

فصلنامه حسابداری سلامت، سال دوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (6)، زمستان 1392، صص. 78-96.

بررسی حافظه درازمدت شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران (مطالعه موردی: صنعت داروسازی)

دکتر سید محمود موسوی شیری¹، سید حسام وقفی^{2*}، مهناز آهنگری³
تاریخ دریافت: 1392/08/01 تاریخ اصلاح نهایی: 1393/04/23 تاریخ پذیرش: 1393/09/10

چکیده

مقدمه: پژوهش حاضر دو هدف را دنبال می‌کند: اول، بررسی وجود حافظه درازمدت در شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران، و دوم، ارزیابی دقت پیش‌بینی الگوهای که حافظه درازمدت شاخص کل قیمت این صنعت را در نظر می‌گیرد.

روش پژوهش: در این پژوهش از روش‌های بیشینه درست‌نمایی، وایتل، جی. پی. اچ و اسپریو برای برآورد عامل انباشتگی کسری (حافظه بازار) استفاده شده است. در ابتدا، از بین چهار روش ذکر شده‌ی قبلی، دو روش بیشینه درست‌نمایی و وایتل توانستند بهترین الگوی ARFIMA را به داده‌ها برازش کنند. سپس، با استفاده از آماره‌ها و معیارهای انتخاب بهترین الگو، الگوی به‌دست آمده با روش بیشینه درست‌نمایی به عنوان بهترین روش برآورد انتخاب شد.

یافته‌ها: شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه با دامنه درازمدت است و بهترین الگو برای پیش‌بینی شاخص کل قیمت صنعت داروسازی الگوی $ARFIMA(1,0.13,1)$ است.

نتیجه‌گیری: با اطمینان بالایی می‌توان ادعا کرد که سری زمانی شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه درازمدت است. وجود این ویژگی، دلیلی بر رد شکل ضعیف فرضیه کارایی بازار است. مطابق فرضیه بازار کارا، قیمت دارایی‌ها نباید با استفاده از داده‌های گذشته قابل پیش‌بینی باشد. وجود حافظه درازمدت در شاخص کل قیمت صنعت داروسازی، بیانگر وجود خودهمبستگی میان مشاهدات با فاصله زمانی زیاد است. بنابراین، می‌توان از شاخص‌های گذشته به منظور پیش‌بینی شاخص‌های آینده استفاده کرد که این امر امکان استفاده از راهبردی سوداگرایانه را فراهم می‌کند.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی شاخص کل قیمت صنعت دارو، عامل انباشتگی کسری (حافظه بازار)، روش ARFIMA.

1. دانشیار حسابداری، عضو هیأت علمی دانشگاه پیام نور.

2. مربی حسابداری، عضو هیأت علمی دانشگاه پیام نور.

3. دانشجوی دکترای حسابداری دانشگاه تهران، مدرس دانشگاه پیام نور.

* نویسنده مسئول؛ رایانامه: h.vaghfi2012@gmail.com

مقدمه

سرانجام، از آنجا که حافظه درازمدت موجب وابستگی بازده آینده دارایی با بازده های قبلی آن می شود، نشان دهنده وجود عاملی قابل پیش بینی در پویایی سری زمانی است. وجود این ویژگی، دلیلی بر رد شکل ضعیف فرضیه کارایی بازار است. مطابق فرضیه بازار کارا، قیمت دارایی ها نباید با استفاده از داده های گذشته قابل پیش بینی باشد. وجود حافظه درازمدت در بازده دارایی ها، بیانگر وجود خودهمبستگی میان مشاهدات با فاصله زمانی زیاد است. بنابراین، می توان از بازده های گذشته به منظور پیش بینی بازده آینده استفاده کرد که این امر امکان استفاده از راهبرد سودگرایانه سودآور را فراهم می کند (2).

دارو کالایی راهبردی و سودآور است که همواره با نظارت دولت ها تهیه و توزیع می شود. در کشور پهناور ایران با جمعیت 76 میلیون و 625 هزار نفری فعلی آن، در حال حاضر 68 کارخانه داروسازی به تولید انواع محصولات دارویی اهتمام دارند. ایران از لحاظ مصرف دارو جزء 10 کشور اول دنیا است. شناسایی برترین شرکت های داروسازی ایران و مهم ترین شاخص های مالی ارزیابی این شرکت ها امری ضروری به نظر می رسد که به بهبود وضع موجود شرکت های داروسازی و شناخت رقبای اصلی و رعایت حداقل های لازم برای بقاء منجر می شود (3).

بیان مسأله

هرچند از الگوهای حافظه ی درازمدت از حدود

امروزه به دلیل گسترش فعالیت های اقتصادی، بازارهای مالی و رونق سرمایه گذاری در بازارهای سرمایه بویژه بورس اوراق بهادار به وسیله اشخاص حقیقی و حقوقی، دسترسی به اطلاعات درست و به موقع و تحلیل دقیق و واقع بینانه آن، مهم ترین ابزار برای اتخاذ تصمیم های درست، کسب منفعت مورد انتظار و استفاده بهینه و مطلوب از امکانات مالی است. در این جامعه، اطلاعات نقش مهمی در زندگی انسان ها ایفا می کند و هر چه جامعه پیشرفته تر باشد از اطلاعات بیشتر و بهتر استفاده می کند. از دلایل پیشرفت در جوامع توسعه یافته استفاده بهینه و مؤثر از اطلاعات است. حافظه درازمدت، که آن را وابستگی با دامنه درازمدت نیز می نامند، ساختار همبستگی مقادیر یک سری زمانی را در فواصل زمانی زیاد توضیح می دهد. وجود حافظه درازمدت در یک سری زمانی، به این معنا است که بین داده های آن حتی با فاصله زمانی زیاد همبستگی وجود دارد. طی دهه گذشته، بخش مهمی از تجزیه و تحلیل سری های زمانی به فرآیندهای با حافظه درازمدت معطوف شده است. وجود حافظه درازمدت در بازده دارایی ها، جنبه های نظری و کاربردی مهمی دارد. نخست، از آنجا که حافظه درازمدت شکل خاصی از پویایی غیرخطی است، الگوسازی آن با استفاده از روش های خطی امکان پذیر نیست و ما را به توسعه و استفاده از الگوهای قیمت گذاری غیرخطی ترغیب می کند. دوم، با وجود حافظه درازمدت، قیمت گذاری اوراق مشتقه با استفاده از روش های سنتی مناسب نخواهد بود (1).

سال 1980، به وسیله متخصصان اقتصادسنجی استفاده شده است لیکن، حداقل از سال 1950، بر علوم طبیعی تأثیر داشته و صاحب نظران در رشته های آب شناسی و هواشناسی وجود حافظه ی درازمدت را برای داده های حاصل از زمان و فضا بررسی کرده اند. اقتصاددانان با توجه به کارهای پژوهشگرانی مانند مندلبرت و نس (4)، گرنجر و جویوکس (5) و هوسکینگ و همکاران (6)، با فرایند حافظه ی درازمدت آشنا شدند. وجود فرایندهای حافظه ی درازمدت در ابعاد گوناگونی از بازارهای پولی و مالی بررسی شده است. از جمله می توان به پژوهش های انجام شده در زمینه ی بررسی وجود حافظه ی درازمدت بر سری های زمانی نرخ ارز، نرخ بهره، نرخ تورم، قیمت ها و بازده سهام در کشورهای مختلف اشاره کرد. طی دهه های گذشته فرایندهای حافظه ی درازمدت، بخش اساسی و مهمی از تحلیل سری زمانی را به خود اختصاص داد. فرایندهای حافظه ی درازمدت (فرایندهای وابستگی درازمدت) با خودهمبستگی هایی مشخص می شود که بسیار آهسته کاهش می یابد. این ویژگی ها، رفتار آماری تخمین ها و پیش بینی ها را به شدت تغییر می دهد. در نتیجه، بسیاری از نتایج و روش شناسی های نظری مورد استفاده در تحلیل سری های زمانی با حافظه ی کوتاه مدت مانند فرایندهای ARMA، برای الگوهای با حافظه ی درازمدت مناسب نیست (7).

