فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۲۹ بهار ۹۴ سال هشتم ــ تاریخ دریافت: ۹۳/۰۷/۱۵ ــ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۲/۰۱ ــ ص ۳۹- ۵۸

بررسی وجود حافظه بلند مدت در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر متغیرهای مؤثر بر آن با رهیافت ARFIMA-GARCH

مجتبی بهمنی[۱] / راضیه ملایی[۲]

چکیده

طی دهه گذشته، فرآیندهای با حافظه بلندمدت، بخش مهمی از تجزیه وتحلیل سری‌های زمانی را به خود اختصاص داده‌اند. وجود حافظه بلندمدت در شاخص کل بورس کاربردهای مهمی در بررسی کارایی بازار، قیمت‌گذاری و انتخاب سبد دارایی دارد. بر این اساس در این مقاله ابتدا عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر شاخص کل بورس مشخص‌شده و سپس بردار بلندمدت آن با استفاده از روش خود رگرسیون برداری (VAR) برای دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۶۹) برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیر نرخ ارز حقیقی تأثیر مثبت و متغیرهای نقدینگی، نرخ سود بانکی و تورم تأثیر منفی بر شاخص کل بورس‌دارند.

سپس به بررسی آن در قالب یک مدل ARFIMA-GARCH به‌منظور بررسی وجود حافظه بلندمدت آن پرداخته‌شده است. بر اساس معادله برآورد شده ARFIMA (۰,۰.۲۴,۱) که به حافظه بلندمدت در شاخص کل بورس دلالت دارد، درنتیجه اگر شوکی بر سری شاخص کل بورس وارد شود، درجاتی از اثرات این شوک تا زمآنهای طولانی باقی خواهد ماند.

واژگان کلیدی: شاخص کل بورس، خود رگرسیون برداری (VAR)، حافظه بلندمدت، مدل ARFIMA[۳]، مدل GARCH[۴]

طبقه‌بندی موضوعی: E44,C22,G11

---

۱. استادیار اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان

۲. کارشناس ارشد دانشگاه شهید باهنر کرمان

۳. خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته جزئی

۴. خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری از عوامل مهم و کلیدی مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی کشورها محسوب می‌شود. جذب سرمایه‌های پراکنده و تخصیص بهینه آن‌ها به واحدهایی است که در جهت توسعه اقتصادی کشور و تأمین منافع سرمایه‌گذاران فعالیت می‌کنند، بر عهده بازارهای مالی هر کشور، به‌ویژه بازار سرمایه است. بازار سرمایه که در رأس آن بورس اوراق بهادار قرار دارد، ارتباط نزدیکی با ساختارهای اقتصادی کشور دارد. یکی از مسائلی که پیرامون بازارهای سرمایه مطرح است، چگونگی تعامل و تأثیرپذیری این رکن با دیگر ارکان نظام اقتصادی -که معمولاً به‌عنوان متغیرهای خرد و کلان اقتصادی مطرح می‌شوند- می‌باشد (Roll, et al., 1984).

در بورس‌های معتبر دنیا شاخص‌های متنوعی برای بررسی و تجزیه‌وتحلیل عملکرد آنها محاسبه قرار می‌گیرند که مهم‌ترین ابزار شناسایی بورس اوراق بهادار، شاخص کل بورس می‌باشد که همواره تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ تورم، نرخ ارز و ... در دوره‌های مختلف قرار داشته است و رکود و رونق اقتصادی بورس اوراق بهادار را به‌شدت تحت تأثیر قرار خواهد داد.

از این روی شناخت عوامل مؤثر بر شاخص کل بورس و نحوه تأثیرگذاری آنها، ازجمله مسائلی است که باید توسط پژوهشگران و متخصصین مورد بررسی قرار گیرد تا مدیران اقتصادی کشور بتوانند با سیاست‌گذاری‌های مناسب و صحیح موجبات رونق بازار بورس را فراهم کرده و زمینه رشد و شکوفایی اقتصادی را به وجود آورند.

همچنین وجود حافظه بلندمدت در شاخص کل بورس ازنظر تئوریکی و نیز تجربی موضوع بسیار مهمی است به این معنی که بین داده‌های آن حتی بافاصله زمانی زیاد همبستگی وجود دارد و می‌توان از بازده‌های گذشته به‌منظور پیش‌بینی بازده آینده استفاده نمود، ازاین‌روی یک منبع مهم اطلاعاتی برای ارزیابی وضعیت سهام و اخذ تصمیم صحیح است.

مدل‌های حافظه بلندمدت در شکل جمعی کسری را اولین بار گرنجر و جویکس (Granger& Joyeux, 1980) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی کردند. یک سری زمانی حافظه‌ی بلند را می‌توان با تابع خودهمبستگی (ACF)[1] آن‌که با نرخ هیپربولیک[2] (شبه هذلولی) کاهش می‌یابد، مشخص کرد. نرخ کاهشی هیپربولیک بسیار کندتر و آهسته‌تر از نرخ کاهشی تابع خودهمبستگی سری زمانی‌ای که حافظه کوتاه‌مدت دارد، می‌باشد.

1. Autocorrelation Function
2. Hyperbolic attenuation

بدین منظور در این مقاله ابتدا سعی شده است عوامل مؤثر بر شاخص کل بورس مشخص شود و روابط بلندمدت بین آنها با استفاده از روش اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری به دست آید. درصورتی‌که الگوی موردنظر دارای هم انباشتگی باشد از طریق الگوی تصحیح خطای برداری برآورد انجام می‌گیرد که درنتیجه آن روابط بلندمدت و بردارهای هم انباشته را با استفاده از آزمون یوهانسن-جوسیلیوس می‌توان به دست آورد. بعدازآن در قالب یک مدل ARFIMA-GARCH به بررسی وجود حافظه بلندمدت آن پرداخته می‌شود. بر این اساس در بخش دوم مقاله، به بررسی پیشینه تحقیقات اختصاص دارد؛ در بخش سوم مبانی نظری پژوهش بررسی می‌گردد. نتایج حاصل از الگوسازی در بخش چهارم ارائه می‌شود و سرانجام در بخش پنجم مباحث مذکور خلاصه و جمع‌بندی می‌شود.

۲-ادبیات موضوع

مدسن (Mudsen, 2002) به بررسی رابطه میان بازده سهام و متغیرهای کلان اقتصادی برای کشورهایOECD در بازه زمانی (۱۹۹۵-۱۹۶۲) با استفاده از روش فاما پرداخت. نتایج این تحقیق نشان از رابطه مثبت نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد درآمد ملی و رابطه منفی بهره و نرخ تورم با بازده سهام دارد.

