

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 و تحلیل 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 مشخص شده و سپس بردار بلندمدت آن با استفاده از روش خود رگرسیون برداری (VAR) برای دوره زمانی (۱۳۶۹-۱۳۹۰) 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 بورس دارند.

سپس به بررسی آن در قالب یک مدل ARFIMA-GARCH به منظور بررسی وجود حافظه بلندمدت آن پرداخته شده است. بر اساس معادله برآورد شده ARFIMA (۰,۰,۲۴,۱) که به حافظه بلندمدت در شاخص کل بورس دلالت دارد، در نتیجه اگر شوکی بر سری شاخص کل بورس وارد شود، درجاتی از اثرات این شوک تا زمانهای طولانی باقی خواهد ماند.

واژگان کلیدی: شاخص کل بورس، خود رگرسیون برداری (VAR)، حافظه بلندمدت،

مدل^۳ ARFIMA، مدل^۴ GARCH

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 تجزیه و تحلیل 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 به شدت 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 از نظر تئوریک 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^۱ (ACF) آن که با نرخ هیپربولیک^۲ (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. در صورتی که الگوی موردنظر دارای هم انباشتگی باشد از طریق الگوی تصحیح خطای برداری برآورد انجام می‌گیرد که در نتیجه آن روابط بلندمدت و بردارهای هم انباشته را با استفاده از آزمون یوهانسن-جوسیلیوس می‌توان به دست آورد. بعد از آن 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 کشورهای OECD 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 از لحاظ آماری معنی‌دار بود. اثر تغییرات نرخ دلار بر صنایع تولیدی و خرده‌فروشی شدیدتر بود، در حالی که 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 (۱۹۸۷-۲۰۰۶) 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 - ۱۹۷۱ پرداختند.

با استفاده از آزمون دیکی فولر^۱ غیر ساکن بودن سری زمانی در همه سطوح رد می‌شود اما آزمون (KPSS) وجود حافظه بلندمدت را تأیید می‌کند. همچنین با توجه به اینکه $d=0.4956$ به دست آمده نتایج ساکن بودن سری زمانی و وجود حافظه بلندمدت را تأیید می‌کند و در نهایت مدل (ARFIMA) بیانگر بهتری از واقعیت‌های اقتصادی جاری در این دو کشور می‌باشد.

الاگید (Alagidede, 2011)، به بررسی رفتار بازده در بازارهای سهام آفریقا با به کارگیری 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 مورد بررسی 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 تجزیه و تحلیل قرار دادند. 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 کوتاه مدت و بلندمدت در رابطه با بازدهی سهام روزانه آمریکا پرداختند. آنها اثرات سیکل‌های تجاری را بر روی عملکرد پیش‌بینی مدل‌های ARFIMA, AR, MA, ARMA آنها اثرات سیکل‌های تجاری را بر روی عملکرد پیش‌بینی مدل‌های 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 هر کدام از آنها و وقفه‌های متغیر وابسته، الگویی با ۳۵ متغیر ورودی را ایجاد کرد که نتایج به دست آمده 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 مدل ARFIMA پرداخته نتایج نشان می‌دهند که اولاً این سری زمانی از نوع حافظه بلند است و در حالت کلی به صورت $ARFIMA(2,0.47,18)$ به دست آمده

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 تجزیه و تحلیل 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.

شعراپی 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 (ARMA و GARCH)، 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 ساده ARMA 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 بوسوئلم 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 (۱۳۸۷-۱۳۷۷) 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 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 بازه زمانی (۱۳۸۸-۱۳۹۰) پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که مدل شبکه عصبی مصنوعی پویا در پیش‌بینی‌های خارج از نمونه، بر اساس معیارهای محاسبه 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 تجزیه و تحلیل 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 نوسانهای شاخص کل بورس مؤثر هستند، پرداخته‌اند (مانند شعرای و اعلم، ۱۳۸۹) و در هیچ تحقیقی به بررسی این دو موضوع باهم پرداخته نشده است درحالی که 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 حافظه بازارها است، پرداخته شده 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. از آنجاکه 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 از جمله تقاضا برای سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد که به نوبه 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_t^r : نرخ بهره واقعی، R_t^n : نرخ بهره اسمی و INF_t 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_t^r : بازدهی واقعی سهام، RS_t^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 از جمله نقدینگی و نرخ بهره نادیده گرفته شده 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.

