

بررسی ویژگی‌های حافظه بلندمدت و شکست ساختاری در بازده شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)

احمد قلی برکیش^۱

تاریخ ارسال: ۱۳۹۳/۰۷/۱۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۲۳

چکیده

در این مطالعه ویژگی‌های حافظه بلندمدت همراه با شکست‌های ساختاری بازده شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار گرفته است. برای این منظور نخست با استفاده از روش‌های نیمه پارامتریک و ناپارامتریک ویژگی‌های حافظه بلندمدت سری زمانی مورد مطالعه در سه بازه زمانی منتهی به مهرماه ۱۳۹۲ بررسی شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها حافظه بلندمدت بودن بازده بورس را برای هر سه بازه زمانی تایید می‌کنند. با این حال، نتایج مطالعات اخیر نشان می‌دهند که شواهد حافظه بلندمدت به دست آمده از آزمون‌های نامبرده می‌تواند به علت شکست‌های ساختاری موجود در سری زمانی باشد نه به سبب وجود وابستگی‌های بلندمدت در آن. بنابراین همراه با مطالعه حافظه بلندمدت از آزمون شیموتسو (۲۰۰۶) برای بررسی صحت پارامتر حافظه بلندمدت در مقابل شکست ساختاری استفاده کرده‌ایم. نتایج به دست آمده از این آزمون شواهد قوی از d نبودن فرآیند تولید داده‌ها ارائه می‌دهد. این نتیجه توسط آزمون اسمیت (۲۰۰۵) نیز مورد تایید قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که برخلاف مطالعات پیشین ویژگی حافظه بلندمدت بازده شاخص قیمت بورس، حساسیت بسیاری به دوره‌های زمانی مورد مطالعه دارد و باید در استنباط ویژگی‌های حافظه بلندمدت هنگام وجود شکست ساختاری یا تغییر رژیم در سری یادشده دقت کرد. علاوه بر این موارد، احتمالاً تغییر تعاریف و محاسبات شاخص‌های بورس در طول زمان سبب شکست ساختاری یا انتقال سطح در این شاخص‌ها و سری‌های زمانی مرتبط با آنها خواهد شد که باید این تغییرات در تمامی مطالعات شامل سری‌های زمانی مورد اشاره (اعم از شاخص، بازده و نوسانات) مدنظر قرار گیرد، زیرا عدم لحاظ آنها سبب بروز خطا در نتایج نهایی خواهد شد. به عنوان نمونه، نتیجه حاصل از آزمون حافظه بلندمدت بازده تعدیل شده نسبت به تغییر تعریف شاخص TEPIX نشان می‌دهد که برخلاف نتایج مطالعات پیشین، سری زمانی بازده شاخص قیمت بورس فاقد حافظه بلندمدت (در بازه مورد مطالعه) است.

واژگان کلیدی: آزمون بای- پرون، بازده سهام، حافظه بلندمدت جعلی، شکست ساختاری

طبقه‌بندی JEL: C14, C58, D53, C22

۱- مقدمه

یکی از حقایق پذیرفته شده، مبهم بودن رابطه تغییرات ساختاری و حافظه بلندمدت است. ابهام موجود میان این دو مفهوم، توجه بیشتری را در مطالعات اخیر به خود جلب کرده است. براساس این مطالعات، تغییرات ساختاری می‌توانند تاثیر بسیار جدی بر نتایج آزمون‌های حافظه بلندمدت داشته باشند به نحوی که خصوصیت حافظه بلندمدت مشاهده شده در یک سری زمانی ممکن است به علت وجود شکست‌های ساختاری غیرایستا یا انتقال ملایم رژیم^۱ در آن باشد (اوهانسیان^۲ و همکاران، ۲۰۰۸). در این راستا پرون و کو^۳ (۲۰۰۷) عنوان کرده‌اند که استفاده از مدل‌های حافظه بلندمدت برای مدل‌سازی نوسانات فرآیندهای ایستای حافظه کوتاه‌مدت در حالت وجود تغییرات ساختاری موثر در آن، سبب فاصله گرفتن پارامتر تفاضل‌گیری کسری تخمین زده شده از صفر می‌شود، بنابراین شوک‌های وارده بر سری زمانی یادشده، قطعاً با یک نرخ هیپربولیک کاهش خواهند یافت.

به عبارت دیگر، یک فرآیند حافظه کوتاه‌مدت که به وسیله تغییر آرام رژیم و یا یک روند ملایم و... تحت تاثیر قرار گرفته است، می‌تواند همانند یک فرآیند حافظه بلندمدت از خود ویژگی‌های کاهش هیپربولیکی خودهمبستگی‌ها و کران‌دار نبودن چگالی طیفی در مبدأ زمان را نشان دهد (هالدروپ و کروزر^۴، ۲۰۱۴) از این‌رو، در شرایط وجود شکست‌های ساختاری و یا انتقال سطح تمایز بین سری‌های زمانی حافظه کوتاه‌مدت و حافظه بلندمدت غالباً بسیار مشکل است به طوری که تنها استفاده از شیوه‌های تخمین پارامتر تفاضل‌گیری کسری برای تعیین ویژگی‌های بلندمدت یک سری زمانی، ممکن است اشتباه‌ها سبب تشخیص یک سری زمانی حافظه کوتاه‌مدت به عنوان یک سری زمانی حافظه بلندمدت شود.

در مطالعات سال‌های اخیر از این «حافظه بلندمدت اشتباه» تحت عنوان حافظه بلندمدت

1- Regime

2- Ohanissian *et al.*, 2008

3- Perron and Qu, 2007

4- Haldrup and Kruse, 2014

«جعلی»^۱ در مقابل حافظه بلندمدت «صحیح»^۲ نام برده شده است (گرنجر و هیونگ^۳ (۲۰۰۴)، شیموتسو^۴ (۲۰۰۶)، اوهانسیان و همکاران (۲۰۰۸)، دیوبولد و اینو^۵ (۲۰۰۱)، پرون و کو^۶ (۲۰۱۰)). همچنین وجود شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی مالی، امری متداول است. این شکست‌ها به علت رخدادهای تغییر رژیم که بر پویایی‌های بازدهی و نوسانات (تلاطم) بازارهای مالی تاثیرگذار هستند، رخ می‌دهند (عزت^۷، ۲۰۱۳). بنابراین بر اساس نتایج مطالعات اخیر به نظر می‌رسد، تخمین حافظه بلندمدت برای یک سری زمانی مالی بدون مطالعه و بررسی وجود شکست‌های ساختاری در آن به نتایج نهایه خدشه وارد کند.

با توجه به اهمیت این موضوع، برخی از محققین در طول چند سال اخیر، شیوه‌هایی را برای تمایز میان حافظه بلندمدت و شکست ساختاری در سری‌های زمانی پیشنهاد داده‌اند که از آن جمله می‌توان به ون دیک^۸ و همکاران (۲۰۰۲)، لاهیانی و شایلت^۹ (۲۰۰۹)، بیلی و مورانو^{۱۰} (۲۰۰۹) و چوی^{۱۱} و همکاران (۲۰۱۰) اشاره کرد. این روش‌ها مبتنی بر پیش‌بینی خارج از نمونه و سپس مقایسه بین مدل‌ها هستند. یکی دیگر از روش‌های مهم و پرکاربرد، آزمون ارائه شده توسط شیموتسو (۲۰۰۶) است. ویژگی منحصر به فرد این آزمون بررسی حافظه بلندمدت در مقابل شکست ساختاری با استفاده از داده‌های درون نمونه‌ای می‌باشد؛ اما پیش از استفاده از شیوه‌های فوق، آزمون بررسی وجود شکست ساختاری در سری زمانی مورد مطالعه ضروری است، این آزمون‌ها نیز همانند آزمون‌های بررسی صحت حافظه بلندمدت در مقابل شکست ساختاری محدود و انگشت شمارند و می‌توانند برای آزمون یک شکست یا تعداد مختلف شکست بکار

-
- 1- Spurious
 - 2- True
 - 3- Granger and Hyung, 2004
 - 4- Shimotsu
 - 5- Diebold and Inoue, 2001
 - 6- Perron and Qu, 2010
 - 7- Ezzat, 2013, p:4
 - 8- Van Dijk *et al.*, 2002
 - 9- Lahyani and Scaillet, 2009
 - 10- Baillie and Morana, 2009
 - 11- Choi *et al.*, 2010

گرفته شوند. از جمله این آزمون‌ها می‌توان به آزمون‌های $ICSS$ ، $CUSUM$ ، بای-پرون^۲ و آزمون زیوت-اندروز^۳ اشاره کرد.^۴

همگام با مطالب فوق، در این مطالعه ضمن آزمون حافظه بلندمدت بازده شاخص کل در مقابل شکست‌های ساختاری به بررسی اثرات این تغییرات بر ویژگی‌های بلندمدت آن خواهیم پرداخت. علاوه بر این به نحوه تاثیر گذاری تغییر تعریف شاخص‌ها به‌عنوان یک عامل مهم در تغییر ساختاری شاخص‌های بورس اشاره خواهیم کرد.

به منظور دستیابی به این اهداف، نخست با استفاده از روش‌های ناپارامتریک و نیمه پارامتریک، پارامتر حافظه بلندمدت را برای سری زمانی بازده شاخص کل برآورد خواهیم کرد. سپس با توجه به اینکه وجود شکست ساختاری در شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران امری محتمل است با استفاده از آزمون شکست میانگین چندگانه خالص^۵ که توسط بای و پرون (۱۹۹۸ و ۲۰۰۳) ارائه شده است، نقاط شکست را در بازه‌های زمانی مختلف تعیین می‌کنیم، این شیوه اجازه آزمون تعداد مشخص شکست را هنگامی که نقاط شکست نامشخص هستند، می‌دهد. پس از آن با استفاده از آزمون شیموتسو (۲۰۰۶) فرضیه صحت حافظه بلندمدت را در مقابل شکست ساختاری آزمون می‌کنیم. البته برای بررسی دقیق‌تر رفتار و صحت حافظه بلندمدت همراه با این آزمون از آزمون پیشنهاد شده توسط اسمیت^۶ (۲۰۰۵) برای آزمون تغییرات سطح^۷ سری زمانی مورد مطالعه استفاده خواهیم کرد و در بخش پایانی نیز به نتایج حاصله از این آزمون‌ها و خلاصه‌بندی آنها اشاره می‌کنیم.

1- Iterative Cumulative Sum of Squares Algorithm

2- Bai and Perron, 1998, 2003

3- Zivot and Andrews

۴- برای آگاهی از اقدامات احتیاطی لازم در تفسیر نتایج این آزمون‌ها زمانی که فرایند تولید داده‌ها یک فرایند حافظه بلندمدت ایستا است و همچنین آشنایی با ابعاد دیگر ابهام میان حافظه بلندمدت و شکست ساختاری می‌توان به نتایج حاصل از شبیه‌سازی‌های مونت کارلوی انجام شده توسط جوی و همکاران (۲۰۱۰: ۸۶۳) و گرنجر و هیونگ (۲۰۰۴: ۴۱۴) مراجعه نمود.

5- Pure multiple mean break

6- Smith, 2005

7- Level shifts

۲- مروری بر پژوهش‌های انجام‌شده

مطالعات متعددی به بررسی ویژگی حافظه بلندمدت با استفاده از روش‌های نیمه پارامتریک و ناپارامتریک در سری‌های زمانی بازار سهام، نرخ ارز خارجی، بازار کالا و... پرداخته‌اند. از پرکاربردترین روش‌های مورد استفاده در این مطالعات می‌توان به روش‌های R/S ، dR/S ، GPH ، MRS اشاره نمود (یالاما و سلیک^۱، ۲۰۱۳). با این حال اسمیت (۲۰۰۵) نشان داده است که استفاده از روش GPH برای تخمین پارامتر حافظه بلندمدت هنگام وجود تغییرات سطح در یک سری زمانی، سبب نتیجه‌گیری اشتباه وجود حافظه بلندمدت در آن سری زمانی می‌شود. وی یک تقریب برای لحاظ کردن این تورش در برآورد پارامتر حافظه بلندمدت به دست آورده است که می‌توان از آن برای ارزیابی حافظه بلندمدت در مقابل تغییرات سطح استفاده کرد.

از دیگر آزمون‌های تشخیص حافظه بلندمدت صحیح از حافظه بلندمدت جعلی می‌توان به آزمون آماری ارائه‌شده توسط اوهانسیان و همکاران (۲۰۰۸) اشاره کرد. آنها به منظور ارزیابی این آزمون و بررسی توان عملکرد آن از یک مدل نوفه سفید با روند قطعی و چهار مدل شکست ساختاری (شامل روش انتقال سطح تصادفی در حالت ایستا^۲ و غیر ایستا^۳، روش مارکوف سویچینگ با رژیم‌های iid^۴ و با رژیم‌های $GARCH$ ^۵) برای تولید سری زمانی حافظه بلندمدت جعلی استفاده کردند و نشان دادند که این آزمون توان بالایی برای تشخیص حافظه بلندمدت صحیح دارد.