چن و همکاران (Chan, et al., 2007) با بررسی اثر تغییر نرخ ارز بر بازار سهام غنا نشان دادند که ۵۵ درصد شرکت‌های مورد بررسی، تحت تأثیر تغییرات قیمت دلار آمریکا بودند که این رابطه ازلحاظ آماری معنی‌دار بود. اثر تغییرات نرخ دلار بر صنایع تولیدی و خرده‌فروشی شدیدتر بود، درحالی‌که صنعت مالی تحت تأثیر تغییرات نرخ دلار قرار نداشت. همچنین، این پژوهش نشان داد که بازده سهام بیشتر شرکت‌ها با تغییرات نرخ دلار رابطه مستقیم دارد.

آرمان و همکاران (Erman, et al., 2009) به بررسی رابطه شاخص بورس ترکیه و متغیرهای اقتصادی در آن کشور پرداختند. آنها با استفاده از مدل (ARDL) به تخمین مدل رابطه شاخص قیمت و شاخص تولیدات صنعتی، هزینه‌های مصرفی، سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده و نرخ تورم در طی دوره (۲۰۰۶-۱۹۸۷) در ترکیه پرداختند. نتایج پژوهش نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی و شاخص بازار بورس در ترکیه است.

یایا و همکاران (Yaya, et al., 2009) به بررسی عملکرد پیش‌بینی بین مدل‌های (ARMA) و (ARFIMA) در رابطه با نرخ ارز (پوند انگلستان، دلار آمریکا) بین سال‌های ۲۰۰۸ - ۱۹۷۱پرداختند.

با استفاده از آزمون دیکی فولر[1] غیر ساکن بودن سری زمانی در همه سطوح رد می‌شود اما آزمون (KPSS) وجود حافظه بلندمدت را تأیید می‌کند. همچنین با توجه به اینکه d=0.4956 به‌دست‌آمده نتایج ساکن بودن سری زمانی و وجود حافظه بلندمدت را تأیید می‌کند و درنهایت مدل (ARFIMA) بیانگر بهتری از واقعیت‌های اقتصادی جاری در این دو کشور می‌باشد.

الاگیدد (Alagidede, 2011) ، به بررسی رفتار بازده در بازارهای سهام آفریقا با به‌کارگیری مدل‌های دارای ویژگی حافظه بلندمدت پرداخته است. نتایج این تحقیق ضمن تأیید وجود ویژگی حافظه‌ی بلندمدت در داده‌های این بازار، وجود نوسانات خوشه‌ای و نیز اثرات اهرمی را در داده‌های موردبررسی نشان می‌دهند.

کیتیکاراساکون و همکاران (Kittiakarasakun, 2011) نیز با استفاده از مدل‌های ARFIMA-FIGARCH بازارهای سهام آسیا را که دارای توزیع پهن دنباله بوده‌اند را مورد تجزیه‌وتحلیل قراردادند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهند که این بازارها از ویژگی‌های مهم بازارهای مالی یعنی حافظه بلندمدت برخوردار هستند.

در مقاله‌ای که توسط سوانسون و همکاران (Swanson, et al., 2011) صورت گرفت به بررسی مقایسه بین مدل‌های حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت در رابطه با بازدهی سهام روزانه آمریکا پرداختند. آنها اثرات سیکل‌های تجاری را بر روی عملکرد پیش‌بینی مدل‌های ARFIMA,AR,MA,ARMA GARCH, STAR بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که سیکل‌های تجاری، اثری بر روی عملکرد پیش‌بینی مدل ARFIMA ندارد.

مهر آرا و همکاران (۱۳۸۸) با الگوسازی و پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و تعیین متغیرهای مؤثر بر آن پرداخته‌اند. یازده متغیر کلان اقتصادی مرتبط با بازار سرمایه به همراه وقفه‌های یک و دوماهه هرکدام از آنها و وقفه‌های متغیر وابسته، الگویی با ۳۵ متغیر ورودی را ایجاد کرد که نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهنده تأثیر قوی و معنادار شاخص قیمت زمین، هزینه مسکن، پایه پولی، کرایه،CPI، مسکن اجاره‌ای و قیمت جهانی نفت خام بر شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار است. در مقابل، بازار ارز خارجی و طلا، ارتباط کمتری با بازار سهام داشته است.

عرفانی (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های نرخ ارز در دوره زمانی (۱۳۸۲-۱۳۸۶)، به بررسی ویژگی حافظه بلند این شاخص با استفاده از مدلARFIMA پرداخته نتایج نشان می‌دهند که اولاً این سری زمانی از نوع حافظه بلند است و در حالت کلی به‌صورت ARFIMA(2,0.47,18) به‌دست‌آمده

1. Dickey-Fuller

است. همچنین مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل ARFIMA با مدل ARIMA، نشان می‌دهد که مدل ARFIMA از قدرت پیش‌بینی کنندگی بالاتری برخوردار است.

عظیمی و همکاران (۱۳۸۹) به تجزیه‌وتحلیل عوامل مؤثر بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران با استفاده از روش‌های انگل-گرنجر و جوهانسن-جوسیلیوس برای دوره زمانی (۱۳۸۷-۱۳۷۰) پرداختند. نتایج حاصل از برآورد تأییدکننده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها است و نشان‌دهنده رابطه مثبت تغییرات نرخ ارز، نرخ تورم، حجم پول و میزان تولیدات صنعتی بر تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و رابطه منفی تغییرات نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.

شعرایی و اعلم (۱۳۸۹) وجود حافظه بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران را در نظر گرفته‌اند. آن‌ها در این مقاله، دقت پیش‌بینی مدل‌هایی که ویژگی حافظه بلندمدت را در نظر نمی‌گیرند (GARCHوARMA) ، با مدل‌های مشابهی که این ویژگی را در نظر می‌گیرند (FIGARCH و ARFIMA)، به روش پنجره غلتان در بازه‌های زمانی مختلف را باهم مقایسه کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد مدل نسبتاً سادهARMA در مقایسه با سایر مدل‌ها، بهتر می‌تواند بازده یک روز بعد شاخص را پیش‌بینی کند؛ اما در پیش‌بینی بازده شاخص برای دوره‌های هفتگی، ماهانه، فصلی و شش‌ماهه، مدل FIGARCH همواره پیش‌بینی‌های دقیق‌تری ارائه کرده است.