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

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

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

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

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

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

این رابطه به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

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

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 به صورت زیر نوشته می شود:

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

با توجه به اینکه ارزش درآمد ملی وابسته به ارزش پول ملی است که خود بستگی به قیمت نرخ

ارز (ex) دارد، معادله فوق به صورت زیر بازنویسی می شود:

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

که می توان این معادله را برای قیمت سهام به صورت 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 می توان گفت شاخص بورس متأثر از متغیرهای نرخ ارز، نرخ سود بانکی،

حجم نقدینگی و نرخ تورم می باشد.

۴- برآورد مدل

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

از این رو معادله زیر مورد بررسی قرار می گیرد

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

که در آن

LT_t : لگاریتم شاخص کل بورس، LM_t : لگاریتم نقدینگی، R_t : نرخ سود بانکی پنج ساله، P_t :

نرخ تورم

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

$$RER = \frac{CPI_{ir}}{CPI_{us}} . ER_t$$

که در آن

ER_t: نرخ ارز اسمی بازار آزاد، CPI_{ir}: شاخص قیمت مصرف کننده ایران (1383=100)، CPI_{us}: شاخص قیمت مصرف کننده آمریکا (1383=100)

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. نقطه آغازین ادبیات مربوط به فرایندهای انباشته کسری این حقیقت بوده است که بسیاری از سری‌های اقتصادی و مالی نه $I(0)$ هستند و نه $I(1)$. آنها در وقفه‌های بسیار طولانی خودهمبستگی‌های معنی‌داری نشان می‌دهند که از آن به عنوان «میرایی هیپربولیک» نام برده 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 تعمیم یافته ARIMA است مدل‌های ARIMA سیستم نامانای همگن هستند که می‌توانند به وسیله 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 انعطاف پذیرترین گروه از مدل‌های دارای حافظه بلندمدت است که می‌تواند رفتار پایدار و ناپایدار تولید کند.

مدل $ARFIMA(p,d,q)$ دارای شکل کلی به صورت 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^۱ از زمان باشد L اپراتور وقفه است؛ بطوریکه $y_t = Ly_t$ چند جمله‌ای $\Phi(L)$ و $\Theta(L)$ نیز به ترتیب نشان‌دهنده مرتبه خود رگرسیونی (AR) و میانگین متحرک (MA) است. برای آنکه این فرایند معکوس پذیر 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 به شدت به مقدار عددی d و نحوه میرا شدن تابع خودهمبستگی دارد. به ازای $0 < d < 0.5$ این فرایند دارای حافظه بلندمدت است، به عبارت دیگر 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. به منظور برقراری مدل ARFIMA سه مرحله باید طی شود. در مرحله اول باید ویژگی حافظه بلند بودن سری مورد بررسی قرار گرفته و پارامتر تفاضل‌گیری 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.

در یک مدل ARFIMA مشکل اصلی تخمین پارامتر حافظه (d) است. روش‌های مختلفی برای تخمین این پارامتر پیشنهاد شده است؛ که در این تحقیق از روش تحلیل دامنه استاندارد شده R/S استفاده شده است.

۴-۱-۱- تحلیل دامنه استاندارد شده (R/S)

این روش که اولین بار توسط هنری (Hurst, 1951) معرفی و توسعه یافت تکنیکی است که به منظور آزمون وجود همبستگی‌ها در سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای مجموعه معینی از مشاهدات $(X_t, t \geq 0)$ با میانگین $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X_t$ و واریانس نمونه‌ای

$$S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X}_n)^2$$

برای دوره n ، آماره R/S به صورت ذیل تعریف می‌شود.

