فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال ششم/ پائیز و زمستان ۱۳۹۵

پیش‌بینی بازدهی شاخص صنعت پتروشیمی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های ARIMA و ARFIMA

محسن اشراقی[۱] ـ فرهاد غفاری[۲]ـ تیمور محمدی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۵/۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۲

چکیده

پیش بینی متغیرهای اقتصادی از اهمیت ویژه ای در مباحث اقتصادی برخوردار است و مدل های مختلفی جهت پیش بینی مقادیر آتی متغیرها به وجود آمده اند. یکی از مهمترین کارکردهای مدل های اقتصادی، پیش بینی مقادیر آتی متغیرهای اقتصادی می باشد. در حقیقت مدل های اقتصادی را می توان از طریق بررسی میزان دقت پیش بینی مورد آزمون قرار داد. بدین صورت که اگر یک مدل اقتصادی در تبیین روابط موجود بین متغیرها موفق باشد، باید بتواند پیش بینی صحیحی از آینده متغیرها نیز ارائه نماید. هدف اصلی این مقاله پیش بینی بازدهی شاخص یکی از مهمترین و تاثیرگذارترین صنایع کشور،صنعت پتروشیمی، است. نتایج آماری وجود حافظه بلندمدت در بازدهی این صنعت را تایید می‌کنند، لذا برای پیش بینی شاخص صنعت پتروشیمی از دو مدل اقتصادسنجی شامل ARFIMA و ARIMA استفاده شده است. به طوریکه، مدل ARFIMA با در نظر گرفتن حافظه بلندمدت و مدل ARIMA بدون در نظر گرفتن حافظه بلندمدت مدنظر قرار گرفتند. ارزیابی میزان دقت پیش بینی دو مدل مذکور با استفاده از داده‌های روزانه شاخص صنعت پتروشیمی در بوررس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۴/۰۳/۲۴ الی ۰۵/۲۵/ ۱۳۹۴نشان می‌دهد که با تفاوت اندکی مدل ARFIMA بهتر از مدل ARIMA عمل کرده است، ولی با توجه به مشکلات برآورد ضرایب مدل ARFIMA و سادگی مدل ARIMA، این تفاوت اندک قابل چشم پوشی است و می‌توان از مدل ARIMA برای پیش بینی بازدهی صنعت پتروشیمی استفاده کرد.

طبقه بندی JEL: JEL:H55 ،H51 ،E21

واژگان کلیدی: پیش بینی، میانگین متحرک خودهمبسته، میانگین متحرک خودهمبسته جزئی،صنعت پتروشیمی

[۱] دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران: eshraghi.mohsen@gmail.com
[۲] دانشیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران: Farhad.ghaffari@yahoo.com
[۳] دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی: atmahmadi@gmail.com

۱- مقدمه

یکی از ویژگی های حرکت به سوی توسعه اقتصادی، این است که مجموعه اقتصاد، بتواند منابع پس انداز را به سوی سرمایه گذاری های مورد نیاز اقتصاد ملی هدایت نموده و در صورت وجود مازاد منابع، آن را به سمت سرمایه گذاری های خارجی گسیل نماید. به طورکلی، وظیفه تجهیز منابع پس انداز به ســـوی سرمایه گذاری مورد نیاز، توسط بازار پول و بازار سرمایه انجام می شود. البته در نخستین مراحل توسعه، بازار پول نقش اساسی را در تجهیز منابع پس انداز به عهده داشته، اما به تدریج، و با توسعه اقتصاد، بازار سرمایه بخش فزاینده ای از پس اندازها را به سوی سرمایه گذاری های مولد هدایت می کند. از سوی دیگر پیش بینی متغیرهای اقتصادی از اهمیت و جایگاه ویژه ای در مباحث علمی اقتصاد برخوردار است و مدل های مختلفی جهت پیش بینی مقادیر آتی متغیرها به وجود آمده اند، تا سیاستگذاران اقتصادی، سرمایه گذاران و کلیه فعالان اقتصادی را در اتخاذ سیاستهای صحیح برای نیل به رشد و توسعه یاری نمایند(کمیجانی و نادری، ۱۳۹۱). یکی از مهمترین کارکردهای مدل های اقتصادی، پیش بینی مقادیر آتی متغیرهای اقتصادی می باشد. در حقیقت مدل های اقتصادی را می توان از طریق بررسی میزان دقت پیش بینی مورد آزمون قرار داد.

طی دهه گذشته، بخش مهمی از تجزیه و تحلیل سری های زمانی به ویژه پیش بینی متغیرهای اقتصادی به فرآیندهای با حافظه بلندمدت معطوف شده است. حافظه بلندمدت ساختار همبستگی مقادیر یک سری زمانی را در فواصل زمانی زیاد توضیح می دهد. وجود حافظه بلندمدت در یک سری زمانی به این معنی است که بین داده‌های آن حتی با فاصله زمانی زیاد همبستگی وجود دارد.

در نهایت، از آنجا که حافظه بلندمدت موجب وابستگی بازده آینده دارایی با بازده‌های قبلی آن می شود، نشان دهنده وجود پارامتری قابل پیش بینی در دینامیک 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. و رد این فرضیه مهر تأییدی بر قابلیت پیش بینی پذیری سری بازدهی شاخص سهام به کمک مدل های غیرخطی (از جمله مدل بکار برده شده در این پژوهش) خواهد داشت. بنابراین آنچه در این تحقیق بررسی خواهد شد، وجود حافظه بلندمدت در شاخص صنعت پتروشیمی و مقایسه مدل‌های مختلف در پیش بینی بازدهی شاخص قیمت و بازده نقدی این صنعت است.

دو سوال کلی که این پژوهش به دنبال پاسخ گویی به آن‌ها می‌باشد عبارتند از: ۱- آیا بازده شاخص صنعت پتروشیمی بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلندمدت هستند؟ و ۲- آیا دقت پیش بینی بازده شاخص صنعت پتروشیمی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدلی که حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرد، بیشتر از مدلی است که حافظه بلندمدت را در نظر نمی‌گیرد؟

با توجه به سوال‌های مطرح شده، فرضیه‌های این پژوهش عبارتند از:

۱) بازده شاخص صنعت پتروشیمی بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلندمدت است.

۲) دقت پیش بینی بازده شاخص صنعت پتروشیمی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدلی که حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرد، بیشتر از مدلی است که حافظه بلندمدت را در نظر نمی‌گیرد.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

مفهوم حافظه بلندمدت

حافظه بلندمدت، بیانگر یک وابستگی قوی میان مشاهدات دور در یک سری زمانی می‌باشد.

ویژگی حافظه بلندمدت را می‌توان به روش‌های بسیاری تعریف نمود. در صورتی که سری زمانی y_t را با تابع خودهمبستگی ρ_j در وقفه j در نظر بگیریم، بر اساس مک لیود و هیپل (۱۹۷۸) فرایند y_t دارای حافظه بلندمدت خواهد بود اگر مقدار $\lim_{n\to\infty}\sum_{j=-n}^{n}|\rho_j|$ نامتناهی باشند. فرآیند مانای y_t دارای حافظه بلندمدت نامیده می‌شود اگر کوواریانس میان y_t و y_{t-j} با افزایش سرعت j با سرعت آهسته‌کاهش یابد. بطور مشخص، تابع خودهمبستگی ρ_j در وقفه j را می‌توان به صورت زیر تخمین زد:

$$\rho_j \cong kj^{d-1}$$

مثبت وقتی که d و kبرای مقادیر ثابت غیرصفر $j \to \infty$

یعنی تابع خودهمبستگی در نرخ هذلولی و نه با نرخ سریع نمائی که مشخصه فرآیندهای با حافظه کوتاه مدت همچون فرایند ARMA است، کاهش می‌یابد.