مسلم آل بوسویلم و کریمی (۱۳۹۰) به بررسی تأثیر متغیرهای پولی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر بحران مالی (۲۰۰۷) با کمک روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های (۱۳۷۷-۱۳۸۷) پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای نقدینگی، نرخ ارز و نرخ سود سپرده‌های بانکی با یک دوره وقفه، رابطه معکوس با شاخص بورس داشته و نرخ سود سپرده‌های بانکی، سطح قیمت‌ها با یک وقفه و نرخ ارز با یک و وقفه در همان دوره رابطه‌ای مستقیم با شاخص بورس تهران دارند. بحران مالی، تأثیر منفی بر این رابطه برجای می‌گذارد.

کمیجانی و نادری (۱۳۹۱) به مقایسه قابلیت‌های مدل‌های مبتنی بر حافظه بلندمدت و مدل‌های شبکه عصبی پویا در پیش‌بینی بازدهی بورس اوراق بهادار تهران در بازده زمانی (۱۳۸۸-۱۳۹۰) پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که مدل شبکهٔ عصبی مصنوعی پویا در پیش‌بینی‌های خارج از نمونه، بر اساس معیارهای محاسبهٔ خطای پیش‌بینی میانگین مجذور خطا (MSE) و نیز معیار جذر میانگین مجذور خطا(RMSE) دارای عملکرد بهتری نسبت به مدل رگرسیونی غیرخطی ARFIMA می‌باشند.

در تحقیقات گذشته یا صرفاً به تجزیه‌وتحلیل عوامل مؤثر بر شاخص کل بورس پرداخته‌اند (مانند عظیمی و همکاران)، یا تنها به مقایسه مدل‌هایی که حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرند؛ بدون توجه به متغیرهای کلان اقتصادی که بر نوسآنهای شاخص کل بورس مؤثر هستند، پرداخته‌اند (مانند شعرایی و اعلم، ۱۳۸۹) و در هیچ تحقیقی به بررسی این دو موضوع باهم پرداخته نشده است درحالی‌که برای بررسی مدل‌هایی که حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرند لازم است ابتدا عوامل اثرگذار بر شاخص موردبررسی مشخص شوند و سپس به بررسی بلند بودن حافظه پرداخته شود تا مدل از صحت و اعتبار بالاتری برخوردار شود.

به همین جهت در این تحقیق سعی شده است ابتدا عوامل مؤثر بر شاخص کل بورس مشخص شود و اینکه آیا واقعاً رابطه بلندمدتی بین آنها وجود دارد یا خیر و سپس به بررسی حافظه بلندمدت شاخص کل بورس با استفاده از مدل ARFIMA-GARCH که یکی از رایج‌ترین روش‌ها برای اندازه‌گیری و سنجش حافظهٔ بازارها است، پرداخته‌شده است.

۳- مبانی نظری پژوهش

به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر قیمت سهام از دو نظریه استفاده می‌شود.

۳-۱- نظریه سبد دارایی

سبد دارایی عبارت است از سبدی که سرمایه‌گذار آن را با ترکیبات مختلفی از دارایی‌های مالی متنوع نگهداری می‌نماید. سرمایه‌گذاران مالی به دنبال این موضوع هستند که ترکیب بهینه‌ای از دارایی‌های مالی را در سبد دارایی خود نگهداری نمایند و بتوانند با انتخاب ترکیب مناسب به عایدی مورد انتظار دست یابند. ازآنجاکه افراد در سبد دارایی‌های خود ترکیبات مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده بانکی، اوراق قرضه، طلا و ارز را نگهداری می‌کنند. تغییرات حجم پول، نرخ ارز، نرخ سود بانکی و نرخ تورم تقاضای افراد برای نگهداری هر یک از این اجزا ازجمله تقاضا برای سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد که به‌نوبه خود قیمت سهام را متأثر می‌سازد؛ بنابراین ملاحظه می‌گردد که متغیرهای پولی تأثیر بسزایی بر رفتار خریداران سهام در بازار بورس اوراق بهادار دارد.

۳-۲- نظریه اساسی فیشر

معادله اساسی فیشر بیان می‌کند که نرخ بهره واقعی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم حاصل می‌شود.

به‌طوری‌که:

$$R_t^r = R_t^n - INF_t$$

که در آن: R_r نرخ بهره واقعی، R_n نرخ بهره اسمی و INF نرخ تورم است. فیشر چنین رابطه‌ای را برای بازدهی سهام نیز بیان می‌کند (Madsen,2002)، به‌طوری‌که

$$RS_t^r = RS_t^n - INF_t$$

که در آن: RS_r بازدهی واقعی سهام، RS_n بازدهی اسمی سهام است. بازدهی اسمی نیز برابر است با نرخ تغییرات قیمت سهام، به‌طوری‌که:

$$RS_t^r = d \ln PS_t$$

که در آن PS_t قیمت سهام است. با توجه به این معادله، فیشر مدل اقتصادسنجی زیر را معرفی و عنوان می‌کند که نرخ تورم بر بازدهی سهام تأثیرگذار است:

$$RS_t^r = \gamma_0 + \gamma_1 INF_t + U_t$$

فاما (Fama,1981) عنوان می‌کند که در معادله فیشر برخی متغیرهای کلان ازجمله نقدینگی و نرخ بهره نادیده گرفته‌شده است. فاما با در نظر گرفتن ارتباط بازار پول و سرمایه، برای اثبات ادعای خویش از تعادل بازار پول استفاده می‌کند. تعادل بازار پول چنین است:

$$\frac{M_t}{P_t} = M(Y_t, R_t)$$

که در آن M_t نقدینگی، P_t سطح عمومی قیمت‌ها، Y_t درآمد ملی و R_t نرخ بهره است؛ بنابراین فاما تقاضای پول زیر را معرفی می‌کند.

$$\ln(\frac{M_t}{P_t}) = \alpha_1 Y_t - \alpha_2 R_t$$

$$\ln P_t = -\alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 R_t + \ln M_t$$

که با دیفرانسیل‌گیری و با توجه به اینکه ($d \ln P_t = INF_t$) است.

$$INF_t = -\alpha_1 d \ln Y_t + \alpha_2 dR_t + d \ln M_t$$

سپس معادله قیمت سهام؛ با جایگزینی معادله بالا به‌جای تورم، بازنویسی می‌شود:

$$RS_t^r = \gamma_0 - \gamma_1\alpha_1 d \ln Y_t + \gamma_2\alpha_2 dR_t + \gamma_3 d \ln M_t + U_t$$