وجود وابستگی با دامنه درازمدت در بازارهای مالی، شکل ضعیف فرضیه ی کارایی بازار را نقض

کرده است. افزون براین، در الگوهای خطی قیمت گذاری تردید ایجاد می کند و بیانگر آن است که در قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای باید از الگوهای غیرخطی استفاده کرد. اگر مشخص شود سری زمانی دارای ویژگی وابستگی با دامنه درازمدت است، آن گاه تغییرات آن تصادفی نبوده و قابل پیش بینی خواهد بود (8).

در ادبیات اقتصاد سنجی چندین تعریف از مفهوم «وابستگی با دامنه درازمدت» مطرح شده است. در ادامه، به بیان دو مورد از مهم ترین تعاریف این مفهوم پرداخته می شود (9).

با در نظر گرفتن یک فرایند سری زمانی $\{y_t\}$ با تابع خودهمبستگی p_j در وقفه ی j ، فرایند دارای وابستگی با دامنه درازمدت خواهد بود، اگر:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^n p_j = -n|p_j| = \infty \quad (1) \text{ رابطه}$$

گرنجر و دینگک (5) حافظه درازمدت را با استفاده از نمودار همبستگی تشریح کردند. نمودارهای همبستگی سری های زمانی دارای حافظه درازمدت بر خلاف سری های زمانی که به صورت نمایی کاهش می یابد، به صورت هیپربولیکی و با نرخ آهسته تری کاهش می یابد. بنابراین، با توجه به تعاریف بالا از وابستگی با دامنه درازمدت، فرآیند انباشته جزئی (فراکتالی) عبارت است از فرایندهای با وابستگی درازمدت. فرایند y_t انباشته جزئی از مرتبه d است اگر:

$$(1 - L)^d y_t = u_t \quad (2) \text{ رابطه}$$

در رابطه شماره 2، L اپراتور وقفه، $-0/5 < d < 0/5$ و u_t فرایند ماننا بوده و در تمام فرکانس ها دارای طیف

درازمدت عمل می‌کنند؛ چرا که رفتار برگشت به میانگین قیمت‌ها مربوط به این ایده است که یک تغییر بوجود آمده در قیمت‌ها در افق‌های درازمدت، با تغییرات با علامت مخالف دنبال خواهد شد. برخلاف یک فرآیند دارای ریشه واحد، در این مورد، اثر یک شوک تصادفی در طی زمان کاهش می‌یابد (10). در نمودار شماره 1، ویژگی‌های متفاوت برای مقادیر مختلف d نمایش داده شده است.

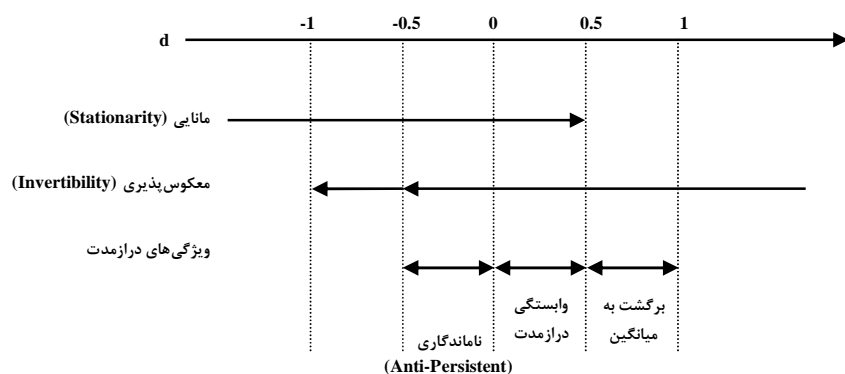
مسئله پژوهش

پژوهش حاضر به دنبال ارائه پاسخ برای دو سؤال زیر است:

1. آیا شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه درازمدت است؟ (به عبارت دیگر آیا شاخص کل قیمت صنعت داروسازی دارای همبستگی متوالی و درازمدت است؟)
2. بهترین الگوی سری زمانی با توجه به حافظه موجود در داده چه الگویی است؟

ارزیابی مثبت است. حال اگر u_t انباشته از مرتبه صفر و مانای ضعیف بوده و $0 < d < 0.5$ ، فرآیند y_t دارای وابستگی درازمدت بوده و خود همبستگی‌هایش همگی مثبت بوده و با نرخ هیپربولیکی از بین می‌رود.

طبق نظر دایبولت و گویراد سری زمانی دارای وابستگی با دامنه درازمدت است اگر عامل انباشتگی کسری (d) آن سری زمانی برابر $0 < d < 0.5$ باشد، به ازای $0 < d < 0.5$ یک فرآیند اتورگرسیو میانگین متحرک انباشته از مرتبه d همواره دارای یک کاهش آهسته در ضرایب خود همبستگی است اما دارای ویژگی وابستگی با دامنه درازمدت نیست (خودهمبستگی‌ها، علامت‌های مختلفی دارد). در این مورد، به اصطلاح گفته می‌شود که سری ناماندگار است. برای $0.5 < d < 1$ ویژگی مانایی برقرار نیست اما ضرایب تجزیه‌ی میانگین متحرک در بی‌نهایت به صفر نزدیک می‌شود. این گونه سری‌ها، سری‌های با خاصیت «برگشت به میانگین» نامیده می‌شود (10). ویژگی برگشت به میانگین در قیمت‌های مالی، بر وجود سازوکارهایی دلالت دارد که در افق‌های زمانی



نمودار 1: ویژگی‌های متفاوت برای مقادیر مختلف d

پیشینه پژوهش

عرفانی وجود حافظه درازمدت را با استفاده از سه روش در شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ارزیابی کرد که نتایج هر سه آزمون، وجود حافظه درازمدت را تأیید می‌کرد. وی در پژوهش دیگری دقت پیش‌بینی الگوهای ARIMA را با الگوهای ARIMA مقایسه کرد و به این نتیجه رسید که دقت الگوی ARIMA در پیش‌بینی بازده شاخص بیشتر است (11).

کشاوری و صمدی تلاطم (گشتاور دوم بازده) شاخص بورس تهران را با استفاده از چند الگو از خانواده GARCH الگوسازی و سپس دقت آن‌ها را در تخمین ارزش در معرض خطر مقایسه کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که در سطوح اطمینان متفاوت برای تخمین ارزش در معرض خطر، الگوهای مختلف نتایج متفاوتی می‌دهد، ولی الگوی FIGARCH در سطح معناداری 2/5% بهترین عملکرد را در بین الگوهای GARCH دارد (12).

محمودی و همکاران عامل حافظه بازارهای نفت خام به وسیله روش‌های مختلف پارامتریک و ناپارامتریک را برآورد کردند و روند حافظه در طی زمان را بررسی و به تحلیل ساختار بازار نفت پرداختند. تحلیل حافظه بازار نفت با برآورد عامل تفاضل کسری با روش‌های مختلفی از جمله روش پیشینه درست نمایی، حداقل مربعات غیرخطی، نمای هرست، جوک و پورتر-هوداک، نمای هرست تعدیل شده یا لو، وایتل و موجک انجام شده است. نتایج روش‌های وایتل و موجک که اعتبار بالایی در برآورد دارند،

بیانگر آن بوده است که هر چند قیمت‌های نفت خام دارای حافظه درازمدت نیست اما دارای ویژگی «برگشت به میانگین» نامانا است. محور اصلی بحث مقاله آنان بررسی روند حافظه بازار بوده است. نتایج به دست آمده از بررسی روند تغییرات حافظه بیانگر آن بوده است که عامل حافظه بازارهای بین‌المللی نفت تغییر روند محسوسی نداشته است. به عبارت دیگر، در دوره بررسی شده، کاهش یا افزایش معناداری در کارایی بازار رخ نداده است (13).