آزمون‌های شناسایی حافظه بلندمدت

مهمترین قدم در برآورد یک مدل با ویژگی حافظه بلندمدت بررسی وجود این ویژگی در سری‌های مربوطه است. شناسایی وجود حافظه بلندمدت از طریق تکنیک

هایی نظیر آزمون‌های GPH و R/S و ... امکان‌پذیر می‌باشد که توضیح آن در بخش روش پژوهش ارائه خواهد شد.

۲-۲ - پیشینه ی پژوهش

پژوهشهای بسیاری به بررسی وجود حافظه بلندمدت در بازده دارائی‌های مالی پرداخته‌اند. مندلبروت[۱] (۱۹۷۱) اولین کسی بود که ایده وجود حافظه بلندمدت در بازده دارائی‌ها را مطرح کرد. گرین[۲] و فیلیتز[۳] (۱۹۷۷) با استفاده از آماره R/S کلاسیک، بازده روزانه شاخص بورس نیویورک را مورد مطالعه قرار دادندو شواهد قوی مبنی بر وجود حافظه بلندمدت درآن یافتند. لو[۴] (۱۹۹۱) نتایج پژوهشهای آن دو را با استفاده از آماره R/S تعدیل شده مورد تردید قرار داد و رد کرد. لو آماره R/S را طوری تغییر دارد که این آماره دینامیک حافظه کوتاه مدت را در نظر می‌گرفت. او نتیجه گرفت که شواهد روشنی مبنی بر وجود حافظه بلندمدت در بازده شاخص بورس نیویورک موجود نمی‌باشد.

گرنجر و جویکس[۵](۱۹۸۰) مدل میانگین متحرک انباشته جزئی خودهمبسته (ARFIMA[۶])را به منظور توضیح حافظه بلندمدتی که در میانگین شرطی مشاهده کرده بودند، از طریق بسط مدل متداول ARIMA[۷] ارائه کردند.

کراتو و دلیما (۱۹۹۴) با استفاده از روش GPH که توسط جویک و پورتر– هاداک (۱۹۸۳) ابداع شده بود، وجود حافظه بلندمدت را در شاخص سهام بورس نیویورک بررسی کردند و این ویژگی را هم در بازده و هم در واریانس شرطی آن تایید کردند. بارکولاس و باوم [۸](۱۹۹۶) به جای استفاده از آماره R/S از روش GPH که توسط جویک و پورتر – هاداک (۱۹۸۳) ارائه شده بود، برای آزمون حافظه بلندمدت در بازده شاخص، بازده شاخص صنعت و همچنین بازده سهام شرکت‌های حاضر در شاخص داوجونز استفاده کردند. اگر چه آن‌ها شواهدی مبنی بر وجود حافظه بلندمدت در شاخص سهام نیافتند، ولی برخی از شواهد وجود حافظه بلندمدت را در بازده پنج شرکت مشاهده نمودند و در خصوص سه شرکت مورد بررسی شواهدی مبنی بر وجود حافظه میان مدت در بازده سهام آنها یافتند. این نتایج شباهت‌ها و تفاوت‌هایی را میان حافظه بلندمدت در میان سری‌های زمانی شرکت‌های مختلف نشان داد که این شواهد پیشنهاد می‌داد که حافظه بلندمدت در حالی که وجود دارد، در شاخص به دلیل تلفیق، اثرش از بین می‌رود. با این حال نتایج پژوهشهای آن‌ها بر روی داده‌های تجمیع شده و تجمیع نشده شواهد قانع کننده‌ای بر ضد یک مدل ساده مارتینگل ارائه ندادند. گرو – کارلیس[۹](۲۰۰۰) به مطالعه رفتار بازده روزانه پنج شاخص سهام: داوجونز از ژانویه ۱۹۲۷ الی سپتامبر ۱۹۹۹، S & P500 از دسامبر ۱۹۲۷ الی نوامبر ۱۹۹۹، شاخص FTSE از سپتامبر ۱۹۹۳ الی سپتامبر ۱۹۹۹، شاخص NIKKET از ژانویه ۱۹۷۳ الی نوامبر ۱۹۹۹ و همچنین شاخص سهام بورس مادرید (IGBM) از نوامبر ۱۹۸۵ الی سپتامبر ۱۹۹۹، پرداخت. گرو – کارلیس (۲۰۰۰) برای بررسی وجود حافظه بلندمدت از آزمون‌های R/S، R/S تعدیل شده، آزمون تفاضل جزئی GPH و همچنین تخمین حداکثر درست نمائی ARFIMA استفاده نمود و شواهد ضعیفی از وجود حافظه بلندمدت در سری زمانی بازده یافت و پژوهشهای او بر روی توان دوم و همچنین قدرمطلق بازده بیانگر وجود شواهد قوی ماندگاری نوسانات بود. دلیل استفاده گرو – کارلیس (۲۰۰۰) از قدرمطلق و توان دوم بازده آن بود که سرمایه‌گذاران تنها تحت تأثیر روند مثبت یا منفی شدن بازده‌شان هستند، بلکه اندازه تغییرات، فاکتور مهمتری بر تصمیمات آن‌ها در مقایسه با روند تغییر علامت بازده می‌باشد. در مطالعات پیشین نیز گرنجر و دینگ [۱۰](۱۹۹۳) پیشنهاد استفاده از توان دوم بازده به عنوان معیار ریسک را داده بودند. نتیجه نهائی پژوهشهای گرو – کارلیس (۲۰۰۰) با استفاده از آزمون‌های R/S، R/S تعدیل شده، آزمون تفاضل جزئی GPH بیانگر عدم وجود شواهدی مبنی بر ویژگی حافظه بلندمدت در بازده شاخص‌های مورد بررسی بود و همچنین آزمون ARFIMA شواهد ضعیفی از وجود حافظه بلندمدت در شاخص‌های مورد بررسی ارائه می‌داد. نتیجه بررسی سری زمانی توان دوم بازده و همچنین قدرمطلق بازده شاخص‌های مورد بررسی بیانگر شواهد قوی وجود حافظه بلندمدت بود. همچنین نتایج پژوهش او بیانگر این بود که قدرمطلق بازده شواهد وجود حافظه بلندمدت قوی‌تری را نسبت به توان دوم بازده ارائه می‌داد.

مان[۱۱] (۲۰۰۳) به بررسی عملکرد مدل ARMA با مرتبه پایین در پیش بینی سری زمانی با حافظه بلندمدت با ساختار $-0.5 < d < 0.5$, ARFIMA (0,d,0) پرداخت. او نتیجه گرفت که در صورتی که مایل به پیش بینی کوتاه مدت باشیم مدل ARMA (2,2) قادر به پیش بینی مناسب و قابل رقابت با مدل ARFIMAخواهد بود و زیان کارایی این مدل بسیار کوچک است. به دلیل آنکه سادگی و پیاده-سازی آسان مدل ARMA قابل مقایسه با یک مدل ARFIMA (0,d,0) توسط یک مدل از مرتبه پایین ARMA نتایج بسیار جالب و کاربردی را ارائه خواهد کرد. ارزیابی او نشان می‌داد که واریانس خطای پیش بینی این مدل حداکثر ۰،۶٪ بالاتر از مدل صحیح در پیش بینی‌های

یک مرحله جلوتر و حداکثر ۲،۸٪ بالاتر در پیش بینی ۲۰ مرحله جلوتر است. با این حال، او نتیجه گرفت هنگامی که در یک سری زمانی بسیار پایدار، با استفاده از مدل ARMA قصد داریم پیش بینی‌های بلندمدت انجام دهیم لازم است احتیاط بیشتری به خرج دهیم. به طور مشخص نتایج این پژوهش نشان می‌دهد هنگامی که d=0.495 باشد زیان کارایی در پیش بینی ۶۰۰- مرحله جلوتر نزدیک ۵۰٪ می-باشد.