این رابطه به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$RS_t^r = \beta_0 + \beta_1 d \ln Y_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 d \ln M_t + U_t$$

به‌طوری‌که:

$$\beta_0 = \gamma_0, \beta_1 = -\gamma_1\alpha_1, \beta_2 = \gamma_2\alpha_2, \beta_3 = \gamma_3$$

سپس با استفاده از رابطه موجود بین بازده اسمی و بازده واقعی سهام

($RS_t^r = RS_t^n - INF_t$)

معادله فوق را به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$RS_t^n = \beta_0 + \beta_1 d\ln Y_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 d\ln M_t + \beta_4 INF_t + U_t$$

با توجه به اینکه ارزش درآمد ملی وابسته به ارزش پول ملی است که خود بستگی به قیمت نرخ ارز (ex) دارد، معادله فوق به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$RS_t^n = \beta_0 + \beta_1 d\ln EX_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 d\ln M_t + \beta_4 INF_t + U_t$$

که می‌توان این معادله را برای قیمت سهام به‌صورت زیر نوشت:

$$RS_t = \beta_0 + \beta_1 \ln EX_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln M_t + \beta_4 INF_t + U_t$$

با توجه به مطالب فوق می‌توان گفت شاخص بورس متأثر از متغیرهای نرخ ارز، نرخ سود بانکی، حجم نقدینگی و نرخ تورم می‌باشد.

۴- برآورد مدل

بر اساس نظریه فیشر و با کمک نرم‌افزار Eviews و با استفاده از متغیرهای فصلی ارائه‌شده طی دوره زمانی (۱۳۹۶-۱۳۹۰) و با استفاده از مدل VAR و آزمون یوهانسن-جوسیلیوس به بررسی رفتار متغیرهای اثرگذار بر شاخص کل بورس اوراق بهادار پرداخته می‌شود.

ازاین‌رو معادله زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد

$$LT_t = \beta_1 LM_t + \beta_2 R_t + \beta_3 P_t + \beta_4 LRER_t$$

که در آن

LT_t: لگاریتم شاخص کل بورس، LM_t: لگاریتم نقدینگی، R_t: نرخ سود بانکی پنج‌ساله، P_t: نرخ تورم

$LRER_t$: لگاریتم نرخ ارز حقیقی که این نرخ از رابطه زیر به دست می‌آید

$$RER = \frac{CPIir}{CPIus}.ER_t$$

که در آن

ER_t: نرخ ارز اسمی بازار آزاد، CPIir: شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران(100=1383)، CPIus : شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا(100=1383)

۴-۱- مدل خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته جزئی: (ARFIMA)

یکی از روش‌های نوینی که امروزه در سری‌های زمانی غیرخطی کاربرد زیادی دارد، فرایندهای انباشته‌ی کسری است. نقطهٔ آغازین ادبیات مربوط به فرایندهای انباشته کسری این حقیقت بوده است که بسیاری ازسری‌های اقتصادی و مالی نه I(0) هستند و نه I(1). آنها در وقفه‌های بسیار طولانی خودهمبستگی‌های معنی‌داری نشان می‌دهند که از آن به‌عنوان «میرایی هیپربولیک» نام‌برده می‌شود. وقتی از این سری یک‌بار تفاضل گیری شود، به نظر می‌رسد یک‌بار تفاضل گیری برای آن زیاد باشد. بانرجی و همکاران (Banerjee, et al., 2005) یک طبقه‌ی مفید از مدل‌ها برای یک سری زمانی که دارای رفتار حافظه‌ی بلندمدت است، استفاده از مدل‌های تعمیم‌یافته ARIMA است مدل‌های ARIMA سیستم نامانای همگن هستند که می‌توانند به‌وسیله تفاضل گیری متوالی از مشاهدات، مانا شوند. گرنجر و جویکس (1980) و هوسکینگ (Hosking, 1981) مدل اولیه ARIMA(p,d,q) را تعمیم دادند بطوریکه در مدل جدید d می‌توانست هر عدد حقیقی (صحیح یا غیر صحیح) را شامل شود. آنها مدل جدید را مدل خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته جزئی نامیدند. این مدل مهم‌ترین و انعطاف‌پذیرترین گروه از مدل‌های دارای حافظه بلندمدت است که می‌تواند رفتار پایدار و ناپایدار تولید کند.

مدل ARFIMA(p,d,q) دارای شکل کلی به‌صورت زیر است:

$$\Phi(L)(1-L)^d(y_t-\mu)=\Theta(L)\varepsilon_t, \varepsilon_t \approx iid(0,\sigma^2)$$

در این رابطه d پارامتر تفاضل گیری، μ می‌تواند هر نوع تابع معین[1] از زمان باشد L اپراتور وقفه است؛ بطوریکه $y_t=Ly_t$ چندجمله‌ای $\Phi(L)$ و $\Theta(L)$ نیز به ترتیب نشان‌دهنده مرتبه خود رگرسیونی (AR) و میانگین متحرک(MA) است. برای آنکه این فرایند معکوس‌پذیر و مانا باشد باید ریشه‌های $\Phi(L)=0$ و $\Theta(L)=0$ خارج از دایره‌ی واحد بوده و ریشه‌ی مشترک نداشته باشند. حافظه فرایند ARFIMA به‌شدت به مقدار عددی d و نحوه میرا شدن تابع خودهمبستگی دارد. به ازای $0<d<0.5$ این فرایند دارای حافظه بلندمدت است، به‌عبارت‌دیگر این فرایندها پایداری بیشتری را از خود نشان داده و تابع خودهمبستگی آنها بسیار آهسته‌تر از تابع خودهمبستگی ARMA و ARIMA میرا

1. Deterministic

می‌شوند. به‌منظور برقراری مدل ARFIMA سه مرحله باید طی شود. در مرحله اول باید ویژگی حافظه بلند بودن سری مورد بررسی قرارگرفته و پارامتر تفاضل‌گیری برآورد شود. در مرحله دوم سری اولیه تفاضل‌گیری کسری شود تا فرایند ARMA به دست آید و در پایان پارامترهایq وp با روش‌های مرسوم اقتصادسنجی به دست آید.

در یک مدلARFIMA مشکل اصلی تخمین پارامتر حافظه (d) است. روش‌های مختلفی برای تخمین این پارامتر پیشنهادشده است؛ که در این تحقیق از روش تحلیل دامنه استانداردشدهR/S استفاده‌شده است.