محمودی و چیت‌سازان در پژوهشی به تخمین و تفسیر حافظه بازار سهام پرداختند. تخمین عامل تفاضل کسری با روش‌های مختلفی از جمله روش پیشینه درست نمایی، حداقل مربعات غیرخطی، نمای هرست، جوک و پورتر-هوداک، نمای هرست تعدیل شده یا لو، وایتل و موجک انجام شده است. نتایج تخمین وایتل، هرست، لو و موجک بیانگر آن بود که بازده شاخص‌های کل، بازده و قیمت، بازده نقدی، صنعت و مالی دارای حافظه درازمدت است. تخمین‌های به دست آمده با روش GPH بیانگر آن بود که بازده تمامی شاخص‌ها به جزء شاخص بازده نقدی دارای حافظه درازمدت است. با توجه به معنادار نبودن نتایج تخمین‌های پیشینه درست نمایی و حداقل مربعات غیرخطی در بیش‌تر بازه‌های مورد بررسی، تخمین‌های حاصل از این دو فن از اعتبار کافی برخوردار نبوده و از تحلیل کنار گذاشته شده‌اند. نتایج حاصل از بررسی روند تغییرات حافظه نیز بیانگر آن بود که روند عامل حافظه بورس اوراق بهادار تهران تغییر محسوسی نداشته است و به عبارت دیگر طی دوره مورد بررسی،

شواهدی مبنی بر وجود چنین وابستگی در این شاخص نیافتند، ولی در بازده پنج شرکت، وابستگی با دامنه درازمدت و در بازده سه شرکت، وابستگی با دامنه میان مدت مشاهده کردند. این شواهد نشان داد که اگرچه بازده شرکت‌ها وابستگی با دامنه درازمدت دارد، ولی اثر آن در شاخص، به دلیل تلفیق، از بین می‌رود (8).

برگ وجود وابستگی با دامنه درازمدت را در بازده روزانه، هفتگی و ماهانه شاخص سهام بورس سوئد با استفاده از روش‌های R/S تعدیل شده، آزمون GPH، و الگوی ARFIMI آزمود. روش‌های R/S تعدیل شده و ARFIMI بیانگر نبود چنین وابستگی‌ای در بازده شاخص بورس سوئد بود و آزمون GPH وجود وابستگی با دامنه درازمدت را تنها در بازده ماهانه تأیید می‌کرد (20).

گرو- کارلیس رفتار بازده روزانه چهار شاخص سهام را مطالعه کرد. وی برای بررسی وجود وابستگی با دامنه درازمدت از آزمون‌های R/S تعدیل شده، آزمون GPH و هم چنین تخمین بیشینه درست‌نمایی ARFIMA استفاده کرد و شواهد ضعیفی از وجود وابستگی با دامنه درازمدت در سری زمانی بازده یافت، ولی پژوهش‌های وی روی توان دوم و هم چنین قدرمطلق بازده، بیانگر وجود شواهد قوی از ماندگاری نوسان‌ها بود (21).

اولان با استفاده از روش‌های پارامتریک و نیمه پارامتریک، وجود وابستگی با دامنه درازمدت را در بازده نه شاخص سهام بین‌المللی بررسی کرد و شواهدی از وجود چنین وابستگی‌ای در بازارهای آلمان، ژاپن، کره جنوبی و تایوان ارائه کرد؛ در

کاهش یا افزایش معناداری در کارایی بازار رخ نداده است (14).

داداشی و همکاران نشان دادند که بین ساختار سرمایه شرکت‌های دارویی و کارایی فنی آن‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. هم چنین، هیچ یک از شرکت‌های بررسی شده از حجم تولید بهینه برخوردار نبوده و کارایی همه آن‌ها از نوع ضعیف است (15). مندلبروت نشان داد که در بازده دارایی‌ها یک وابستگی با دامنه‌ی درازمدت وجود دارد (16).

گرین و فلیتزر با استفاده از آماره R/S کلاسیک، بازده روزانه شاخص بورس نیویورک را مطالعه کردند و شواهدی قوی مبنی بر وجود وابستگی با دامنه درازمدت در آن یافتند (17).

لو نتایج پژوهش گرین و فلیتزر را با استفاده از آماره R/S تعدیل شده، مورد تردید قرار داد و رد کرد. وی آماره R/S را طوری تغییر داد که این آماره پویا وابستگی با دامنه کوتاه مدت را نیز در نظر می‌گرفت. لو نتیجه گرفت که شواهد روشنی مبنی بر وجود وابستگی با دامنه درازمدت در بازده شاخص بورس نیویورک وجود ندارد (18).

کراتو و دلیما با استفاده از روش GPH، که به وسیله جوک و پورتر-هاداک (1983) ابداع شده بود، وجود وابستگی با دامنه درازمدت را در شاخص سهام بورس نیویورک بررسی کردند و این ویژگی را هم در بازده و هم در واریانس شرطی آن تأیید کردند (19).

بارکولاس و همکاران وابستگی با دامنه درازمدت را در بازده شاخص داو جونز و سهام تعدادی از شرکت‌های زیرمجموعه آن آزمودند. اگرچه آن‌ها

حالی که در بازارهای آمریکا، انگلستان، هنگ کونگ، سنگاپور و استرالیا نشانه‌هایی از وابستگی با دامنه درازمدت یافت نشد (22).

الدر و سرلتیس وجود پویایی‌های انباشتگی کسری در قیمت قراردادهای آتی انرژی را آزمودند. آنان عامل انباشتگی کسری را با استفاده از روش نیمه پارامتریک موجک برآورد کرده و به شواهدی از وجود وابستگی با دامنه درازمدت در بازار قراردادهای آتی دست یافتند (23).

الاگید به بررسی رفتار بازده در بازارهای سهام آفریقا با بکارگیری الگوهای دارای ویژگی حافظه درازمدت پرداخت. نتایج پژوهش وی ضمن تأیید وجود ویژگی حافظه‌ی درازمدت در داده‌های این بازار، وجود نوسانات خوشه‌ای و نیز اثرات اهرمی را در داده‌های مورد بررسی نشان داد (24).

کیتیکاراساکون و تسه نیز با استفاده از الگوهای ARFIMA و FIGARCH بازارهای سهام آسیا را که دارای توزیع پهن دنباله بوده‌اند، تجزیه و تحلیل کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که این بازارها از ویژگی‌های مهم بازارهای مالی یعنی حافظه درازمدت برخوردار است (25).

روش پژوهش

پژوهش حاضر به بررسی وجود حافظه درازمدت در شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های 1384 الی 1391 می‌پردازد. از این رو، از نوع کاربردی، طرح آن شبه تجربی و از

نظر رویکرد پس‌رویدادی است.

فرضیه پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌ی زیر بیان می‌شود:

شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه با دامنه درازمدت است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر، شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که برای یک دوره هشت ساله مورد بررسی قرار خواهد گرفت و چارچوب نمونه‌گیری شامل شرکت‌هایی است که دارای شرایط زیر باشند:

1. شرکت‌ها عضو صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران باشند.
2. حداقل برای دوره پژوهش (بازه‌ی زمانی 1384-1391) اطلاعات و داده‌های اولیه را به بورس ارائه کرده باشند.
3. شرکت در بازه‌ی زمانی 1384-1391 تغییر سال مالی نداشته باشد.
4. اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها در دسترس باشد.

