱۵ درصد تخمین زده شد[1].

در قدم بعد هر داده به همراه دو متغیر قبل، و دو متغیر بعد از خود دریک بردار در نظر گرفته شد. یعنی، l,k مساوی ۲(m=۵) در نظر گرفته شد. به عبارت دیگر هر داده (بیشتر) از یک و دو مشاهده گذشته خود متأثر است و به همان شدت بر یک و دو دوره بعد خود نیز اثر می گذارد. در این مرحله rهای متفاوتی حول‌وحوش r توصیه شده نرم افزار BDS انتخاب، و انحراف معیار

۱. به دلیل اجتناب از طولانی شدن مقاله جزئیات روش شاتون و نرم افزار RRCHAOS آورده نشده است .

متغیرهای عاری از اخلال و جزء اخلال مورد محاسبه قرار گرفت که نتایج مشاهده شده مطابق انتظار بود. انحراف معیار داده‌های عاری از اخلال با تکرارهای بیشتر، کمتر و انحراف معیار جزء اخلال با افزایش تکرارها ، بیشتر شد که با نظریه مطرح شده منطبق است[۱]. یعنی با جایگزین شدن X_i^{cor} به جای Xj سطح اخلال کاهش می یابد. نمونه‌ای از نتایج حاصله با تئوری آزمون شده در جداول بعد ارائه شده‌است.

جدول ۱. انحراف معیار کل داده‌ها و داده‌های عاری از اخلال و جزء اخلال داده‌های جایگزین شده با r=۰/۰۰۶

دفعات‌تکرار	انحراف معیار داده‌ها	انحراف معیار داده‌های اخلال زدایی شده	انحراف معیار اخلال
۱	۰/۰۰۴۷۰۲۵۹	۰/۰۰۴۲۴۶۸۷	۰/۰۰۱۱۳۸۶٤۷
۲	۰/۰۰۴۷۰۲۵۹	۰/۰۰۳۸۹۳۴۲۸	۰/۰۰۱۹۸۷۱۱۱
۳	۰/۰۰۴۷۰۲۵۹	۰/۰۰۳۶۱۱۹۸۶	۰/۰۰۲۵۰۰۳۵۶
۴	۰/۰۰۴۷۰۲۵۹	۰/۰۰۳۴۴۶۹۴۸	۰/۰۰۲۷۶۹۶۴۸
۵	۰/۰۰۴۷۰۲۵۹	۰/۰۰۳۳۳۲۲۳۵	۰/۰۰۲۹۵۸۰۱۷

---

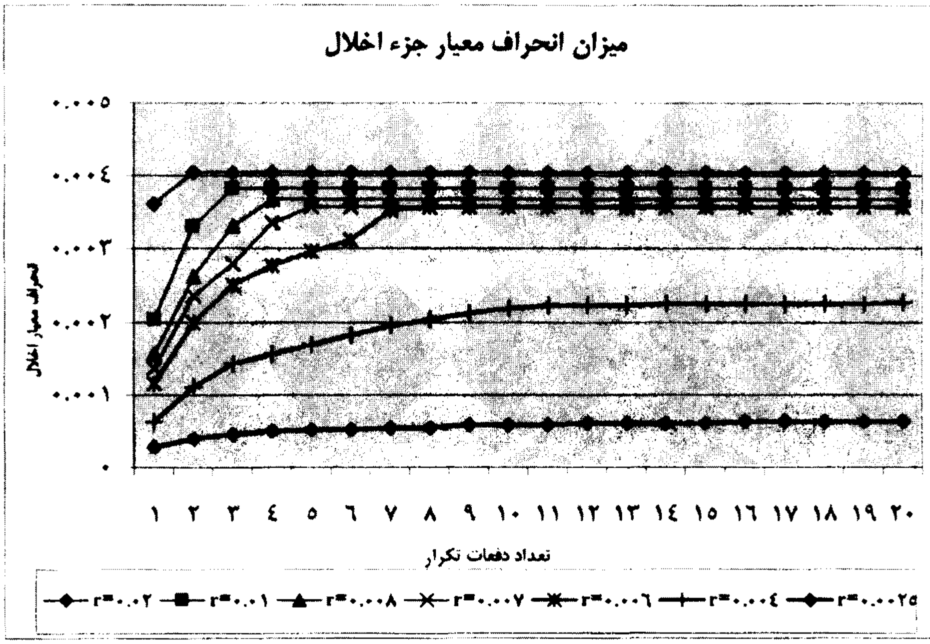
۱. لازم به ذکر است که فرض بر این است، واریانس داده‌ها با مجموع واریانس داده‌های عاری از اخلال و و اریانس جزء اخلال برابر است. لذا با کاهش یکی از اجزای انحراف معیارکل، جزء دیگر افزایش می‌یابد.