شیموتسو (۲۰۰۶) نیز روشی را که خود متشکل از دو آزمون است برای تشخیص فرآیندهای $I(d)$ صحیح از جعلی پیشنهاد داده است. وی برای شبیه‌سازی حافظه بلندمدت جعلی و آزمون روش خود از سه مدل میانگین به علاوه نوفه^۶، مدل شکست تصادفی

1- Lo, 1991

2- Yalama and Celik, 2013, p:68

3- Random Level Shift-nonstationary Case (RLS-NS)

4- Random Level shift-stationary Case (RLS-S)

5- Markov Switching with iid Regimes

6- Markov Switching with GARCH Regimes

7- Mean-plus-noise Model

دائم^۱ و مدل مارکوف-سوئیچینگ که ویژگی‌های حافظه بلندمدت جعلی از خود نشان می‌دهند، استفاده کرده است. بررسی عملکرد روش ارائه شده توسط وی با داده‌های حاصل از شبیه‌سازی نشان می‌دهد که آزمون‌های نامبرده توان بالایی برای تشخیص حافظه بلندمدت صحیح از حافظه بلندمدت جعلی دارند. هر دوی این آزمون‌ها قابل کاربرد برای فرآیندهای I(d) ایستا و غیرایستا هستند.^۲

در چند سال اخیر مباحث حافظه بلندمدت و شکست‌های ساختاری و ارتباط متقابل بین آنها توجه بیشتری را به خود جلب کرده است. به‌عنوان نمونه چوی^۳ و همکاران (۲۰۱۰) ویژگی‌های حافظه بلندمدت در مقابل شکست ساختاری را برای نوسانات تحقق یافته^۴ چند نرخ ارز مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها نشان داده‌اند که شکست‌های ساختاری تا حدودی ویژگی‌های بلندمدت سری‌های زمانی مورد مطالعه را توضیح می‌دهد.

کیم^۵ و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی شکست ساختاری در بازارهای مالی پنج کشور آسیایی در دوره پس از آزادسازی اقتصادی (۲۰۰۵-۱۹۹۰) پرداخته‌اند. نتایج مطالعات آنها وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی نوسانات چهار بازار از پنج بازار مورد مطالعه را تایید می‌کند.

آروری^۶ و همکاران (۲۰۱۲) وجود شکست‌های ساختاری در مقابل ویژگی‌های حافظه بلندمدت در بازده و نوسانات چهار فلز گرانبهای عمده (طلا، نقره، پلاتین و پالادیوم) در بورس کالای نیویورک^۷ را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج مطالعات آنها با استفاده از روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک شواهد قوی از وجود ویژگی‌های بلندمدت در سری‌های زمانی نوسانات مربوط به این فلزات ارائه می‌دهد، با این حال استفاده از آزمون

1- Stochastic Permanent Break (STOPBREAK)

2- Shimotsu, 2006, p:1

3- Choi *et al.*, 2010

4- Realized Volatility

5- Kim *et al.*, 2010

6- Arouri *et al.*, 2012

7- New York Mercantile Exchange

شیموتسو (۲۰۰۶) صحت حافظه بلندمدت را برای بازده همه این سری‌های زمانی به جز سری زمانی مربوط به پلاتین تایید می‌کند.

چواچی^۱ و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی حافظه بلندمدت در مقابل تغییر رژیم‌ها برای نرخ ارز حقیقی در کشور تونس پرداخته‌اند. نتایج تجربی مطالعه آنها با وجود تایید ویژگی‌های حافظه بلندمدت، شواهد قوی از وجود حافظه کوتاه‌مدت با انتقال سطح را به جای یک فرآیند حافظه بلندمدت برای سری زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهد.

یالاما و سلیک (۲۰۱۳) جعلی بودن و یا صحت ویژگی‌های حافظه بلندمدت سری‌های زمانی نوسانات بازار مالی ترکیه را با استفاده از روش *M-GPH* پیشنهادشده توسط اسمیت (۲۰۰۵) مورد مطالعه قرار داده‌اند. مطالعات آنها با استفاده از داده‌ها با فرکانس نمونه برداری^۲ متفاوت، روش‌های متفاوت محاسبه نوسانات سری زمانی و داده‌های متفاوت نشان می‌دهد که شکست ساختاری بر ویژگی‌های بلندمدت سری‌های زمانی مورد مطالعه تأثیرگذار است.

ویژگی‌های حافظه و وابستگی‌های بلندمدت در بازار سهام کشور ما نیز توسط برخی از محققین مورد بررسی قرار گرفته است. به عنوان نمونه، شعراپی و ثنایی اعلم (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های فاصله زمانی ۱۳۷۶/۷ تا ۱۳۸۷/۱۲ به بررسی وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند، نتایج مطالعات آنها با استفاده از آزمون‌های آماری وجود حافظه بلندمدت را برای بازدهی بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد. این نتایج توسط محمدی و چیت‌سازان (۱۳۹۰) نیز به دست آمده است. آنها نیز با استفاده از تخمین زن‌های وایتل، موجک، لو و هرست نشان داده‌اند که بازدهی شاخص‌های کل، بازده و قیمت، بازده نقدی، صنعت و مالی دارای حافظه بلندمدت هستند.

در مطالعه دیگری راسخی و خانعلی‌پور (۱۳۸۸) با مطالعه داده‌های ماهانه توزیع بازدهی شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار تهران دریافتند که بازدهی سهام فاقد توزیع نرمال

1- Chaouachi *et al.*, 2014

2- Sampling

است و در مقایسه با آن دارای کشیدگی بیشتری است، آنها با تکیه بر نتایج حاصل از مدل سازی بازده سهام با استفاده از تکنیک واریانس ناهمسانی شرطی، فرضیه وجود کارایی اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران را رد کرده‌اند.

همچنین کشاورز حداد و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه خود نخست ویژگی‌های حافظه بلندمدت بازده روزانه شاخص سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط (شاخص کاشی و سرامیک و شاخص سرمایه‌گذاری‌ها) را با استفاده از روش‌های *R/S* و *GPH* مورد آزمون قرار داده‌اند، سپس در ادامه با توجه به عدم رد فرضیه وجود حافظه بلندمدت برای هر سه شاخص مورد مطالعه، به بررسی اثر سرایت تلاطم‌ها بین آنها در قالب یک مدل *FIGARCH* چند متغیره پرداخته‌اند.

کاشی و همکاران (۱۳۹۲) نیز در مطالعه‌ای از نوع آزمون حافظه بلندمدت در مقابل شکست ساختاری ویژگی‌های حافظه بلندمدت بازده در برابر انتقال سطح را با استفاده از روش اسمیت (۲۰۰۵) مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها بر اساس نتایج این آزمون‌ها عنوان کرده‌اند که حافظه بازده *TEPIX* بلندمدت و حقیقی است و بالطبع نمی‌تواند تحت تأثیر شکست‌های ساختاری باشد.

غیر از مطالعه آخر شیوه عمده بکار رفته در دیگر مطالعات ذکر شده، استفاده مستقیم از روش‌های پارامتریک، نیمه پارامتریک یا ناپارامتریک برای برآورد پارامتر حافظه بلندمدت سری زمانی و سپس نتیجه‌گیری در مورد حافظه‌دار بودن آن بوده است. با این وجود همان‌طور که ذکر شد، نتایج پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد که شواهد حافظه بلندمدت به‌دست آمده از آزمون‌های اشاره شده می‌تواند به‌علت شکست‌های ساختاری موجود در سری زمانی مورد مطالعه باشد نه به‌سبب وجود وابستگی‌های بلندمدت در آن^۱. از این رو، بررسی هم‌زمان شکست ساختاری و ویژگی‌های بلندمدت در مطالعات مربوط به برآورد پارامتر حافظه بلندمدت ضرورت می‌یابد. بنابراین در این مطالعه ضمن تخمین پارامتر حافظه بلندمدت بازده شاخص کل به بررسی اثرات شکست‌های ساختاری بر ویژگی‌های

بلندمدت آن پرداخته‌ایم. همچنین به‌جای بررسی و مطالعه در یک بازه زمانی مشخص، مطالعه وابستگی‌های بلندمدت و شکست ساختاری در سه افق زمانی مختلف منتهی به مهرماه ۱۳۹۲ انجام شده است. انتخاب سه بازه زمانی مستقل برای مطالعه دقیق‌تر و کامل‌تر ویژگی حافظه بلندمدت صرف‌نظر از بازه زمانی مورد مطالعه بوده است به‌گونه‌ای که نتایج به‌دست آمده برای بازه شاخص کل بورس، تابعی از دوره زمانی مورد بررسی نشود و نتایج قابل اعتماد و قابل استنادتری اخذ شود، علاوه بر این امکان مقایسه توان آزمون‌های شکست ساختاری مورد استفاده (مانند آزمون بای-پرون) در بازه‌های زمانی مشترک وجود داشته باشد.

۳- مبانی نظری

۳-۱- سری‌های زمانی حافظه بلندمدت

مشخصه عمده سری‌های دارای حافظه بلندمدت تابع خودهمبستگی آنهاست که با یک نرخ هیپربولیک کاهش می‌یابد، این نرخ کاهش بسیار کندتر از سری‌های زمانی دارای حافظه کوتاه‌مدت است (ژیو و جین،^۱ ۲۰۰۷). به لحاظ نظری، یک فرآیند سری زمانی، y_t با ضریب همبستگی p در وقفه t ، هنگامی یک فرآیند حافظه بلندمدت است که:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=-n}^n |\rho_i| = \infty \quad (1)$$

به عبارت دیگر مجموعه خودهمبستگی‌ها جمع‌پذیر^۲ نیست. گرنجر و جوویکس^۳ (۱۹۸۰) و هاسکینگ^۴ (۱۹۸۱) نشان دادند که فرآیند حافظه بلندمدت برای y_t می‌تواند به صورت پارامتریک به‌عنوان یک فرآیند هم‌انباشته کسری $I(d)$ مدل‌سازی شود، اگر

$$(1-L)^d (y_t - \mu) = \varepsilon_t \quad (2)$$

در رابطه (۲) L نشانگر عملگر وقفه، d پارامتر تفاضل‌گیری کسری، μ میانگین

1- Xiu, Jin, 2007, p:138

2- Non-Sumable

3- Granger and Joyeux, 1980

4- Hosking, 1981

غیرشرطی y_t و ε_t نیز دارای توزیع iid است. فیلتر تفاضل‌گیری کسری $(1-L)^d$ نیز به صورت بسط دو جمله‌ای رابطه (۳) تعریف می‌شود:

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3 + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(-d)} \quad (۳)$$

که در آن $\Gamma(k+1)$ بیانگر تابع گاما است. بر مبنای رابطه (۳) فرآیند انعطاف‌پذیر ARFIMA(p,q,d) تعریف شده است که در آن عبارت $(1-L)^d(y_t - \mu)$ می‌تواند خود همبسته باشد:

$$\phi(L)(1-L)^d(y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t \quad (۴)$$

در رابطه (۴) به ترتیب چندجمله‌ای اتو رگرسیو و میانگین متحرک با ریشه‌های خارج از دایره واحد هستند. بر مبنای این رابطه برای به دست آوردن یک فرآیند ایستا، باید از y_t ، d بار تفاضل‌گیری کرد. پارامتر d بیانگر رفتار بلندمدت فرآیند و پارامترهای p و q تعیین‌کننده پویایی‌های کوتاه‌مدت آن هستند (لیدهولد، ۲۰۰۰). یک فرآیند ARFIMA زمانی که $d < 0.5$ ایستا و برای $d > 0.5$ غیر ایستا است. همچنین y_t برای حالت $0 < d < 0.5$ ، دارای حافظه میان‌مدت^۲ و ناماندگار^۳ و برای حالت $d=0$ دارای حافظه کوتاه‌مدت^۴ خواهد بود. زمانی که $0 < d < 0.5$ باشد نیز y_t ایستای حافظه‌دار^۵ نامیده می‌شود (البرمان^۶ و همکاران، ۲۰۰۶ و دیوبلت و گاراد^۷، ۲۰۰۵).

مساله اصلی در مدل بالا، تخمین پارامتر d می‌باشد. روش‌های بسیاری برای تخمین این پارامتر پیشنهاد شده است که از آن جمله می‌توان به MRS ، روش GPH ، شبه حداکثر

1- Lildhold, 2000, p:15

2- Intermediate Memory

3- Anti-persistent

4- Short Memory

5- Stationary Long Memory

6- Olbermann *et al.*, 2006, p:447

7- Diebolt and Guiraud, 2005, p:828

راست‌نمایی^۱ (QML)، تحلیل نوسانات روند زدایی شده^۲ (DFA)، تحلیل نوسانات روند زدایی شده اصلاح شده^۳، تخمین حداکثر راستنمایی دقیق^۴ (EML) و... اشاره کرد (فرناندز^۵، ۲۰۱۱).