در پژوهشهایی که تاکنون به آن‌ها اشاره شده، شواهد کمی مبنی بر مفید بودن مدل‌های حافظه بلندمدت برای پیش بینی سری‌های زمانی ارائه گشته است، بهاردواج و سوانسون (۲۰۰۴)، به مطالعه تجربی جامعی در خصوص قابلیت پیش بینی مدل‌های حافظه بلندمدت پرداختند. آن‌ها با استفاده از تحلیل میانگین توان دوم خطاهای تخمین (MSFE[۱۲]) آزمون دقت پیش بینی دیبولد و ماریانو (۱۹۹۵) و آزمون دقت پیش بینی کلارک و مک کراکن، دقت پیش بینی مدل‌های مختلف سری زمانی را در دوره‌های زمانی مختلف (۱ روز جلوتر، ۱ هفته جلوتر، ۱ ماه جلوتر، ۶ ماه جلوتر و ۱ سال جلوتر) با استفاده از روش پنجره غلطان و روش آزمون بازگشتی بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که مدل تخمین زده شده ARFIMA منجر به تقریب‌هایی از فرآیند واقعی تولید داده‌ها (که ناشناخته است) می‌شود که معمولا می‌تواند پیش بینی‌های خارج نمونه‌ای بهتری در مقایسه با مدل‌های GARCH[۱۳], ARMA, MA, AR و مدل‌های مشابه داشته باشد. بهاردواج و سوانسون (۲۰۰۴) از تبدیلات مختلفی از بازده (قدرمطلق بازده، توان دوم بازده و لگاریتم توان دوم بازده) در پژوهشهایشان استفاده کردند تا از تأثیر این تبدیلات بر نتایج پژوهشهایشان جلوگیری شود. داده‌های پژوهش آن‌ها عبارت بود از: شاخص S & P500 (۲۰۱۰۵مشاهده)، ۴۹۵۰ مشاهده از شاخص‌های NIKKE1225. DAX, FTSE1 و Hang و همچنین از ۲۱۵ متغیر کلان اقتصادی ماهیانه ایالات متحده در فاصله زمانی ۱۹۵۹ الی ۱۹۹۸ که در پژوهش استاک و واتسون (۲۰۰۲) نیز استفاده شده بود. در بررسی داده‌های شاخص S&p500 هنگامی که از تمامی ۲۰۱۰۵ مشاهده برای برآورد d با استفاده از چهار روش آزمون GPH، برآوردگر وایتل (WHI) دامنه مقیاس بندی شده (RR) استفاده کردند، نتایج برآورد d از طریق این چهار روش کاملا مشابه یکدیگر بود. این در حالی است که هنگامی که از نیمه اول داده‌ها به منظور برآورد d استفاده نمودند، نتایج چهار روش با یکدیگر اختلاف داشت (WHI:0.43, RR:0.31, AML: 0.31, GPH: 0.49).

همچنین هنگامی که از میان تمامی داده‌ها، یک نمونه تقریباً بزرگ را انتخاب کردند، نتایج d بدست آمده با نتایج d هنگامی که از کلیه داده‌ها استفاده کرده بودند، تفاوت داشت. این مشاهدات آن‌ها مطابق با نتایج پژوهش گرنجر (۱۹۹۹) بود که نشان می‌داد برآورد d می‌تواند در بازه‌های زمانی مختلف و یا اندازه‌های نمونه مختلف، متفاوت باشد و بطور کلی برآورد d اصلاً استوار نمی‌باشد یعنی نسبت به مشاهدات دورافتاده و نسبت به شکل (نوع) توزیع داده‌ها حساسیت دارد. برخلاف پژوهشهای تجربی پیشین، بهاردواج و سوانسون (۲۰۰۴) نتیجه گرفتند که مدل ARFIMA برای دوره‌های زمانی طولانی مدت معمولاً بسیار بهتر از مدل‌های ARMA, ARIMA, AR گام تصادفی در تخمین فرایند تولید داده‌های مورد بررسی عمل می‌کند. این یافته در داده‌های با مشاهدات با تعداد زیاد همچون بازده شاخص سهام بین‌المللی با تقریباً ۵۰۰۰ مشاهده قابل تشخیص‌تر بود. یافته دیگر پژوهش آن‌ها آن بود که برخلاف پژوهشهای پیشین که می‌گفتند مدل ساده ARIMA در پیش بینی سری زمانی نتایج بهتری نسبت به مدل با پارامترهای زیاد ARFIMA ارائه می‌کند، نتایج پژوهشهای آن‌ها خلاف این موضوع را بیان می‌کرد. همچنین در خصوص سری‌های زمانی با تعداد زیاد مشاهدات، نتایج روش‌های مختلف برآورد پارامتر d بسیار نزدیک به هم بود. در حالی که در خصوص تعداد کم مشاهدات همچون سری زمانی داده‌های کلان اقتصادی، خطای پیش بینی پارامتر d بر نتایج پیش بینی با استفاده از مدل ARFIMA تأثیر گذاشت.

در ایران نیز تحقیقاتی به بررسی وجود حافظه بلندمدت در بازده دارائی‌های مالی مثل شاخص کل بورس اوراق بهادار پرداخته است.

عرفانی (۱۳۸۷) وجود حافظه بلندمدت را با استفاده از سه روش در شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ارزیابی کرد که نتایج هر سه آزمون، وجود حافظه بلندمدت را تایید می کرد. وی در تحقیق دیگری (۱۳۸۸) دقت پیش بینی مدل های ARFIMA را با مدلهای ARIMA مقایسه کرد و به این نتیجه رسید که دقت مدل ARFIMA در پیش بینی بازده شاخص بیشتر است. همچنین شعرایی و ثنایی اعلم (۱۳۸۸) طی پژوهشی به بررسی وجود حافظه بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران و ارزیابی مدل هایی که حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرند می‌پردازند. در این پژوهش نتایج آزمون های آماری، وجود حافظه بلندمدت را در بازده و نوسان های شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران تا سطح اطمینان بالایی تایید می کنند و در ادامه نشان می‌دهد که مدل نسبتاً ساده ARMA در مقایسه با سایر مدل‌ها بهتر

می‌تواند بازده یک روز بعد شاخص را نشان دهد، ولی ARFIMA در بازه‌های طولانی تر عملکرد بهتری دارد. در پژوهش دیگری بر روی داده‌های بورس اوراق بهادار شعرایی و محمدی (۱۳۸۸) به این نتیجه دست یافتند که با داده‌های محدود و در کوتاه مدت مدل ARMA برآورد بهتری ارایه می‌دهد. در غیر اینصورت در صورت داشتن داده‌های فراوان ARFIMA پیش بینی دقیق تری ارایه می‌دهد. در پژوهشی دیگر در سال ۱۳۹۳، صالحی و زمانی مقدم در مقاله ای به بررسی وجود حافظه بلندمدت در سری بازدهی شاخص‌های بیمه، بانک، فراورده‌های نفتی و منسوجات در بورس اوراق بهادار تهران در دوره پنج ساله ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ پرداخته و نتیجه گرفته است که تمامی شاخص‌های نامبرده شده دارای حافظه بلندمدت هستند.

۳- روش تحقیق

۳-۱- مدل‌های سری زمانی

۳-۱-۱ مدل خودرگرسیون میانگین متحرک تفاضلی (ARIMA):

فرایند میانگین متحرک (MA) ساده‌ترین نوع از مدل‌های نوع میانگین در سری زمانی می‌باشد. در این فرایند نشان داده می‌شود که متغیر وابسته به طور مستقیم تحت تأثیر جزء اختلال و دوره‌های زمانی قبل جزء اختلال می‌باشد. معادله مرتبه q این فرایند ((MA(q) ، که معنی‌داری ضرایب آن نشان‌دهنده این می‌باشد که متغیر تا q دوره تحت تأثیر جزء اختلال می‌باشد، برای یک متغیر تصادفی به فرم زیر است:

$$Y_t = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \cdots + \theta_q u_{t-q}$$

در یک مدل خود رگرسیون مقدار جاری یک متغیر صرفاً وابسته به مقادیر قبلی آن به علاوه جمله خطا می‌باشد. مدل خود رگرسیون مرتبه P ((AR(p)) به فرم زیر است:

$$Y_t = \mu + \varphi_1 y_{t-1} + \theta\varphi_2 y_{t-2} + \cdots + \varphi_p y_{t-p} + u_t$$

فرم مدل خود رگرسیون میانگین متحرک مرتبه p و q ((ARMA(p,q) در ذیل آمده است. در این فرم متغیر وابسته هم تحت تأثیر عوامل دوره‌های قبل و هم تحت تأثیرجزء اختلال دوره‌های قبل و زمان فعلی می‌باشد و میزان این وابستگی مرتبه مدل را مشخص می‌کند:

$$Y_t = \mu + \varphi_1 y_{t-1} + \theta\varphi_2 y_{t-2} + \cdots + \varphi_p y_{t-p} + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \cdots + \theta_q u_{t-q} + u_t$$

برای تخمین پارامترهای مدل‌های میانگین از روش حداقل مربعات خطا و برای یافتن مقدار وقفه مناسب برای مدل‌ها از نمودارهای توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی استفاده می‌شود.

در صورتی که سری‌زمانی مورد بررسی دارای ریشه واحد بوده و ناپایا باشد و با d مرتبه تفاضل‌گیری پایاگردد(و آماده مدل‌سازی شود) مدل مورد نظر تبدیل به مدل ARIMA بفرم زیر در می‌آید:

$$\Delta_d Y_t = \mu + \varphi_1 \Delta_d y_{t-1} + \theta\varphi_2 \Delta_d y_{t-2} + \cdots + \varphi_p \Delta_d y_{t-p} + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \cdots + \theta_q u_{t-q} + u_t$$

پارامتر d در این معادله اهمیت زیادی دارد و در جلوتر نقش تعیین کننده آن در وجود حافظه بلند مدت توضیح داده خواهد شد.

۳-۱-۲-مدل خودرگرسیون میانگین متحرک جزئی(ARFIMA):

مدل ARFIMA حالت تعمیمی یافته مدل ARIMA برای مدل‌سازی فرایندهایی می‌باشد که دارای حافظه بلندمدت می‌باشند. این مدل از تعمیم مدل اولیه ARIMA(p,d,q) توسط گرنجر و جویکس(۱۹۸۰) و هوسکینگ (۱۹۸۱) بدست آمد. این مدل مهمترین و انعطاف‌پذیرترین گروه از مدلهای دارای حافظه بلندمدت است که میتواند رفتار پایدار و ناپایدار تولید کند. اگر فرایند مورد نظر فقط دارای حافظه بلندمدت باشد آنگاه مدل ARFIMA(p,d,q)همان حرکت براونی کسری است.

فرم کلی مدل ARFIMA به شکل زیر می‌باشد:

$$\Delta_d Y_t = \mu + \varphi_1 \Delta_d y_{t-1} + \theta\varphi_2 \Delta_d y_{t-2} + \cdots + \varphi_p \Delta_d y_{t-p} + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \cdots + \theta_q u_{t-q} + u_t$$

این فرمول دقیقا مشابه با فرمول قبل می‌باشد با این تفاوت که مقدار تخمین زده شده از پارامتر d وضعیت بلندمدت بودن و یا کوتاه مدت بودن حافظه سری زمانی را مشخص می‌کند.

به ازای ۰/۵>d>۰ فرایند دارای حافظه بلندمدت است. فرایندهای با حافظه بلندمدت پایداری بیشتری از خود نشان داده و تابع خودهمبستگی آن‌ها بسیار آهسته‌تر از تابع خودهمبستگی مدل‌های ARMA و ARIMA میرا می‌شود. به این نوع فرایندها اصطلاحا فرایندهای نویزسیاه هم گفته می‌شود.حافظه فرایند ARFIMA بشدت به مقدار عددی dو نحوه میرا شدن تابع خود همبستگی بستگی دارد. اگر d=۰/۵ باشد فرایند دارای نویز سفید می‌باشد. اگر d=1

باشد فرایند نویز قهوه‌ای نامیده می‌شود که با حرکت گام تصادفی در فرایندهای گسسته منطبق است (یعنی همان ریشه واحد). مقدار پارامتر d اگر در بازه (۰/۵ و ۰/۵-) قرار بگیرد مانا و معکوس پذیر نبوده و نوع خاصی از وابستگی را نشان می‌دهد، این حالت همان وجود حافظه بلند مدت در سری زمانی می‌باشد.

۳-۲-آزمون‌های آماری حافظه بلندمدت:

با توجه به خواص سری‌های زمانی با ویژگی حافظه بلندمدت ، آزمون‌های مختلفی برای تعیین وجود حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی ارائه شده است. در این بخش به معرفی R/S و آزمون GPH می‌پردازیم.

۳-۲-۱-آماره ی R/S:

یکی از بهترین آزمون‌های تشخیص حافظه بلندمدت و یا وابستگی با دامنه ی زیاد آزمون دامنه مقیاس بندی شده ، یا دامنه بر روی انحراف معیار و یا به شکل ساده آماره R/S می‌باشد که برای اولین بار توسط هارست (۱۹۵۱) ارائه و سپس توسط مندلبروت و همکارانش باز تعریف گشت. آماره R/S عبارت است از دامنه جمع جزئی انحرافات سری زمانی از میانگین آن که با انحراف معیارش باز مقیاس شده است . به طور مشخص برای سری زمانیY_t به ازای $t=1,2,\ldots,T$ آماره R/S به صورت ذیل تعریف می‌گردد:

$$Q_T = \frac{1}{S_T}\left[\max_{1\le k\le T}\sum_{j=1}^{k}(y_j-\bar{y}) - \min_{1\le k\le T}\sum_{j=1}^{k}(y_j-\bar{y})\right]$$

جاییکه $\bar{y}=\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}y_i$ و همچنین $S_T=\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T}(y_i-\bar{y})^2}$ و اگر yt متغیر نرمال i.i.d باشد، سپس $\frac{1}{\sqrt{T}}Q_T \Longrightarrow V$ به معنای همگرائی ضعیف و V دامنه ی پل براونی بر روی فواصل واحد است. لو(۱۹۹۱) نشان داد که آماره R/S برای وابستگی‌های با دامنه کوتاه استوار نیست. به منظور نشان دادن وابستگی‌های کوتاه مدت در Yt ، لو(۱۹۹۱) آماره R/S را به صورت زیر تعدیل کرد:

$$\tilde{Q} = \frac{1}{\hat{\delta}_T(q)}\left[\max_{1\le k\le T}\sum_{j=1}^{k}(y_j-\bar{y}) - \min_{1\le k\le T}\sum_{j=1}^{k}(y_j-\bar{y})\right]$$

جائیکه انحراف معیار نمونه با توان دوم تخمین واریانس بلندمدت نیووی- وست با پهنای باند q جایگزین شده است. لو(۱۹۹۱) نشان داد که در صورتی که در Yt حافظه کوتاه مدت وجود داشته باشد ولی حافظه بلندمدت نباشد، در این حالت نیز $\tilde{Q}_T$ به V (دامنه پل براونی) همگرا خواهد بود.

۳-۲-۲-آزمون GPH:

بر اساس نمایش فرآیند انباشته جزئی سری‌های زمانی با حافظه بلندمدت که درعبارت $y_t=(1-L)^{-d}\varepsilon_t$ = $B(L)\varepsilon_t$ (yt را می‌توان به صورت یک فرآیند MA از مرتبه بی نهایت در نظر گرفته شده) ارائه شده است، جیویک و پورتر- هادک (۱۹۸۳) یک روش نیمه پارامتریک را برای آزمون حافظه بلندمدت پیشنهاد کردند. به طور مشخص ، چگالی طیفی فرآیند انباشته جزئی yt به شکل زیر ارائه شد:

$$f(w)=\left[4\mathrm{Sin}^2\left(\frac{w}{2}\right)\right]^{-d} f_u(w)$$

جائیکه w فرکانس فوریه است و $f_u(w)$ چگالی طیفی متناسب با ut است. لازم به ذکر است که پارامتر تفاضل جزئی d را می‌توان با رگرسیون زیر تخمین زد:

$$\mathrm{Ln}\, f(w_j)=\beta-d\ln\left[4\mathrm{Sin}^2\left(\frac{w_j}{2}\right)\right]+e_j$$

برای $j=1,2,\ldots,nf(T)$ جیویک و پورتر- هادک (۱۹۸۳) با استفاده از تخمین دوره نگار f(wj) نشان دادند، تخمین حداقل مربعات d با استفاده از رگرسیون فوق در نمونه‌های بزرگ از توزیع نرمال برخوردار است اگر $0<\alpha<1$ و $nf(T)=T^{\alpha}$:

$$\hat{d}\sim N\left(d,\frac{\pi^2}{6\sum_{j=1}^{n_f}(U_j-\bar{U})^2}\right)$$

جائیکه $U_j=\ln\left[4\mathrm{Sin}^2\left(\frac{w_j}{2}\right)\right]$ و $\bar{U}$میانگین نمونه Uj ، $j=1,\ldots,nf$ می‌باشد. تحت فرض صفر عدم وجود حافظه بلندمدت (d=0) ، آماره t عبارت است از:

$$t_{d=0}=\hat{d}.\left(\frac{\pi^2}{6\sum_{j=1}^{n_f}(U_j-\bar{U})^2}\right)^{-\frac{1}{2}}$$

که دارای توزیع نرمال استاندارد محدود است.

۳-۳- معیارهای سنجش خطا:

در ادبیات اقتصادسنجی روش‌های بسیار گسترده‌ای برای مقایسه مقدار خطای مدل‌های مختلف وجود دارد. از جمله آن‌ها می‌توان به میانگین مربعات مجذورخطای مدل (MSE)[۱۴] اشاره کرد:

$$\mathrm{MSE}=\frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y}_i-Y_i)^2}{n}$$

در این فرمول Y_i مقدار واقعی سری زمانی درون نمونه، $\hat{Y}_i$ مقداربرازش‌داده شده درون نمونه و n اندازه نمونه مورد بررسی از سری‌زمانی است. ملاک برازندگی یک مدل نسبت به مدل‌دیگر با استفاده از این معیار کمتر بودن مقدار معیار در مدل برتر می‌باشد، زیرا نشان‌دهنده این می‌باشد که مقادیر واقعی از مقادیر برازش شده اختلاف کمتری دارند.

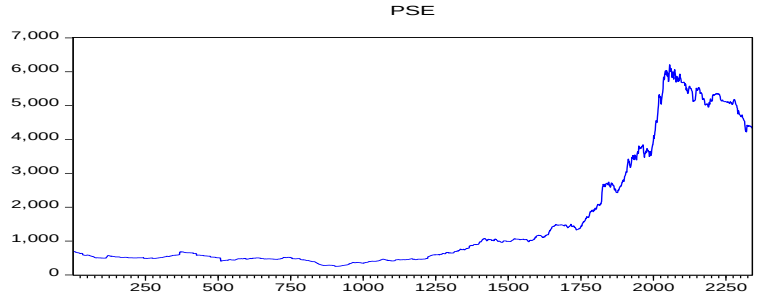
همچنین آزمون دیماریانو برای تعیین قدرت پیش‌بینی برآوردهای سری‌های زمانی معرفی گردیده است. این آزمون از میانگین مربعات خطا (MSE) در هر کدام از سری‌های

زمانی استفاده کرده و با متغیر S(1) معنی‌داری میانگین اختلاف دو مقدار MSE را آزمون می‌کند. فرض صفر این آزمون برابر این است که میانگین اختلاف برابر ۰ می‌باشد.

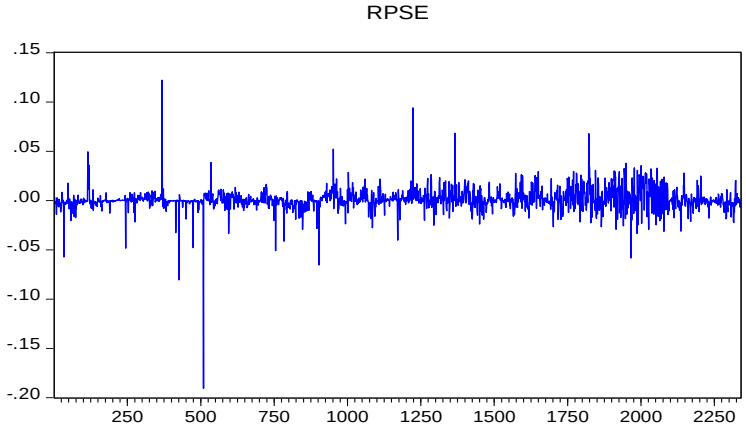
۴-نتایج

۴-۱-آمار توصیفی

نتیجه‌گیری مطلوب، حاصل تجزیه و تحلیل دقیق اطلاعاتی است که بر مبنای سوال اصلی تحقیق گردآوری شده است. بنابراین تجزیه و تحلیل اطلاعات به عنوان بخشی از فرآیند تحقیق علمی، یکی از پایه‌های اصلی هر مطالعه و بررسی است. هدف از تجزیه و تحلیل، درآوردن داده‌ها به شکل قابل فهم و تفسیر است. مفاهیم و ابزارهای آماری به صورت صریح یا ضمنی بخشی از فرآیند اکثر تحقیقات را تشکیل می‌دهند. نقش این مفاهیم و ابزارها را می‌توان هنگام تصمیم‌گیری در مورد گزینش آزمودنی‌ها، جایگزینی آنها در گروه‌های مختلف، توصیف داده‌های جمع‌آوری‌شده و تعمیم یافته‌های حاصل از مطالعه، مشاهده کرد. در شکل (۱) و (۲) به ترتیب روند سری‌زمانی شاخص و بازدهی صنعت پتروشیمی در دوره مدل‌سازی نمایش‌داده شده است.



شکل (۱) شاخص صنعت پتروشیمی در دوره مدل‌سازی



شکل (۲). بازده شاخص صنعت پتروشیمی در دوره مدل‌سازی

در جدول(۲) خلاصه اطلاعات آمارتوصیفی مربوط به بازده شاخص گروه پتروشیمی در دوره مدل‌سازی نشان داده شده است.

جدول (۱). خلاصه اطلاعات آمارتوصیفی بازده شاخص گروه پتروشیمی

نام سری زمانی	میانگین	انحراف معیار	میانه	کمینه	بیشینه	آماره جارک برا	مقدار احتمال
بازده شاخص پتروشیمی	۰/۰۰۰۸۴	۰/۰۱۰۷	۰	-۰/۱۹۰۵	۰/۱۲۲۱	۳۱۰۲۲۹/۸	۰/۰۰

محاسبات محقق

جدول (۲). آزمون پایایی دیکی‌فولر تعمیم‌یافته بازده شاخص گروه پتروشیمی

نام سری‌زمانی	آماره آزمون دیکی‌فولرتعمیم‌یافته	مقداراحتمال آماره‌آزمون	وضعیت پایایی
بازده شاخص	۱/۵۸۰	۰/۹۷۲	ناپایا
تفاضل مرتبه اول بازده شاخص	-۱۷/۴۶۱	۰/۰۰	پایا

محاسبات محقق

با توجه به جدول شماره ۱ بیشترین ضرر سرمایه‌گذاری در گروه پتروشیمی باتوجه به مقدار شاخص در دوره مدل سازی برابر ۱۹/۰۵-٪ و بیشترین سود سرمایه‌گذاری در ایندوره برابر ۱۲/۲۱٪ می‌باشد و متوسط ۰/۰۸٪ بازدهی داشته است. همچنین با توجه به آماره جارک- برا فرض عدم نرمال بودن سری‌زمانی بازده شاخص صنعت پتروشیمی در این دوره در سطح ۰/۰۵ رد شده و داده‌ها از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند.

۴-۲-پایایی سری‌های زمانی:

یک فرآیند تصادفی و یک سری زمانی به‌صورت موکد پایا می‌باشد، اگر توزیع آن در مسیر زمان تغییر نکند.

با توجه به جدول (۲) نتیجه گرفته می‌شود که سری‌زمانی بازده شاخص صنعت پتروشیمی در دوره مدل سازی ناپایا می‌باشد اما با یکبار تفاضل‌گیری پایا می‌گردد. لذا در ادامه برای مدل‌سازی حرکت بازده شاخص صنعت پتروشیمی از سری‌زمانی تفاضل مرتبه اول بازده شاخص پتروشیمی استفاده می‌گردد.

۴-۳-آزمون‌های حافظه بلندمدت:

قبل از مدل سازی سری‌های زمانی باید وجود حافظه بلندمدت در سری مورد نظر بررسی شود. در این بخش وجود حافظه بلندمدت در بازده شاخص صنعت پتروشیمی از طریق آماره R/S تعدیل شده و آزمون GPH بررسی شده اند.

۴-۳-۱-آماره R/S تعدیل شده:

نتایج آزمون وجود حافظه بلندمدت برای بازده شاخص در شکل زیر آورده شده است:

Test for Long Memory : Modified R/S Test

Null Hypothesis : no long-term dependence

Test Statistics:

3.3693**

* : significant at 5% level

** : significant at 1% level

Total Observ. : 2261

شکل(۳) آزمونR/S

همان طور که مشاهده می‌شود، فرض صفر (عدم وجود حافظه بلندمدت) در سطوح اطمینان ۹۵٪ و ۹۹٪ برای سری زمانی رد شده است، لذا بر اساس این آزمون بازده شاخص صنعت دارای حافظه بلندمدت است.

۴-۳-۲-آزمون GPH:

یکی دیگر از روش‌های بررسی وجود حافظه بلندمدت آزمون GPH است که توسط جیویک و پورتر- هاداک (۱۹۸۳) ارائه شده است.همان طور که مشاهده می‌شود مقدار آماره GPH برابر با ۲/۲۷۵۶ برآورد شده است. براین اساس، وجود حافظه بلندمدت در بازده شاخص در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. البته بر اساس این آزمون، وجود حافظه بلندمدت در سطح اطمینان ۹۹٪ قابل تأیید نیست.

Test for Long Memory : GPH Test

Null Hypothesis : d = 0

Test Statistics:

d 0.24

Stat 2.2756*

* : significant at 5% level

** : significant at 1% level

شکل(۴) آزمونGPH

۴-۴- مدل ARFIMA:

یکی از روش‌های بررسی وجود حافظه بلندمدت در یک سری‌زمانی مدل‌سازی میانگین متحرک انباشته جزئی خودهمبسته و بررسی پارامتر d در این مدل می‌باشد. علاوه بر این کراتو و ری(۱۹۹۶) بیان کردند که استفاده از مدل ARFIMA تنها زمانی منطقی است که مشاهدات سری‌زمانی مورد بررسی زیاد و سری قویا پایدار باشد. با توجه به این دلایل برازش مدل ARFIMA توجیه‌پذیر می باشد.جدول زیر نتایج مدل‌سازی ARFIMA برای سری‌زمانی بازده شاخص گروه پتروشیمی را نمایش می‌دهد.

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که مدل نهایی بازده شاخص گروه پتروشیمی ARFIMA(1,1,3) می‌باشد و مقدار آماره لگاریتم درستنمایی آزمون برابر ۷۰۸۸/۵۶۸ می‌باشد.مقادیر ضرایب خودرگرسیونی AR(1)،MA(2) و MA(3) به ترتیب برابر ۰/۹۹۷، ۰/۰۹۴- و ۰/۰۴۸- می‌باشد و AR(1) و MA(2) در سطح ۱٪ و MA(3) در سطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشد. ضریب t که ضریب روند نیز شناخته می‌شود با مقدار ۰/۰۰۱ در سطح ۱٪ معنی‌دار بوده و دلالت بر روند مانا بودن سری‌زمانی دارد. مهمترین پارامتر مورد

جدول (۳) نتایج برازش مدل ARFIMA بر بازده شاخص گروه پتروشیمی

ضرایب	مقدار	خطای استاندارد	آماره آزمون	مقدار احتمال آماره آزمون
T	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۳	۳/۳۱	۰/۰۰۱***
C	۵/۶۹۹	۰/۵۸۶	۹/۷۳	۰/۰۰۰***
AR(1)	۰/۹۹۷	۰/۰۰۱۴	۶۸۵/۰۲	۰/۰۰۰***
MA(2)	-۰/۰۹۴	۰/۰۲۳	-۴/۰۵	۰/۰۰۰***
MA(3)	-۰/۰۴۸	۰/۰۲۲	-۲/۲۱	۰/۰۲۷**
D	۰/۲۴۲	۰/۰۱۸	۱۳/۴۷	۰/۰۰۰***
σ^2	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰	۳۳/۶۲	۰/۰۰۰***
لگاریتمدرستنمایی	۷۰۸۸/۵۶۸		آماره کای-دو والد	۵۵۶۳۱۱/۷۳
			مقدار احتمال	۰/۰۰۰

محاسبات محقق

توجه این مدل‌سازی ضریب d می‌باشد که برای تشخیص وجود حافظه بلندمدت بکار می‌رود، همانطور که خروجی نمایش می‌دهد مقدار ضریب برابر ۰/۲۴۲ (بامعنی‌داری در سطح ۱٪) می‌باشد. بنابراین سری زمانی تفاضل مرتبه اول بازده شاخص گروه پتروشیمی پایا و دارای حافظه بلندمدت می‌باشد.

در نهایت بهترین مدل ARFIMA برازش داده شده بر سری زمانی بازده شاخص گروه پتروشیمی به فرم زیر می‌باشد:

$$D(y_t) = 5.699 + 0.001 * t + 0.997 * D(y_{t-1}) - 0.094 * \varepsilon_{t-2} - 0.048 * \varepsilon_{t-3} + 0.242 * d + \varepsilon_t$$

۴-۵-مدل ARIMA:

نتایج حاصل از براورد مدل ARIMA(1,1,2) در جدول ۴ آورده شده است.

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که مقدار ضریب ثابت مدل میانگین برابر ۰/۰۰۰۷،با خطای استاندارد ۰/۰۰۰۵۶ و آماره tبرابر ۱/۳۰ بوده و معنی‌دار نمی‌باشد. مقدار ضرایب AR(1)، MA(1)وMA(2) بترتیب برابر ۰/۹۵۷، -۰/۷۰۵ و -۰/۱۸۹ می‌باشد و همگی در سطح ۱درصد معنی‌دار می باشند. مدل میانگین با ضرایب براورد شده بفرم زیر نمایش داده می‌شود:

$$d(y_t) = 0.957d(y_{t-1}) - 0.705\varepsilon_{t-1} - 0.189\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$

مقدار درستنمایی لگاریتمی در مدل براوردشده برابر ۷۷۶۴/۱۸ و آماره کای‌دو والد نیز برابر ۸۵۴۴/۶۶ و در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد.

۴-۶- پیش‌بینی:

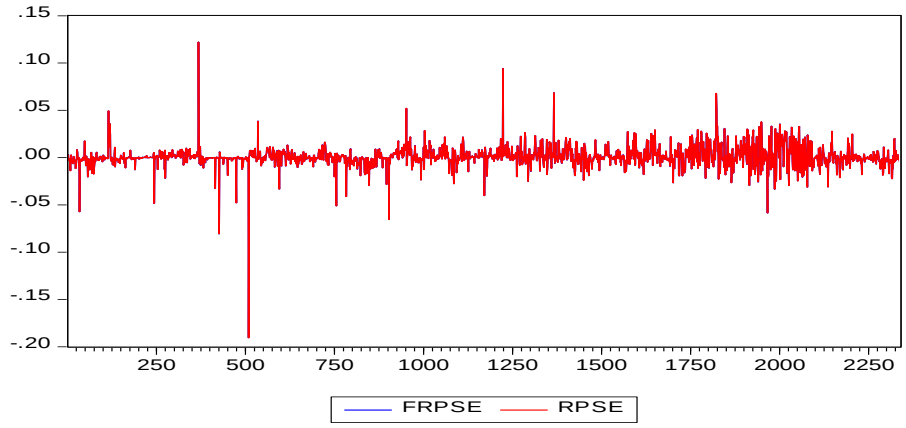
در نمودارهای زیر مقادیر برازش‌داده‌شده مدل ARFIMAبا مقدار واقعی بازده شاخص و همچنین مقادیر برازش داده شده مدل ARIMA با مقدار واقعی بازده شاخص در دوره مدل‌سازی نمایش داده شده است.

از دو شکل ۵ و ۶ این‌گونه استنباط می‌گردد که پیش بینی دو مدل تفاوت چندانی با هم ندارند. در نهایت قدرت پیش‌بینی مدل‌های بکاربرده شده در این مقالهبا استفاده از آزمون دیبولد و ماریانوسنجیده و بایکدیگر مقایسه شده است تا در نهایت بتوانیم مدل برتر در پیش‌بینی بازده شاخص پتروشیمی را تشخیص دهیم.

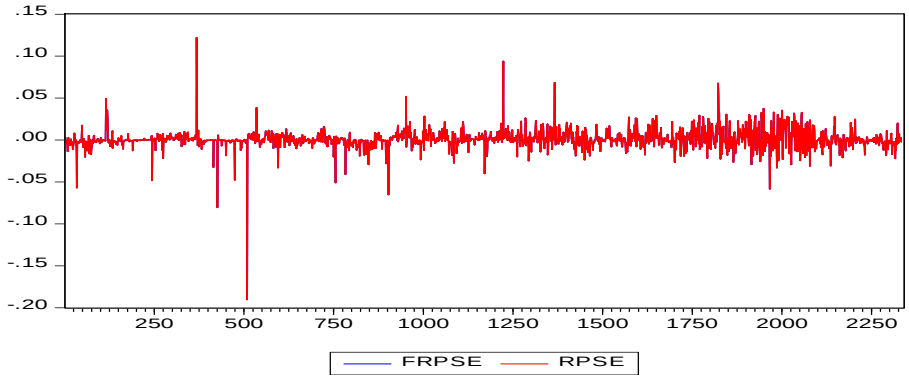
جدول(۴) نتایج برازش مدل ARIMA(1,1,2) از بازده شاخص گروه پتروشیمی

ضرایب	مقدار	خطای استاندارد	آماره آزمون	مقدار احتمال آماره آزمون
C	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۵۶	۱/۳۰	۰/۱۹۲***
AR(1)	۰/۹۵۷	۰/۰۱۸۱	۵۲/۷۸	۰/۰۰۰***
MA(1)	-۰/۷۰۵	۰/۰۲۱	-۳۳/۶۰	۰/۰۰۰***
MA(2)	-۰/۱۸۹	۰/۰۱۵	-۱۱/۹۷	۰/۰۰۰***
σ	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰	۳۸۷/۱۴	۰/۰۰۰***
لگاریتم درستنمایی	۷۷۶۴/۱۸		آماره کای-دو والد	۸۵۴۴/۶۶(۳)
			مقدار احتمال	۰/۰۰۰

محاسبات محقق



شکل(۵) مقادیرپیش‌بینی بازده شاخص صنعت پتروشیمی با مدل ARFIMA در دوره نمونه‌گیری



شکل(۶) مقادیرپیش‌بینی بازده شاخص صنعت پتروشیمی با مدل ARIMA در دوره نمونه‌گیری

با توجه به جدول (۵) مقادیر معیار میانگین مربعات خطا تفاوت معنی‌داری در قدرت پیش‌بینی مدل‌های ARFIMA و ARIMA در دوره مدل‌سازی بازده شاخص گروه محصولات پتروشیمی وجود ندارد.