حجم نمونه شامل 1786 داده مربوط به شاخص کل قیمت صنعت داروسازی 29 شرکت (جدول شماره 1) در بازه زمانی 1384-1391 است.

طرح پژوهش و روش آماری مورد استفاده الف. توصیف متغیر مورد مطالعه، که برای این منظور از شاخص‌های مرکزی و پراکنندگی و آماره‌هایی

جدول 1: فهرست شرکت‌های صنعت داروسازی مورد بررسی در پژوهش

ردیف	نام شرکت	ردیف	نام شرکت	ردیف	نام شرکت	ردیف	نام شرکت
1	مواد داروپخش	9	داروسازی کوثر	16	دارو زهراوی	23	دارو اسوه
2	کیمیدارو	10	داروسازی قاضی	17	دارو رازک	24	دارو ابوریحان
3	کارخانجات داروپخش	11	داروپخش	18	دارو دامبران رازک	25	تهران شیمی
4	فرآورده تزریقی	12	دارو لقمان	19	دارو حکیم	26	تهران دارو
5	شیمی داروپخش	13	دارو فارابی	20	دارو جابراین حیان	27	پارس دارو
6	شیرین دارو	14	دارو عبیدی	21	دارو امین	28	ایران دارو
7	سینادارو	15	دارو سبحان	22	دارو اکسیر	29	البرز دارو
8	روز دارو						

واریانس، استفاده از آزمون‌های خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی و خودهمبستگی تعمیم یافته برای انتخاب بهترین مرتبه‌های الگوی اتورگرسیو میانگین متحرک و استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی (MLE) و وایتل (Whittle) برای برآورد عوامل استفاده شده است و به منظور انتخاب بهترین الگو از معیارهای آکاییک، بیزین شوهارتز، بیزین آکاییک، میانگین کم‌ترین مربعات خطا، میانگین قدر مطلق خطا، میانگین درصد خطا، میانگین درصد قدر مطلق خطا و به منظور صحت و اعتبار الگوی فرضیه زیر بنایی الگو از آزمون‌هایی مانند دورین واتسون و لجانگ بانکس و نمودارهای لازم استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

رابطه بازده شاخص کل قیمت صنعت داروسازی که

از قبیل چارک اول، چارک سوم، میانگین، واریانس، چولگی، کشیدگی و فاصله اطمینان 95 درصدی میانگین و هم‌چنین از نمودارهایی مانند نمودارهای سری زمانی، نمودار خودهمبستگی (ACF) و نمودار خودهمبستگی جزئی (PACF) استفاده شده است.

ب. برآورد و تخمین حافظه شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس به صورت سالانه و برازش الگوی ARFIMA به داده‌های روزانه بازده شاخص کل قیمت بورس به روش‌های بیشینه درست‌نمایی (MLE)، وایتل (Whittle)، جی. پی. اچ (GPH) و اسپریو (Sperio).

پ. برازش و انتخاب بهترین الگو برای پیش‌بینی بازده شاخص کل قیمت بورس، که به منظور برازش الگو از آزمون دیکی فولر به منظور بررسی ایستایی در میانگین، آزمون تبدیل باکس کاکس برای بررسی ایستایی در

توزیع متغیر بازده شاخص کل قیمت از توزیع نرمال انحراف دارد.

نمودار سری زمانی شماره 2 به تفکیک سال برای متغیر بازده شاخص کل قیمت نشان می دهد که در داده ها روندی وجود ندارد و می توان سری زمانی را مانا در میانگین دانست ولی نوسانات و انحراف از خط میانگین داده ها، ایستایی در واریانس را مورد تردید قرار داده است که برای این امر از تبدیل باکس کاکس استفاده شده است. با توجه به این تبدیل که یک تبدیل توانی است اگر توان این تبدیل (λ) برابر یک باشد ایستایی در واریانس داده ها مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

رابطه تبدیل باکس کاکس به صورت رابطه شماره 4 است:

$$BR_r = \begin{cases} \frac{r_t^\lambda - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \ln r_t & \lambda = 0 \end{cases} \quad \text{رابطه (4)}$$

تغییرات شاخص کل قیمت صنعت داروسازی در زمان حال را نسبت به یک دوره زمانی گذشته بیان می کند به صورت زیر است:

$$r_t = \frac{\ln P_{t+1}}{\ln P_t} \quad \text{رابطه (3)}$$

که در رابطه بالا داریم:

I_t : بازده شاخص کل قیمت صنعت داروسازی در زمان t ,

P_t : شاخص کل قیمت صنعت داروسازی در زمان t

t : اندیس زمان است که با توجه به حجم نمونه در جدول شماره 2 برابر با 1786 و از سال 1384 تا 1391 است.

جدول شماره 2 آمار توصیفی متغیر بازده شاخص کل قیمت صنعت داروسازی را نشان می دهد که میانگین این شاخص تقریباً برابر یک و واریانس این متغیر عدد بسیار کوچک و نزدیک به صفر است اما مقادیر آماره های چولگی و کشیدگی نشان می دهد که

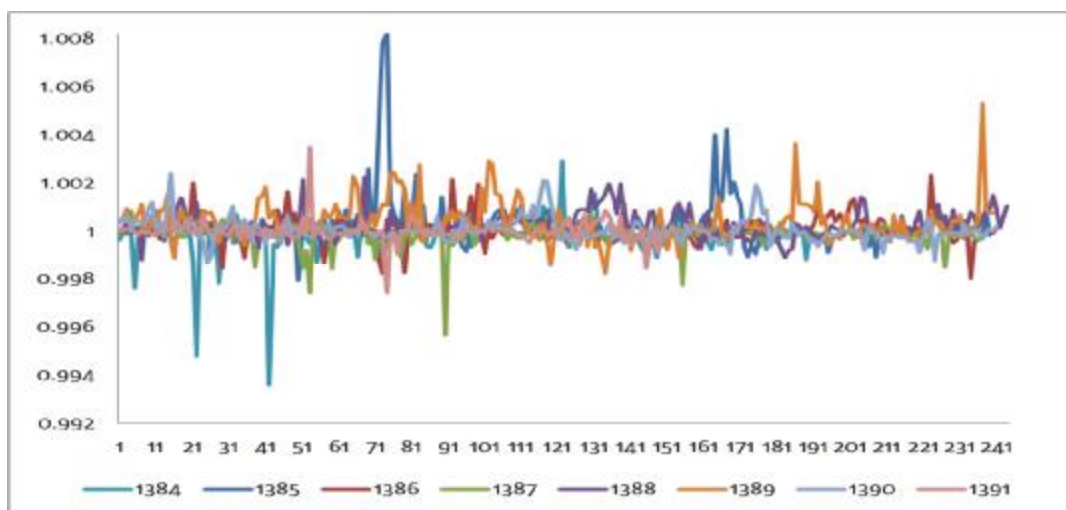
جدول 2: آمار توصیفی بازده شاخص کل قیمت صنعت داروسازی

کشیدگی	چولگی	بازه اطمینان 95		واریانس	چارک سوم	میانگین	چارک اول	حجم نمونه
		برای میانگین						
		کران بالا	کران پایین					
32/3675	1/88148	1/0001	1/00007	0/000	1/00028	1/0001	0/999831	1786

جدول 3: آزمون دیکی - فولر برای بررسی ایستایی در میانگین سری

دیکی - فولر	مرتبۀ تأخیر	مقدار احتمال
(8/3019)	1	0/01

فرضیه مقابل: ایستایی در میانگین داده های سری زمانی



نمودار 2: سری زمانی بازده شاخص کل قیمت صنعت داروسازی به تفکیک سال

بازده شاخص کل قیمت تبدیل باکس کاکس به توان 1- است. نمودار شماره 3، تابع خود همبستگی بازده شاخص کل قیمت را نشان می‌دهد. در نمودار شماره 3 الف تابع خود همبستگی تفاضلی شده این متغیر نشان داده شده است که تقریباً مشابه نمودار شماره 3 ب تابع خود همبستگی غیر تفاضلی است و وقفه‌های بسیار زیادی بین داده‌ها وجود دارد و این همان موضوع مورد پژوهش است. وجود خود همبستگی‌های متوالی و معنادار با وقفه‌های زیاد و حذف نکردن این موضوع با تفاضلی سری داده‌ها حاکی از وجود حافظه درازمدت در بین داده‌ها است.