همان‌طور که پیشتر گفته شد، مطالعه مروری یالاما و سلیک (۲۰۱۳) در مورد شیوه‌های برآورد پارامتر حافظه بلندمدت سری‌های زمانی مالی نشان می‌دهد که روش‌های GPH ، R/S و R/S لو (MRS) از پرکاربردترین روش‌های این حوزه بوده‌اند. همچنین مینهارد و همکاران^۶ (۲۰۱۴) نیز با مروری بر ادبیات کارایی و تخمین حافظه بلندمدت سری‌های زمانی بازار مالی به این نتیجه رسیده‌اند که تحلیل R/S یکی از محبوب‌ترین شیوه‌های تخمین ماندگاری بازارهای مالی بوده است. از این‌رو در این مطالعه از دو روش R/S و GPH برای آزمون حافظه بلندمدت سری زمانی بازده استفاده کرده‌ایم.

۳-۲- تحلیل دامنه استاندارد شده^۷ (R/S)

اولین آماره برآورد پارامتر حافظه بلندمدت برگرفته از کار هرست^۸ (۱۹۵۱) است که معروف به آماره (R/S) است. با این آماره می‌توان پارامتر خود متشابه^۹ (H) را برآورد کرد که امکان سنجش شدت وابستگی طولانی‌مدت را در یک سری زمانی فراهم می‌کند. برای مجموعه معینی از مشاهدات x_t ، آماره (R/S) برای دوره n به شکل رابطه (۵) تعریف می‌شود:

$$R / S(n) = [\max_{0 \leq k \leq n} \sum_{t=1}^k (x_t - \bar{x}_n) - \min_{0 \leq k \leq n} \sum_{t=1}^k (x_t - \bar{x}_n)] / S(n) \quad (5)$$

-
- 1- Quasi Maximum Likelihood
 - 2- De-trended Fluctuation Analysis
 - 3- Modified DFA (MDFA)
 - 4- Exact Maximum Likelihood
 - 5- Fernandez, 2011
 - 6- Mynhardt and Plastun and Makarenko, 2014, p:6
 - 7- Rescaled Range Analysis
 - 8- Hurst
 - 9- Self-similarity

که میانگین نمونه‌ای و S_n انحراف معیار نمونه‌ای سری است. به ازای هر $\log(n)$ متفاوت یک $R/S(n)$ مجزا وجود خواهد داشت (ژیو و جین^۱، ۲۰۰۷). پس از محاسبه مجموعه مقادیر $R/S(n)$ ها، پارامتر H از طریق تخمین شیب معادله زیر با استفاده از روش OLS به دست می‌آید.

$$\log R / S(n) = \log(c) + H \times \log(n) \quad (۶)$$

در نهایت با استفاده از این پارامتر و بر مبنای رابطه $d = H - 0.5$ می‌توان پارامتر حافظه بلندمدت را به دست آورد^۲.

اما در نمونه‌های کوچک تحلیل R/S برای تخمین‌های نمای هرست می‌تواند انحراف معناداری از ۰/۵ حتی برای نوفه سفید گوسی از خود نشان دهد. برای غلبه بر این مشکل و بهبود عملکرد تحلیل R/S در نمونه‌های کوچک، انیس و لوید^۳ (۱۹۷۶) و پیترز^۴ (۱۹۹۴) فرمول‌بندی جدیدی را ارائه داده‌اند که تحت عنوان R/S اصلاح شده یا $R/S-AL$ شناخته می‌شود (کومار^۵، ۲۰۱۴).

از طرف دیگر یکی از ایرادات اساسی تحلیل R/S عدم استخراج یک تئوری توزیع مجانبی برای پارامتر هرست است (ورون^۶، ۲۰۰۲). همین مساله سبب شده است تا در عمده مطالعات گذشته ارزیابی ویژگی‌های بلندمدت یک سری زمانی تنها بر مبنای یک معیار تنها و مطلق انجام گیرد، اما به اعتقاد ورون اندازه‌گیری پارامتر هرست به تنهایی کافی نیست، بلکه باید معناداری نتایج نیز مورد آزمون قرار گیرد (ورون^۷، ۲۰۰۲). بر این اساس وی در مطالعه خود با شبیه‌سازی مونت کارلو فاصله‌های اعتماد تجربی برای آزمون معناداری پارامتر هرست اصلاح شده ($R/S-AL$) را به دست آورده است. این فواصل اعتماد می‌توانند در آزمون حافظه بلندمدت سری‌های زمانی بسیار مفید باشند.

1- Xiu, Jin, 2007, p:140

2- Peters, 1999

3- Anis and Lloyd

4- Peters

5- Kumar, 2014, p:12-13

6- Weron, 2002, p:3

7- Weron, 2002, p:7

۳-۳- GPH و رگرسیون لگاریتم - دوره نگار^۱

آماره GPH از رگرسیون خطی چگالی طیفی فرآیندهای ARFIMA مبتنی بر تئوری فیلترهای خطی در حوزه فرکانس به دست می‌آید:

$$(1-L)^d y_t = \phi^{-1}(L)\theta(L)\delta_t \quad \delta_t \sim \text{nid}(0, \sigma_\delta^2) \quad (7)$$

$$(1-L)^d y_t = u_t$$

که u_t یک فرآیند ARIMA است. با نوشتن روابط بالا در حوزه فرکانس داریم:

$$h_y(\omega) = |1 - e^{-i\omega}|^{-2d} h_u(\omega) \quad (8)$$

$h_y(\omega)$ نشان دهنده چگالی طیفی y است. با لگاریتم‌گیری از رابطه ریاضی بالا و همچنین اضافه کردن دوره نگار به دو طرف آن خواهیم داشت:

$$\ln(I_y(\omega)) = \ln(h_u(\cdot)) - d \ln(4 \sin^2(\omega)) + \ln\left(\frac{h_u(\omega)}{h_u(1)}\right) + \ln\left(\frac{I_y(\omega)}{h_y(\omega)}\right) \quad (9)$$

هنگامی که u_t از یک فرآیند ARMA تبعیت کند، عبارت اول سمت راست تساوی مقداری ثابت است. جمله سوم نیز زمانی که ω به صفر نزدیک می‌شود به صفر میل خواهد کرد، عبارت انتهایی جمله سمت راست نیز می‌تواند نمایانگر جمله خطا باشد. برای تخمین d در رابطه فوق از شیوه مختلفی استفاده شده است که اصطلاحاً رگرسیون‌های لگاریتم-دوره نگار یا به‌طور مخفف LPR نامیده می‌شوند. تخمین زننده GPH رگرسیون لگاریتم دوره نگار که به وسیله جویک، پورتر و هداک^۲ ارائه شد، در حقیقت تخمین معادله لگاریتم خطی بالا با تبدیل آن به رابطه زیر بود (لیدهولد^۳، ۲۰۰۰):

$$\ln(I_y(\omega_j)) = \alpha - \beta \ln(4 \sin^2(\omega_j)) + \delta_j, \omega_j = \frac{2\pi j}{T}, j = 1, 2, 3, \dots, m \quad (10)$$

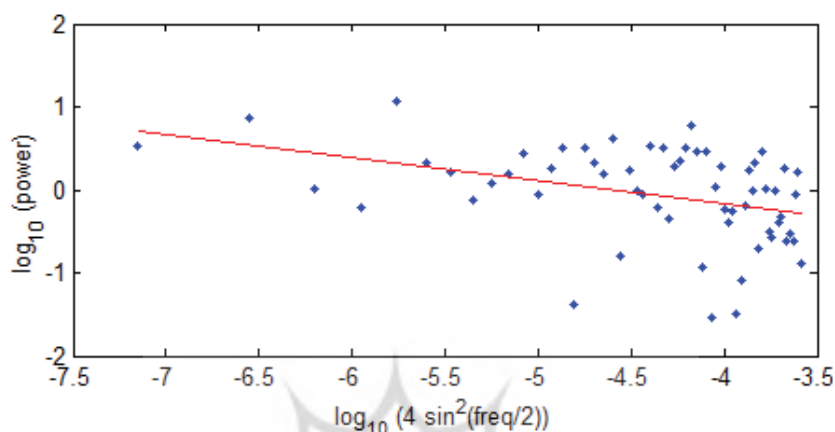
در معادله بالا m حد بالای فرکانس تبدیل فوریه است. اگر u_t در رابطه (۷) یک نوفه سفید باشد، رگرسیون بالا یک تخمین دقیق برای زمانی که $m=T$ باشد، ارائه می‌دهد. در

1- Log-periodogram Regression

2- Geweke & Porter-Hudak, 1983

3- Lildhold, 2000, p:42

نمودار (۱) ترسیم نموداری رابطه (۱۰) و تخمین پارامتر β برای داده‌های سری زمانی بازده شاخص کل در بازه زمانی ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۷۶/۷/۶ نمایش داده شده است.

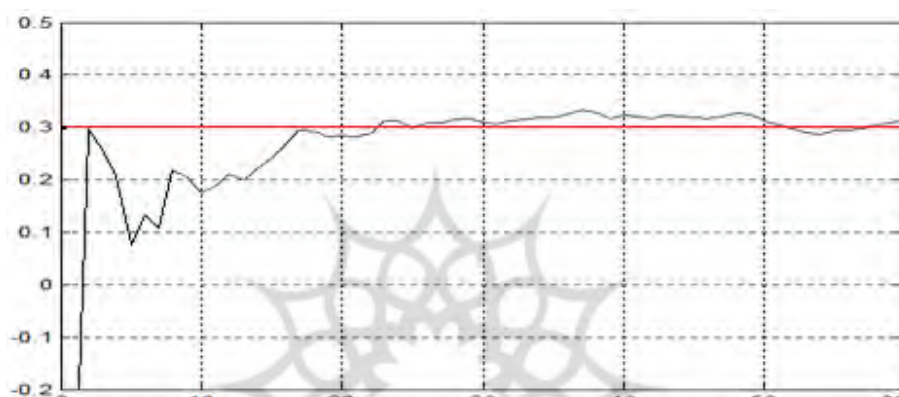


نمودار (۱) - تصویر رگرسیون معادله (۵) برای سری زمانی بازده شاخص کل در بازه ۱۳۷۶/۷/۶-۱۳۹۲/۷/۱

موضوع بسیار مهم در رگرسیون GPH انتخاب m (در رابطه (۱۰)) است. جویک، پورتر و هداک به همراه برخی دیگر از محققین اعتقاد به استفاده از رابطه $m = T^\alpha$ ($\alpha = 0.5$) دارند، اما برخی از محققین نیز استفاده از مقادیر ($\alpha > 0.5$) را مناسب‌تر دانسته‌اند (شیموتسو (۲۰۰۶)، الوی^۱ و همکاران (۲۰۱۱) و ...).

برای روشن ساختن اهمیت انتخاب حد بالای فرکانسی در تبدیل فوریه معادله بالا (m)، ما از یک شبیه‌سازی ساده استفاده کرده‌ایم. برای این منظور ابتدا یک برنامه برای ایجاد سری زمانی با پارامتر خودمتشابه دلخواه (H) در محیط برنامه‌سازی متلب می‌نویسیم و سپس با نوشتن و اضافه نمودن برنامه‌ای بر مبنای تخمین GPH به آن، برنامه را کامل می‌کنیم. حال با تعیین ورودی m از ۱ تا $T/2$ ، مقدار d را به ازای ۵۰ سری شبیه‌سازی شده به دست می‌آوریم و در انتها نمودار میانگین شبیه‌سازی شده را در مقابل تعداد ورودی‌ها

رسم می‌کنیم^۱. ما این الگوریتم را به ازای $(d=0/3)H=0/8$ و مقادیر $T=500$ ، $T=128$ ، $T=1000$ و $T=10000$ انجام داده‌ایم که با توجه به شباهت نتایج حاصل به یکدیگر، در شکل (۲) تنها نمودار پارامتر حافظه شبیه‌سازی شده به ازای $T=500$ ترسیم شده است. البته برای نشان دادن بهتر نوسانات حافظه بلندمدت با تغییر m نتایج را فقط برای بازه $m=[0, 60]$ نمایش داده‌ایم.



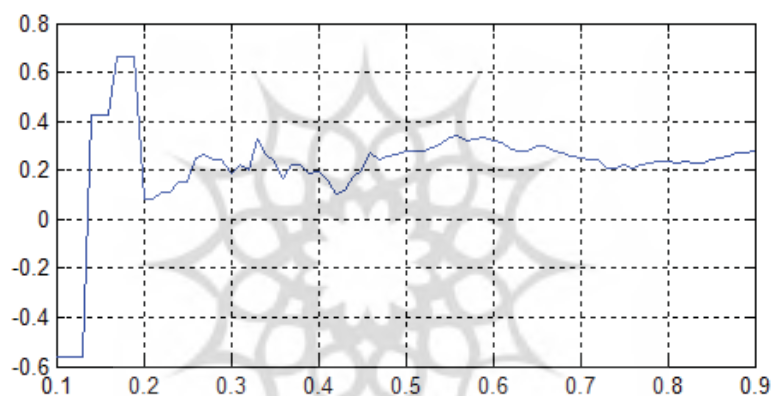
نمودار (۲) - شبیه‌سازی و تخمین میانگین d به روش GPH برای ۵۰ سری شبیه‌سازی شده با طول ۵۰۰ و $H=0/8$

همان‌طور که از شکل (۲) مشخص است، مقایسه بین میانگین شبیه‌سازی شده به ازای m های مختلف در مقابل d واقعی که به صورت خط مستقیم رسم شده است، نشان می‌دهد که به ازای مقادیر بسیار کم m ، تخمین d شدیداً تورش دار است، اما با افزایش m ، d به مقدار واقعی خود نزدیک شده و در یک نقطه با آن برخورد می‌نماید. با افزایش بیشتر m ، تخمینی از مقدار واقعی خود بیشتر می‌شود، اما در حالت افزایش بیشتر m نیز اختلاف بین مقدار واقعی و تخمینی آنقدر به نظر شدید نمی‌آید. نکته جالب‌تر اینکه طول نقطه برخورد دو منحنی با یکدیگر $m=22/3$ است که این رقم

۱- تمامی برنامه‌های ذکر شده توسط نگارنده مقاله در محیط برنامه‌نویسی متلب نوشته شده است که در صورت درخواست می‌تواند در اختیار محققین گرامی قرار گیرد.

