

## حافظه بلندمدت و سطح انتقالها: کاربردی از آزمون GPH تعدیل

شده در بورس اوراق بهادار تهران

منصور کاشی<sup>۱</sup>

محمد دنیائی<sup>۲</sup>

روح الله احمدی<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۳/۳/۱

تاریخ دریافت: ۹۳/۱/۱۵

### چکیده

همواره یکی از دغدغه‌های پژوهشگران در بررسی سری زمانی اقتصاد-مالی وجود حافظه بلندمدت است و اینکه آیا حافظه بلندمدت مشاهده، تحت تاثیر ویژگی سطح انتقالها، سری می‌باشد یا خیر؟ برای دوری از حافظه بلندمدت جعلی که ممکن است ناشی از سطح انتقالها باشد روش‌های متفاوتی آزمون شده است که در مقاله حاضر به بررسی این امر با توجه به روش GPH تعدیل شده اسمیت (۲۰۰۵) در بازده و نوسان (شامل دو نگرش: ۱) بازده فیلتر شده توسط GARCH و ARMA-GARCH و ۲) استفاده از مربع بازده فیلتر شده توسط GARCH و مربع بازده (سری TEPIX، پرداخته می‌شود. نتایج بیانگر این است که حافظه بلندمدت در بازده سری TEPIX توسط GPH مورد قبول واقع می‌شود؛ اما آزمون روش GPH تعدیل شده (انتخاب پهنای باند دو روش GPH کلاسیک و GPH تعدیل شده بر اساس Plug-in و  $J = T^{1/4}$  می‌باشد) به رد وجود حافظه بلندمدت می‌انجامد. همچنین، با بررسی داده‌های نوسان با استفاده از نگرش اول، وجود حافظه بلندمدت توسط آزمون GPH اثبات می‌شود؛ اما GPH تعدیل شده وجود پدیده‌ی مذکور را رد می‌کند که در واقع بر تاثیر سطح انتقالها بر وجود حافظه بلندمدت تاکید دارد. با بررسی نگرش دوم در مورد نحوه‌ی استنباط نوسان، وجود حافظه بلندمدت توسط هر دو آزمون اثبات می‌شود که این امر به دنبال خود قابلیت بازار را در پیش بینی ممکن می‌داند و شکل ضعیف کارایی در بورس اوراق بهادار تهران را نقض می‌کند.

واژه‌های کلیدی: حافظه بلندمدت، GPH تعدیل شده، سطوح انتقال.

۱- کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی- مالی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران (نویسنده مسئول) Mansoor.kashi@gmail.com

۲- دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

۳- کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی- تحول، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

## ۱- مقدمه

در طی سال‌ها رفتار قیمت‌ها برای متخصصین اقتصاد- مالی نقش مهمی را ایفا می‌کند. در این حوزه بعضی از مطالعات اولیه از رفتار گام تصادفی قیمت‌ها حمایت کردند (Fama, 1965; Samuelson, 1965). طی پژوهش مندلبروت<sup>۱</sup> (۱۹۶۳) رفتار کسری در بازار سرمایه مشاهده شد. چنین رفتاری توسط حافظه بلندمدت<sup>۲</sup> و الگوهای غیر دوره ایی چرخشی<sup>۳</sup> توصیف شد. در واقع، حافظه بلندمدت به عنوان یکی از نواقص بازار کار مطرح گردید که بیان می‌کند سری‌های زمانی شاخص بازار سرمایه از فرآیند گشت تصادفی پیروی نمی‌کنند. از آنجا که حافظه بلندمدت موجب وابستگی بازده آینده دارایی با بازده‌های قبلی آن می‌شود، نشان دهنده وجود پارامتری قابل پیش بینی در دینامیک سری زمانی است. وجود این ویژگی دلیلی بر رد شکل ضعیف فرضیه کارایی بازار است. در این سطح از کارایی، قیمت‌های اوراق بهادار فقط اطلاعاتی را که در گذشته قیمت‌ها نهفته است منعکس می‌کنند و این اطلاعات بلافاصله در قیمت‌های جاری منعکس می‌شوند. با مطالعه روند تاریخی قیمت سهام، نمی‌توان روند آینده قیمت سهام را پیش بینی کرد؛ زیرا همه اطلاعات گذشته اثر خود را بر قیمت اوراق بهادار گذاشته و بر اساس تحلیل‌ها خرید و فروش صورت گرفته است. بنابراین، قیمت سهام به سطحی می‌رسد که در برگیرنده همه اطلاعات مفید منعکس در قیمت‌های گذشته سهام است. بنابراین قابلیت پیش بینی قیمت‌های سهام با استفاده از قیمت‌های گذشته امکان پذیر نیست. در صورتی که بازار سهام و قیمت اوراق بهادار دارای گشت تصادفی نباشد (پیش بینی بازده آینده دارایی با استفاده از بازده گذشته آن

ممکن باشد)، می‌توان قیمت سهام را پیش بینی نمود و به بازدهی مازاد دست یافت. در این صورت نمی‌توان انتظار داشت بازار کارایی لازم را داشته باشد. در چنین بازاری تخصیص منابع بهینه نخواهد بود و امکان استفاده از یک استراتژی سودگرایانه سودآور فراهم خواهد شد. وجود حافظه بلندمدت در بازده دارایی‌ها، بیانگر وجود خودهمبستگی میان مشاهدات با فاصله زمانی زیاد است. بنابراین، می‌توان از بازده‌های گذشته به منظور پیش بینی بازده آینده استفاده نمود (نیکومرام و دیگران، ۱۳۹۰). در این میان، زمانی که حافظه بلندمدت در سری زمانی تحت بررسی وجود داشته باشد، شیوه‌های تشخیص شکست ساختاری، یک یا چند نقطه شکست را گزارش می‌دهند. بطور مشابه، زمانی که فقط شکست‌های ساختاری در سری زمانی وجود داشته باشد، تکنیک‌های حافظه بلندمدت، اغلب وجود حافظه بلندمدت را نشان می‌دهند. بر این مبنا، در صورت قبول فرض اینکه، حافظه بلندمدت مشاهده شده در سری‌های زمانی، یک خطای ایجاد شده توسط سطح انتقال‌ها و یا شکست‌های ساختاری است، می‌توان گفت که شوک‌های نادر معدودی، ماندگاری خاص حافظه بلندمدت را القاء می‌کنند؛ در حالیکه، اکثر شوک‌ها به سرعت محو می‌شوند (در نقطه مقابل، در مدل حافظه بلندمدت، همه‌ی شوک‌ها ماندگاری یکسانی را دارا هستند). با توجه به آنچه شرح داده شد، تمایز بین حافظه بلندمدت و سطوح انتقال به‌طور چشمگیری می‌تواند تجزیه و تحلیل رویه و عملکرد پیش بینی سری‌های زمانی، بویژه سری‌های مالی را، بهبود بخشد. بر این اساس، هدف مطالعه‌ی حاضر، کاربرد روش GPH<sup>۴</sup> تعدیل شده اسمیت<sup>۵</sup> (۲۰۰۵) در بازده و نوسان (شامل دو نگرش: نگرش اول: بازده فیلتر شده توسط

هیدالگو و رایبسون<sup>۲۴</sup> (۱۹۹۶) اشاره بر این دارند که حافظه بلندمدت مشاهده شده در بسیاری از سری های زمانی، یک خطای ایجاد شده توسط سطح انتقال ها است. بنابراین، علت وجود تورش و یا اریب در تخمین حافظه بلندمدت را می توان در جستجوی ویژگی های فرایند حافظه بلندمدت مانند چگالی طیفی و کاهش بسیار آهسته هیپربولیکی تابع خودهمبستگی در وقفه های طولانی دانست؛ به طوری که، همین ویژگی ها را می توان در فرایندهای حافظه کوتاه مدت که تحت تاثیر گرایش ها یا شکست ساختاری هستند، یافت (Smith, 2005). بالطبع، این امر منجر به فرایند حافظه بلندمدت جعلی در سری زمانی خواهد شد. در ادامه به تعدادی از تحقیقات در این زمینه اشاره می شود.