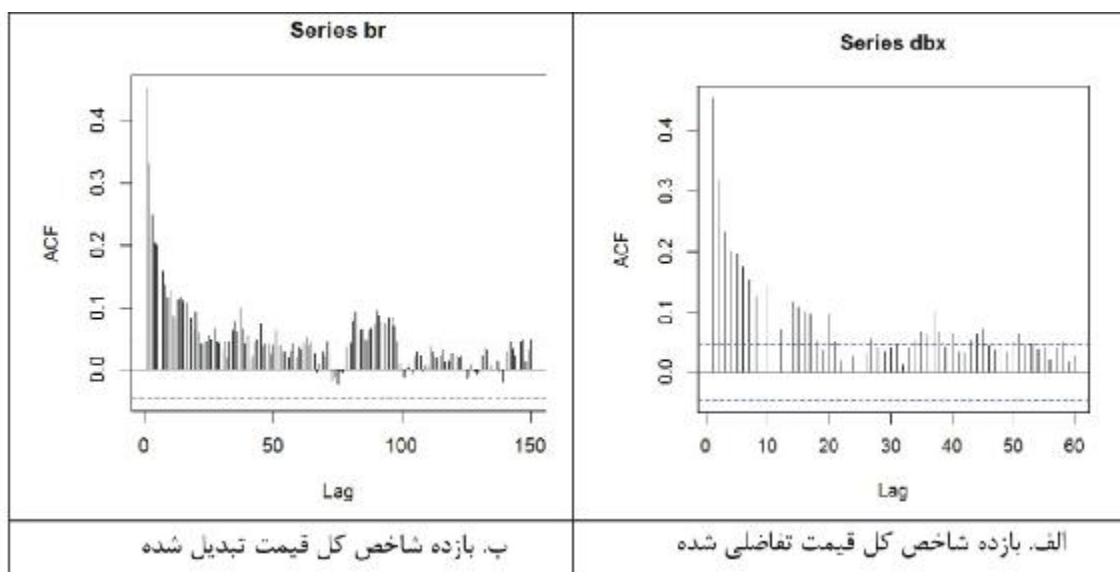
به منظور اطمینان از وجود روند و نیاز به تفاضلی داده‌های سری بازده شاخص کل قیمت از آزمون دیکی- فولر در جدول شماره 3 استفاده شده است. نتایج جدول شماره 3 و مقدار احتمال آزمون نشان می‌دهد که داده‌های سری زمانی نیاز به تفاضلی کردن مرتبه یک ندارد و در داده‌ها روندی وجود ندارد.

تبدیل باکس کاکس به غیر از اینکه باعث ایستاشدن سری در واریانس می‌شود توزیع داده‌های سری را به توزیع نرمال نزدیک‌تر می‌کند. با اجرای تبدیل باکس کاکس روی داده‌ها، بهترین مقدار λ برابر با 1- به دست آمده است و فاصله اطمینان 95% برای λ عدد 1 را در بر نگرفته است و می‌توان نتیجه گرفت که تبدیل باکس کاکس برای ایستاشدن در واریانس مورد نیاز است و بازده شاخص کل قیمت تبدیل یافته به صورت رابطه شماره 5 است.

رابطه (5)

$$Br_t = \frac{r_t^1 - 1}{1} = r_t^1 + 1 = 1 \quad \frac{1}{r_t} = 1 \frac{1}{\ln P_{t+1}} \ln P_t$$

قابل ذکر است در ادامه پژوهش تمامی بحث‌ها و بررسی‌ها روی متغیر بازده شاخص کل قیمت تبدیل یافته، یعنی رابطه بالا است و به منظور سهولت هر جا واژه «بازده شاخص کل قیمت» بیان شود منظور



نمودار 3: نمودار خودهمبستگی سری زمانی بازده شاخص کل قیمت

این روش بیشتر از سایر روش‌ها است. نتایج برآورد این روش نشان می‌دهد که شاخص کل قیمت در صنعت داروسازی بازار بورس به جز در سال‌های 1388 و 1389 دارای حافظه درازمدت است و در این سال‌ها سری ناماندگار بوده است. شایان ذکر است که میزان d در سال 1389 برابر با $-0/895$ است اما این مقدار از لحاظ آماری بی‌معنا است و تفاوت معناداری با صفر ندارد. نتایج برآورد عامل انباشتگی به روش اسپریو نشان می‌دهد که شاخص کل قیمت در صنعت داروسازی بازار بورس در سال‌های 1384 الی 1389 دارای حافظه با دامنه درازمدت است و در سال 1390 خاصیت برگشت به میانگین و در سال 1391 ویژگی ناماندگاری دارد. شایان ذکر است که عامل d در سال‌های 1384، 1386، 1388 و 1389 از لحاظ آماری معنادار نیست. عوامل برآورد شده به روش جی پی اچ نشان می‌دهد که در هیچ سالی مقادیر d تفاوت

بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت داده‌های بازده شاخص کل قیمت ایستا در میانگین و واریانس است.

برآورد و تخمین حافظه شاخص کل قیمت صنعت داروسازی به صورت سالانه

در این پژوهش به منظور برآورد عامل انباشتگی کسری (d) و یا همان حافظه بازار از 4 روش پیشینه درست‌نمایی، وایتل، اسپریو، و جی پی اچ استفاده شده است که نتایج و خلاصه آن در جدول شماره 4 درج شده است. نتایج روش پیشینه درست‌نمایی نشان می‌دهد که در تمامی سال‌ها، شاخص کل قیمت صنعت داروسازی در بازار بورس دارای حافظه درازمدت است و مقدار عامل انباشتگی کسری بین صفر و $0/5$ نوسان دارد و در تمامی سال‌ها این عامل معنادار است. نتایج روش وایتل نشان می‌دهد عامل d بین $-0/5$ و $0/5$ نوسان دارد و پراکندگی برآوردهای

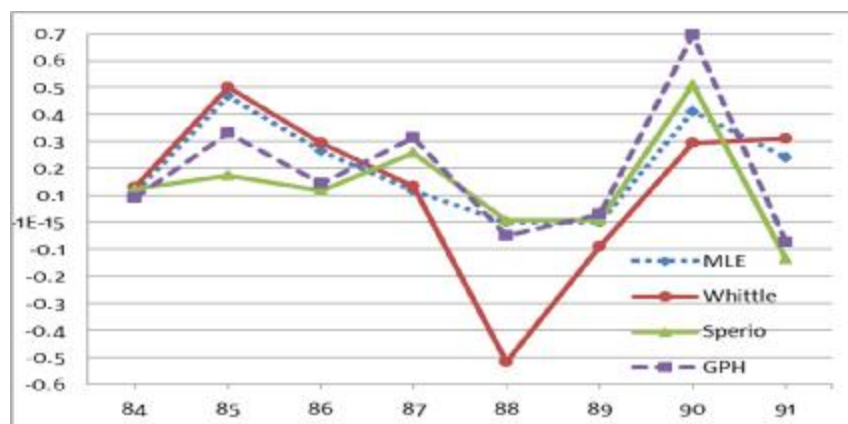
جدول 4: برآورد پارمتر انباشتگی کسری به تفکیک سال