دقیقا برابر با جذر عدد ۵۰۰ است که به وسیله رابطه پیشنهاد شده توسط جویک پورتر و هداک برای m از ابتدا پیشنهاد شده است^۱.

در تصویر (۳) تخمین d سری زمانی بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۷۶/۷/۶ به ازای مقادیر مختلف $m = T^\alpha$ ($0/1 < \alpha < 0/9$) نمایش داده شده است. همان طور که این نمودار نشان می‌دهد، اگرچه تخمین d با استفاده از روش GPH به ازای مقادیر $0/45 < \alpha$ بین ۰/۲ تا ۰/۴ قرار دارد، اما مقدار آن در این بازه دارای نوسان شدیدی است.



نمودار (۳) - تخمین d با استفاده از روش GPH با حد بالای فرکانسی $m = T^\alpha$ ($0/1 < \alpha < 0/9$)، برای سری زمانی بازدهی بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی ۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۷۶/۷/۶

تخمین GPH ، اگرچه نسبت به روش‌های دیگر مثل R/S دارای برتری‌هایی مانند عدم تأثیرپذیری از پویایی‌های کوتاه‌مدت و اندازه کوچک نمونه است، اما نسبت به شکست ساختاری و تغییرات سطح مقاوم نیست (یالاما و سلیک^۲، ۲۰۱۳). از این رو برخی از محققین، شیوه‌های اصلاحی دیگری بر مبنای این روش ارائه کرده‌اند که از آن جمله می‌توان به

۱- البته در اینجا شبیه‌سازی فقط برای حالت نوفه کسری نشان داده شده است.

اسمیت (۲۰۰۵)، اندروس و گوگنبرگر^۱ (۲۰۰۳) و راینسون و هنری^۲ (۱۹۹۹) اشاره کرد. در ادامه به ارائه مبانی نظری روش ارائه شده توسط اسمیت (۲۰۰۵) که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است، می‌پردازیم.

۳-۴- آزمون *GPH* اصلاح شده اسمیت (*Modified-GPH*)

اسمیت (۲۰۰۵) برای بررسی و شبیه‌سازی مونت کارلو توان تخمین زنده *GPH* نخست مدل میانگین به علاوه نوفه^۳ (*MN*) که دارای شکل عمومی زیر است را در نظر گرفته است:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (11)$$

$$\mu_t = (1-p)\mu_{t-1} + \sqrt{p}\eta_t \quad 0 < p < 1$$

که در آن ε_t و μ_t متغیرهای تصادفی حافظه کوتاه مدت با میانگین صفر و واریانس غیر صفر محدود بوده که از یکدیگر مستقل هستند. اگرچه تصور می‌شود، تخمین d با روش *GPH* برای مدل *MN* تخمین سازگاری تحت فروض گوسی استاندارد ارائه می‌دهد، اما اسمیت (۲۰۰۵) نشان داده است که این تخمین به سمت بالا تورش خواهد داشت. وی با بررسی این تورش، نوع اصلاح شده‌ای از تخمین زن *GPH* را که تورش کمتری دارد به دست آورده است. روش پیشنهادی اسمیت شامل اضافه نمودن جمله دیگری به تخمین زن *GPH* به شکل رابطه (۱۲) است:

$$\log \hat{f}_j = \alpha + dX_j + \beta Z_{kj} + \hat{u}_j \quad (12)$$

که در آن \hat{f}_j ($j = 1, 2, \dots, m$) دوره نگار است. همچنین X_j جمله استاندارد قبلی *GPH* و Z_{kj} جمله اضافه شده توسط اسمیت است که به ترتیب به صورت زیر هستند:

$$X_j = -\log(2 - 2 \cos(\omega_j)) \quad \omega_j = \pi j / T, \quad (13)$$

$$Z_{kj} = -\log\left(\frac{(kj)^2}{T^2} + \omega_j^2\right)$$

1- Andrews and Guggenberger, 2003

2- Robinson and Henry, 1999

3 Mean-plus-Noise

در عبارت Z_{kj} ، k پارامتر غیرمشخص و ثابت است که اسمیت (۲۰۰۵) مقدار یک تا پنج را برای آن پیشنهاد داده است. وی همچنین نشان داده است که برای بسیاری از شرایط $k=3$ بهینه است. تخمین زن *Modified-GPH* می‌تواند برای آزمون و بررسی ماهیت پارامتر کسری یک سری زمانی در نتیجه انتقال میانگین^۱ مورد استفاده قرار گیرد، به این صورت که اگر تخمین پارامتر حافظه بلندمدت به دست آمده از معادله بالا در حالت وجود جمله اصلاحی که با \hat{d}^k نشان داده می‌شود از تخمین به دست آمده از حالت عدم وجود جمله اصلاحی (*GPH*) که با \hat{d} نشان داده می‌شود، کوچک‌تر باشد ($\hat{d}^k < \hat{d}$) حافظه بلندمدت می‌تواند نتیجه تغییرات سطح باشد و در صورتی که رابطه ($\hat{d}^k > \hat{d}$) برقرار باشد، حافظه بلندمدت در نتیجه تغییرات سطح نخواهد بود.

همان‌گونه که قبلاً نیز ذکر شد، مهم‌ترین کار در هنگام تخمین *GPH* انتخاب باند فرکانسی یا حداکثر فرکانس است. اسمیت (۲۰۰۵) برای غلبه بر این مشکل از دو روش استفاده کرده است. وی در روش اول با انتخاب $m = T^{1/5}$ از قاعده پیشنهادی توسط جویک، پورتر و هداک (۱۹۸۳) استفاده کرده است (روش *FIXED*) و در روش دوم قاعده حداقل کننده ریشه میانگین مربعات پیشنهاد شده توسط هرویچ و دئو^۲ (۱۹۹۹) برای انتخاب m را بکار برده است (روش *Plug-in*). در این مطالعه نتایج هر دو روش در انتخاب m را ارائه می‌دهیم، اما تأکید ما روی روش دوم خواهد بود.

۳-۵- شکست ساختاری؛ آزمون بای-پرون

بر مبنای مطالعه بای و پرون (۱۹۹۸، ۲۰۰۳) مدل m شکست (برای حالت $m+1$ رژیم) به صورت $y_t = \beta_j + \varepsilon_t$ تعریف می‌شود (کرالد و سارانتیس^۳، ۲۰۰۸). در این رابطه $j = 1, \dots, m+1$ و β_j میانگین سطح y_t در رژیم j ام است، به علاوه برای هر m -افراز^۴،

1- Mean shift

2- Hurvich and Deo, 1999

3- Kellard & Sarantis, 2008, p:719

4- M-partition

(T_1, T_2, \dots, T_m) نقاط شکست متناظر با رژیم‌های مختلف بوده و فرض می‌شود $T_i = 0$ و $T_{m+1} = T$ هستند، تخمین نقاط شکست مبتنی بر تابع هدف زیر خواهد بود:

$$(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (14)$$

برای هر m -افراز، تخمین‌های $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m)$ با استفاده از مفهوم حداقل مربعات معمولی و از حداقل کردن عبارت (۱۵) به دست می‌آیند:

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (y_t - \beta_j)^2 \quad (15)$$

با تخمین نقاط شکست، تخمین $\hat{\beta}_j(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m)$ متناظر برای هر رژیم به دست می‌آید. بای و پرون یک الگوریتم برنامه‌ریزی پویا برای تخمین رابطه (۱۴) پیشنهاد داده‌اند. انتخاب نقاط شکست نهایی نیز مبتنی بر استفاده از یک روال ترتیبی^۱ است.

بای و پرون (۲۰۰۳) در مطالعات خود دو آماره UD_{max} و WD_{max} را برای کمک به استراتژی مناسب انتخاب نقاط شکست درون‌زا معرفی کرده‌اند به گونه‌ای که ابتدا با دیدن آماره‌های UD_{max} یا WD_{max} می‌توان نسبت به اینکه آیا حداقل یک شکست ساختاری وجود دارد یا نه قضاوت کرد. پس از آن می‌توان در مورد تعداد شکست‌ها بر مبنای آماره $\sup F_l(l+1|l)$ (که از حداقل کردن عمومی مجموع مربعات باقیمانده‌ها بر مبنای تاریخ شکست‌های تخمین زده شده به دست آمده است) تصمیم‌گیری کرد، به این صورت که اگر آماره‌های $\sup F_l(l+1|l)$ به ازای تمامی مقادیر $(l > m)$ معنادار نبود، m شکست انتخاب می‌شود.

بای و پرون (۲۰۰۶) از این شیوه برای تعیین تعداد شکست‌ها در داده‌های شبیه‌سازی شده استفاده کردند. آنها نتیجه این بررسی را مطلوب ارزیابی کرده و آن را برای استفاده در کارهای تجربی توصیه کرده‌اند. مطالعات آنها شامل چندین آماره برای تعیین تعداد نقاط شکست درون‌زا است، این آزمون‌ها به صورت زیر می‌باشند:

۱- آزمون $\sup F_T(k)$: یک آماره از نوع F که فرضیه صفر عدم وجود شکست ساختاری

را در مقابل فرضیه وجود تعداد دلخواه (k) شکست ساختاری مورد آزمون قرار می‌دهد.

۲- آزمون $UD_{\max} = \max_{1 \leq l \leq M} \sup F_T(l)$ (بر مبنای وزن برابر^۱) و همچنین آزمون $WD_{\max} = \max_{1 \leq l \leq M} w_l \sup F_T(l)$ (که وزن‌ها وابسته به تعداد رگسورها و سطح معناداری آزمون هستند^۲)، فرضیه صفر عدم وجود شکست ساختاری را در مقابل تعداد نامشخص شکست آزمون می‌کنند.

۳- آزمون $\sup F_T(l+1|l)$: آزمون ترتیبی که فرضیه صفر l شکست را در مقابل فرضیه غیر صفر $l+1$ شکست آزمون می‌کند.

۳-۶- حافظه بلندمدت در مقابل شکست ساختاری؛ آزمون شیموتسو^۳ (۲۰۰۶)

این آزمون خود متشکل از دو آزمون است که توسط شیموتسو در سال ۲۰۰۶ پیشنهاد شده است. روال کلی آزمون اول شیموتسو به این صورت است که ابتدا پارامتر حافظه بلندمدت برای کل دوره و سپس برای هر کدام از زیر دوره‌ها محاسبه و در انتها به آزمون برابری پارامتر حافظه کل دوره با هر کدام از زیر دوره‌ها پرداخته می‌شود. برای این منظور در گام نخست کل دوره به b زیر دوره تقسیم می‌شود به گونه‌ای که اندازه مشاهدات در هر زیر دوره برابر با (T/b) باشد (فرض می‌شود (T/b) یک عدد صحیح است)، حال با فرض اینکه $\hat{d}^{(i)}$ ($i=1, 2, 3, \dots, b$) تخمینی از پارامتر صحیح حافظه d_0 برای هر کدام از زیر دوره‌ها باشد، ابتدا عبارات زیر تعریف می‌شود (آروری^۴ و همکاران، ۲۰۱۲):

$$\hat{d}_b = \begin{pmatrix} \hat{d} - d \\ \hat{d}^{(1)} - d \\ \vdots \\ \hat{d}^{(b)} - d \end{pmatrix}, A = \begin{pmatrix} 1 & -1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 0 & \dots & -1 \end{pmatrix}, \Omega = \begin{pmatrix} 1 & \tau'_b \\ \tau_b & bI_b \end{pmatrix} \quad (16)$$

-
- 1- Double Maximum Statistic
 - 2- Weighted Double Max Statistic
 - 3- Shimotsu's Test
 - 4- Arouri *et al.*, 2012, p:210

در رابطه فوق I_b ماتریس همبندی $(b \times b)$ و τ_b یک بردار یکه $(b \times 1)$ است. در گام بعد به پیروی از هرویچ و چن^۱ (۲۰۰۰)، شیموتسو (۲۰۰۶) برای بررسی و آزمون جعلی بودن حافظه بلندمدت، برقراری فرضیه ثبات $(d^{(1)} = d^{(2)} = \dots = d^{(b)})$ را در مقابل فرضیه شکست ساختاری با استفاده از آماره والد زیر آزمون می‌نماید:

$$W = \epsilon m \left(\frac{c_{m/b}}{(m/b)} \right) A \hat{d}_b (A \Omega A')^{-1} (A \hat{d}_b)' \quad (17)$$

m حد بالای فرکانسی است و همان‌طور که در بخش‌های قبل به آن اشاره شد، رابطه $m < T$ برای آن برقرار است. نکته دیگر اینکه آماره والد فوق از یک توزیع کای دو محدود با درجه آزادی $b-1$ پیروی می‌کند.