$$R/S(n) = \frac{1}{S(n)} \left[\max_{0 \leq k \leq n} \sum_{t=1}^k (X_t - \bar{X}_n) - \min_{0 \leq k \leq n} \sum_{t=1}^k (X_t - \bar{X}_n) \right]$$

برای هر n متفاوت یک $R/S(n)$ متفاوت وجود دارد. بعد از آن 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.

$$\text{Log} R/S(n) = \text{Log} C + H \cdot \text{Log} n$$

سپس ضریب هرست (H) به صورت $\text{Log}[R/S]_n / [\text{Log}(n)]$ یا به صورت محاسبه‌ی ضریب شیب رگرسیونی که از رگرس کردن $\text{Log}[R/S]_n$ به $\text{Log}(n)$ 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 به صورت $d = H - 1/2$ معرفی کرده است.

۴-۲- خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی تعمیم یافته (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 تعمیم یافته» (GARCH) را به صورت 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 $\beta_i > 0, \forall i=1,2,\dots,p$ و $\alpha_i > 0, \forall i=1,2,\dots,q$.

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

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

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

۴-۳- بررسی مانایی

با توجه به این که معمولاً سری‌های زمانی در بررسی‌های اقتصاد کلان ناپایا هستند و ناپایایی آنها امکان بروز رگرسیون کاذب در مطالعات تجربی را فراهم می‌آورد، از این رو پایایی متغیرها با استفاده

از آزمون ریشه واحد دیکی فولر^۱، دیکی فولر تعمیم یافته^۲ و فیلپس پرون^۳ مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که تمامی متغیرها در سطح معنی داری ۹۵ درصد دارای ریشه واحد بوده و در تفاضل مرتبه اول خود پایا هستند.

۴-۴- انتخاب وقفه بهینه VAR

در رابطه با بهره گیری از یک الگوی خود توضیح برداری (VAR) که مشتمل بر وقفه های تمامی متغیرهای موجود در الگو است، نکته بسیار حائز اهمیت، حصول اطمینان از درجه بهینه مدل (VAR) می باشد. برای تعیین تعداد وقفه بهینه مدل (VAR) از معیارهایی همچون آکائیک^۴ (AIC)، شوارتز بیزین^۵ (SBC)، حنان کوئین^۶ (HQ)، نسبت درست نمایی (LR) و نسبت درست نمایی تعمیم یافته (FPE) استفاده می گردد؛ 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	۰.۲۰-۰.۹.۱	-۶.۵۱۸	-۵.۳۷۴*	-۶.۰۸۴*
۲	۲۲۱.۱۹۱	۳۹.۱۵۰	۰.۵۰-۰.۹.۱	-۶.۵۱۷	-۴.۴۳۳	-۵.۷۲۰
۳	۲۳۴.۴۶۰	۱۸.۲۱۱	۸.۰۰-۰.۹.۱	-۶.۰۵۷	-۳.۰۲۶	-۴.۸۲۸
۴	۲۹۸.۲۰۱	۷۴.۹۹۰*	۵۰-۱۰.۰.۴	-۷.۵۷۵	-۳.۵۹۹	-۶.۰۵۹
۵	۳۲۷.۸۰۱	۲۹.۰۱۹	۹۸-۱۰.۴	-۷.۷۵۱*	-۲.۸۳۲	-۵.۸۷۰

مأخذ= محاسبات تحقیق

۴-۵- برآورد الگوی بلندمدت

برای برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد استفاده در مدل از آزمون یوهانسون- جوسیلیوس^۷ استفاده می شود. 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^۱ و آزمون حداکثر مقدار ویژه^۲.

آزمون تریس برای تعیین تعداد بردار بلندمدت، حاکی از وجود یک بردار در بین متغیرهاست؛ بنابراین به منظور تحلیل ارتباط تمامی متغیرها در الگو، رابطه بلندمدت شاخص کل بورس به صورت زیر به دست آمده است.

$$LT_t = -12.59LM_t - 3.84R_t - 0.032P_t + 23.43LRER_t$$

(2.008) (3.17) (0.01) (3.42)

ضرایب برآورد شده نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح ۹۵ درصد معنی دار 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.