سال	بیشینه درست نمایی		وایتل		اسپیرو		جی پی اچ	
	مقدار	مقدار احتمال	مقدار	مقدار احتمال	مقدار	مقدار احتمال	مقدار	مقدار احتمال
1384	0/1115	0	0/13022	0/2744	0/124638	0/1865	0/091502	0/63508
1385	0/4669	0	0/5	0	0/174317	0/00684	0/330623	0/1964
1386	0/2654	0	0/29396	0/00555	0/118829	0/09638	0/144091	0/475053
1387	0/1182	0	0/1347	0/2077	0/257471	0/2889	0/314525	0/105932
1388	0/000045	0	(0/51597)	0	0/007204	0/90418	(0/04888)	0/763097
1389	0/000045	0	(0/0898)	0/3991	0/0076	0/88404	0/03124	0/68976
1390	0/4098	0	0/29474	0/00552	0/512002	0	0/694026	0/011457
1391	0/241	0	0/3114	0/01911	(0/13704)	0/008985	(0/07281)	0/490163
کمینه	0/000045		(0/51597)		(0/13704)		(0/07281)	
بیشینه	(0/4669)		0/5		0/512002		0/694026	
میانگین	0/201611		0/132411		0/133147		0/18554	
انحراف معیار	0/17553		0/313771		0/194769		0/254196	

افزایش داشته و از سال 1385 تا 1386 کماکان بازار دارای حافظه با دامنه درازمدت است ولی در مقدار عامل d کاهش رخ داده است و این کاهش در روش‌های بیشینه درست‌نمایی و وایتل به سال 1387 نیز کشیده شده است. با این وجود، دو روش دیگر صعود در میزان حافظه بازار را نشان می‌دهد و به طور کلی از سال 1385 تا 1388 روند کاهشی در میزان حافظه بازار به وجود آمده است. به طوری که در روش وایتل در سال 1388 سری ناماندگار شده است و از سال 1388 تا 1391 مجدداً روند سری صعودی شده و بازار حافظه خود را به دست آورده است و تا آنجا پیش

معناداری با صفر ندارد ولی دامنه برآورد d با این روش بین $-0/072$ و $0/694$ است که ویژگی‌های حافظه درازمدت، برگشت به میانگین و ناماندگاری را به تناوب در بر می‌گیرد.

روند حافظه بازار، در نمودار شماره 4، نشان می‌دهد که روند حافظه بازار در تمامی روش‌ها تقریباً یکسان است و تنها روش وایتل در سال 1388 روندی متفاوت داشته است و در سایر سال‌ها هر 4 روش روند صعودی و نزولی را همانند یکدیگر نشان می‌دهد. نمودار شماره 4 نشان می‌دهد که از سال 1384 تا 1385 بازار حافظه درازمدت دارد و مقدار حافظه بازار



نمودار 4: روند حافظه شاخص کل قیمت در صنعت داروسازی در بازه زمانی 1384-1391

با برازش 2 الگوی $ARFIMA(2,d,0)$ و $ARFIMA(1,d,1)$ با استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی و وایتل، به این نتیجه می‌توان رسید که الگوی $ARFIMA(2,d,0)$ برای هر 2 روش برآورد مرتبه دوم اتورگرسیو معنادار نبوده است، پس تنها الگو باقی مانده الگوی $ARFIMA(1,d,1)$ است که با روش بیشینه درست‌نمایی و وایتل برآورد می‌شود. جدول برآورد ضرایب الگوی $ARFIMA(1,d,1)$ (جدول شماره 5) نشان می‌دهد که عامل انباشتگی کسری برابر $0/127$ و ضریب اتورگرسیو برابر $0/66$ و ضریب میانگین متحرک $0/43$ است. الگوی $ARFIMA(1,0.13,1)$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

رابطه (6)

$$(1-0/66L)(1-L)^{0/13} Br_t = (1-0/64L) \varepsilon_t$$

که ε_t فرآیند تصادفی محض است.

برآورد و برازش الگوی $ARFIMA(1,d,1)$ به روش وایتل، که نتایج آن در جدول شماره 6 درج شده است، نشان می‌دهد که مرتبه‌ی اتورگرسیو و

رفته است که در روش بیشینه درست‌نمایی سری خاصیت برگشت به میانگین را پیدا می‌کند و از سال 1390 تا 1391 در مقدار عامل d ، حافظه بازار کاهش پیدا کرده است و به سمت درازمدت سوق پیدا کرده است.

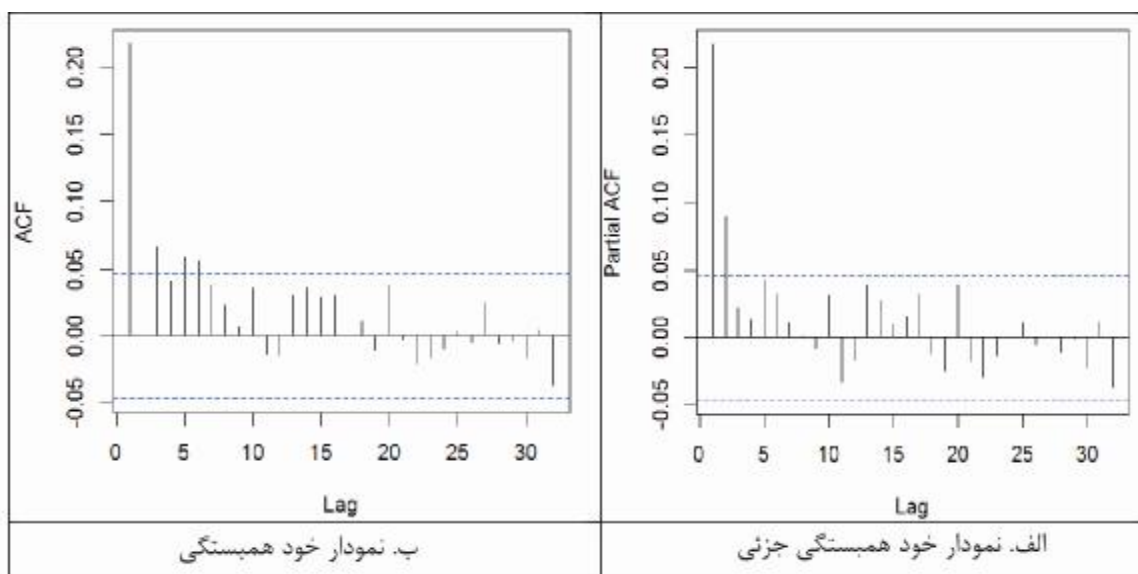
برازش الگوی $ARFIMA$ به داده‌های روزانه بازه

شاخص کل قیمت صنعت داروسازی

به منظور برازش الگوی $ARFIMA(p,d,q)$ ، ابتدا باید مرتبه p و q الگو شناسایی و تشخیص داده شود که برای این منظور از نمودارهای ACF (نمودار شماره 5 ب)، PACF (نمودار شماره 5 الف) و معیار BIC و AIC استفاده شده است. همگی این روش‌ها نشان می‌دهد که الگوی پژوهش حاضر می‌تواند الگوهای زیر باشد: $ARFIMA(2,d,0)$ ، $ARFIMA(2,d,2)$ و یا الگوهای با مرتبه‌های پایین‌تر از الگوی $ARFIMA(2,d,2)$. دلیل این امر تعداد وقفه‌های معنادار و خارج از منطقه بحرانی است.