لوبوتو و ساوین<sup>۲۵</sup> (۱۹۹۸) بررسی کردند که شواهد جعلی حافظه بلندمدت ممکن است به علت بازده نایستا و انباشتگی سری زمانی باشد. تیلور<sup>۲۶</sup> (۲۰۰۰) دریافت که اتخاذ حافظه بلندمدت اثر معناداری بر ساختار نوسان دارد. اوهانسیان و همکاران<sup>۲۷</sup> (۲۰۰۴) نشان دادند وقتی فرایند تولید داده حافظه بلندمدت جعلی باشد، استفاده از مدل حافظه کوتاه مدت یا مدل حافظه بلندمدت حقیقی، منجر به این می شود که اختیاریها<sup>۲۸</sup> کمتر از آنچه ارزش دارند، قیمت گذاری شوند. در مقابل، زمانی که فرایند تولید داده ها، حافظه بلندمدت حقیقی باشد، کاربرد مدل حافظه کوتاه مدت یا مدل حافظه بلندمدت جعلی منجر به قیمت گذاری بیش از آنچه اختیاریها ارزش دارند، خواهد شد. بلرسلو و رایت<sup>۲۹</sup> (۲۰۰۰) استنباط نمودند که درجه انباشتگی کسری (یا همان حافظه بلندمدت) نوسانات بازده درون روزی<sup>۳۰</sup> بی تورش هستند، در حالی مربع بازده روزانه دارای تورش بسیار کمی در زمینه تشخیص

GARCH, ARMA-GARCH و نگرش دوم استفاده از مربع بازده فیلتر شده توسط GARCH و مربع بازده ها) در جهت تشخیص حافظه بلندمدت شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) بدون تاثیر گذاری سطوح انتقال می باشد.

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

فرایند حافظه بلندمدت را می توان بصورت وابستگی مشاهدات به سبب کاهش هیپربولیکی<sup>۳۱</sup> تابع خود همبستگی<sup>۳۲</sup> یا با یک چگالی طیفی در فرکانس  $\lambda$  که متناسب است با  $\lambda^{-2d}$  در حالی که  $\lambda$  به صفر نزدیک می شود، تشخیص داد. به طوری که  $0 < d < 1$  نمایانگر پارامتر حافظه است. مدل های حافظه بلندمدت در واقع جایگاهی بین حافظه کوتاه مدت و خصوصیات ریشه واحد را در بردارد. از این رو، قابلیت افزون تری در جهت مدل سازی ماندگاری سری های زمانی را دارا می باشند.

در این راستا، تئوری های متفاوت و گسترده ای برای برآورد فرایندهای حافظه بلندمدت شکل گرفته اند که در میان آنها، می توان به مطالعات مندلبروت و والیس<sup>۳</sup> (۱۹۶۹)، گرنجر و جویکس<sup>۹</sup> (۱۹۸۰)، هاسکینگ<sup>۱۱</sup> (۱۹۸۱)، جووک و پورتر-هوداک<sup>۱۱</sup> (۱۹۸۳)، لو<sup>۱۲</sup> (۱۹۹۱)، سول<sup>۱۳</sup> (۱۹۹۲)، چونگ و دایبولد<sup>۱۴</sup> (۱۹۹۴)، رایبسون<sup>۱۵</sup> (۱۹۹۵)، انگل و اسمیت<sup>۱۶</sup> (۱۹۹۹) و دیتمن و گرنجر<sup>۱۷</sup> (۲۰۰۲) اشاره داشت که بیشتر تمرکز آنها بر آزمون و تخمین چنین مدل هایی بود و در این حوزه اخیراً، دورنیک و اوومس<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۳) رویه ی پایه راست نمایی<sup>۱۹</sup> را بهبود بخشیدند. هر چند که از جنبه دیگر، مطالعات لیو<sup>۲۰</sup> (۲۰۰۰)، گرنجر و دینگ<sup>۲۱</sup> (۱۹۹۶)، گرنجر و هیونگ<sup>۲۲</sup> (۱۹۹۹)، بریدت و هسو<sup>۲۳</sup> (۲۰۰۲)،

تقریبی یکسان و وجود حافظه بلندمدت در تمام دوره های زمانی تقسیم‌بندی شده به واسطه شکست های ساختاری وجود دارد و در نهایت استنباط نمودند که حافظه بازده TEPIX، بلندمدت و حقیقی است و بالطبع، نمی‌تواند تحت تاثیر شکست های ساختاری باشد.

در زمینه تحقیقات داخلی دیگر، عموم مطالعات به تشخیص یا مدلسازی فرایند حافظه بلندمدت در مطالعات خود تاکید نموده اند، بعنوان مثال، عرفانی (۱۳۸۷) وجود حافظه بلندمدت را با استفاده از سه روش DFA، کلاسیک R/S و MRS شاخص کل بورس اوراق بهادار ارزیابی کرد که نتایج هر سه آزمون وجود حافظه بلندمدت را تایید می‌کرد. وی در تحقیق دیگری در سال ۱۳۸۸، دقت پیش بینی مدل‌های ARFIMA را با مدل‌های ARIMA مقایسه کرد و به این نتیجه رسید که دقت مدل ARFIMA در پیش بینی شاخص بیشتر است. محمودی و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از روش های مختلف تخمین پارامتر  $d$  مانند R/S، GPH، MRS، EML، NLS، Whittle و Wavelet به برآورد حافظه بلندمدت در بازار های جهانی نفت پرداختند. کشاورز و صمدی (۱۳۸۸) نشان دادند که انجام پیش بینی در دوره‌ی خارج از دوره‌ی نمونه -ARFIMA FIGARCH با توزیع نرمال نسبت به توزیع Student-t دقیق‌ترین مدل بوده و نتایج بهتری را ارائه می‌دهد. در مطالعه شعرايي و ثنایی اعلم (۱۳۸۹)، مدل ARMA عملکرد بهتری برای پیش بینی بازده یک روز بعد شاخص نسبت به مدل هایی که حافظه بلند مدت را در نظر می‌گیرند نشان داد، اما در پیش بینی بازده شاخص برای دوره های هفتگی، ماهانه، فصلی و شش ماهه، مدل واریانس شرطی FIGARCH که حافظه بلند مدت واریانس