٤-١-١- تحلیل دامنه استانداردشده (R/S)

این روش که اولین بار توسط هنری (Hurst, 1951) معرفی و توسعه یافت تکنیکی است که به‌منظور آزمون وجود همبستگی‌ها در سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای مجموعه معینی از مشاهدات $(X_t, t\geq o)$ با میانگین $\overline{X}_n = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} x_t$ و واریانس نمونه‌ای $S_n^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(X_t - \overline{X}_n)^2$ برای دوره n، آماره R/S به‌صورت ذیل تعریف می‌شود.

$$R/S_{(n)} = \frac{1}{S(n)}\left[\underset{0\leq k\leq n}{Max}\sum_{t=1}^{k}(X_t - \overline{X}_n) - \underset{0\leq k\leq n}{Min}\sum_{t=1}^{k}(X_t - \overline{X}_n)\right]$$

برای هر n متفاوت یک $R/S_{(n)}$ متفاوت وجود دارد. بعدازآن که برای n های مختلف R /S(n) را محاسبه کردیم، مقدار H را با برآورد شیب معادله رگرسیونی زیر با روش کمترین توان‌های دوم به دست می‌آوریم.

$$LogR/S_{(n)} = LogC + H.Logn$$

سپس ضریب هرست (H) به‌صورت $Log[R/S]_n / [Log(n)]$ یا به‌صورت محاسبه‌ی ضریب شیب رگرسیونی که از رگرس کردن $Log[R/S]_n$ به Log(n) برای مقادیر مختلف n به دست می‌آید، تخمین زده می‌شود. اگر $0.5 \leq H \leq 1$باشد می‌توان نتیجه گرفت سری تحت بررسی ویژگی حافظه بلندمدت دارد. پیترز (1999)، رابطه H و d را به‌صورت d=H-1/2 معرفی کرده است.

٤-٢- خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH)

طی این سه دهه گذشته متخصصین اقتصادسنجی و محققان پی برده‌اند که بعضی از فرایندها، دارای ویژگی خوشه‌بندی تغییرات هستند. اگر گفته شود که یک سری دارای تغییرات خوشه‌ای است؛ یعنی که توزیع احتمال فراوانی آنها، چولگی و کشیدگی بیشتری نسبت به توزیع نرمال دارد. اولین مدل برای توضیح وابستگی از نوع تغییرات خوشه‌ای سری‌های زمانی توسط «انگل» (Engle, 1982) مطرح شد. وی مدل خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی (ARCH) را برای توجیه این نوع از وابستگی‌ها در سری زمانی مطرح کرد که در آن واریانس شرطی، میانگین وزنی مربع خطاهای پیش‌بینی گذشته می‌باشد:

$$h_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=0}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2}$$

(Bollerslev, 1986) مدل دیگری با عنوان مدل «خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته» (GARCH) را به‌صورت زیر ارائه داد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$$

که در آن h_t واریانس شرطی ε_t است. شرط لازم برای مثبت بودن واریانس شرطی مثبت بودن تمام ضرایب ε_{t-i}^2 و h_{t-i} هست؛ یعنی باید داشته باشیم $\alpha_i > 0, \forall i = 1,2,...,q$ و $\beta_i > 0, \forall i = 1,2,...,p$.

برای مدل GARCH (p,q) با مرتبه بالاتر، در صورتی واریانس شرطی به دست خواهد آمد که شرط زیر برقرار باشد:

$$1 - \sum_{i=1}^{q} \alpha_i - \sum_{i=1}^{p} \beta_i > 0$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

همچنین برای به دست آوردن مناسب‌ترین مدل GARCH یا ARCH از معیارهای آکائیک (AIC)یا شوارتز- بیزین (SBC) استفاده می‌شود.

٤-٣- بررسی مانایی

با توجه به این‌که معمولاً سری‌های زمانی در بررسی‌های اقتصاد کلان ناپایا هستند و ناپایایی آنها امکان بروز رگرسیون کاذب در مطالعات تجربی را فراهم میاورد، ازاین‌رو پایایی متغیّرها با استفاده

از آزمون ریشه واحد دیکی فولر[1]، دیکی فولر تعمیم‌یافته[2] و فیلیپس پرون[3] مورد آزمون قرارگرفته است. نتایج حاکی از آن است که تمامی متغیرها در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد دارای ریشه واحد بوده و در تفاضل مرتبه اول خودپایا هستند.

٤-٤-انتخاب وقفه بهینه VAR

در رابطه با بهره‌گیری از یک الگوی خود توضیح برداری (VAR) که مشتمل بر وقفه‌های تمامی متغیرهای موجود در الگو است، نکته بسیار حائز اهمیت، حصول اطمینان از درجه بهینه مدل (VAR) می‌باشد. برای تعیین تعداد وقفه بهینه مدل (VAR) از معیارهایی همچون آکائیک[4](AIC)، شوارتز بیزین[5](SBC)، حنان کوئین[6](HQ)، نسبت درستنمایی (LR) و نسبت درست نمایی تعمیم یافته (FPE) استفاده می‌گردد؛ که تعداد وقفه بهینه با توجه به معیار شوارتز، حنان کوئین، حاکی از یک وقفه برای برآورد الگوست.

جدول (۱): نتایج آزمون مربوط به تعیین تعداد وقفه بهینه مدل VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۱۲۹.۸۹۰	NA	۰.۰۰۱	۵.۲۸۹	۵.۴۷۹	۵.۳۶۲
۱	۱۹۶.۲۳۳	۵۷۵.۵۱۲	۰۲e-۰۹.۱	-۶.۵۱۸	-۵.۳۷۴*	-۶.۰۸۴*
۲	۲۲۱.۱۹۱	۳۹.۱۵۰	۰۵e-۰۹.۱	-۶.۵۱۷	-۴.۴۳۳	-۵.۷۲۰
۳	۲۳۴.۴۶۰	۱۸.۲۱۱	۸۰e-۰۹.۱	-۶.۰۵۷	-۳.۰۲۶	-۴.۸۲۸
۴	۲۹۸.۲۰۱	۷۴.۹۹۰*	۵e-۱۰*.۴	-۷.۵۷۵	-۳.۵۹۹	-۶.۰۵۹
۵	۳۲۷.۸۰۱	۲۹.۰۱۹	۹۸e-۱۰.۴	-۷.۷۵۱*	-۲.۸۳۲	-۵.۸۷۰

مأخذ= محاسبات تحقیق

٤-٥-برآورد الگوی بلندمدت

برای برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورداستفاده در مدل از آزمون یوهانسون- جوسیلیوس[7] استفاده می‌شود. برای برآورد مدل هم انباشتگی یوهانسون- جوسیلیوس ابتدا باید تعداد بردارهای هم

1. Dickey-Fuller (DF)
2. The augmented Dickey – Fuller (ADF)
3. Phillips – Perron Unit Root Test
4. Akaike information criterion
5. Schwarz Bayesian Criterion
6. Hannan-Quinn criterion
7. Johansen Cointegration Test

جمعی را به دست آورد. جهت به دست آوردن بردار یا بردارهای هم جمعی دو آزمون وجود دارد؛ آزمون تریس[1] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[2].