۴-۶- تخمین مدل ARFIMA-GARCH

بعد از تعیین رابطه بلندمدت شاخص کل بورس؛ به بررسی آن در قالب یک مدل ARFIMA-GARCH به منظور 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 قرار گرفته و پارامتر تفاضل‌گیری برآورد شود. در مرحله دوم سری اولیه تفاضل‌گیری کسری شود تا فرایند ARMA به دست آید و در پایان پارامترهای p و q با روش‌های مرسوم اقتصادسنجی به دست آید.

1. Trace

2. Max-Eig

۴-۶-۱- 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، در نتیجه اگر شوکی بر سری شاخص کل بورس وارد شود، درجاتی از اثرات این شوک تا زمان‌های طولانی باقی خواهد ماند.

۴-۶-۲- برآورد و تعیین مدل به روش باکس - جنکینز (مدل با ضرایب ثابت)

به‌منظور تعیین پارامترهای p و q از روش «باکس - جنکینز»^۱ (۱۹۷۰) و از توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) استفاده شده 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 AR و MA متفاوت، مدل انتخاب شده برای شاخص کل بورس به صورت زیر به دست آمد:

$$Y_t = 1.26 + 0.098 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0.000) (0.047)

مقادیر داخل پرانتز احتمال محاسبه شده را نشان می‌دهد.

در نهایت مدل $ARFIMA(p, d, q)$ به صورت $ARFIMA(0, 0.24, 1)$ حاصل شده است.

۴-۷-۱- آزمون نیکویی برازش

آزمون نیکویی برازش مدل برآورد شده در آزمون‌های زیر مورد بررسی قرار گرفته است.

۴-۷-۱- آزمون وجود یا نبود خودهمبستگی

برای آزمون وجود یا نبود خودهمبستگی در مدل برآورد شده از آزمون ضریب لاگرانژ^۲ بروش-گادفری^۳ استفاده می‌شود تا بتوان به نتایج حاصل از مقادیر به دست آمده p و q به روش باکس و

1. Box-Jenkins

2. Lagrange Multiplier

3. Breusch - Godfrey

بررسی وجود حافظه بلند مدت در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر متغیرهای مؤثر ... == ۵۳

جنکینز اعتماد کرد چراکه وجود همبستگی سریالی در جزء اخلاص، 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	۰.۳۴	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.

۴-۷-۲-آزمون ناهمسانی واریانس و تشخیص وجود اثر ARCH

از آنجا که وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلاص دلیلی بر وجود اثر ARCH است، لذا در این قسمت به بررسی ناهمسانی واریانس در اجزای اخلاص مدل پرداخته می‌شود. برای تشخیص ناهمسانی واریانس از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) که توسط انگل (۱۹۸۲) مطرح شده، 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 اخلاص رد شده، لذا اثر ARCH وجود دارد، در نتیجه می‌توان از مدل‌های خانواده GARCH برای شناسایی روندهای غیرخطی در واریانس استفاده نمود.

۴-۸-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) از نظر معیارهای انتخابی باکس - جنکینز از همه مناسب تر است. در نهایت مدل واریانس شرطی سری شاخص کل بورس به صورت زیر به دست آمده است.

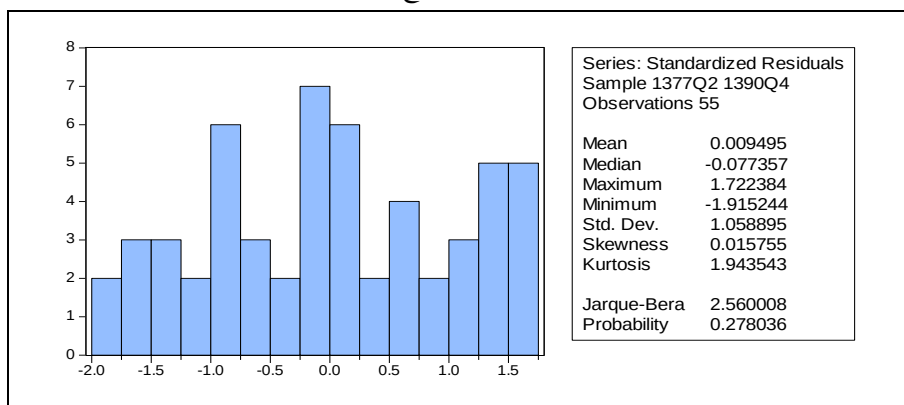
$$h_t = 0.00057 - 0.188\varepsilon_{t-1}^2 + 1.135h_{t-1}$$