جدول 5: برآورد ضرایب الگوی ARFIMA(1,d,1) به روش بیشینه درست‌نمایی

مقدار احتمال	z	خطای استاندارد	برآورد	
0/000	5/873	0/0216747	0/1272897	d
0/000	1083/599	0/0006114	0/6624821	ar1
0/000	725/613	0/0006027	0/4373001	f



نمودار 5: خودهمبستگی بازده شاخص کل قیمت

جدول 6: برآورد ضرایب الگوی ARFIMA(1,d,1) به روش وایتل

مقدار احتمال	z	خطای استاندارد	برآورد	
0/000	6/8401	0/03886	0/265805	d
0/000	14/7233	0/028886	0/425296	ar1
0/000	(12/4853)	0/026593	(0/332018)	ma1

انباشتگی کسری برابر 0/27 است که این نتیجه حاکی از آن است که حافظه شاخص کل قیمت صنعت داروسازی دارای دامنه درازمدت است. رابطه الگوی برآوردی شده به روش وایتل را می‌توان به صورت زیر نوشت:

میانگین متحرک الگو از لحاظ آماری معنادار بوده و به ترتیب این ضرایب برابر است با 0/42 و -0/33 که ضریب اتورگرسیون به روش وایتل هم علامت با روش بیشینه درست‌نمایی است ولی ضریب میانگین متحرک مخالف یکدیگر است. هم‌چنین، برآورد عامل

$$\text{رابطه (7)} \quad \text{Br}_t = (1+0/33L)\varepsilon_t (1-L)^{0/27} (1-0/43L)$$

که ε_t فرآیند تصادفی محض است.

برآورد الگوی ARFIMA (1,d,1) به دو روش پیشینه درست‌نمایی و وایتل نشان داد که این دو روش بهترین الگوها و تکمیل‌ترین الگوها نسبت به سایر الگوها است. حال برای انتخاب الگوی نهایی از ملاک‌ها و معیارهای آماری برای شناسایی بهترین الگو استفاده شده است که نتایج آن در جدول شماره 7 آمده است. کمینه‌بودن معیارها و ملاک‌های جدول شماره 7 نشان می‌دهد که الگوی برآورد شده با روش پیشینه درست‌نمایی بهترین الگو است. در نتیجه، برآورد عامل انباشتگی به روش پیشینه درست‌نمایی بهترین برآورد برای حافظه بازار است که می‌توان مانند سایر زیر بخش‌های گذشته گفت حافظه بازار دارای دامنه درازمدت است.

نتایج پژوهش الگوی ARFIMA (1,d,1) را به

عنوان بهترین الگو نشان داده است ولی تمامی الگوها و روش‌های آماری بر فرضیه‌های اولیه و بنیادین قرار دارد که این فرضیه‌های بنیادین و کلاسیک برای الگوهای ARFIMA به صورت زیر است:

- باقیمانده‌های الگوی برازش شده دارای میانگین و واریانس ثابت باشد؛ که در این پژوهش باقیمانده‌ها میانگین و واریانس ثابت داشته‌اند.

- باقیمانده‌ها خودهمبستگی نداشته باشند و ناهمبسته باشند؛ که در این پژوهش با استفاده از آماره دورین واتسون، که نزدیک عدد 2 بوده است، و آزمون لجانگ باکس وجود نداشتن خودهمبستگی در باقیمانده‌ها مورد بررسی قرار گرفته است و شواهد نشان می‌دهد که این فرضیه مورد تأیید است.

- توزیع باقیمانده‌ها به توزیع نرمال نزدیک باشد؛ که این امر با استفاده از نمودار چندک‌های نرمال مورد بررسی قرار گرفته است و نرمال بودن باقیمانده‌ها را نمی‌توان رد کرد.

جدول 7: ملاک‌ها و معیارهای انتخاب الگو

الگو		معیار	تعداد عامل
ARFIMA(1,0.27,1)	ARFIMA(1,0.13,1)		
3	3	p	تعداد عامل
(26410/62)	(2638/36)	AIC	آکاییک
(26347/44)	(26541/73)	SBC	بیزین شوارتز
0/0006826	0/0006122	MSE	میانگین کم‌ترین مربعات خطا
0/0003372	0/0003382	MAE	میانگین قدرمطلق خطا
(0/000129)	(0/0000831)	MPE	میانگین درصد خطا
0/0338082	0/0337057	MAPE	میانگین درصد قدرمطلق خطا

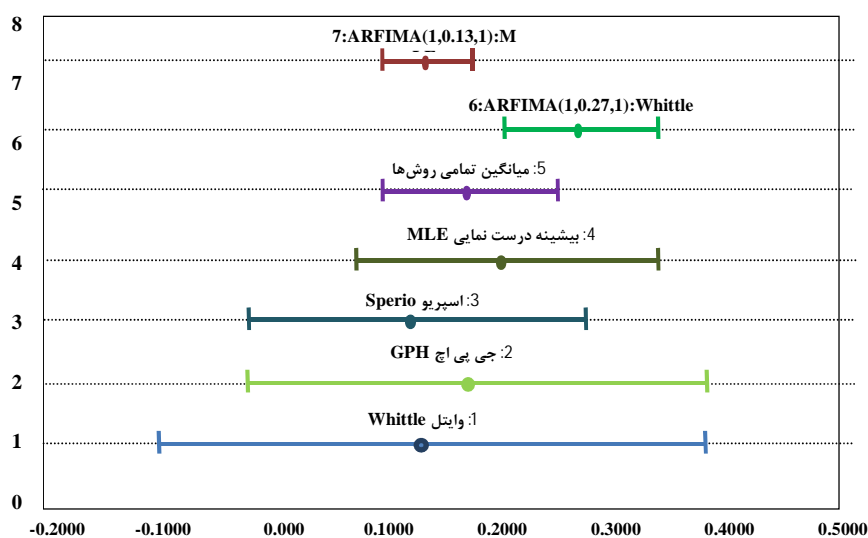
شماره 6 فاصله اطمینان الگوی $ARFIMA(1,0.13,1)$ نشان می‌دهد روش بیشینه درست‌نمایی کم‌ترین طول فاصله اطمینان را بدست می‌آورد که این امر نشان از دقت بیشتر این روش در برآورد حافظه بازار است. قابل ذکر است فاصله اطمینان برآورد حافظه بازار به روش $ARFIMA(1,0.13,1)$ تقریباً داخل تمامی فاصله‌های اطمینان سایر روش‌ها است که این موضوع نشان می‌دهد که برآورد روش‌های دیگر تفاوت معناداری با روش بیشینه درست‌نمایی الگوی بالا ندارند و مقدار $0/13$ حافظه بازار مقدار بسنده تری است. یعنی، این برآورد بیشترین اطلاعات را به صورت فشرده‌تر، جامع‌تر و دقیق‌تر در خود جای داده است.

بحث و نتیجه‌گیری

یافته‌های پژوهش نشان داد که شاخص کل قیمت

نتایج بیان شده در بالا نشان می‌دهد که مطلوب‌ترین الگوی $ARFIMA$ برازنده به داده‌های بازده شاخص کل قیمت برابر $ARFIMA(1,0.13,1)$ است که مقدار عامل انباشتگی کسری این الگو نشان می‌دهد حافظه بازار برای داده‌های این پژوهش دارای دامنه درازمدت است.

نمودار شماره 6 در زیر برآورد حافظه بازار به روش‌های مختلف و هم‌چنین فاصله اطمینان حافظه بازار را نشان می‌دهد. همان‌طور که از فاصله اطمینان 95 درصدی معلوم است کران بالای تمامی این روش‌ها کمتر از $0/5$ است و کران پایین فاصله اطمینان میانگین سالانه حافظه بازار به روش‌های وایتل، جی‌بی‌اچ و اسپریو کمتر از صفر را پوشش داده است که آن‌هم به علت مقدار زیاد انحراف معیار از میانگین این روش‌ها و نبود اطمینان و دقت کمتر این روش‌ها است و همین دلیل باعث افزایش طول فاصله اطمینان این روش‌ها شده است. همان‌طور که نمودار



نمودار 6: فاصله اطمینان 95 درصدی برآورد حافظه بازار به روش‌های مختلف

نشان دهنده‌ی وجود همبستگی بین قیمت‌های متوالی در بازار بورس است که از جو روانی حاکم در بورس و نبود کارایی آن نشأت می‌گیرد. پیشنهاد می‌شود مهم‌ترین رکن کارایی، یعنی انتشار و افشاء اطلاعات صحیح، دقیق و گسترده در زمان‌های بسیار کوتاه در دستور کار قرار گیرد.