جدول ۲. انحراف معیار کل داده‌ها و داده‌های عاری از اخلال و جزء اخلال داده‌های جایگزین شده با r=۰/۰۰۷۵

دفعات‌تکرار	انحراف‌معیار داده‌ها	انحراف معیار داده‌های اخلال زدایی شده	انحراف معیار اخلال
۱	۰/۰۰۴۷۰۳۵۹	۰/۰۰۴۱۰۱۰۲۹۴	۰/۰۰۱۴۴۹۳۰۴
۲	۰/۰۰۴۷۰۳۵۹	۰/۰۰۳۵۰۵۲۰۷	۰/۰۰۲۴۸۲۹۵۱
۳	۰/۰۰۴۷۰۳۵۹	۰/۰۰۳۲۰۸۵۰۸	۰/۰۰۳۰۰۳۵۶۳
۴	۰/۰۰۴۷۰۳۵۹	۰/۰۰۳۰۷۶۱۶۱	۰/۰۰۳۵۳۲۵۳۳
۵	۰/۰۰۴۷۰۳۵۹	۰/۰۰۳۰۶۸۹۷۵	۰/۰۰۳۵۷۴۲۵۱

همانطور که از دو جدول قبل قابل مشاهده است، با جایگزین شدن X_i^{cor} به جای X_i ها، سطح اخلال کاهش می‌یابد.

نکته قابل توجه این موضوع است که طبق نظریه شرایبر باید بعد از تکرارهای متناوب، انحراف معیار جزء اخلال و سطح داده‌های عاری از اخلال به سمت یک عدد ثابت سوق یابد که این مطلب نیز با m=۵ مورد تأیید قرار گرفت. به طوریکه با r=۰/۰۲ بعد از دو دفعه تکرار و با r=۰/۰۱ با چهار دفعه تکرار و r=۰/۰۰۹ با هفت دفعه تکرار و... این موضوع به اثبات رسید. نمودار زیر این مطلب را به خوبی نشان می‌دهد.



با تخمین اولیه روش شاتون و نرم‌افزار RRCHAOS ، میزان اخلال در حدود ۲۱ درصد (معادل ۰/۰۰۲ انحراف معیار اخلال) است که سطح بسیار بالایی است. همانطور که از نمودار فوق مشاهده می‌گردد، روش شرایبر با r= ۰/۰۰۲۵ قادر به کاهش این میزان اخلال از سری زمانی نمی باشد. در فاصله مورد پذیرش (r) ۰/۰۰۴ این میزان اخلال با هفت بار تکرار روش شرایبر قابل رفع است و تداوم استفاده از این روش انحراف معیار اخلال را حداکثر تا ۰/۰۰۲۲۷ (۲۲/۴۲ درصد) کاهش خواهدداد. به همین روش استفاده از فاصله های قابل پذیرش ۰,۰۰۵ و ۰,۰۰۶به ترتیب با سه و دو بار تکرار می‌تواند میزان اخلال محاسبه شده از روش شاتون را برطرف سازند که با تکرار بیشتر به ترتیب ۴۴/۸۴ درصد و ۵۶/۹ درصد اخلال قابل کاهش را نشان می دهند. فواصل (rهای) ۰/۰۰۷ تا ۰/۰۲ که در شکل آمده‌است، به این دلیل که در هیچ تکراری

قادر به کاهش اخلال به میزان پیشنهادی روش شاتون نیستند، از محدوده قابل بررسی حذف می‌گردند.

آنچه به‌عنوان نتیجه قابل حصول است، وجود اخلالی در دامنه ۲۲/۴۲ الی ۵۶/۹ درصد در سری زمانی بازدهیهای قیمت سهام بازار اوراق بهادار تهران در تاریخ ۸۱/۳/۵ الی ۸۲/۲/۳۱ می‌باشد.

جمع بندی ونتیجه گیری

مواردی از قبیل اینکه بازدهیهای منفی بزرگ از دفعات بیشتری نسبت به بازدهیهای مثبت بزرگ برخوردار است و همچنین شدت بازدهیهای منفی از شدت بازدهی‌های مثبت در سری زمانی دوم شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران بیشتر می باشد و به‌علاوه، بازدهیهای مثبت بزرگ اغلب پیش درآمد نوسانات شدید در این بازار است؛ استفاده از مدلهای غیرخطی برای پیش‌بینی در بازار اوراق بهادار تهران مورد توجه بیشتری قرار گرفته‌است.

آمارهٔ BDS و آماره (نسبت واریانس) که در سری زمانی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گرفت، همبستگی غیرخطی و تبعیت نکردن از گام تصادفی را در این سری زمانی مورد تأیید قرار داد. برای آزمون وجود اخلال در سری زمانی داده های شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران r های مختلف مورد استفاده قرار گرفت و C(r)ها متناظر با آنها در m های متفاوت به‌دست آمد و در مجموع، برای هر بعد محاطی، ۱۸۴زوج (r وC(r)) مورد محاسبه قرار گرفت.