لذا این مدل به عنوان مدل نهایی انتخاب می شود. نتایج حاکی از این است که عکس العمل شاخص کل بورس نسبت به یک شوک جدید، مثبت است و مقدار این تأثیر در دوره های متعاقب بسیار بیشتر است. همچنین ضریب h_{t-1} که واریانس شرطی مدل و معیار اندازه گیری نوسانات نرخ شاخص کل بورس می باشد؛ مثبت و معنادار است و مقدار آن ۱.۱۳۵ است. بایستی توجه داشت هر چه ضریب عددی GARCH از یک بزرگ تر و فاصله بیشتری داشته باشد، اثر پاسخ به شوک ها و نوسانات دیرتر از بین می رود. همچنین نشان می دهد که شوک وارد بر واریانس شرطی جمله اخلاص دائمی بوده است؛ بنابراین تأثیر شوک ها بر بی ثباتی شاخص کل بورس در ایران دارای تأثیر بلندمدت است.

۴-۸-۱- خویی پرازش در تخمین مدل GARCH

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

نمودار (۱): آماره های توصیفی نرخ شاخص کل بورس



مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Jarque -Bera

همان‌طور که دیده می‌شود فرضیه‌ی H_0 مبنی بر نرمال بودن جزء اخلاص، پذیرفته می‌شود. قبل از تخمین سری‌ها و استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH، جزء اخلاص دارای واریانس ناهمسان بود که نشان‌دهنده‌ی عدم نرمال بودن جزء اخلاص 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 ARCH و GARCH سری‌ها است.

همچنین برای بررسی همسانی واریانس بین باقیمانده‌های مدل از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) استفاده شده 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 اخلاص 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 قرار گرفته‌اند، وجود خواهد داشت. از آنجایی‌که سری‌ها در طی زمان مستقل از هم نیستند، درک گذشته دور به پیش‌بینی آینده کمک می‌کند.

به همین جهت مدل طراحی شده 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 پرداخته شده است. بدین منظور ابتدا مدلی طراحی شده 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 به منظور بررسی وجود حافظه بلندمدت آن پرداخته شده است. در این تحقیق، ویژگی حافظه بلند بودن سری با روش (R/S) که یکی از روش‌هایی است که در سال‌های اخیر مورد استفاده قرار می‌گیرد، بررسی شده است. با توجه به معادله برآورد شده ($0.5 < H = 0.74 < 1$) پارامتر تفاضل گیری $d=0.24$ حاصل شده 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 مورد بررسی قرار گرفته‌اند، وجود خواهد داشت در نتیجه اگر شوکی بر سری شاخص کل بورس وارد شود، درجاتی از اثرات این شوک تا زمانهای طولانی باقی خواهد ماند.

در نهایت، بعد از تخمین مدل‌های زیاد با MA و AR متفاوت، مدل انتخاب شده برای شاخص کل بورس به صورت $ARFIMA(0,0.24,1)$ 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.

منابع و مأخذ

۱. آل بوسوئلم، مسلم و کریمی هسینیجه، 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. شعراپی، سعید و ثنائی اعلم، محسن. (۱۳۸۹). "بررسی وجود حافظه بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران و ارزیابی مدل‌هایی که حافظه بلندمدت را در نظر می‌گیرند"، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، 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 نوروژی، محمد. (۱۳۸۹). "تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر شاخص قیمت بازار اوراق بهادار تهران با استفاده از روش هم‌جمعی"، 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, ۱۴.
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 Series Analysis*. 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.