برای انجام دومین آزمون پیشنهادی شیموتسو (۲۰۰۶)، نخست باید پارامتر حافظه بلندمدت d تخمین زده شده و از آن برای گرفتن تفاضل مرتبه d ام سری زمانی مورد مطالعه استفاده شود، در گام بعد باید با استفاده از آزمون‌های فیلپس پرون (Z_t) و همچنین $KPSS(\eta_{ll})$ ایستایی سری تفاضل‌گیری شده مورد آزمون قرار گیرد. تحت فروض ارائه‌شده توسط شیموتسو (۲۰۰۶) دو آماره Z_t و η_{ll} با میل کردن T به سمت بی‌نهایت به عبارات‌های $P(W(s, d))$ و $K(W(s, d))$ میل خواهند کرد. در عبارات فوق، $W(s, d)$ از رابطه زیر به دست می‌آید (آروری و همکاران، ۲۰۱۲):

$$W(s, d) = W(s) - W(d) (\Gamma(\gamma - d) \Gamma(d + 1))^{-1} s^{1-d} W_{d+1}(1) \quad (18)$$

نکته مهم اینکه $P(W(r, d))$ دارای توزیع استاندارد دیکی-فولر^۲ با لحاظ عرض از مبدأ است و به‌ازای $d = d$ تساوی $K(W(s, d)) = \int_0^1 (W(s) - sW(1))^\gamma ds$ برقرار است. همچنین $W(s, d)$ در حالت $d = 0$ به حرکت براونی استاندارد تبدیل خواهد شد. $W(d)$ نیز یک تابع وزنی هموار^۳ است به‌گونه‌ای که برای $d \leq 0.5$ ، $W(d) = 1$ و به‌ازای $d \geq 0.75$ ، $W(d) = 0$ خواهد بود.

1- Hurvich and Chen, 2000

2- Standard Dickey-Fuller Distribution

3- Smooth Weight Function

به لحاظ تجربی آزمون‌های یادشده به این صورت انجام می‌شود: برای آزمون اول داده‌های کل دوره به b زیر دوره تقسیم شده و برای هر کدام از زیر دوره‌ها پارامتر حافظه بلندمدت d^i تخمین زده می‌شود. سپس میانگین تمام d^i که آن را \bar{d}_i می‌نامیم، با پارامتر حافظه بلندمدت \hat{d} تخمین زده شده در کل دوره با استفاده از آزمون والد مقایسه می‌شود. برای انجام دومین آزمون نیز ابتدا پارامتر حافظه بلندمدت برای کل دوره تخمین زده شده و سپس از آن برای گرفتن تفاضل مرتبه d^{th} از سری اصلی میانگین‌زدایی شده استفاده می‌شود و در نهایت ایستایی سری حاصل به وسیله آزمون‌های فیلپس-پرون و KPSS مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۴- داده‌ها

سری زمانی مورد مطالعه در این مقاله بازده روزانه شاخص کل بورس است که از تفاضل لگاریتمی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)، مطابق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$r_t = (LOG(P_t) - LOG(P_{t-1})) * 100 \quad (19)$$

در رابطه (۱۹) P_t شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در دوره t است. تمام داده‌ها از سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران^۱ استخراج شده‌اند. در کل این مقاله منظور از بازده شاخص کل یا بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، درصد بازدهی روزانه شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران (همان r در عبارت فوق) است.

همچنین برای بررسی دقیق‌تر حافظه‌دار بودن سری زمانی به جای بررسی حافظه سری زمانی در یک بازه مشخص از سه بازه با طول‌های متفاوت و منتهی به مهرماه ۱۳۹۲ استفاده شده است. تفکیک بازه‌ها به مقادیر بلند، متوسط و کوتاه امکان بررسی دقیق‌تر شکست ساختاری در بازه‌های متفاوت و مطالعه دقیق‌تر اثر شکست ساختاری بر روند بازدهی بورس را فراهم می‌کند. این سه بازه زمانی عبارتند از ۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۹۲/۷/۱، ۱۳۸۰/۷/۱ تا ۱۳۹۲/۷/۱ و ۱۳۸۵/۷/۱ تا ۱۳۹۲/۷/۱ که به ترتیب شامل ۳۷۸۸، ۲۸۳۲ و ۱۶۸۳ عدد داده

هستند. در جدول (۱) آماره‌های توصیفی مربوط به سری زمانی بازده در دوره زمانی ۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۹۲/۷/۱ نمایش داده شده است.

جدول (۱) - آماره‌های توصیفی بازده شاخص کل

میانگین	۰/۰۹۶	انحراف معیار	۰/۵۶۷
میانه	۰/۰۶۰	چولگی	۰/۴۸۱
حداکثر	۵/۲۶۰	کشیدگی	۱۴/۵۸۷
حداقل	-۵/۴۵۰	<i>JB</i>	۲۱۳۳۸(۰۰۰)

بر اساس اطلاعات جدول (۱) مقدار میانگین و انحراف معیار بازده شاخص کل در بازه فوق به ترتیب ۰/۰۹۶ و ۰/۵۶۷ است. مقایسه بین مقادیر میانگین و انحراف معیار نشان می‌دهد که بازده شاخص کل دارای نوسانات شدیدی در دوره زمانی مورد مطالعه بوده است. ضریب چولگی نیز نشان می‌دهد که توزیع بازده بورس اوراق بهادار تهران دارای چولگی مثبت است که یکی از ویژگی‌های پذیرفته شده در مورد بازدهی‌های بازارهای سهام است. همچنین ضریب کشیدگی از ضریب کشیدگی توزیع نرمال که برابر عدد ۳ است بسیار بیشتر است که بیانگر کشیده تر بودن توزیع نسبت به توزیع نرمال است. مقادیر ضریب چولگی و کشیدگی انحراف شدیدی از توزیع نرمال نشان می‌دهند که بالا بودن آماره جارتک - برا آن را تأیید می‌کند.

جدول (۲) نتایج تخمین پارامتر d و هرست را به ترتیب با استفاده روش‌های GPH و $R/S-AL$ برای سری زمانی بازده شاخص کل نشان می‌دهد. بر مبنای نتایج این جدول پارامتر d تخمین زده شده برای هر سه دوره زمانی و به ازای مقادیر مختلف α در بازه (۰ و ۰/۵) قرار گرفته و معنادارند. همچنین پارامتر هرست تخمین زده شده نیز برای هر سه بازه زمانی در خارج از بازه اطمینان ۹۵٪ ارائه شده توسط ورون (۲۰۰۲) قرار گرفته‌اند،

بنابراین بر اساس نتایج هر دو روش می‌توان فرضیه صفر عدم وجود وابستگی‌های بلندمدت در سری زمانی بازده را در هر سه دوره زمانی رد و فرضیه مقابل را پذیرفت.

جدول (۲) - نتایج تخمین پارامتر هرست و حافظه بلندمدت بازده شاخص کل در دوره‌های زمانی مختلف بدون در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری

بازه زمانی	$R/S-AL^{**}$	GPH ($\alpha = 0/5$)	GPH ($\alpha = 0/55$)	GPH ($\alpha = 0/6$)
۱۳۷۶/۷/۶-۱۳۹۲/۷/۱	۰/۷۳۶*	۰/۲۷۶* [۳/۰۱]	۰/۳۳۷* [۴/۶۳]	۰/۳۲۰* [۵/۵۵]
۱۳۸۰/۷/۱-۱۳۹۲/۷/۱	۰/۷۰۵*	۰/۲۴۹* [۲/۵۰]	۰/۲۹۱* [۳/۶۷]	۰/۲۹۴* [۴/۶۲]
۱۳۸۵/۷/۱-۱۳۹۲/۷/۱	۰/۷۰۲*	۰/۲۹۵* [۲/۵۴]	۰/۳۵۹* [۳/۸۳]	۰/۲۹۳* [۳/۸۸]

* - رد فرضیه صفر در سطح ۵٪

- داخل براکت آماره t

** - فاصله اطمینان ۹۵٪ برای آزمون فرضیه صفر $H=0/5$ برای هر سه بازه زمانی به ترتیب عبارتند از (۰/۵۸۳) و (۰/۴۱۲) و (۰/۵۹۲) و (۰/۴۰۲) و (۰/۶۱۳) و (۰/۳۸۰). این فاصله‌های اطمینان با استفاده از روش ارائه شده در مطالعه ورون (۲۰۰۲) به دست آمده است.

۵- تحلیل آزمون‌ها و نتایج پژوهش

۵-۱- تعیین نقاط شکست درون‌زا با استفاده از آزمون بای و پرون

(۱۹۹۸، ۲۰۰۳)

جدول (۳) نتایج آزمون‌های بای-پرون را با در نظر گرفتن حداکثر ۵ شکست برای سری‌های زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهد. برای دوره زمانی (۱۳۷۶/۷/۶-۱۳۹۲/۷/۱) آماره $F_T(k)$ برای تمامی مقادیر k بین ۱ تا ۵ معنادار است که به معنای وجود شکست ساختاری در سری زمانی می‌باشد. همچنین هر دو آماره UD_{max} و WD_{max} در سطح بالایی معنادار هستند که دلالت بر وجود حداقل یک شکست در سری زمانی دارند. با این وجود آماره $\sup F_l(l+1|l)$ فقط به ازای $l=1,2$ در سطح یک درصد معنادار است و برای مقادیر بیشتر از آن حتی در سطح ۱۰ درصد هم معنادار نیست، بنابراین بر مبنای روش ترتیبی می‌توان سه شکست را انتخاب کرد. همچنین انتخاب نقاط شکست بهینه بر مبنای

معیارهای BIC و LWZ نیز به ترتیب ۳ و ۲ شکست را پیشنهاد می‌دهند، از این رو برای بازه فوق ۳ شکست را انتخاب می‌کنیم.

برای بازه زمانی (۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۸۰/۷/۱) نیز آماره‌های UD_{max} و WD_{max} وجود حداقل یک شکست را در بازه مورد نظر نشان می‌دهند، با این وجود آماره $\sup F_t(l+1|l)$ فقط به ازای $l=1$ معنادار است و به ازای مقادیر بیشتر از آن معنادار نیست، بنابراین استفاده از آزمون ترتیبی ۲ شکست را پیشنهاد می‌دهد. این در حالی است که معیارهای BIC و LWZ نیز هر دو دقیقاً دو شکست را پیشنهاد می‌دهند بنابراین در این بازه دو شکست انتخاب می‌شود. در مورد بازه (۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۸۵/۷/۱) نیز با استفاده از روال ترتیبی و معیار BIC ، ۳ شکست انتخاب می‌شود.

نقاط شکست برآورد شده به همراه فاصله اطمینان ۹۰ درصدی آنها برای هر کدام از بازه‌ها نیز در جدول (۴) ارائه شده است. همچنین با استفاده از نقاط شکست تخمین زده شده، میانگین هر رژیم به همراه انحراف معیار مربوطه برآورد شده است که در بخش دوم همان جدول ذکر شده است.

بر مبنای نتایج به دست آمده میانگین‌های تخمینی برای تمام بازه‌ها معنادارند. نکته مهم دیگر در این جدول، برابر بودن نقاط شکست برآورد شده در بازه‌های مشترک است که این را می‌توان جدا از ویژگی‌های سری زمانی مورد مطالعه به توان بالای آزمون بای-پرون نسبت داد. در شکل (۴) تا (۶) به ترتیب سری زمانی بازده به همراه نمودار میانگین برآورد شده برای هر بازه ترسیم شده است.

با استفاده از نتایج جدول (۴) بازده تعدیل شده نسبت به شکست ساختاری را استخراج کرده‌ایم که نتایج آماره‌های توصیفی مربوط به آن در جدول (۵) ارائه شده است. همچنین در شکل (۷) نمودار هیستوگرام بازده شاخص کل بورس در حالت معمول به همراه نمودار تعدیل شده آن نسبت به شکست ساختاری ترسیم شده است. همان طور که مقایسه دو نمودار شکل (۷) و همین طور دو جدول (۱) و (۵) نشان می‌دهند، میانگین توزیع بازده پس از تعدیل نسبت به شکست ساختاری به صفر نزدیک‌تر شده است. چولگی نیز در این

حالت شدیداً کاهش یافته و تقریباً به نصف حالت اولیه خود رسیده است، به همین دلیل نمودار هیستوگرام مربوطه، شباهت بیشتری به منحنی توزیع نرمال یافته است. با این حال کشیدگی در حالت بازده تعدیل شده نسبت به شکست ساختاری تقریباً همانند حالت بازده معمول است.