ترسیم نمودار $Ln(r)$ در مقابل $Ln\ C(r)$ ، نشان داد که در سری زمانی بازدهیهای بورس اوراق بهادار تهران اخلال وجود دارد . لذا استفاده از آزمونهای تشخیص روندهای آشوبی را دچار مشکل می‌سازد. بعد از اثبات وجود جزء اخلال، سعی شد تا از روش شرایبر اخلال موجود در سری زمانی کاهش داده شود.

ابتدا به وسیلهٔ روش شاتون و با استفاده از نرم‌افزار RRCHAOS سطح اخلال اولیه برابر ۲۱ درصد تخمین زده شد و همچنین تکرار روش شرایبر برای rهای قابل پذیرش مختلف نشان داد دامنه اخلال موجود در داده‌های سری زمانی بازدهی های قیمت سهام بازار اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی ۸۱/۳/۵ الی ۸۲/۲/۳۱ بین ۲۲/۴۷ الی ۵۶/۹ درصد است.

کتابنامه:

۱. سلامی، امیربهداد. «آزمون روند آشوبی در بازده سهام بازار اوراق بهادار تهران». پژوهشنامه اقتصادی، سال دوم، شماره پنجم (تابستان ۱۳۸۱): ۷۳ـ۳۵.

۲. رشید زاده، علی. «اثر متغییرهای کلان اقتصادی بر رونق و رکود بورس اوراق بهادار طی سالهای ۷۷ـ۱۳۶۹». پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه آزاد (۱۳۷۹-۱۳۷۸).

۳. احمدی، اکبر. «آشنایی با سیستمهای فازی عصبی مطالعه موردی پیش‌بینی صادرات غیرنفتی ایران». مجموعه مقاله‌های اولین همایش معرفی و کاربرد مدلهای ناخطی پویا، دانشگاه علامه طباطبایی (۱۳۸۱).

4. Philip Hans Franses, Dick van Dijk. *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge-University Press. 1999.

5. Robert G.Harrison, Dejin Yu. Les Oxley. Weiping Lu. "Non-Linear Noise Reduction and Detecting Chaos: Some Evidence From the S & P Composite Price Index"., *Mathematics and computers in simulation 48*, (1999): 497-502.

6. B.Sivakumar, K-K. Phoon, S-Y. Liong, C-Y liaw. "A Systematic Approach to Noise Reduction in Chaotic Hydrological"., *Journal of Hydrology 219*. (1999):103-135.

7. Costas Siriopoulos. Alexandros Leontitsis. "Nonlinear Noise Estimation in International Capital Markets"., *Multinational Finance Journal*. Vol.6. No.1 (2002): 43-63.

8. Thomas Schreiber. "Interdisciplinary Application of Nonlinear Time Series Methods"., *Physics Reports*, (1998).

9. A. Elshorbagy. S.P.Simonovic. U.S.Panu. "Noise Reduction in Chaotic Hydrologic Time Series Facts and Doubts"., *Journal of Hydrology*. (2002): 147-165.

10. Davies. M. "Noise Reduction Schemes for Chaotic Time Series"., Physica. D 97 (1994): 174-192.

11. Kostelich. E.J, Schreiber. T. "Noise Reduction in Chaotic Time Sereis Data A Survey of Common Methods"., *Phys.rev.E*, 48(3), (1993): 1752-1763.

12. Jayawardena, A.W., Gurung, A.B. "Noise Reduction and Prediction of Hydrometerological Times Series Dynamical Systems Approach vs. Stochastic Approach"., *J.hydrol*. 228 (2000): 242-264.

13. Schreiber. T. "Extremely Simple Nonlinear Noise Reduction Method"., *Phys.rev. E*. 47(4).

(1993): 2401-2404.

14. Cawley, R, Hsu, G.H. "Local- Geometric-Projection Method for Noise Reduction in Chaotic Maps and Flows"., *Phys.rev. a*, 46(8), (1992): 4151-4159.

15. Holger Kantz, Thomas Schreiber. "Nonlinear Noise Reduction for Times Series"., Nonlinear Time Series Analysis, Cambridge University Press, 2000.

16. Bollervslev, T. "Financial Econometrics: Past Developments and Future Challenges"., *Journal of Econometrics*, No.100 (2001): 41-51.

17. Lebaron B. *Chaos and Nonlinear Forecastability in Economics and Finance*. Technical Paper, University of Wisconsin, Madison, wl., 1994.

18. Sheikman J.A and Lebaron B. "Nonlinear Dynamics and Stock Returns"., *Journal of Business*, (1989): 62:311-338.