جدول (۵) نتایج آزمون دی ماریانو برای تعیین قدرت پیش‌بینی

مدل	MSE
ARFIMA	۰/۰۰۰۱۰۵۸
ARIMA	۰/۰۰۰۱۰۵۹
ARFIMA-ARIMA	۰/۰۰۰۰۰۰۰۹۵
S(1)	۰/۴۷۴۸ (۰/۶۳۴۹)

۵-جمع‌بندی

در دودهه اخیر، پیچیدگی و تنوع ابزارهای مالی گسترش چشمگیری داشته و بازارهای سرمایه را به شدت تحت تاثیر خود قرار داده است. پیشرفت تکنولوژی کامپیوتر، همراه با پیشرفت شبکه ارتباطات، انتقال اطلاعات لحظه به لحظه درباره قیمت، تغییرات اوراق بهادار، تغییرات در بازده شاخص‌های بازار و دیگر اطلاعات ضروری سرمایه‌گذاران را تسهیل نموده است. فراهم بودن بستر دسترسی سریع و آسان به تمامی اطلاعات مورد نیاز در بازار سهام زمینه را برای رشد توسعه مدل‌های تخمین و پیش‌بینی آینده حرکت قیمت سهام، و در دید بالاتر شاخص قیمت گروه‌های مختلف موردمعامله را فراهم نمود. در سال‌های اخیر شاهد رشد فرهنگ سرمایه گذاری در بازار سهام در بین عموم مردم و بکارگیری روش‌ها و ابزارهای تحلیل قیمت سهام و شاخص در بازار سهام باهدف سودآوری هستیم.بنا براهمیت پیش‌بینی در بازارهای مالی، روش‌های زیادی برای پیش-بینی در ادبیات اقتصادسنجی ارائه و به‌کار گرفته‌شده است. یکی از مدل هایی که در دهه گذشته در پیش‌بینی سری های زمانی مورد توجه قرار گرفته است مدل ARFIMA است که با استفاده از حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی به پیش بینی می‌پردازد. حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی به خصوص به اصل سوم تحلیل‌گران تکنیکال که مخصوصا برای سری‌های زمانی قیمت و شاخص در بازار سهام بیان شده، نزدیکی بالایی دارد. این اصل بیان می‌کند که "تاریخ تکرار می‌شود" واین به این معنی است که حرکت قیمت سهام و بالتبع شاخص‌های قیمت در بازارسهام از الگوهای خاصی پیروی کرده و این الگوها در طول زمان

تکرار می‌شود. این الگوها عموما غیرخطی بوده و مدلسازی حافظه بلندمدت،که تبلور تکرار الگو در سری زمانی می‌باشد ، با استفاده از روش‌های خطی در برخی از موارد از دقت کمتری برخوردار است. با توجه به مطالب بیان شده استفاده از مدل ARMA که یکی دیگر از مدل‌های خطی پرکاربرد در پیش‌بینی سری‌زمانی می‌باشد با تردید رو به رو است.

بازار سهام نقش عمده‌ای در شکوفایی و رونق اقتصاد یک کشور دارد و صنعت پتروشیمی هم که به عنوان با اهمیت ترین صنعت مرتبط با نفت و انرژی نیز در داخل فراوان موردتوجه قرارگرفته است.از همین رو، در این پژوهش ابتدا وجود حافظه بلند مدت در شاخص گروه پتروشیمی در بازار اوراق بهادار را مورد آزمون قرار داده و سپس بررسی کرده ایم که آیا مدل ARFIMA ،که ویژگی حافظه بلند مدت را در پیش‌بینی سری‌زمانی در نظر می‌گیرد، قدرت پیش‌بینی بیشتری در کل نسبت به مدل ARIMA دارد یا خیر.

درپایان نیز مشخص شد با توجه به معیارهای مورد بررسی در این پژوهش، بطور کلی مدل ARFIMA خطای کمتری در پیش‌بینی بازده شاخص پتروشیمی نسبت به مدل ARIMA داشته است. ولی از آنجایی که تفاوت چندانی در MSE مدل‌ها دیده نمی شود، می‌توان نتیجه گرفت که چون استفاده از مدل ARFIMA نیازمند دقت زیادی در این زمینه است و با در نظر گرفتن مشکلات برآورد ضرایب مدل ARFIMA و همچنین سادگی مدل ARMA ، استفاده از مدل ARIMA منطقی تر است. در ضمن می‌توان با استفاده از نتایج این پژوهش بر نتایج پژوهش کارتو و ری که در سال ۱۹۹۶ انجام داده اند و در پیشینه آمده است نیز صحه گذاشت.

منابع

اندرس، ۱۳۸۹، اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، جلد اول، ترجمه دکتر مهدی صادقی شاهدانی، سعید شوال پور، انتشارات دانشگاه امام صادق.

جانستون، ج.، دیناردو، ج.، ۱۳۸۹، روش‌های اقتصادسنجی، ترجمه: اهرابی، فریدون، خسروی‌نژاد، علی‌اکبر، انتشارات نورعلم.

عرفانی، علیرضا (۱۳۸۸). پیش بینی شاخص کل، بورس اوراق بهادار تهران با مدل ARFIMA. تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، دوره ۸۶.

کشاورزحداد، غلامرضا و موسی اسمعیل زاده (۱۳۸۹). مدل سازی سری زمانی برای پیش بینی تلاطم در بازدهی سهام شرکت سیمان تهران ، دانشگاه تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، تابستان.

اکبرکمیجانی، اسماعیل نادری (۱۳۹۱). مقایسه قابلیتهای مدلهای مبتنی بر حافظه بلندمدت و مدلهای شبکه عصبی پویا در پیش بینی بازدهی بورس اوراق بهادار تهران. فصل نامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره پانزدهم.

مهدی صالحی، سمانه زمانی مقدم (۱۳۹۳). بررسی وجود حافظه بلندمدت در شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران و تاثیر آن بر تئوری بازار کارا از نوع ضعیف.

Barkoulas, J. T. and C.F. Baum (1996), "Long Term Dependence in StockReturns", Economics Letters, vol. 53, no. 3, pp. 253-259.

Campbell, J. Y., A.W. Lo, and A.C. MacKinlay (1997), "The Econometricsof Financial Markets", Princeton University Press.

Ewing, B.T. (2002), "The Transmission of Shocks among S&P Indexes",Applied Financial Economics, vol. 12, no. 4, pp. 285-290.

Geweke, J. and S. Porter-Hudak (1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", Journal of Time Series Analysis, pp. 221-238.

Granger, C. and Z. Ding (1996), "Varieties of Long Memory Models",Journal of Econometrics, vol. 73, issue. 1, pp. 61-77.

Greene, M. and B. Fielitz (1977), "Long Term Dependence in CommonStock Returns", Journal of Financial Economics, vol. 4, issue. 3, pp. 339-349.

Hamilton J. D. (1994), "Time Series Analysis", (Princeton University Press)

Harris, R. (2005), "Return and Volatility Spillovers between Large andSmall Stocks in the UK", Journal of Business Finance & Accounting,vol. 33, no. 9-10, pp. 1556-1571.

Crato, N., & PJ, D. L. (1994). Long- Range dependence in the conditionalvariance of stock returns. Econom.Letters,45(3),pp. 281-285.

Grau-Carles, P. (2000). Empirical Evidence of Long-Range Correlationsin Stock Returns. Physica A: Statistical Mechanics and itsApplications,Volume 287, Issues 3-4, pp. 396-404.

Kang, S.H., Cheong, C., Yoon, S.M.(2010). Long memory volatility inChinese stock markets, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, Vol. 389, Issue. 7,pp. 1425-1433

یادداشت‌ها

[1] *Mandelbrot*
[2] *William H. Green*
[3] *Fielitz*
[4] *Andrew Lo*
[5] *Granger & Joyeux*
[6] *Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average*
[7] *Autoregressive Integrated Moving Average*
[8] *Barkoulas & Baum*
[9] *Grau - Carles*
[10] *Granger & Ding*
[11] *Man*
[12] *Mean Squared Forecast Error*
[13] *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*
[14] *Mean Square Error*