بر مبنای مقایسه آماره‌های توصیفی گفته شده بین دو حالت می‌توان نتیجه گرفت که با تعدیل بازده نسبت به شکست ساختاری به‌طور تقریبی مجموع فراوانی بازده‌ها در اطراف مبدأ تغییر نکرده است، اما توزیع آن از حالت چوله به راست به حالت نرمال نزدیک‌تر شده است. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد، حذف شکست‌های ساختاری و تعدیل بازده شاخص کل نسبت به آن، به نرمال شدن توزیع بازده کمک کرده است.

باید توجه داشت که اصل اساسی در به‌دست آوردن نتایج فوق، فرض کردن انطباق زمانی انتقال‌های میانگین بازده با حوادث گذشته و بحران‌های مالی است، اگرچه در ادامه نشان خواهیم داد که گاهی تغییر تعریف شاخص‌ها به‌عنوان یک عامل درونی خود می‌تواند سبب انتقال میانگین و شکست واقعی در سری زمانی بازده شود. همچنین برخی از مطالعات با مقایسه حافظه بلندمدت سری زمانی اصلی با سری زمانی تعدیل شده نسبت به شکست‌های ساختاری (تخمین زده شده به‌وسیله روش‌هایی همانند روش بای و پرون) به‌طور مستقیم صحت حافظه بلندمدت مشاهده‌شده در سری زمانی مورد مطالعه را مورد ارزیابی قرار داده‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعه چوی و همکاران (۸۶۲ و ۸۵۸:۲۰۱۰) اشاره کرد. بر این اساس برای سری زمانی بازده تعدیل شده نسبت به شکست‌های ساختاری، پارامتر تفاضل‌گیری کسری با استفاده از روش *GPH*، $0.069(0.038)$ به‌دست می‌آید که مقایسه آن با اعداد جدول (۲) نشان می‌دهد که بخشی از حافظه بلندمدت مشاهده‌شده سری زمانی بازده می‌تواند ناشی از وجود شکست‌های ساختاری یا تغییر سطح در آن باشد، البته در بخش‌های بعد با دقت بیشتری این موضوع مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

جدول (۳) - نتایج آزمون بای-پرون (۱۹۹۸ و ۲۰۰۳) بر سری زمانی بازده روزانه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در افق‌های زمانی متفاوت

آماره‌ها	[۱۳۷۶/۷/۶-۱۳۹۲/۷/۱]	[۱۳۸۰/۷/۱-۱۳۹۲/۷/۱]	[۱۳۸۵/۷/۱-۱۳۹۲/۷/۱]
$\sup F_t(1)$	۱۲/۴۱۲**	۱۲/۳۰۸**	۱۲/۷۴۸**
$\sup F_t(2)$	۲۸/۹۱۶**	۳۰/۵۴۵**	۱۴/۰۴۱**
$\sup F_t(3)$	۲۰/۸۶۳**	۲۱/۴۳۵**	۱۳/۹۴۰**
$\sup F_t(4)$	۱۷/۹۴۳**	۱۶/۶۶۷**	۱۰/۴۰۹**
$\sup F_t(5)$	۱۲/۹۹۶**	۱۱/۳۱۷**	۸/۳۵۶**
UD_{\max}	۲۸/۹۱۶**	۳۰/۵۴۵**	۱۴/۰۴۱**
WD_{\max}	۲۸/۹۱۶**	۳۰/۵۴۵**	۱۴/۰۴۱**
$\sup F_t(2 1)$	۴۶/۰۵۲**	۴۲/۹۴۸**	۱۲/۰۹۵*
$\sup F_t(3 2)$	۱۴/۸۲۸**	۲/۹۶۶	۱۵/۰۵۳**
$\sup F_t(4 3)$	۰/۰۰۱	۲/۹۶۶	۴/۱۵۱
$\sup F_t(5 4)$	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
BIC	۳	۲	۳
LWZ	۲	۲	۱
$Sequential$	۳	۲	۳

- * معنادار در سطح ۵٪، ** معنادار در سطح ۱٪
 - اعداد بحرانی ۵، ۱۰ و ۱ درصد برای $\sup F_t(2|1)$ ، $\sup F_t(3|2)$ ، $\sup F_t(4|3)$ ، $\sup F_t(5|4)$ و $\sup F_t(5|4)$ به ترتیب برابر (۱۳/۸۹، ۱۰/۱۳۸/۵۱)، (۱۴/۸۰، ۱۱/۱۴، ۹/۴۱)، (۱۴/۸۰، ۱۰/۱۴، ۱۰/۰۴)، (۱۵/۲۸، ۱۱/۸۳، ۱۰/۰۴) و (۱۵/۷۶، ۱۲/۲۵، ۱۰/۵۸) هستند.

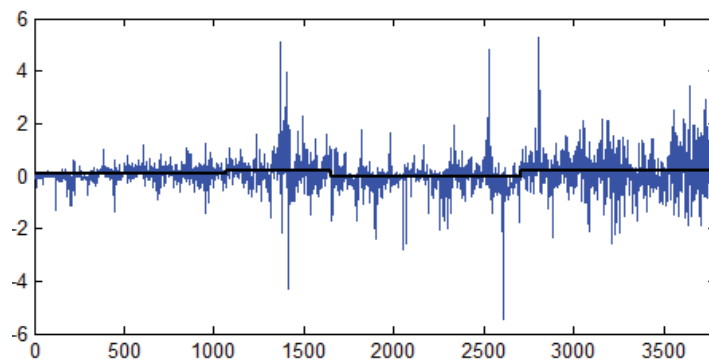
جدول (۴) - تخمین زمان‌های شکست برای دوره‌های زمانی و تخمین میانگین هر رژیم با استفاده از روش بای - پرون (۱۹۹۸-۲۰۰۳)

تخمین زمان‌های شکست ساختاری چندگانه			
	دوره سوم	دوره دوم	دوره اول
\hat{T}_1	$\frac{1388/1/9}{[1387/6/11-1388/3/6]}$	$\frac{1383/5/14}{[1383/3/4-1383/9/30]}$	$\frac{1380/12/18}{[1379/9/2-1381/2/7]}$
\hat{T}_2	$\frac{1390/1/27}{[1389/9/21-1390/4/27]}$	$\frac{1388/1/9}{[1387/3/21-1388/3/17]}$	$\frac{1383/5/14}{[1383/3/18-1383/9/22]}$
\hat{T}_3	$\frac{1391/5/18}{[1391/1/14-1391/7/16]}$	-	$\frac{1388/1/9}{[1387/3/21-1388/3/17]}$
تخمین میانگین هر رژیم			
\hat{C}_1	-۰/۰۲۹(۰/۰۲۷)	۰/۲۰۵(۰/۰۲۳)	۰/۰۷۵(۰/۰۱۷)
\hat{C}_2	۰/۲۴۲(۰/۰۲۹)	-۰/۰۵۳(۰/۰۱۹)	۰/۲۲۸(۰/۰۲۳)
\hat{C}_3	-۰/۰۳۵(۰/۰۳۷)	۰/۱۹۰(۰/۰۱۹)	-۰/۰۵۳(۰/۰۱۶)
\hat{C}_4	۰/۳۶۴(۰/۰۴۰)	-	۰/۱۹۰(۰/۰۱۷)

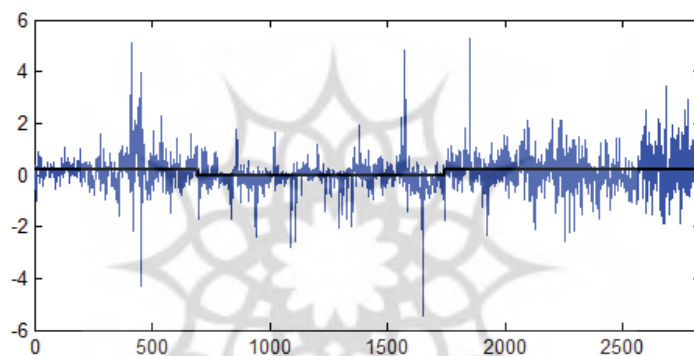
- اعداد داخل براکت فاصله اعتماد ۹۰٪ و اعداد داخل پرانتز انحراف معیار

۲-۵ آزمون حافظه بلندمدت صحیح در مقابل شکست ساختاری؛ آزمون شیموتسو (۲۰۰۶)

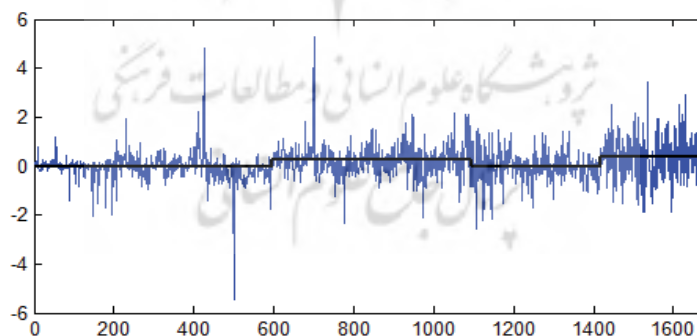
جدول (۵) نتایج آزمون آماری حافظه بلندمدت در مقابل شکست ساختاری بر مبنای شیوه ارائه شده توسط شیموتسو (۲۰۰۶) را به ترتیب برای هر سه دوره زمانی نشان می‌دهد. در این جدول b نشان‌دهنده تعداد زیر دوره‌ها است. ما در این مطالعه به پیشنهاد شیموتسو از ۲ و ۴ زیر دوره استفاده کرده‌ایم، زیرا افزودن تعداد زیر دوره‌ها تأثیری در افزایش توان آزمون ندارد (شیموتسو، ۲۰۰۶: ۱۶). Z_i, W و η_u نیز به ترتیب آماره‌های تجربی والد (Wald)، فیلیپس پرون و KPSS هستند.



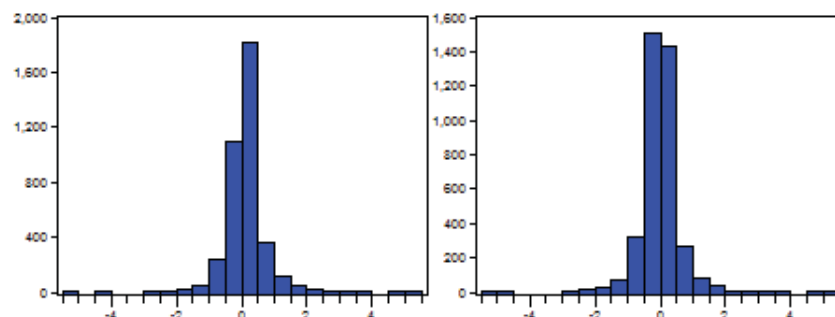
نمودار (۴) - سری زمانی بازده شاخص کل برای بازه زمانی (۱۳۷۶/۷/۶-۱۳۹۲/۷/۱) به همراه میانگین رژیم‌های تخمین زده شده برای هر زیر دوره با استفاده از روش بای-پرون (۱۹۹۸-۲۰۰۳)



نمودار (۵) - سری زمانی بازده شاخص کل برای بازه زمانی (۱۳۸۰/۷/۱-۱۳۹۲/۷/۱) به همراه میانگین رژیم‌های تخمین زده شده برای هر زیر دوره با استفاده از روش بای-پرون (۱۹۹۸-۲۰۰۳)



نمودار (۶) - سری زمانی بازده شاخص کل برای بازه زمانی (۱۳۸۵/۷/۱-۱۳۹۲/۷/۱) به همراه میانگین رژیم‌های تخمین زده شده برای هر زیر دوره با استفاده از روش بای-پرون (۱۹۹۸-۲۰۰۳)



نمودار (۷) - هیستوگرام بازدهی شاخص کل (سمت چپ) و نمودار هیستوگرام بازدهی تعدیل شده نسبت به شکست ساختاری (سمت راست)

جدول (۵) - آماره‌های توصیفی بازدهی شاخص کل پس از تعدیل نسبت شکست ساختاری

میانگین	۰/۰۰۰۰۱۳	انحراف معیار	۰/۵۵۷
میانه	-۰/۰۱۰	چولگی	۰/۲۸۶
حداکثر	۵/۰۷۰	کشیدگی	۱۴/۸۳۱
حداقل	-۵/۳۹۷	JB	۲۱۱۴۷(۰۰۰)

همان‌طور که نتیجه جدول (۵) برای دوره زمانی سوم (۱۳۹۲/۷/۱-۱۳۸۵/۷/۱) نشان می‌دهد، آزمون فیلیپس پرون (Z_t) فرضیه صفر $I(d)$ بودن سری زمانی را رد نمی‌کند، همگام با این آزمون، فرضیه ایستایی نیز به وسیله آزمون $KPSS(\eta_{ll})$ رد نمی‌شود. همچنین مقادیر آماره والد به ازای $b=2$ و $b=4$ کمتر از مقادیر بحرانی متناظر خود در سطح ۵ درصد هستند که به معنای رد نشدن فرضیه صفر برای دوره زمانی موردنظر است، با این حال به ازای $b=2$ فرضیه صفر ثبات d در سطح ۱۰ درصد رد می‌شود، اما برای دوره دوم (۱۳۸۰/۷/۱-۱۳۹۲/۷/۱) مقدار آماره والد در هر دو مورد $b=2$ و $b=4$ بالاتر از مقدار بحرانی متناظر خود در سطح ۵٪ است. این نتیجه در مورد دوره اول (۱۳۷۶/۷/۶-۱۳۹۲/۷/۱) که در این مطالعه بیشتر مورد تاکید است نیز برقرار است. برای این دوره زمانی به ازای $b=2$ و $b=4$ مقادیر آماره والد بیشتر از مقادیر بحرانی متناظر خود در

سطح ۵ درصد هستند، بنابراین فرضیه ثبات d یا حافظه بلندمدت صحیح در مقابل وجود شکست ساختاری برای دوره زمانی اول نیز رد می‌شود. بر مبنای نتایج فوق، برای هر سه دوره زمانی و در نتیجه برای کل سری زمانی بازدهی شاخص کل، آزمون شیموتسو (۲۰۰۶) از تولید داده‌ها توسط یک فرآیند حافظه بلندمدت صحیح حمایت نمی‌کند.