2. در حال حاضر بهترین روش پیش‌بینی شاخص کل قیمت صنعت داروسازی در بازار بورس تهران برای سرمایه‌گذاران و کسانی که بازده کوتاه‌مدت انتظار دارند، توجه به تغییرات قیمت‌های گذشته است.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده

1. مقایسه دقت پیش‌بینی شاخص کل قیمت صنعت داروسازی با استفاده از الگوهایی که حافظه درازمدت بازار را در نظر می‌گیرد در مقایسه با الگوی پیش‌بینی شاخص کل قیمت به‌وسیله سایر الگوهای خطی و غیرخطی.

2. با توجه به این که پژوهش حاضر تنها در سطح صنعت خاص (داروسازی) انجام شده است پیشنهاد می‌شود مفروضات این پژوهش با در نظر گرفتن سایر صنایع مورد بحث و ارزیابی قرار گیرد.

صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک سال و به روش‌های پیشینه درست‌نمایی، وایتل، جی. پی. اچ و اسپریو دارای حافظه با دامنه درازمدت است. هم‌چنین، داده‌های روزانه شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران به روش پیشینه درست‌نمایی و وایتل دارای حافظه درازمدت است.

نتایج پژوهش نشان داد که بهترین روش برای برآورد حافظه بازار (عامل انباشتگی کسری) روش پیشینه درست‌نمایی بوده که این برآورد مقدار 0/13 است و نشان می‌دهد که شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه درازمدت است.

تجزیه و تحلیل نتایج این پژوهش نشان داد که بهترین الگوی برازش شده به شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس برای پیش‌بینی الگوی ARFIMA (1,0.13,1) است که رابطه آن به صورت زیر است.

$$(1 - 0.66L) \times (1 - L)^{0.13} \times \left[1 - \frac{1}{r_t}\right] = (1 - 0.64) \times \varepsilon_t; r_t = \frac{\ln P_{t+1}}{\ln P_t}$$

پیشنهادهای کاربردی پژوهش

1. تأیید وجود حافظه درازمدت در شاخص کل قیمت صنعت داروسازی بورس اوراق بهادار تهران

References

- 1 Yajima, Y. (1985). "On Estimation of Long-Memory Time Series Models". *Australian & New Zealand Journal of Statistics*, Vol. 27, No. 3, pp. 303-320.
- 2 Sho-araei, S. and M. Sanaei Allam (2010). "Investigating the Existence of Long-Term Memory in the Tehran Stock Exchange and Evaluating the Models including Long-Term Memory". *Financial Accounting Research*, Vol. 2, No. 4, pp. 173-186. [In Persian]
- 3 Abbasi, E.; Ahmadi, H.; and E. Heydari (2013). "Ranking of Pharmaceutical Companies Using an Integrative Approach of Multi-Standard Decision-Making and Genetic Algorithm". *Journal of*

- Health Accounting*, Vol. 2, No. 1, Issue. 3, pp. 57-77. [In Persian]
- 4 Mandelbrot, B. B. and V. Ness (1968). "Fractional Brownian Motions, Fractional Noises and Applications". *SIAM Review*, Vol. 10, No. 4, pp. 422-237.
 - 5 Granger, C. W. and R. Joyeux (1980). "An Introduction to Long-Memory Time Series and Fractional Differencing". *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 1, No.1, pp. 15-39.
 - 6 Hosking, J. R. M. (1981). "Fractional Differencing". *Biometrika*. Vol. 68, No.1, pp. 165-176.
 - 7 Green, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. 5th Edition, New Jersey: Prentice Hall.
 - 8 Barkoulas, J. T.; Baum, C. F.; and N. Travlos (2000). "Long Memory in the Greek Stock Market". *Applied Financial Economics*. Vol. 10, Issue. 2, pp. 177-184.
 - 9 Baillie Richard, T. (1996). "Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics". *Journal of Econometrics*. Vol. 73, No. 5, pp. 5-59.
 - 10 Diebolt, C. and V. Guiraud (2005). "A Note on Long Memory Time Series". *Quality and Quantity*, Vol. 39, No. 6, pp. 827-836.
 - 11 Erfani, A. (2008). "Investigating Long-Term Memory of Total Price Index of Tehran Stock Exchange". *Humanities and Social Sciences Research*, Vol. 8, No. 28, pp. 77-93. [In Persian]
 - 12 Keshavarz, H. and B. Samadi (2009). "Evaluating and Predicting the Efficiency of Volatility of the Tehran Stock Exchange and Comparing the Accuracy of Methods in Estimating Value at Risk: An Application of FIGARCH Family Models", *Tehran Journal of Economic Research*, Vol. 44, No. 1, pp. 163-180. [In Persian]
 - 13 Mahmoudi, V.; Mohammadi, S.; and H. Chitsazan (2010). "Investigating the Trend of Long-Term Memory in Global Markets of Oil", *Economic Modeling Research*, Vol. 1, No. 1, pp. 29-48. [In Persian]
 - 14 Mohamadi, S. and H. Chitsazan (2011). "Investigating the Long-Term Memory of Tehran Stock Exchange". *Economic Research*, Vol. 45, pp. 207-226. [In Persian]
 - 15 Dadashi, I.; Asghari, M.; Zarei, S.; and M. Jaffari Baei (2013). "Examining the Effect of Capital Structure and Financing on the Technical Efficiency of Pharmaceutical Companies Listed on Tehran Stock Exchange". *Journal of Health Accounting*, Vol. 2, No. 1, Issue. 3, pp.1-19. [In Persian]
 - 16 Mandelbrot, B. B. and V. Ness (1968). "Fractional Brownian Motions, Fractional Noises and Applications". *SIAM Review*. Vol. 10, No. 4, pp. 422-437.
 - 17 Greene, M. and B. Fielitz (1977). "Long Term Dependence in Common Stock Returns". *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 4, pp. 339-349.
 - 18 Lo, A. (1991). "Long Term Memory in Stock Market Prices". *Econometrica*, Vol. 59, No. 5, pp. 1279-1313.
 - 19 Crato, N. and P. J. De Lima (1994). "Long-Range Dependence in the Conditional Variance of Stock Returns". *Economics Letters*, Vol. 5, No. 8, pp. 281-285.
 - 20 Berg, L. (1998). "Short and Long-Run Dependence in Swedish Stock Returns". *Applied Financial Economics*, Vol. 8, No. 4, pp. 435-443.

- 21 Grau-Carles, P. (2000). "Empirical Evidence of Long-Range Correlations in Stock Returns". *Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 299, No. 3, pp. 396-404.
- 22 Olan, T. H. (2002). "Long Memory in Stock Returns: Some International Evidence". *Applied Financial Economics*, Vol. 12, No. 10, pp. 725-729.
- 23 Elder, J. and A. Serletis (2008). "Long Memory in Energy Futures Prices". *Review of Financial Economics*, Vol. 17, No. 2, pp. 146-155.
- 24 Alagide, P. (2011). "Return Behavior in Africa's Emerging Equity Markets". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, No. 51, Issue. 2, pp. 133-140.
- 25 Kittiakarasakun, J. and Y. Tse (2011). "Modeling the Fat Tails in Asian Stock Markets". *International Review of Economics and Finance*, Vol. 21, No. 20, pp. 430-440.