آزمون تریس برای تعیین تعداد بردار بلندمدت، حاکی از وجود یک بردار در بین متغیرهاست؛ بنابراین به‌منظور تحلیل ارتباط تمامی متغیرها در الگو، رابطه بلندمدت شاخص کل بورس به‌صورت زیر به‌دست‌آمده است.

$$LT_t = \underset{(2.008)}{-12.59}LM_t - \underset{(3.17)}{3.84}R_t - \underset{(0.01)}{0.032}P_t + \underset{(3.42)}{23.43}LRER_t$$

ضرایب برآورد شده نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. تفسیر ضرایب نیز چنین است؛ چنانچه در بلندمدت نقدینگی ۱ درصد افزایش یابد، شاخص کل بورس ۱۲.۵۹ درصد کاهش خواهد یافت که نشان‌دهنده اثر بسیار قوی و منفی این متغیر بر بازار بورس است. اگر نرخ ارز حقیقی ۱ درصد افزایش یابد، شاخص کل بورس ۲۳.۴۳ درصد افزایش خواهد یافت که بیانگر حساسیت بالای شاخص کل بورس به نرخ ارز حقیقی است. همچنین متغیرهای تورم و نرخ سود بانکی دارای تأثیرات منفی و اندک بر شاخص کل بورس می‌باشند و افزایش آنها به ترتیب موجب کاهش ۰.۰۳۲ و ۳.۸۴ واحد از شاخص کل بورس می‌شوند.

در ادامه به بررسی وجود حافظه بلندمدت شاخص کل بورس تخمینی با استفاده از مدل ARFIMA-GARCH پرداخته می‌شود.

٤-٦-تخمین مدل ARFIMA-GARCH

بعد از تعیین رابطه بلندمدت شاخص کل بورس؛ به بررسی آن در قالب یک مدل ARFIMA-GARCH به‌منظور بررسی وجود حافظه بلندمدت آن پرداخته می‌شود. برای برقراری مدل ARFIMA سه مرحله باید طی شود. در مرحله اول باید ویژگی حافظه بلند بودن سری موردبررسی قرارگرفته و پارامتر تفاضل گیری برآورد شود. در مرحله دوم سری اولیه تفاضل‌گیری کسری شود تا فرایند ARMA به دست آید و در پایان پارامترهای q و p با روش‌های مرسوم اقتصادسنجی به دست آید.

1. Trace
2. Max-Eig

٤-٦-١- بررسی حافظه بلند بودن سری با روش (R/S)

در این تحقیق، موضوع بلند بودن حافظه سری با روش (R/S) بررسی می‌شود. چنانچه وجود حافظه بلند سری مورد تأیید قرار گرفت، پارامتر تفاضل گیری برآورد می‌شود.

با توجه به معادله برآورد شده، $0.5 <H=0.74<1$ است که به حافظه بلندمدت سری شاخص کل بورس دلالت می‌کند. بر اساس قاعده پیترز (d=H-1/2)، پارامتر تفاضل گیری d=0.24 خواهد بود. با توجه به تعریف فرایندهای حافظه بلندمدت، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه مربوط به وجود حافظه بلندمدت در شاخص کل بورس در ایران درست است، درنتیجه اگر شوکی بر سری شاخص کل بورس وارد شود، درجاتی از اثرات این شوک تا زمان‌های طولانی باقی خواهد ماند.

٤-٦-٢- برآورد و تعیین مدل به روش باکس – جنکینز (مدل با ضرایب ثابت)

به‌منظور تعیین پارامترهای q و p از روش «باکس -جکینز»[1] (۱۹۷۰) و از توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) استفاده‌شده است. پارامتر p مربوط به جزء خود بازگشت AR(p)، از تابع خودهمبستگی جزئی، q مربوط به جزء میانگین متحرک MA(q)، از تابع خودهمبستگی به دست می‌آیند.

در نهایت، بعد از تخمین مدل‌های زیاد با MA و AR متفاوت، مدل انتخاب‌شده برای شاخص کل بورس به‌صورت زیر به دست آمد:

$$Y_t = \underset{(0.000)}{1.26} + \underset{(0.047)}{0.098}\,\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

مقادیر داخل پرانتز احتمال محاسبه‌شده را نشان می‌دهد.

درنهایت مدل ARFIMA(p,d,q) به‌صورت ARFIMA(0, 0.24,1) حاصل‌شده است.

٤-٧-آزمون نیکویی برازش

آزمون نیکویی برازش مدل برآورد شده در آزمون‌های زیر موردبررسی قرارگرفته است.

٤-٧-١-آزمون وجود یا نبود خودهمبستگی

برای آزمون وجود یا نبود خودهمبستگی در مدل برآورد شده از آزمون ضریب لاگرانژ[2] بروش-گادفری[3] استفاده می‌شود تا بتوان به نتایج حاصل از مقادیر به‌دست‌آمده‌ی q و p به روش باکس و

1. Box-Jenkins
2. Lagrange Multiplier
3. Breusch - Godfrey

جنکینز اعتماد کرد چراکه وجود همبستگی سریالی در جزء اخلال، برای این مقادیر برازش شده، حداقل واریانس را نتیجه نمی‌دهد. نتایج حاصل از انجام این آزمون در جدول (۲) آورده شده است.

جدول (۲): آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری

F-statistic	۰.۰۳۴	Probability	۰.۹۶۶
LM test	۰.۰۷۳	Probability	۰.۹۶۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که از نتایج جدول مشخص است، آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری برای خودهمبستگی نشان‌دهنده نبود خودهمبستگی بین پسماندهای حاصل از مدل می‌باشد. لذا با وقفه‌های به‌دست‌آمده از مدل AR و MA مربوط به سری شاخص کل، حداقل واریانس را به دست می‌دهد.