جدول (۶) - آزمون شیموتسو: حافظه بلندمدت در مقابل شکست ساختاری

بازه زمانی	\hat{d}	\bar{d}		W		Z_t	η_{it}
		b=۲	b=۴	b=۲	b=۴		
-۱۳۹۲/۷/۱ [۱۳۷۶/۷/۶]	۰/۲۸۷	۰/۳۴۲	۰/۳۳۶	۷/۱۶۱*	۹/۱۳۸*	-۲/۰۱۶	۰/۱۲۴
-۱۳۹۲/۷/۱ [۱۳۸۰/۷/۱]	۰/۲۸۰	۰/۳۱۳	۰/۳۰۳	۴/۱۹۱*	۱۴/۳۴۲*	-۱/۶۵۳	۰/۱۴۹
-۱۳۹۲/۷/۱ [۱۳۸۵/۷/۱]	۰/۲۳۳	۰/۲۴۵	۰/۲۶۸	۳/۷۷۴	۳/۱۲۴	-۱/۵۷۲	۰/۲۲۸

*رد فرضیه صفر در سطح ۵ درصد - مقادیر بحرانی برای آزمون والد به ترتیب $\chi^2_{0.05}(1) = 3.84$ و $\chi^2_{0.05}(3) = 7.82$ می‌باشند.

۵-۳- آزمون اسمیت (۲۰۰۵)

در جدول (۷) نتایج آزمون اسمیت (۲۰۰۵) برای هر سه دوره زمانی ارائه شده است. همان‌گونه که ذکر شد، اسمیت (۲۰۰۵) نشان داده است که GPH اصلاح شده دارای عملکرد بهتری در حالت $k=3$ است، از این رو در این مطالعه نتایج فقط برای $k=3$ نمایش داده شده است.

بر مبنای نتایج به دست آمده برای کل دوره‌ها مقادیر GPH صرفنظر از نوع انتخاب باند فرکانسی در بازه (۰/۵ و ۰) قرار گرفته و معنادارند، اما مقادیر $M-GPH$ (برای هر سه دوره زمانی و به ازای هر دو روش انتخاب باند فرکانسی) در اکثر موارد نه تنها معنادار نیستند، بلکه از مقدار GPH متناظر خود نیز کمتر هستند. به عنوان نمونه، برای دوره سوم مقدار $M-GPH$ بر مبنای روش

انتخاب حد بالای فرکانسی (*Plug-in*)، (۰/۳۱۱) است که اگرچه مقدار آن از مقدار *GPH* متناظر خود (۰/۳۰۸) بزرگ‌تر است، اما معنادار نیست، برای دوره دوم نیز مقدار *M-GPH* ۰/۲۵۸ است که با وجود معنادار بودن، مقدار آن از *GPH* متناظر خود (۰/۲۷۶) کمتر است. این نتیجه برای دوره زمانی اول نیز برقرار است (۰/۲۸۱ در مقابل ۰/۳۵۹). بنابراین برای هر سه دوره زمانی، این آزمون از صحیح بودن حافظه بلندمدت بازده شاخص کل حمایت نمی‌کند.

جدول (۷) - نتایج آزمون اسمیت برای سری زمانی بازده شاخص کل در بازه‌های زمانی متفاوت

بازه زمانی	T	FIXED J		Plug-in selection of J	
		GPH	M-GPH	GPH	M-GPH
-۱۳۹۲/۷/۱]	۳۷۸۸	۰/۲۷۶**	۰/۱۳۴	۰/۳۵۹**	۰/۲۸۱**
[۱۳۷۶/۷/۶		(۰/۰۹۱)	(۰/۱۸۹)	(۰/۰۷۰)	(۰/۱۱۲)
		[۳/۰۱۵]	[۰/۷۰۷]	[۵/۰۸۵]	[۲/۵]
-۱۳۹۲/۷/۱]	۲۸۳۲	۰/۲۴۹**	۰/۲۵۲	۰/۲۷۶**	۰/۲۵۸**
[۱۳۸۰/۷/۱		(۰/۰۹۹)	(۰/۲۰۸)	(۰/۰۶۸)	(۰/۱۰۹)
		[۲/۵۰۸]	[۱/۲۱۲]	[۴/۰۲۶]	[۲/۳۷۴]
-۱۳۹۲/۷/۱]	۱۶۸۳	۰/۲۹۵**	۰/۲۲۹	۰/۳۰۸**	۰/۳۱۱
[۱۳۸۵/۷/۱		(۰/۱۱۵)	(۰/۲۴۹)	(۰/۱۲۳)	(۰/۲۰۸)
		[۲/۵۴۵]	[۰/۹۱۸]	[۲/۵۰۶]	[۱/۴۹۳]

** معنادار در سطح ۵٪، داخل براکت آماره t ، داخل پرانتز انحراف معیار، T تعداد داده‌ها

نتیجه این آزمون در کنار آزمون رسمی تر شیموتسو (۲۰۰۶) از این فرض که پارامتر تفاضل‌گیری کسری محاسبه شده بر مبنای روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک ما را به نتیجه اشتباه وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی بازده روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران می‌رساند، حمایت می‌کند. بنابراین برخلاف نتایج مطالعات قبلی در کشور، فرضیه حافظه‌دار بودن سری زمانی بازده روزانه را نه تنها نمی‌توان تایید کرد، بلکه بر مبنای آزمون‌های انجام شده در این مطالعه (آزمون شیموتسو و اسمیت) می‌توان استنباط حافظه

بلندمدت بودن سری زمانی بازده شاخص کل توسط دیگر محققین را تا حدودی ناشی از وجود شکست‌های ساختاری یا تغییرات سطح در آن دانست.

علاوه بر این روش‌ها می‌توان به عنوان یک روش جایگزین، مستقیماً ویژگی‌های بلندمدت هر کدام از زیر دوره‌های به دست آمده به روش بای-پرون را بدون توجه به نوع نقاط شکست با ویژگی‌های بلندمدت کل همان دوره زمانی مقایسه کرد. روشن است تفاوت بین این ویژگی‌ها شواهدی از جعلی بودن حافظه بلندمدت کل دوره سری زمانی (در صورت حافظه بلندمدت بودن به ازای کل دوره) ارائه خواهد داد. این ایده در برخی از مطالعات مانند یوسف^۱ و همکاران (۲۰۱۳) و بدهانی^۲ (۲۰۱۲) (در مورد بازده و نوسانات شاخص بورس اوراق بهادار ملی هند) مورد استفاده قرار گرفته است. برخی از محققین نیز روش‌هایی بر مبنای این ایده پیشنهاد داده‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعه کاپلی و آنجلا^۳ (۲۰۰۶) اشاره کرد.

از سوی دیگر مطالعه روند حرکتی سری‌های زمانی بورس اوراق بهادار تهران در سالیان اخیر نشان می‌دهد که عوامل خارج از بورس (مانند تحولات سیاسی) می‌توانند گاهی به عنوان شوک‌های خارجی سبب تأثیر جدی و یا تغییرات ساختاری در شاخص‌های بورس شوند که همان‌طور که ذکر شد باید در تمام مطالعات مرتبط با این شاخص‌ها، ضمن شناسایی و تشخیص دقیق این شوک‌ها، اثرات آنها مورد توجه قرار گیرد، زیرا عدم لحاظ آن‌ها سبب بروز خطا در نتایج نهایی خواهد شد.^۴

1- Yusof *et al.*, 2013

2- Badhani, 2012

3- Cappelli and Angela

۴- البته نتایج فوق (حصول شواهدی از عدم وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی بازده) بدون شناسایی و تشخیص دقیق نوع نقاط شکست و تنها از طریق آزمون شیموتسو و اسمیت به دست آمد (روش اول)، اما در ادامه با استفاده از روش ذکر شده، یعنی با شناسایی و تحلیل دقیق یک نقطه شکست و تعدیل بازده نسبت به آن، حافظه بلند بودن بازده را مجدد مورد آزمون قرار می‌دهیم (روش دوم). نتایج این روش نشان می‌دهد که بازده شاخص کل بورس فاقد حافظه بلندمدت در بازه زمانی منتخب است.

همچنین در محاسبه و برآورد حافظه بلندمدت سری‌های زمانی بورس اوراق بهادار تهران با توجه به تغییر نحوه محاسبه شاخص‌ها در طول زمان باید ملاحظات مربوط به این تغییر تعاریف و محاسبات را نیز در مطالعات تخمین پارامتر حافظه و دیگر مطالعات مربوط به بازده مدنظر قرار داد. به‌عنوان نمونه نحوه محاسبه شاخص *TEPIX* از آذرماه سال ۱۳۸۷ تغییر کرده است. نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که هر سه دوره زمانی با وجود اینکه فاقد نقطه شکستی در حوالی این نقطه هستند، اما این تاریخ زمانی (۱۶ آذرماه ۱۳۸۷) در فاصله اعتماد ۹۰ درصدی هر سه نقطه شکست ۱۳۸۸/۱/۹ مربوط به هر سه دوره زمانی قرار دارد به گونه‌ای که می‌توان با دقت بالایی این نقطه شکست را مربوط به همین عامل دانست و انتقال میانگین بازده در این نقطه را به تغییر تعریف شاخص مورد مطالعه نسبت داد.

همگام با رویکرد ذکر شده برای شکست‌های ناشی از عوامل بیرونی که در بالا به آن اشاره شد، با شناسایی نقاط شکست حاصل از تغییر تعریف، در گام بعدی به بررسی حافظه بلندمدت بازده با حذف آثار این شکست می‌پردازیم برای این منظور به جای انتخاب تصادفی فاصله زمانی مورد مطالعه از بازه زمانی ۱۳۸۸/۱/۹ تا ۱۳۹۰/۱/۲۷ استفاده می‌کنیم، با انتخاب این بازه زمانی آثار ناشی از تغییر تعریف شاخص روی سری زمانی بازده به حداقل ممکن می‌رسد. روشن است با تغییر کران پایین این بازه زمانی، اثرات حاصل از تغییر تعریف شاخص وارد سری زمانی مورد مطالعه خواهد شد و بر نتیجه‌گیری نهایی تأثیر خواهد گذاشت.

جدول (۸) نتایج تخمین پارامتر d و هرست را به ترتیب با استفاده روش‌های *GPH* و *R/S-AL* برای سری زمانی بازده شاخص کل در دوره زمانی مورد اشاره نشان می‌دهد. بر مبنای نتایج ارائه شده در این جدول، به‌ازای $\alpha = 0.6$ در روش *GPH*، فرضیه فاقد حافظه بلندمدت بودن سری زمانی مورد بررسی، رد می‌شود، اما برای مقادیر دیگر α که در این مطالعه بیشتر مورد تأکیدند، فرضیه صفر عدم وجود حافظه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. همچنین پارامتر هرست با استفاده از روش *R/S-AL*، ۰/۶۷۸ به‌دست آمده است که در فاصله اعتماد ۹۵٪ ارائه شده توسط ورون (۲۰۰۲) قرار دارد، بنابراین بر اساس این آزمون‌ها

و برخلاف نتایج مطالعات پیشین، عدم وجود وابستگی بلندمدت در سری زمانی بازده شاخص کل بورس در بازه مورد مطالعه را نمی‌توان رد کرد. این موضوع بیانگر اهمیت در نظر گرفتن تغییرات ساختاری در مطالعات مربوط به شاخص‌های سری زمانی بورس است به طوری که در استفاده از سری‌های زمانی مرتبط با بورس در هر نوع مطالعه‌ای باید ملاحظات مربوط به تغییرات داخلی مانند تغییر تعاریف شاخص‌ها را مدنظر قرار داد، زیرا عدم در نظر گرفتن آنها قطعاً سبب بروز خطا در نتایج خواهد شد.

جدول (۸) - نتایج تخمین پارامتر هرست و حافظه بلندمدت بازده شاخص کل در دوره زمانی منتخب

بازه زمانی	$R/S-AL^{**}$	GPH ($\alpha = 0/5$)	GPH ($\alpha = 0/55$)	GPH ($\alpha = 0/6$)
۱۳۸۸/۱/۹-۱۳۹۰/۱/۲۷	۰/۶۷۸	۰/۲۱۰ [۱/۲۳]	۰/۲۰۶ [۱/۴۶]	۰/۳۳۶* [۲/۸۹]

- * رد فرضیه صفر در سطح ۵٪

- داخل کروشه آماره t می باشد.

- ** فاصله اطمینان ۹۵٪ برای آزمون فرضیه صفر $H=0/5$ برای بازه زمانی منتخب عبارت است از (۰/۷۰۱ و ۰/۲۸۹). این فاصله اطمینان با استفاده از روش ارائه شده در مطالعه ورون (۲۰۰۲) به دست آمده است.

۶- خلاصه و نتیجه گیری

بر اساس نتایج مطالعات اخیر، شکست‌های ساختاری می‌توانند تأثیر بسیار جدی بر نتایج آزمون‌های حافظه بلندمدت داشته باشند و به نتیجه اشتباه وجود حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی فاقد آن منجر شوند، بنابراین در این مقاله علاوه بر آزمون جداگانه حافظه بلندمدت و شکست‌های ساختاری در بازه بورس اوراق بهادار تهران به بررسی اثرات وجود شکست‌های ساختاری بر ویژگی‌های بلندمدت آن پرداختیم. همچنین به منظور بررسی دقیق‌تر اثر تغییرات ساختاری بر پارامتر حافظه بلندمدت به جای بررسی و مطالعه در یک بازه مشخص، مطالعه وابستگی‌های بلندمدت و شکست ساختاری در سه افق زمانی مختلف منتهی به مهرماه ۱۳۹۲ انجام شده است (این سه بازه زمانی به ترتیب عبارتند از ۱۳۷۶/۷/۶ تا ۱۳۹۲/۷/۱، ۱۳۸۰/۷/۱ تا ۱۳۹۲/۷/۱ و ۱۳۸۵/۷/۱ تا ۱۳۹۲/۷/۱).

استفاده از روش بای-پرون برای تعیین نقاط شکست ساختاری برای هر کدام از این بازه‌ها به ترتیب سه، دو و سه نقطه شکست تعیین می‌کند. پس از تعیین نقاط شکست به ارزیابی پارامتر حافظه بلندمدت در هر کدام از دوره‌های زمانی با آزمون‌های شیموتسو (۲۰۰۶) پرداختیم. استفاده از این آزمون‌ها شواهد قوی از رد فرضیه حافظه بلندمدت صحیح در مقابل شکست ساختاری ارائه می‌دهند، این نتیجه توسط آزمون اسمیت (۲۰۰۵) نیز به دست می‌آید، در آزمون اسمیت مقادیر *M-GPH* در اکثر موارد (مربوط به هر سه دوره زمانی و هر دو روش انتخاب حد بالای فرکانسی) نه تنها معنادار نیستند، بلکه مقادیر آنها از مقادیر *GPH* متناظر خود نیز کمتر هستند، از این رو حافظه بلندمدت مشاهده شده در سری زمانی بازده شاخص کل می‌تواند تا حدودی بسیار زیادی به وسیله تغییرات سطح توضیح داده شود؛ بنابراین برخلاف نتایج مطالعات پیشین در کشور، ویژگی حافظه بلندمدت برای بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران حساسیت بسیاری به دوره‌های زمانی مورد مطالعه دارد و باید در استنباط ویژگی‌های بلندمدت هنگام وجود شکست ساختاری یا تغییر رژیم در سری مورد بررسی دقت کرد.

همچنین در کنار دقت برای در نظر گرفتن اثرات شوک‌های بیرونی در مطالعات شامل شاخص‌ها، بازده و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران، باید تغییرات دیگری که از طریق تغییر تعاریف و نوع محاسبات وارد مطالعات می‌شوند نیز مدنظر قرار گیرند، به عنوان نمونه حرکت به سمت بالای بخش چهارم منحنی مشکی رنگ در شکل (۴) و بخش سوم منحنی مشکی رنگ شکل (۵) را می‌توان با دقت بالایی به تغییر تعریف شاخص *TEPIX* از آذرماه ۱۳۸۷ نسبت داد. عدم در نظر گرفتن این تغییر تعریف‌ها در تمام مطالعات شامل شاخص‌های بورس، بازده و تلاطم‌های متناظر آن‌ها (و حتی مطالعات بررسی رابطه یک متغیر کلان اقتصادی بر سری‌های زمانی بورس) می‌تواند تبعات منفی جدی را در پی داشته باشد و به کاهش دقت نتایج منجر شود. به عنوان مثال، مطالعه ویژگی حافظه بلندمدت بازده در بازه زمانی شامل این شکست به نتیجه گیری وجود خصوصیات حافظه بلندمدت در سری زمانی بازده می‌انجامد، اما همان‌طور که نتایج ارائه شده در جدول (۸) به وضوح نشان

می‌دهد، تعدیل سری زمانی بازده نسبت به این شکست به حذف اثرات بلندمدت از آن منجر می‌شود، از این رو در تمام مطالعات شامل سری‌های زمانی بورس اوراق بهادار تهران به کار بردن همزمان اقدامات احتیاطی در انتخاب بازه زمانی و نیز لحاظ کردن شکست‌های ساختاری حاصل از تغییر تعریف شاخص‌ها ضروری است.



فهرست منابع

- راسخی، سعید و امیر خانعلی پور (۱۳۸۸)، «تحلیل تجربی نوسانات و کارایی اطلاعاتی بازار سهام (مطالعه موردی: بورس اوراق بهادار تهران)»، *پژوهشهای اقتصادی ایران*، فصلنامه علمی- پژوهشکده علوم اقتصادی، سال سیزدهم، شماره ۴۰، صفحات ۵۷-۲۹.
- شعراپی، سعید و محسن ثنایی اعلم (۱۳۸۹)، «بررسی وجود حافظه بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران و ارزیابی مدل‌هایی که حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرند»، *مجله پژوهشهای حسابداری مالی*، سال دوم، شماره چهارم، صفحات ۱۸۶-۱۷۳.
- کاشی، منصور؛ فلاح شمس، میرفیض و محمد دنیایی (۱۳۹۲)، «کاربرد از مدل‌های حافظه بلندمدت و شکست ساختاری با استفاده از رویکرد کمی»، *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، پاییز ۱۳۹۲، صفحات ۵۰-۲۳.
- کشاورز حداد، غلامرضا؛ ابراهیمی، سید بابک و اکبر جعفر عبدی (۱۳۹۰)، «بررسی سرایت تلاطم میان بازدهی سهام صنعت سیمان و صنایع مرتبط با آن در ایران»، *پژوهشهای اقتصادی ایران*، فصلنامه علمی- پژوهشکده علوم اقتصادی، سال شانزدهم، شماره ۴۷، صفحات ۱۶۲-۱۲۹.
- محمدی، شاپور و هستی چیت‌سازان (۱۳۹۰)، «بررسی حافظه بلندمدت بورس اوراق بهادار تهران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۶، شماره چهارم، صفحات ۲۲۶-۲۰۷.
- Aloy, M., Boutahar, M., Gente, K., and Péguin -Feissolle, A. (2011), "Purchasing Power Parity and the Long Memory Properties of Real Exchange Rates: Does one Size Fit All?", *Economic Modelling*, 28, pp.1279-1290.
- Arouri, M. E. H., Hammoudeh, S., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2012), "Long Memory and Structural Breaks in Modeling the Return and Volatility Dynamics of Precious Metals", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 52(2), pp.207-218.
- Badhani, K. N. (2012). "Does Nifty have a Long Memory? Semi-parametric Estimation of Fractional Integration in Returns and Volatility". *Decision* 39(3),86.
- Bai J, Perron P. (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66, pp.47-68.

- Bai J, Perron P (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp.1-22.
- Bai, J., and P. Perron (2006), "Multiple Structural Change Models: A Simulation Analysis", in D. Corbae, S.N. Durlauf, and B.E. Hansen (Eds.), *Econometric Theory and Practice* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Bond, D., Harrison, M. J., & O'Brien, E. J. (2009), "Exploring Long Memory and Nonlinearity in Irish Real Exchange Rates Using Tests Based on Semiparametric Estimation", Working Paper Series, UCD Centre for Economic Research, pp.1-22.
- Cappelli, C. and Angela, D.: Long Memory and Structural Break Analysis of Environmental Time Series, Available at: old.sis-statistica.org/files/pdf/atti/Spontanee%202006_203-206.pdf (last access: 10 September 2014), 2006.
- Chaouachi, S., Ftiti, Z., and Teulon, F. (2014), "Explaining the Tunisian Real Exchange: Long Memory Versus Structural Breaks", Working Papers 2014-147, Department of Research, Ipag Business School.
- Choi, K., Yu, W. C., & Zivot, E. (2010), "Long Memory Versus Structural Breaks in Modeling and Forecasting Realized Volatility", *Journal of International Money and Finance*, 29(5), pp. 857-875.
- Choi, K., & Zivot, E. (2007), "Long Memory and Structural Changes in the Forward Discount: An Empirical Investigation", *Journal of International Money and Finance*, 26(3), pp.342-363.
- Diebold, F. X. and Inoue, A. (2001), "Long Memory and Regime Switching", *Journal of Econometrics*, 105, pp.131-159.
- Diebolt, C. & Guiraud, V. (2005), "A Note on Long Memory Time Series", *Quality and Quantity*, 39(6), pp.827-836.
- Ezzat, Hassan (2013), "Long Memory Processes and Structural Breaks in Stock Returns and Volatility: Evidence from the Egyptian Exchange", *International Research Journal of Finance and Economics*, 113: pp. 136-146.
- Fernandez, V. (2011), "Alternative Estimators of Long-Range Dependence", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 15, 2, pp.1-33.
- Granger, C.W.J., Hyung, N. (2004), "Occasional Structural Breaks and Long Memory with an Application to the S&P 500 Absolute Stock Returns", *Journal of Empirical Finance*, 11, pp.399-421.
- Granger C. W. J & R. Joyeux. (1980), "An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing- J". *Time Series Anal*, 15-29.
- Haldrup, N., & Kruse, R. (2014), "Discriminating between Fractional Integration and Spurious Long Memory", (No. 2014-19), School of Economics and Management, University of Aarhus.

- Kellard, N., & Sarantis, N. (2008), "Can Exchange Rate Volatility Explain Persistence in the Forward Premium?", *Journal of Empirical Finance*, 15(4), pp.714-728
- Kim, J. W., Seo, B., & Leatham, D. J. (2010), "Structural Change in Stock Price Volatility of Asian Financial Markets", *Journal of Economic Research*, 15, pp. 1-27.
- Kumar, D. (2014). "Long Memory in the Volatility of Indian Financial Market: An Empirical Analysis Based on Indian Data". Anchor Academic Publishing.
- Lahiani, A., & Scaillet, O. (2009), "Testing for Threshold Effect in ARFIMA Models: Application to US Unemployment Rate data", *International Journal of Forecasting*, 25, 418-428.
- Lildholdt, P. (2000). "Long memory and ARFIMA Modeling", Aarhus.: University of Aarhus and Center for Dinamic Modelling in Economics.
- Mynhardt, H. R., Plastun, A., & Makarenko, I. (2014). "Behavior of Financial Markets Efficiency During the Financial Market Crisis: 2007-2009" (No. 58942).University Library of Munich, Germany.
- Ohanissian, A., Russell, J. R., & Tsay, R. S. (2008), "True or Spurious Long Memory? A New Test", *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(2), pp. 161-175.
- Olbermann, B. P., Lopes, S. R., & Reisen, V. A. (2006), "Invariance of the first difference in ARFIMA models", *Computational Statistics*, 21(3-4), pp. 445-461.
- Perron, P., & Qu, Z. (2007), "An Analytical Evaluation of the Log-periodogram Estimate in the Presence of Level Shifts and its Implications for Stock Returns Volatility", Working Paper: Boston University.
- Perron, P., & Qu, Z. (2010), "Long-memory and Level Shifts in the Volatility of Stock Market Return Indices", *Journal of Business & Economic Statistics*, 28(2), pp.275-290.
- Shimotsu, K. (2006), "Simple (but Effective) Tests of Long Memory Versus Structural Breaks", Working Paper, Department of Economics, Queen's University.
- Smith A., (2005), "Level Shifts and the Illusion of Long Memory in Economic Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics* 23, 3, pp.321-335.
- Weron, R.(2002), "Estimating Long-range Dependence: Finite Sample Properties and Confidence Intervals", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 312(1), 285-299.
- Xiu, J. Jin, Y.(2007), "Empirical Study of ARFIMA Model Based on Fractional Differencing", *Physica A*, 377, pp.138 – 154.

- Yalama, A., & Celik, S. (2013), "Real or Spurious Long Memory Characteristics of Volatility: Empirical Evidence from an Emerging Market", *Economic Modelling*, 30, pp.67-72.
- Yusof, F., Kane, I. L., & Yusop, Z. (2013), "Structural Break or Long Memory: an Empirical Survey on Daily Rainfall Data Sets Across Malaysia. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17(4), 1311-1318.