حافظه بلندمدت خواهند داشت. دیبولد و اینو<sup>۳۱</sup> (۲۰۰۱) پی بردند که نقاط شکست می‌تواند حافظه بلندمدت جعلی را القاء کند. به بیانی دیگر، آنها نشان دادند که سری های زمانی که فقط حاوی نقاط شکست هستند، می‌توانند با حافظه بلندمدت اشتباه گرفته شوند؛ به فرض اینکه احتمال وجود نقاط شکست با افزایش اندازه نمونه کاهش می‌یابد. ساکولیس و ذیوت<sup>۳۲</sup> (۲۰۰۱) شواهدی ارائه دادند که با تشخیص صحیح نقاط شکست چندگانه در میانگین، ماندگاری سری بطور اساسی کاهش می‌یابد. اسمیت (۲۰۰۵) در مطالعه‌ی خود با ارائه تخمین زن GPH تعدیل شده به این استدلال رسید که مدل حافظه کوتاه مدت با سطح انتقال ها باید به عنوان یک جایگزین<sup>۳۳</sup> برای حافظه بلندمدت مطرح شود. در مطالعه‌ی دیگر چوی و ذیوت<sup>۳۴</sup> (۲۰۰۷) به این مورد اشاره داشتند که خصوصیت حافظه بلندمدت در نوسان بازده توسط شکست‌های ساختاری قابل توضیح است. از سوی دیگر، دیپور و همکاران<sup>۳۵</sup> (۲۰۰۸) با کاربرد نوسانات تحقق یافته S&P100 گزارش دادند که سطح انتقال ها، علتی برای توصیف حافظه بلندمدت در داده ها نمی‌باشد. یالاما و دیگران<sup>۳۶</sup> (۲۰۱۱) با استفاده از بازده و نوسانات ISE-30 و کاربرد GPH تعدیل شده به این نتیجه رسیدند که حافظه بلندمدت در سری بازده قابل مشاهده نیست. اما با بررسی نوسانات، حافظه بلندمدت تشخیص داده شد و بر این استنباط رسیدند که سطح انتقال ها برعکس تاثیر آن بر بازده، عامل وجود حافظه بلندمدت نخواهد بود. مطالعه‌ی کاشی و دیگران (۱۳۹۲) از جنبه‌ی دیگر و با استفاده از نقاط شکست ساختاری و آزمون های حافظه بلندمدت نیمه پارامتریک و پارامتریک در میان نقاط زمانی شکست به این نتیجه رسیدند که الگوی آماری

$$A(L)(1-L)^d x_t = B(L)u_t$$

که  $B(L)=1-b_1L-\dots-b_pL^p$  و  $A(L)=1-a_1L-\dots-a_pL^p$  نمایانگر چند جمله ایی در عملگر وقفه  $L$  می باشند. همه های ریشه های  $A(L)$  و  $B(L)$  ایستا هستند و  $u_t$  متغیری تصادفی با توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس واحد فرض شده است در حالی که پارامتر  $d$  عددی حقیقی<sup>۳۹</sup> است به طوری که  $(1-L)^d$  نمایانگر پارامتر تفاضل گیری جزئی مدل می باشد که با استفاده از یک سری دو جمله ایی بصورت زیر قابل تجزیه است:

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

در صورتیکه  $d=0$  باشد، فرایند ARMA مورد خاصی از فرایند ARFIMA را نمایان می کند. اگر  $d \geq 1/2$  فرایند واریانس نایستا و نامتناهی خواهد بود و در جایی که  $d \leq 1/2$  باشد، واریانس ایستا و متناهی می باشد (Granger and Joyeux, 1980). در این رابطه برای تخمین پارامتر کسری  $d$  جوک و پورتر- هوداک (GPH) روش نیمه پارامتریک GPH را ارائه دادند. بر این اساس تخمین  $d$  برابر است با حداقل ضریب مربعات در رگرسیون لگاریتم دوره نگاشت  $(\log(f_j))$  بر  $H_j = -\log(2-2\cos(w_j)) \approx -\log w_j^2$  بواسطه  $y = 1, 2, \dots, J$  که  $w_j = 2\pi j/T$  می باشد. در اینجا  $T$  اندازه نمونه است و  $J < T$  خواهد بود (Smith, 2005). تخمین GPH به این صورت می باشد که:

شرطی را در نظر می گیرد، همواره پیش بینی های دقیق تری ارائه کرده است. سالارزهی و دیگران (۱۳۹۱) نیز نتیجه گرفتند که تفاوت عملکرد بهتر پیش بینی مدل حافظه بلندمدت ARFIMA برای بازده TEPIX نسبت به مدل ARIMA بسیار جزئی است. مصطفایی و سخابخش<sup>۳۷</sup> (۲۰۱۱) با استفاده از روش DFA حافظه بلند مدت را آزمون کرد و با اثبات حافظه بلند و استفاده از این مقدار آزمون در مدل ARFIMA به پیش بینی قیمت نفت اوپک پرداختند.

### ۳- روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، پژوهشی کاربردی است؛ زیرا به بررسی مشاهدات در سری زمانی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران در جهت استنباط صحیح حافظه بازده TEPIX می پردازد. همچنین، از جنبه اجرا و روش گردآوری داده ها، تحقیقی توصیفی- پیمایشی (از نوع مقطعی) می باشد. داده های مورد نیاز برای تجزیه و تحلیل موضوع، داده های شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران می باشد که مربوط به کلیه شرکت های پذیرفته شده در آن بوده و از نرم افزار ره آوردنوین برای بازه زمانی ۱۳۸۰/۰۱/۲۱ الی ۱۳۹۲/۰۷/۳۰ (شامل ۲۹۶۶ مشاهده)، استخراج گردید. برای تجزیه و تحلیل داده های پژوهش از نرم افزار Oxmetric و برنامه ایی که توسط اسمیت (۲۰۰۵) در محیط برنامه Gauss نوشته شده است، استفاده می شود<sup>۳۸</sup>.

#### ۳-۱- تحلیل آماری فرایند کسری

مدل ARFIMA توسط گرنجر و جویکس (۱۹۸۰) و هاسکینگ (۱۹۸۱) توسعه داده شد. مدل کلی فرایند کسری به صورت تعریف می شود:

انتقال‌ها است. بنابراین فرضیه اصلی بصورت زیر می‌باشد:

حافظه بلند مدت بورس اوراق بهادار تهران بدون تاثیر سطح انتقال‌ها است. در این جهت با توجه تعریف سری مورد بررسی، فرضیات زیر بررسی خواهد شد:

- بازده TEPIX بدون تاثیر سطح انتقال‌ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است.
- بازده TEPIX فیلتر شده توسط GARCH بدون تاثیر سطح انتقال‌ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است.
- بازده TEPIX فیلتر شده توسط ARMA-GARCH بدون تاثیر سطح انتقال‌ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است.
- مربع بازده TEPIX فیلتر شده توسط GARCH بدون تاثیر سطح انتقال‌ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است.
- مربع TEPIX بازده بدون تاثیر سطح انتقال‌ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است.