٤-۷-۲-آزمون ناهمسانی واریانس و تشخیص وجود اثر ARCH

ازآنجاکه وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلال دلیلی بر وجود اثر ARCH است، لذا در این قسمت به بررسی ناهمسانی واریانس در اجزای اخلال مدل پرداخته می‌شود. برای تشخیص ناهمسانی واریانس از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) که توسط انگل (۱۹۸۲) مطرح‌شده، استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳). آزمون LM برای تشخیص اثر ARCH

F-statistic	۶.۶۲۱	Probability	۰.۰۱۳
LM test	۶.۰۹۹	Probability	۰.۰۱۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که مشخص است، فرض وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلال رد شده، لذا اثر ARCH وجود دارد، درنتیجه می‌توان از مدل‌های خانواده GARCH برای شناسایی روندهای غیرخطی در واریانس استفاده نمود.

٤-۸- برازش مدل GARCH

برای تصریح مدل‌های GARCH مناسب کافی است تا با رسم همبستگی نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از مدل، مدل GARCH مناسب به دست آید. لذا از بین معادلات تصریح‌شده،

GARCH(1) و ARCH(1) ازنظر معیارهای انتخابی باکس ـ جنکینز از همه مناسب‌تر است. درنهایت مدل واریانس شرطی سری شاخص کل بورس به‌صورت زیر به‌دست‌آمده است.

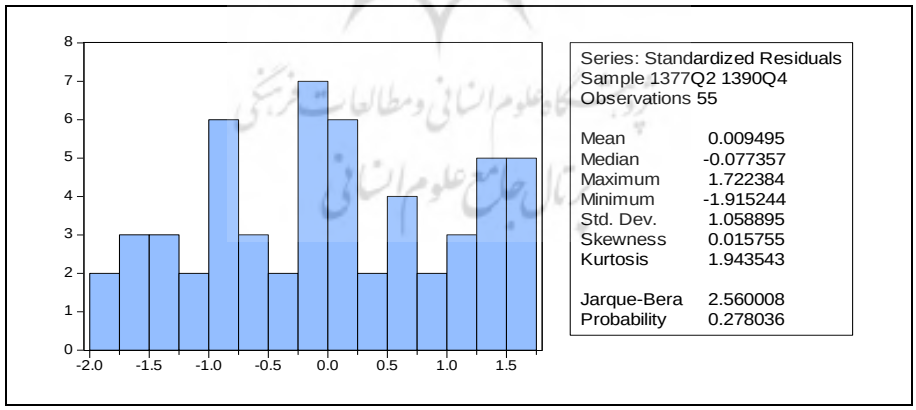
$$h_t = 0.00057 - 0.188\varepsilon_{t-i}^2 + 1.135h_{t-i}$$

لذا این مدل به‌عنوان مدل نهایی انتخاب می‌شود. نتایج حاکی از این است که عکس‌العمل شاخص کل بورس نسبت به یک شوک جدید، مثبت است و مقدار این تأثیر در دوره‌های متعاقب بسیار بیشتر است. همچنین ضریب h_{t-i} که واریانس شرطی مدل و معیار اندازه‌گیری نوسانات نرخ شاخص کل بورس می‌باشد؛ مثبت و معنادار است و مقدار آن ۱.۱۳۵ است. بایستی توجه داشت هر چه ضریب عددی GARCH از یک بزرگ‌تر و فاصله بیشتری داشته باشد، اثر پاسخ به شوک‌ها و نوسانات دیرتر از بین می‌رود. همچنین نشان می‌دهد که شوک وارده بر واریانس شرطی جمله اخلال دائمی بوده است؛ بنابراین تأثیر شوک‌ها بر بی‌ثباتی شاخص کل بورس در ایران دارای تأثیر بلندمدت است.

٤-۸-۱- خوبی برازش در تخمین مدل GARCH

برای این منظور، بعد از تخمین مدل، بر روی جزء اخلال معادله، آزمون نرمال بودن انجام گرفت. نرمال بودن جملات تصادفی با استفاده از آزمون نرمال ژاک -برا [1] انجام‌شده است. نتایج حاصل از این آزمون در نمودار (۱) آمده است.

نمودار (۱): آماره‌های توصیفی نرخ شاخص کل بورس



مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Jarque -Bera

همان‌طور که دیده می‌شود فرضیه‌ی H_0 مبنی بر نرمال بودن جزء اخلال، پذیرفته می‌شود. قبل از تخمین سری‌ها و استفاده از مدل‌های GARCH و ARCH، جزء اخلال دارای واریانس ناهمسان بود که نشان‌دهنده‌ی عدم نرمال بودن جزء اخلال سری شاخص کل بورس است، درحالی‌که بعد از تخمین مدل به‌وسیله ARCH و GARCH مناسب، این مشکل برطرف شد؛ که خود نشان‌دهنده خوبی برازش مقدار GARCH و ARCH سری‌ها است.

همچنین برای بررسی همسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) استفاده‌شده است که نتایج آزمون در جدول(۴) آورده شده است.

جدول (۴): آزمون LM برای بررسی اثر ARCH

F-statistic	۱.۴۹۱	Probability	۰.۲۲۷
LM test	۱.۵۰۶	Probability	۰.۲۱۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول بالا، نمی‌توان وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلال را رد کرد.

با توجه به پارامتر تفاضل گیری d=0.24 و تأیید خوبی برازش مدل برآورد شده با استفاده از آزمون‌های نیکویی برازش مانند ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و نرمال بودن، وجود حافظه بلندمدت در شاخص کل بورس تأیید می‌شود. اگر بازار دارای حافظه بلندمدت باشد خودهمبستگی معنی‌داری بین مشاهداتی که در طی زمان بسیار طولانی مورد بررسی قرارگرفته‌اند، وجود خواهد داشت. ازآنجایی‌که سری‌ها در طی زمان مستقل از هم نیستند، درک گذشته دور به پیش‌بینی آینده کمک می‌کند.

به همین جهت مدل طراحی‌شده از قدرت پیش‌بینی کنندگی بالایی نسبت به مدل‌های بکار رفته در تحقیقات گذشته برخوردار است.

۵-نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی شاخص کل بورس در قالب یک مدل ARFIMA-GARCH با تأکید بر متغیرهای مؤثر بر آن پرداخته‌شده است. بدین منظور ابتدا مدلی طراحی‌شده است که در آن متغیرهایی برای شناسایی روند بلندمدت شاخص کل بورس وارد مدل شده‌اند سپس بردار بلندمدت شاخص کل بورس با استفاده از روش خود رگرسیون برداری (VAR) برآورد شده است.