## ۵- نتایج پژوهش

### ۵-۱- ویژگی‌های آماری متغیر پژوهش

داده‌هایی که در پژوهش حاضر برای مدل‌سازی در بورس به کار برده شده است، شاخص قیمت بورس تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۰/۰۱/۲۱ الی ۱۳۹۲/۰۷/۳۰ بوده که شامل ۲۹۶۶ مشاهده می‌باشد. در این قسمت برای محاسبه بازده شاخص کل از لگاریتم درصد تغییرات  $\left( r_t = \log\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right) \times 100 \right)$  استفاده شده که  $p_t$  مقدار شاخص قیمت بورس در زمان  $t$  است. در تجزیه و تحلیل مقدماتی طبق جدول شماره ۱، آماره‌های چولگی و کشیدی اضافی نشان

که  $\hat{f}_j$  به دوره نگاشت ارزیابی شده در  $w_j$  متناسب می‌شود،  $f_j$  به طیف<sup>۴</sup> ارزیابی شده در  $w_j$  ارجاع داده شده است و

$$d_* = \frac{\sum_{j=1}^J (H_j - \bar{H}) \log f_j}{\sum_{j=1}^J (H_j - \bar{H})^2}$$

اسمیت (۲۰۰۵) تعدیلی در برابر تخمین زن GPH پیشنهاد داد که با اضافه کردن یک رگرسیون اضافی  $-\log(p^2 + \lambda^2)$  به رگرسیون GPH انجام می‌پذیرد. بر این مبنا، ارزیابی که توسط سطوح انتقال پیش می‌آید، کاهش پیدا می‌کند. نظر به اینکه  $p$  (سطح ماندگاری) نامشخص است، اسمیت (۲۰۰۵) یک تخمین زنی را که توسط  $p_T = kJ/T$  برای بعضی از مقادیر ثابت  $k > 0$  ایجاد می‌شود را استنتاج کرد و در این رابطه رگرسیون ذیل را اجرا نمود<sup>۴</sup>:

$$\log \hat{f}_j = \alpha + dH_j + \beta Z_{kj} + \hat{u}_j$$

که  $Z_{kj} = -\log\left(\frac{(kJ)^2}{T^2} + w_j^2\right)$  و  $H_j$  از

قبل تعریف شده است. در انتها تخمین زن GPH تعدیل شده اسمیت (۲۰۰۵) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{d}^k = d_*^k + (\tilde{H}'M_Z\tilde{H})^{-1} \tilde{H}'M_Z \log(\hat{f}/f)$$

که  $\tilde{H} = H - \bar{H}$ ،  $M_Z = -I \left( \tilde{Z}'\tilde{Z} \right)_k^{-1} \tilde{Z}'$ ،  $\bar{Z}_k = J^{-1} \sum_{j=1}^J Z_{kj}$  و  $\bar{H} = J^{-1} \sum_{j=1}^J H_j$  محاسبه شده از طریق طیف به جای دوره نگاشت اشاره دارد.

### ۴- فرضیات پژوهش

بنابر آنچه در بخش‌های قبل و بالاخص در هدف پژوهش حاضر ذکر شد، مقاله حاضر به دنبال بررسی صحیح حافظه بلندمدت بدون تاثیر سطح

مربع و بازده، تا وقفه ۲۰ همبستگی بسیار بالایی دارند. در این خصوص آماره ی  $Q_p(20)$  بشدت بالا می باشد که نشان دهنده ی نفوذ فراگیر تلاطم خوشه ای در بازار سرمایه است. همانطور که آزمون مربوط به نشانه های ARCH (آزمون ضرایب لاگراتز (LM))<sup>۴۴</sup> این ویژگی را مورد تایید قرار می دهد.

دهنده ی این مورد است که سری بازده، دارای توزیع دنباله پهن تر و راس بالاتری نسبت به توزیع نرمال می باشد. آنچنان که آماره جارک-برا (J-B)<sup>۴۲</sup> برای بازده لگاریتمی رد شدن فرض نرمال بودن توزیع بازده ها را در پی دارد.

جدول ۲- آزمون های ریشه واحد برای بازده TEPIX

مقادیر تخمین زده	آماره ها
***۹)۱۱,۵۱۲۸۷-	ADF
***۲۷)۴۳,۲۱۹۴۴-	PP
***۳۱)۰,۴۲۱۱۷۵	KPSS

توضیحات: ارزش حیاتی ۱٪ مکینان ۴۵ برای آزمون ADF و PP برابر با ۳,۴۳۵- است. برای آزمون KPSS ارزش حیاتی ۰,۷۳۹ برابر با سطح معنی داری ۱٪ می باشد. اعداد داخل پرانتز به ترتیب نمایانگر وقفه دوره ها و پهنای باند برای آماره ADF و آماره های PP و KPSS می باشد.

\*\*\* نشان دهنده ی رد معناداری فرض صفر آزمون ها در سطح معنی داری ۱٪ می باشد.

جدول ۱- آماره توصیفی بازده TEPIX

تعداد مشاهدات	۲۹۶۶
میانگین	۰,۱۰۷۵۴
انحراف معیار	۰,۶۳۴۸۴
چولگی	۰,۴۴۳۶۳**
کشیدگی اضافی	۸,۹۴۲۸**
مینیم	-۵,۴۵۰۳
ماکزیم	۵,۲۶۰۸
J-B	۹۹۷۷,۴**
$Q(20)$	۱۳۰۰,۰۷*
$Q_p(20)$	۵۱۰,۳۹۶*
ARCH (5)	۴۱,۶۴۰*

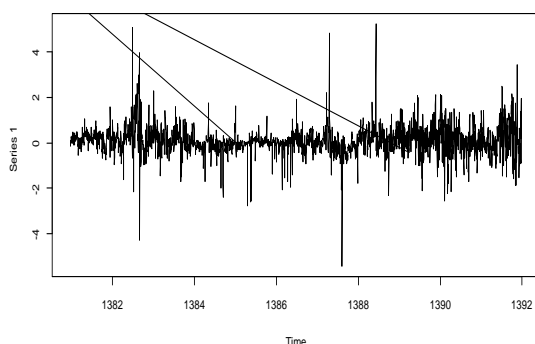
توضیحات: J-B ارزش آماره جارک- برا باقیمانده های بازده را نشان می دهد.  $Q(20)$  و  $Q_p(20)$  آماره آزمون باکس-پیرس را به ترتیب برای باقیمانده بازده و باقیمانده مربعات بازده تا مرتبه ۲۰ سریال همبستگی بیان می کنند. ARCH (5) نمایانگر آماره- تی شاخص آزمون ARCH می باشد.

\*\* و \* به ترتیب نشان دهنده ی رد معناداری فرض صفر آزمون ها در سطح معنی داری ۵٪ و ۱۰٪ می باشند.

همچنین با انجام آزمون های ایستایی (جدول شماره ۲) که توسط آماره دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)<sup>۴۶</sup>، آماره فیلیپس- پرون (PP)<sup>۴۷</sup>، آماره کوویت کووسکی- فیلیپس- اشمیت- شین (KPSS)<sup>۴۸</sup> در سطح معنی داری ۱٪ صورت گرفته، فرض صفر این سه آزمون (فرض صفر دو آزمون ADF و PP وجود ریشه واحد می باشد؛ در حالی که KPSS فرض صفر مبنی بر عدم وجود ریشه را دارا می باشد) رد می شود. طبق مطالعات بایلی و همکاران<sup>۴۹</sup> (۱۹۹۶)، رد شدن هر دو آماره PP و KPSS حاکی از این است که فرایند نه توسط I(0) و نه توسط I(1) توصیف می شود، بنابراین چنین فرایندی ممکن است توسط فرایند کسری جزئی بهتر توصیف شود.

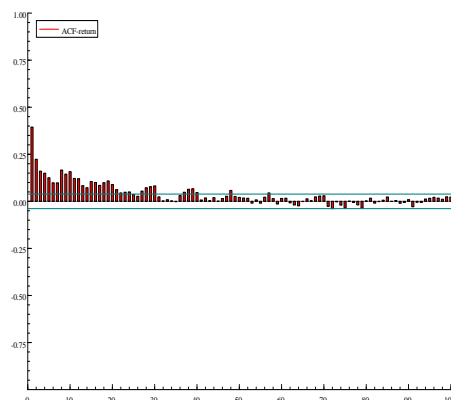
برای آزمون فرضیه صفر مبتنی بر نوفه ی سفید بودن  $r_t$  از آماره های باکس- پیرس<sup>۴۳</sup> باقیمانده های بازده  $Q(20)$  و مربع باقیمانده های بازده  $Q_p(20)$  استفاده می گردد که به ترتیب هر کدام دارای توزیع مجانبی و خی دو  $(\chi^2)$  با ۲۰ درجه آزادی می باشند. باقیمانده های بازده و مربع باقیمانده های بازده این آزمون برای در برداشتن فرایند I.I.D و مستقل، رد می شوند و از این رو، باقیمانده های

بنابر ادبیات موجود نشانگر وجود حافظه بلندمدت خواهد بود و از سوی دیگر خط سیری سری بازده TEPIX (شکل شماره ۲) وجود تغییرات میان بعضی رژیم‌ها را نمایان می‌سازد.



شکل شماره ۲: بازده TEPIX

بعلاوه، شکل شماره ۱ تابع خودهمبستگی TEPIX را نشان می‌دهد که کاهش خودهمبستگی درحالی‌که وقفه‌ها افزایش می‌یابد، خیلی کند می‌باشد و تا حد زیادی از ویژگی تابع هیپربولیک پیروی می‌کند که



شکل شماره ۱: تابع خودهمبستگی

معنادار نبودن آن‌ها نتایج قابل قبول نمی‌باشند. بنابراین شواهدی از وجود حافظه بلند مدت بدون تاثیر سطوح انتقال در بازده TEPIX یافت نشد. بعد از بررسی حافظه بلند مدت در سری بازده TEPIX، حافظه بلند مدت در نوسان سری مذکور بررسی خواهد شد. برای مثال لوبوتو و ساوین (۱۹۹۸) مربع بازده‌ها را بکار بردند، گرنجر و دینگ (۱۹۹۶) بازده مطلق و بریدت و دیگران<sup>۵</sup> (۱۹۹۸) لگاریتم مربع بازده‌ها را استفاده نمودند. در بسیاری از مطالعات هم از پسماندهای مدل‌های خانواده GARCH برای معرفی نوسان استفاده شده است.

## ۲-۵- نتایج تجربی

در این بخش نتایج GPH و GPH تعدیل شده را برای تخمین پارامتر  $d$  و برای متغیر بازده TEPIX در جدول شماره ۳ ارائه می‌گردد. اسمیت (۲۰۰۵) نشان داد که GPH تعدیل شده بهترین عملکرد خود را بواسطه  $k=3$  و  $J$  انتخاب شده به روش plug-in از خود بروز می‌دهد. اگر  $0 < d < 1/2$  باشد، می‌توان استنباط کرد که سری دارای حافظه بلند مدت است. آنچه از جدول ۳ نمایان است پارامترهای  $d$  تخمین GPH کلاسیک در محدوده ی صفر و  $1/2$  جا گرفته اند و در سطح ۰.۵. معنادار می‌باشند اما با وجود اینکه اکثر پارامترهای  $d$  تخمین GPH تعدیل شده بر اساس دو روش انتخاب پهنای باند Plug-in و  $J = T^{1/2}$  بین صفر و  $1/2$  قرار دارند، اما بر اساس



جدول ۳: تخمین مدل GPH و اصلاح شده برای بازده TEPIX

	GPH	Modified GPH		
		K=2	k=3	k=4
انتخاب پهنای باند (J) بر اساس روش Plug-in	** ۰,۲۰۷۵ (۰,۰۹۷۴۸) ]۲,۱۲۹[	-۰,۰۱۷۸۳ (۰,۱۹۴۳) [-۰,۰۹۱۷۹]	۰,۰۴۵۳۴ (۰,۱۶۰۳) [۰,۲۸۲۸]	۰,۱۶۰۱ (۰,۱۳۹۹) [۱,۱۴۵]
$J = T^{1/2} = 54$ انتخاب پهنای باند (J) بر اساس	** ۰,۲۱۳۲ (۰,۰۹۸۵۲) ]۲,۱۶۴[	۰,۰۴۴۲ (۰,۲۳۵۴) ]۰,۱۸۷۸[	۰,۰۵۶۲۱ (۰,۲۰۵۹) ]۰,۲۷۳[	۰,۰۶۷۱۷ (۰,۱۹۱۳) ]۰,۳۵۱۱[

توضیحات: جدول شامل تخمین d توسط GPH و اصلاح شده اسمیت (۲۰۰۵) با خطای استاندارد ( ) و [ ] t-value که به ترتیب در زیر تخمین d قرار گرفته اند، می باشد.

\*\*\* نشان دهنده معناداری در سطح ۱٪، \*\* نمایانگر معناداری در سطح ۵٪ و \* ارائه دهنده معناداری در سطح ۱۰٪ می باشد.

پیرو اسمیت (۲۰۰۵)، لها  $(J=1,2,3,\dots,m)$  بر اساس روش Plug-in هورویچ و دئو ۵۱ (۱۹۹۹) انتخاب شده است، به طوریکه برای GPH این مقدار برابر با ۵۵ و برای GPH تعدیل شده به ترتیب مقادیر k برابر با ۱۰۳، ۱۱۴ و ۱۲۸ می باشند.

K نمایانگر سنجش مدرج از ۱ الی ۵ است که سه ارزش متفاوت ۲، ۳ و ۴ برای k اختیار شده است.

انتقال بر وجود حافظه بلندمدت تاکید دارد. جدول شماره ۵ که به بررسی نگرش دوم نوسان (مربع بازده فیلتر شده توسط GARCH و مربع بازده TEPIX) می پردازد، وجود حافظه بلندمدت توسط هر دو آزمون را اثبات می کند. نتایج (جدول ۵) نشان می دهد که مقادیر آزمون GPH تعدیل شده در تمام ارزش های انتخاب شده k بیشتر از مقدار GPH کلاسیک می باشد و طبق یافته های اسمیت (۲۰۰۵) می توان بیان کرد که سطوح انتقال علت حافظه بلندمدت در پژوهش مذکور نمی باشد. با توجه به نتایج بدست آمده از جدول ۵ می توان وجود حافظه بلندمدت را به قطعیت و بدون اثرگذاری سطوح انتقال اثبات کرد.

برای معرفی نوسان از دو نگرش ذیل بهره گرفته می شود: نگرش اول، شامل بازده فیلتر شده توسط GARCH و ARMA-GARCH می باشد و نگرش دوم استفاده از مربع بازده فیلتر شده توسط GARCH و مربع بازده ها را در بر خواهد گرفت. آنچه از جدول شماره ۴ نمایان است بررسی داده های نوسان با استفاده از نگرش اول و با کاربرد بازده فیلتر شده توسط GARCH دقیقاً همان نتیجه تخمین مدل GPH و اصلاح شده برای بازده TEPIX که در جدول ۳ ارائه شده است را می دهد و این نکته را آشکار می کند که فیلتر کردن بازده TEPIX از طریق واریانس شرطی، دلالتی بر تغییر استنباط از حافظه بلندمدت ایجاد نخواهد کرد. به علاوه، جدول ۴ نیز پسماندهای ARMA-GARCH را بررسی می کند که نتایج وجود حافظه بلندمدت را توسط آزمون GPH را تایید اما GPH تعدیل شده وجود پدیده مذکور را رد می کند که در واقع بر تاثیر سطوح

جدول ۴: تخمین مدل GPH و GPH اصلاح شده برای نوسان: نگرش اول

(بازده فیلتر شده توسط GARCH و ARMA-GARCH)

	بازده فیلتر شده توسط GARCH(1,1)				ARMA-GARCH(1,1) بازده فیلتر شده توسط			
	GPH	Modified GPH			GPH	Modified GPH		
		K=2	k=3	k=4		K=2	k=3	k=4
انتخاب پهنای باند (J) بر اساس روش Plug-in	***۰,۲۰۷۵ (۰,۰۹۷۴۸) ]۲,۱۲۹[	-۰,۰۱۷۸۳ (۰,۱۹۴۳) [-۰,۰۹۱۷۹[	۰,۰۴۵۳۴ (۰,۱۶۰۳) [۰,۲۸۲۸]	۰,۱۶۰۱ (۰,۱۳۹۹) [۱,۱۴۵]	***۰,۲۰۷۷ (۰,۰۹۴۵۳) ]۲,۱۹۸[	۰,۰۲۶۷۲ (۰,۱۸۷۳) ]۰,۱۴۲۷[	۰,۰۹۴۴۶ (۰,۱۵۴۶) ]۰,۶۱۰۸[	۰,۱۹۵۵ (۰,۱۳۵۳) ]۱,۴۴۵[
انتخاب پهنای باند (J) بر اساس $J = T^{1/2} = 54$	** ۰,۲۱۳۲ (۰,۰۹۸۵۲) ]۲,۱۶۴[	۰,۰۴۴۲ (۰,۲۳۵۴) ]۰,۱۸۷۸[	۰,۰۵۶۲۱ (۰,۲۰۵۹) ]۰,۲۷۳[	۰,۰۶۷۱۷ (۰,۱۹۱۳) ]۰,۳۵۱۱[	** ۰,۲۱۱۳ (۰,۰۹۸۵۲) ]۲,۱۴۴[	۰,۰۵۲۱۵ (۰,۲۳۵۴) ]۰,۲۲۱۶[	۰,۰۶۳۶۸ (۰,۲۰۵۹) ]۰,۳۰۳۹[	۰,۰۷۴۴ (۰,۱۹۱۳) ]۰,۳۸۸۹[

توضیحات: جدول شامل تخمین d توسط GPH و GPH اصلاح شده اسمیت (۲۰۰۵) با خطای استاندارد () و [t-value] که به ترتیب در زیر تخمین d قرار گرفته اند، می باشد.

\*\*\* نشان دهنده معناداری در سطح ۱٪، \*\* نمایانگر معناداری در سطح ۵٪ و \* ارائه دهنده معناداری در سطح ۱۰٪ می باشد.

پیرو اسمیت (۲۰۰۵)، لها ( $J = 1, 2, 3, \dots, m$ ) بر اساس روش Plug-in هورویچ و دئو (۱۹۹۹) انتخاب شده است، به طوری که برای GPH این مقدار برابر با ۵۸ و برای GPH تعدیل شده به ترتیب مقادیر k برابر با ۱۰۹، ۱۲۱ و ۱۳۵ می باشند.

K نمایانگر سنجش مدرج از ۱ الی ۵ است که سه ارزش متفاوت ۲، ۳ و ۴ برای k اختیار شده است.

جدول ۵: تخمین مدل GPH و GPH اصلاح شده برای نوسان: نگرش دوم

(مربع بازده فیلتر شده توسط GARCH و مربع بازده TEPIX)

	مربع بازده فیلتر شده توسط GARCH(1,1)				مربع بازده TEPIX			
	GPH	Modified GPH			GPH	Modified GPH		
		K=2	k=3	k=4		K=2	k=3	k=4
انتخاب پهنای باند (J) بر اساس روش Plug-in	***۰,۱۸۳۹ (۰,۰۴۰۲) ]۴,۵۷۵[	***۰,۲۵۰۷ (۰,۰۷۱۸۷) ]۳,۴۸۸[	***۰,۲۱۱۲ (۰,۰۶۱۱۸) ]۳,۴۵۳[	***۰,۲۰۳۷ (۰,۰۵۴۴۸) ]۳,۷۳۹[	***۰,۱۸۵۴ (۰,۰۴۰۲) ]۴,۶۱۲[	***۰,۲۵۷۵ (۰,۰۷۱۸۷) ]۳,۵۸۳[	***۰,۲۱۹۲ (۰,۰۶۱۱۸) ]۳,۵۸۴[	***۰,۲۰۷۸ (۰,۰۵۴۴۸) ]۳,۸۱۵[
انتخاب پهنای باند (J) بر اساس $J = T^{1/2} = 54$	***۰,۳۹۱۹ (۰,۰۹۸۵۲) ]۳,۹۷۷[	۰,۱۵۳۵ (۰,۲۳۵۴) ]۰,۶۵۲۳[	۰,۱۸۸۲ (۰,۲۰۵۹) ]۰,۹۱۴۲[	۰,۲۰۴۴ (۰,۱۹۱۳) ]۱,۰۶۸[	***۰,۳۹۳۸ (۰,۰۹۸۵۲) ]۳,۹۸۸[	۰,۱۷۴۳ (۰,۲۳۵۴) ]۰,۷۴۰۶[	۰,۲۰۶۶ (۰,۲۰۵۹) ]۱,۰۰۳[	۰,۲۲۱۵ (۰,۱۹۱۳) ]۱,۱۵۸[

توضیحات: جدول شامل تخمین d توسط GPH و GPH اصلاح شده اسمیت (۲۰۰۵) با خطای استاندارد () و [t-value] که به ترتیب در زیر تخمین d قرار گرفته اند، می باشد.

\*\*\* نشان دهنده معناداری در سطح معناداری ۱٪، \*\* نمایانگر معناداری در سطح ۵٪ و \* ارائه دهنده معناداری در سطح ۱۰٪ می باشد.

پیرو اسمیت (۲۰۰۵)، لها ( $J = 1, 2, 3, \dots, m$ ) بر اساس روش Plug-in هورویچ و دئو (۱۹۹۹) انتخاب شده است، به طوری که برای GPH این مقدار برابر با ۲۷۷ و برای GPH تعدیل شده به ترتیب مقادیر k برابر با ۵۲۰، ۵۷۸ و ۶۵۴ می باشند.

K نمایانگر سنجش مدرج از ۱ الی ۵ است که سه ارزش متفاوت ۲، ۳ و ۴ برای k اختیار شده است.

## ۶- نتیجه گیری و بحث

یکی از مهمترین تئوری هایی که در زمینه سرمایه گذاری مطرح شده است، تئوری کارایی بازار سرمایه می باشد. منظور از کارایی به طور خاص که در اینجا مطرح می شود، اشاره به این مساله است که تا چه میزان بازار در تعیین قیمت اوراق بهادار موفق عمل کرده است. موفق بودن بازار به این معنی است که قیمت ها به طور پیوسته منعکس کننده اطلاعات جدید باشند و اطلاعات نیز مجموعه ای از داده ها است که مربوط به شرکت ها و اوراق بهادار آن ها می باشد و قیمت ها در بازار کارا باید تاثیرپذیر از این اطلاعات باشند. در این جهت مدل های بسیاری برای ارزیابی کارایی بازار سرمایه شکل گرفته اند که مدل های حافظه بلندمدت نقش بسزایی در تحلیل این امر ایفا می کنند. در واقع فرایندهای حافظه بلندمدت، وابستگی معناداری را بین مشاهدات در فواصل بسیار دور و مجزا از هم باعث خواهد شد که بالطبع، مشاهدات مستقل از هم نبوده، همبستگی بین آنها وجود داشته و مشاهدات گذشته به پیش بینی داده ها کمک خواهند کرد. در این میان حافظه بلندمدت مشاهده شده در سری های زمانی ممکن است یک خطای ایجاد شده توسط سطوح انتقال باشد و یا به عبارتی شوک های نادر معدودی، ماندگاری خاص حافظه بلندمدت را القاء کنند. از این رو هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تاثیر و یا عدم تاثیر حافظه بلندمدت از سطوح انتقال می باشد. بطوریکه فرضیات ذیل شکل می گیرد: بازده TEPIX بدون تاثیر سطح انتقال ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است؛ بازده TEPIX فیلتر شده توسط GARCH بدون تاثیر سطح انتقال ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است؛ بازده

TEPIX فیلتر شده توسط ARMA-GARCH بدون تاثیر سطح انتقال ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است؛ مربع بازده TEPIX فیلتر شده توسط GARCH بدون تاثیر سطح انتقال ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است و مربع TEPIX بازده بدون تاثیر سطح انتقال ها دارای خصوصیت حافظه بلندمدت است. آنچه ابتدأ از نتایج نمایان شد، خصوصیت حافظه بلندمدت در بازده TEPIX یافت نشد. با بررسی حافظه بلندمدت در نوسان که توسط بازده فیلتر شده توسط GARCH و ARMA- GARCH بدست آمد، نشان از این دارد که با وجود فیلتر کردن داده ها از طریق واریانس شرطی آزمون GPH تعدیل شده اسمیت (۲۰۰۵) وجود چنین خصوصیتی را رد می کند که بر تاثیر سطح انتقال ها بر وجود حافظه بلندمدت دلالت دارد. در ادامه بررسی حافظه بلندمدت در نوسان که توسط نگرشی دیگر و با استفاده از داده های مربع بازده فیلتر شده توسط GARCH و مربع بازده TEPIX تهیه شد، وجود حافظه بلندمدت توسط آزمون های GPH کلاسیک و GPH تعدیل شده تایید شد و با توجه به این مورد که مقادیر آزمون GPH تعدیل شده در تمام ارزش های انتخاب شده k بیشتر از مقدار GPH کلاسیک است، طبق یافته های اسمیت (۲۰۰۵) می توان بیان کرد، سطوح انتقال علت حافظه بلندمدت برای نوسان مذکور نمی باشد. بر این اساس می توان چنین استنباط کرد که با مربع نمودن بازده و یا پسماندهای مدل GARCH حافظه بلندمدت شکل گرفته در این نوع از نوسان، از سطوح انتقال بی تاثیر است و اینکه سرمایه گذاران در بازار اوراق بهادار تهران (با دلالت بر مربع بازده فیلتر شده توسط GARCH و مربع بازده TEPIX)، گرایش به عکس العمل آهسته و تدریجی نسبت به ورود

## فهرست منابع

- اطلاعات جدید دارند؛ که این امر طبق فرایند شرطی در بازار خواهد بود. بنابراین به نظر می‌رسد که بازار اوراق بهادار تهران نمی‌تواند به عنوان بازار کارا از لحاظ سرعت انتقال اطلاعات بررسی شود. از این رو، امکان کسب سودهای غیرعادی بابت در چنین بازاری وجود دارد و پیرو این نتیجه، فرض شکل ضعیف کارایی بازار نیز نقض خواهد شد. این امر به دنبال خود قابلیت بازار را در پیش بینی ممکن می‌داند و شکل ضعیف کارایی در بورس اوراق بهادار تهران را نقض می‌کند. در ادامه نتایج، این تحقیق را می‌توان در راستای مطالعه‌ی یالما و دیگران (۲۰۱۱) که با استفاده از متغیرهای بازده و نوسان شاخص ISE-30 به بررسی حافظه بلندمدت بدون تاثیر سطح انتقال ها پرداختند، دانست. همچنین مطالعه دیپور و همکاران<sup>۵۲</sup> (۲۰۰۸) با کاربرد نوسان داده‌ها به بررسی چنین امری پرداختند، نشان داد که سطح انتقال ها، علتی برای توصیف حافظه بلندمدت در داده‌ها نمی‌باشد. با بررسی بازده TEPIX و با در نظر گرفتن متغیر مذکور در مطالعات لیو (۲۰۰۰)، گرنجر و دینگ (۱۹۹۶)، گرنجر و هیونگ (۱۹۹۹)، بریدت و هسو (۲۰۰۲) و هیدالگو و رابینسون (۱۹۹۶) استنباط آنان بر این است که حافظه بلندمدت مشاهده شده در سری زمانی، یک خطای ایجاد شده توسط سطح انتقال هاست و هم راستا با نتایج تحقیق حاضر می‌باشد. در انتها و از مقایسه پژوهش حاضر با مطالعه‌ی کاشی و دیگران (۱۳۹۲) که در عوض سطح انتقال‌ها به نقاط شکست‌های ساختاری در بازده TEPIX توجه نمودند، می‌توان نتیجه گرفت که وجود شکست‌های ساختاری، بالعکس سطح انتقال‌ها، علت وجودی حافظه بلندمدت در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۰/۰۹/۰۴ تا ۱۳۹۱/۱۲/۲۸ بازده TEPIX نخواهد بود.
- \* سالارزهی، حبیب‌الله، کاشی، منصور، حسینی، سیدحسین و دنیایی، محمد. (۱۳۹۱). مقایسه کارآمدی مدل‌های ARIMA و ARFIMA برای مدل‌سازی و پیش‌بینی شاخص قیمت تهران (TEPIX). فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، سال اول، شماره ۲، صص ۶۳-۳۵.
- \* شعراپی، سعید و ثنائی اعلم، محسن. (۱۳۸۹). بررسی وجود حافظه بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران و ارزیابی مدل‌هایی که حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرند، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره ۶، صص ۱۸۶-۱۷۳.
- \* عرفانی، علیرضا. (۱۳۸۷). بررسی حافظه‌ی بلندمدت بودن شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، سال هشتم، شماره ۲۸، صص ۹۲-۷۷.
- \* عرفانی، علیرضا. (۱۳۸۸). پیش‌بینی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با مدل ARFIMA، تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، سال ۴۴، شماره ۸۶، صص ۱۶۳-۱۸۰.
- \* کاشی، منصور، فلاح شمس، میرفیض و دنیایی، محمد. (۱۳۹۲). کاربردی از مدل‌های حافظه بلندمدت و شکست ساختاری با استفاده از رویکرد کمی، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۱۶، صص ۵۰-۲۳.
- \* کشاورز حداد، غلامرضا و صمدی، باقر. (۱۳۸۸). برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازده در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH، تحقیقات اقتصادی

- fractionally integrated processes, *Journal of Econometrics*, 110(2): 113-133.
- \* Doornik J.A. and Ooms, M. (2003). Computational aspects of maximum likelihood estimation of autoregressive fractionally integrated moving average models, *Computational Statistics & Data Analysis*, 42(3): 333-348.
- \* Engle, R.F. and Smith, A.D. (1999). Stochastic permanent breaks. *Review of Economics and Statistics*, 81(4): 553-574.
- \* Fama, E. F. (1965). The behavior of stock market prices, *Journal of Business*, 38(1): 34-105
- \* Geweke, J. and Porter-Hudak, S. (1983). The Test and Application of Long memory Time Series Models, *Journal of Time Series Analysis*, 4(4): 221-238.
- \* Granger, C.W.J. and Ding. (1996). Varieties of Long Memory Models, *Journal of Econometrics*, 73: 61-77.
- \* Granger, C.W.J. and Hyung, N. (1999). Occasional Structural Breaks and Long Memory, Discussion Paper 99-14, Department of Economics, University of California, San Diego.
- \* Granger, C. W. J. and Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing, *Journal of Time Series Analysis*, 1(1): 15-29.
- \* Hidalgo, J. and Robinson, P.M. (1996). Testing for Structural Change in a Long Memory Environment, *Journal of Econometrics*, 70: 159-174.
- \* Hosking, J. R. M. (1981). Fractional Differencing, *Biometrika*: 68(1): 165-176
- \* Hurvich, C.M. and Deo, R. (1999). Plug-in Selection of the Number of Frequencies in Regression Estimates of the Memory Parameter of a Long Memory Time Series, *J. Time Series Analysis*, 20(3): 331-341.
- \* Liu, M. (2000). Modeling Long Memory in Stock Market Volatility, *Journal of Econometrics*, 99: 139-171.
- \* Lo, A.W. (1991). Long-Term Memory in Stock Market Volatility, *Journal of Econometrica*, 59(5): 1279-1313.
- \* Lobato, I.N. and Savin, N.E. (1998). Real and Spurious Long Memory Properties of Stock Market Data, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16: 261-268.
- \* Mandelbrot, B.B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices, *Journal of Business*, 36: 394-419
- دانشگاه تهران، سال ۴۴، شماره ۸۶، صص ۱۹۳-۲۳۵
- \* محمودی، وحید، محمدی، شاپور و چیت سازان، هستی. (۱۳۸۹). بررسی روند حافظه بلندمدت در بازار های جهانی نفت، تحقیقات مدل سازی اقتصادی، سال ۱، شماره ۱، صص ۲۹-۴۸.
- \* نیکومرام، هاشم. سعیدی، علی و عنبرستانی، مرجان. (۱۳۹۰)، بررسی حافظه بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره نهم، صص ۶۳-۴۷
- \* Baillie, R., Bollerslev, T. and Mikkelsen, H. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 74 (1): 3-30
- \* Breidt, F.J. and Hsu, N.J. (2002). A Class of Nearly Long-Memory Time Series Models, *International Journal of Forecasting*, 18: 265-281.
- \* Bollerslev, T. and Wright J. H. (2000). Semiparametric estimation of long memory volatility dependencies: the role of high frequency data. *Journal of Econometrics*, 106: 81-98
- \* Cheung, Y.W. and Diebold, F.X. (1994). On maximum likelihood estimation of the difference parameter of fractionally integrated noise with unknown mean, *Journal of Econometrics*, 62(2): 301-316.
- \* Choi, K., and Zivot, E. (2007). Long Memory and Structural Changes in the Forward Discount: An Empirical Investigation, *Journal of International Money and Finance*, 26: 342-363.
- \* De Pooter, M., Martens, M. and van Dijk, D. (2008). Predicting the daily covariance matrix of S&P100 stocks using intraday data-but which frequency to use?, *Econometric Reviews*, 27 (1-3)
- \* Diebold, F.X. and Inoue, A. (2001). Long Memory and Regime Switching, *Journal of Econometrics*, 101: 131-159.
- \* Dittman, I. and Granger, C.W.J. (2002). Properties of nonlinear transformations of

4 Geweke & Porter-Hodak  
 5 Smith  
 6 Hyperbolically  
 7 Autocorrelation  
 8 Mandelbrot & Wallis  
 9 Granger & Joyeux  
 10 Hosking  
 11 Geweke & Porter-Hodak  
 12 Lo  
 13 Sowell  
 14 Cheung & Diebold  
 15 Robinson  
 16 Engle & Smith  
 17 Dittman & Garanger  
 18 Doornik & Ooms  
 19 likelihood based  
 20 Liu  
 21 Granger and Ding  
 22 Granger and Hyung  
 23 Breidt and Hsu  
 24 Hidalgo and Robinson  
 25 Lobato and Savin  
 26 Taylor  
 27 Ohanissian et al  
 28 Options  
 29 Bollerslev and Wright  
 30 intraday  
 31 Diebold and Inoue  
 32 Sakoulis and Zivot  
 33 Alternative  
 34 Choi and Zivot.  
 35 de Pooter et al  
 36 Yalama et al  
 37 Mostafaei and Sakhabakhsh  
 38 . برای دسترسی به این کد به آدرس زیر مراجعه کنید:  
<http://agecon.ucdavis.edu/people/faculty/aaron-smith/docs/modGPH.gau>  
 39 Real number  
 40 spectrum  
 41 . برای جزئیات بیشتر در مورد تخمین زن GPH تعدیل شده اسمیت (۲۰۰۵) به مقاله ذیل مراجعه کنید:  
 Level Shifts and the Illusion of Long Memory in Economic Time Series  
 42 Jarque-Bera  
 43 Box-Pierce  
 44 Lagrange multiplier  
 45 Mackinnon  
 46 Augmented Dickey-Fuller  
 47 Phillips & Perron  
 48 Kwiatkowski, Philips, Schmidt, Shin  
 49 Baillie & et al  
 50 Breidt & et al  
 51 Hurvich and Deo  
 52 de Pooter & et al

\* Mandelbrot, B. B. and Wallis, J. R. (1969). Computer Experiments with Fractional Gaussian Noises. Parts 1, 2, 3, Water Resources Research, 5(1): 967-988.  
 \* Mostafaei, H. and Sakhabakhsh, L. (2011). Modelling and Forecasting of OPEC Oil Prices With ARFIMA Model, INTERNATIONAL JOURNAL OF ACADEMIC RESEARCH, 3(1).  
 \* Ohanissian, A., Russell, J.R. and Tsay, R.S. (2004). True or spurious long memory in volatility: does it matter for pricing options?, Unpublished Manuscript. Graduate School of Business, University of Chicago  
 \* Robinson, P. M. (1995). Log-periodogram regression of time series with long range dependence, The Annals of Statistics, 23(3): 1048-1072.  
 \* Sakoulis, G., Zivot, E. (2001). Time variation and structural change in the forward discount: Implications for the forward rate unbiasedness hypothesis, Working Paper, Department of Economics, University of Washington.  
 \* Samuelson, P. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly, Industrial Management Review, 6(2):41-49  
 \* Smith, A. (2005). Level Shifts and the Illusion of Long Memory in Economic Time Series, Journal of Business and Economic Statistics, 23 (3): 321-335  
 \* Sowell, F. (1992). Maximum Likelihood Test of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models, Journal of Econometrics, 53(1): 165-188.  
 \* Taylor, S.J. (2000). Consequences for option pricing of a long memory in volatility, Unpub-lished Manuscript, Department of Accounting and Finance, Lancaster University.  
 Yalama, F., Celik, S. and Sevil, A. (2011). Long Memory in Stock Markets: Empirical Study on Spot and Future Markets in Turkey, Academic and Business Research Institute International Conference, International Conference-Las Vegas.

یادداشت‌ها

- 1 Mandelbrot  
 2 Long memory  
 3 Non periodic cyclical patterns