نتایج حاصل از تخمین مدل خود رگرسیون برداری (VAR) و تحلیل هم انباشتگی یوهانسون-جوسیلیوس، در این مطالعه نشان می‌دهد که متغیر نرخ ارز حقیقی تأثیر مثبتی بر شاخص کل بورس دارد و متغیرهای نقدینگی، نرخ سود بانکی و تورم تأثیر منفی بر شاخص کل بورس دارند.

بعد از تعیین شاخص کل بورس به بررسی آن در قالب یک مدل ARFIMA-GARCH به‌منظور بررسی وجود حافظه بلندمدت آن پرداخته‌شده است. در این تحقیق، ویژگی حافظه بلند بودن سری با روش (R/S) که یکی از روش‌هایی است که در سال‌های اخیر مورداستفاده قرار می‌گیرد، بررسی‌شده است. با توجه به معادله برآورد شده ($0.5 <H=0.74<1$) پارامتر تفاضل گیری $d=0.24$ حاصل‌شده است که به حافظه بلند بودن شاخص کل بورس دلالت دارد. اگر بازار دارای حافظه بلندمدت باشد خودهمبستگی معنی‌داری بین مشاهداتی که در طی زمان بسیار طولانی موردبررسی قرارگرفته‌اند، وجود خواهد داشت درنتیجه اگر شوکی بر سری شاخص کل بورس وارد شود، درجاتی از اثرات این شوک تا زمآنهای طولانی باقی خواهد ماند.

درنهایت، بعد از تخمین مدل‌های زیاد با MA و AR متفاوت، مدل انتخاب‌شده برای شاخص کل بورس به‌صورت $ARFIMA(0,0.24,1)$ به دست آمد.

بر این اساس پیشنهاد می‌شود دولت نسبت به سیاست‌گذاری و هدایت صحیح این متغیرها توجه ویژه‌ای را مبذول دارد. همچنین سرمایه‌گذارانی که به دنبال کسب سود بیشتری در بازار سرمایه هستند؛ باید در تحلیل‌های خود اثر متغیرهای اقتصادی را لحاظ کنند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مأخذ

۱. آل بوسویلم، مسلم و کریمی هسنیجه، حسین.(۱۳۹۰)." تأثیر متغیرهای پولی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر بحران مالی ۲۰۰۷"، فصلنامه بورس اوراق بهادار سال چهارم شماره ۱۵، پاییز ۹۰، صفحات ۸۹-۱۰۵.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. گزارش سالانه شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی.

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی.

۴. برانسون،ویلیام،اچ.(۱۳۷۶).تئوری و سیاست های اقتصاد کلان.ترجمه عباس شاکری،نشر نی.

۵. سازمان بورس اوراق بهادار تهران.گزارشهای آماری سالانه.

۶. شعرایی، 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، سال دوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۶)، زمستان ۱۳۸۹، صفحات ۱۷۳-۱۸۶.

۷. عرفانی، علیرضا.(۱۳۸۸)." پیش‌بینی نرخ ارز با مدل ARFIMA "، تحقیقات اقتصادی، شماره ۴۵، بهار ۱۳۸۸، صفحات ۱۶۳-۱۸۰.

۸. عظیمی، مجید، کریمی، فرزاد و نوروزی، محمد.(۱۳۸۹)."تجزیه‌وتحلیل عوامل مؤثر بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران با استفاده از روش هم جمعی"، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال دوم، شماره ۵، بهار ۱۳۸۹، صفحات ۷۶-۹۳.

۹. کمیجانی، اکبر و نادری، اسماعیل.(۱۳۹۱)." مقایسه قابلیت‌های مدل‌های مبتنی بر حافظه بلندمدت و مدل‌های شبکه عصبی پویا در پیش‌بینی بازدهی بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۱۵، پاییز ۱۳۹۱.

۱۰. مهرآرا، محسن، معینی، علی، احراری، مهدی و هامونی، امیر.(۱۳۸۸)." الگوسازی و پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و تعیین متغیرهای مؤثر بر آن"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی سال ۱۷، شماره ۵۰، تابستان ۱۳۸۸، صفحات ۵۱-۳۱.

11. Alagidede, P. (2011), "Return Behavior in Africa's Emerging Equity Markets", The Quarterly Review of Economics and Finance, No. 51, PP.133 .
12. Bollerslev,T.(1986)."Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity ". Journal of Econometri.No.3, pp 89-92 .
13. Chen,V, R.Roll and S.Ross, Economies Forces and Market Testing the APT and Alternative Asset Pricing Theories, Journal of Business. July (1984). pp. 383-403.

14. Engle, R. F. (1982).”Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation”. Econometrica, No. 50, (1982): 987-1008.
15. Erman, E. and Okuyan, H. and Kadioglu,O. (2009), " Real Macro Economic Variables and Stock Prices: Test of Proxy Hypothesis in Turkey", Journal of Managerial Finance, Vol. 35, No. 12, PP. 999-1010
16. Granger, C. W. J., R. Joyeux. (1980).”An introduction to long memory time series models and fractional differencing”. Journal of Time SeriesAnalysis. Pp15-29.
17. Hang Chan, N., & Palma, W.(2007). Estimation of Long Memory Time Series Models: a Survey of Different Likelihood-Based Methods. Advances in Econometrics , 89-112.
18. Hosking, J. R. M. (1981). "Fractional differencing", Biometrika, No. 68, PP.165-176.
19. Hurst, H.R. (1951). “Long-term storage in reservoirs, Trans, Amer, Soc, Civil”. Eng. 116- 770-799.
20. Kittiakarasakun, J., Tse, Y., (2011),"Modeling the fat tails in Asian stock markets", International Review of Economics and Finance,No.20, PP.430-440.
21. Madsen, F. (2002), "Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns",Global Finance Journal, Vol. 10 No. 1, PP. 71-81.
22. Shittu, I., Olanrewaju, Yaya, S, Olaoluwa. (2009).”Measuring Forecast Performance of ARMA and ARFIMA Models: An Application to US Dollar/UK pound Foreign Exchange Rate”.Vol.32 No.2, pp.167-176.
23. Swanson, D.A., Tayman,J., Bryan, T.M., (2011), "MAPE-R: a Rescaled Measure of Accuracy,165-176.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی