

بررسی رابطه‌ی درآمدهای نفتی و برخی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران

محمدرضا مقدم، موسسه مطالعات بین‌المللی انرژی • آلبرت بغزیان*، پردیس بین‌الملل کیش دانشگاه تهران

اطلاعات مقاله

تاریخ ارسال نویسنده: ۹۵/۰۴/۰۵

تاریخ ارسال به بازرین: ۹۵/۰۴/۰۷

تاریخ پذیرش بازرین: ۹۵/۰۸/۰۷

واژگان کلیدی:

متغیرهای کلان اقتصادی، درآمدهای نفتی، شاخص قیمت سهام، الگوی خود توضیح برداری، نظریه پولی تورم

چکیده

تحقیق حاضر با هدف تعیین رابطه‌ی بین نرخ رشد شاخص قیمت سهام و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، رشد نرخ ارز، رشد نقدینگی و رشد اقتصادی انجام شده است. در این تحقیق داده‌ها به صورت فصلی و برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۴ و با استفاده از الگوی خود توضیح برداری، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. نتایج به دست آمده حاکی از این است که رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار و متغیرهای کلان اقتصادی معنی دار بوده و شوک‌های ناشی از نرخ تورم و نرخ ارز و نقدینگی بر شاخص قیمت سهام در بلندمدت تأثیر منفی دارند. البته تأثیر شوک‌های ناشی از نرخ ارز بر قیمت سهام از شوک‌های ناشی از نرخ تورم شدیدتر است.

مقدمه

است، اثرگذار باشد. پاسخ به سوال مزبور می‌تواند بخش عمده‌ای از نیاز سرمایه گذاران و سهامداران را برآورده سازد. تردیدی نیست که رفع این نیاز از طریق جهت گیری صحیح تحولات اقتصادی موجب رونق بازار سرمایه می‌شود، به گونه‌ای که عرضه و تقاضای وجوه در بازار کارآمدتر از گذشته انجام می‌شود. پدیده‌ی توسعه سرمایه گذاری مالی (در مقابل سرمایه گذاری در دارایی‌های واقعی) از مشخصات اقتصادهای توسعه یافته است. توسعه‌ی بازار سرمایه و موسسات مالی پیشرفته، خود موجب تسهیل سرمایه گذاری حقیقی می‌شود. در حقیقت، دو نوع سرمایه گذاری مالی و واقعی مکمل یکدیگر هستند.

اهمیت قیمت گذاری دارایی‌های مالی باعث پیدایش تئوری‌ها و مدل‌های گوناگون در نیم قرن اخیر شده است. مدل‌های مارکویتز (۱۹۵۲)، شارپ (۱۹۶۳)، لینتر (۱۹۶۵)، موسین (۱۹۶۶)، راس (۱۹۷۶) و بلاک-شولز (۱۹۷۳) از مهم‌ترین مدل‌های مزبور هستند. طراحی مدل‌های پیشرفته و به کارگیری فناوری اطلاعات، باعث تخمین‌های متعدد از ریسک و بازده دارایی‌های مالی شده است. یک دلیل دیگر برای انجام تحقیق حاضر کمک به قیمت گذاری صحیح دارایی‌های مالی و مفید بودن تحقیقات جدید در خصوص بررسی چگونگی تأثیر اطلاعات اقتصادی بر قیمت سهام است.

تحقیقاتی که به تازگی در آمریکا انجام شده، متضمن تحول بنیادین در درک چگونگی تعیین قیمت گذاری دارایی‌های مالی است. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نشان دادند که محدود کردن ریسک سیستماتیک به یک عامل، بر اساس مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای، نمی‌تواند کمک چندانی به درک سرمایه گذاران و سهامداران کند. بنابراین،

در مطالعه‌ی رفتار عوامل موثر بر بازار و لاجرم اقتصاد بازار، جستجوی متغیر یا متغیرهایی که بتواند ارتباط بخش مالی اقتصاد را با بخش حقیقی اقتصاد توضیح دهد، از اهمیت بسیاری برخوردار است. بازارهای پول و سرمایه به عنوان ارکان بخش مالی، وظیفه‌ی تأمین منابع را برای بخش حقیقی اقتصاد برعهده دارند. کارایی بخش مالی موجب تخصیص بهینه منابع کمیاب به فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. تخصیص بهینه منابع به نوبه‌ی خود بهینگی پس انداز و سرمایه گذاری و به تبع آن، رشد اقتصاد ملی، در حدودی نزدیک به ظرفیت‌های بالقوه اقتصاد را در پی دارد. اقتصاددانانی نظیر گلداسمیت (۱۹۶۹)، میکنون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) بر این باور بودند که بازارهای مالی نقش کلیدی در توسعه و رشد اقتصادی دارند. به اعتقاد آنان، تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه شده توسط موسسات مالی می‌تواند بخش مهمی از تفاوت در نرخ رشد بین کشورها را بازگو کند.

بورس اوراق بهادار ایران نیز در راستای سیاست‌های کلان اقتصادی دولت، پس از پایان جنگ و برای جلب مشارکت مردم در سرمایه گذاری و سوق دادن سرمایه‌های راکد و غیرمولد به سوی فعالیت‌های مولد اقتصادی و تأمین نیازهای مالی بنگاه‌های تولیدی و به تبع آن، تأمین کالاهای مورد نیاز جامعه، فعالیت دوباره‌ی خود را به شکل گسترده‌تری از سال ۱۳۶۹ آغاز کرد. از آن سال تاکنون به دلیل شرایط اقتصادی پس از جنگ و تأثیر تغییرات حاصل از متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ تورم، شاخص بازار سهام شاهد نوسانات زیادی بوده است. اولین دلیل برای انجام تحقیق در مورد تأثیر متغیرهای اقتصادی بر شاخص‌های سهام، این است که می‌تواند در پاسخگویی به سوال اصلی که شامل چگونگی قیمت گذاری سهام

* نویسنده‌ی عهده‌دار مکاتبات (albertboghosian@ut.ac.ir)

می‌سازد که برخی ادعا می‌کنند دارای محدودیت کمتری است. دوم، معتقدند که این مدل می‌تواند به صورت تجربی، معتبر باشد. موضوع اصلی در نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ تشخیص عوامل اثرگذار و تمایز تغییرات پیش‌بینی شده از تغییرات پیش‌بینی نشده در اندازه‌گیری حساسیت‌هاست (فیشر و جردن، ۱۹۹۱).

نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ، بازده واقعی اوراق بهادار را تابعی از متغیرهای اقتصادی می‌داند. مدل مزبور بر خلاف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، امکان استفاده بیش از یک عامل ریسک سیستماتیک را فراهم می‌کند. در سبد سرمایه‌گذاری سهام، ریسک خاص یک سهم مهم نیست. عامل خطای سهام انفرادی به هم وابسته نیستند و ضریب همبستگی آنان صفر است. در این شرایط، تنها، ریسک متغیرها دارای اهمیت است و نشان‌دهنده‌ی این است که ریسک سیستماتیک قابل حذف نیست، اما ریسک غیرسیستماتیک با گوناگونی و تنوع در سرمایه‌گذاری قابل حذف است. رول و راس (۱۹۸۰-۱۹۸۴)، و چن و همکاران (۱۹۸۶)، معتقد بودند که واقعیت در پنج عامل اقتصادی نهفته است و سهام مختلف دارای حساسیت‌های متفاوت به این پنج عامل سیستماتیک هستند و این عوامل بخش عمده‌ای از سرمشء ریسک سبد سهام را تشکیل می‌دهند. از نظر آنان، این پنج عامل عبارتند از:

۱) تغییرات در نرخ تورم پیش‌بینی شده (۲) تغییرات غیرمنتظره در تورم (۳) تغییرات غیرمنتظره در تولیدات صنعتی (۴) تغییرات غیرمنتظره در بازده تا سررسید تفاضلی بین اوراق قرضه اوراق بونج و اوراق ممتاز (صرف ریسک اوراق قرضه) و (۵) تغییرات غیرمنتظره در بازده تا سررسید تفاضلی بین اوراق قرضه بلندمدت و کوتاه‌مدت.

سه عامل اول بر جریان‌های نقدی بنگاه اقتصادی، و در نهایت، بر سود سهام و رشد آن، تأثیر می‌گذارند و دو عامل بعدی نیز بر نرخ تنزیل و ارزشیابی سهام اثرگذارند. بر اساس مدل مزبور، سرمایه‌گذاران سبدهای سهام را با توجه به انگیزه و تمایل خود در مواجهه با ریسک هر یک از عامل‌های پنجگانه تنظیم می‌کنند، زیرا سرمایه‌گذاران مختلف دارای سلیقه‌های متفاوت در رابطه با ریسک هستند.

آزمون‌های انجام شده در مورد الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ نشان داد که این تئوری در رقابت با مدل قیمت‌گذاری سرمایه‌ای، گوی سبقت را می‌رباید (چن ۱۹۸۳). حال با چنین درکی از نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژی می‌توان با مدل‌سازی بر اساس عوامل اقتصادی و با فرض این که بازار سهام به نحو معقول عمل می‌کند، رابطه‌ی قیمت سهم و عوامل چنین مدلی را برآورد کرد به طوری که توانایی پیش‌بینی آینده را نیز داشته باشد.

پون و تیلور (۱۹۹۱)، مشابه تحقیق چن و همکاران (۱۹۸۶) را در بازار انگلستان انجام دادند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده‌های سهام در انگلستان اثر ندارند. این نتیجه‌گیری بر خلاف یافته‌های چن در بازار سهام آمریکا بود. پون و تیلور

توجه به تأثیرگذاری عوامل دیگر از جمله متغیرهای اقتصادی، می‌تواند حائز اهمیت باشد. این تحقیق در جستجوی رویکردی است که از مجموعه اطلاعات کلان اقتصادی در این زمینه استفاده کند.

با در نظر گرفتن نقش عمده‌ی دولت در اداره‌ی اقتصاد و تصمیم‌گیری‌ها و تأثیرگذاری شدید سیاست‌های دولت بر بازار سهام، می‌توان نتیجه گرفت که مطالعه در باره‌ی تأثیر عوامل کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، بهره بانکی، نرخ ارز، نرخ رشد نقدینگی و... بر قیمت‌گذاری‌های سهام، می‌تواند راه‌گشای درک جدیدی در این خصوص باشد، به نحوی که سرمایه‌گذاران و سهامداران بتوانند اثرات ناشی از تصمیم‌های کلان اقتصادی را بر تغییرات شاخص و قیمت سهام پیش‌بینی کنند.

۱- مبانی نظری تحقیق

اعتقاد بر این است که قیمت‌های سهام توسط برخی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ‌های بهره، ارز و تورم تعیین می‌شوند. چندین تحقیق انجام شد تا اثر نیروهای اقتصادی را بر بازده‌های سهام در کشورهای مختلف نشان دهند. برای مثال، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ توسط راس (۱۹۷۶) چن و همکاران (۱۹۸۶) برای تشریح تأثیر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازده‌های سهام در بازارهای سرمایه کشور آمریکا مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌های آنان نشان داد که تولیدات صنعتی، تغییرات در صرف ریسک و تغییرات در ساختار دوره‌ای، رابطه‌ی مثبتی با بازده‌های مورد انتظار سهام داشتند. این در حالی بود که رابطه‌ی نرخ تورم پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده با بازده‌های سهام مورد انتظار، به طور معنی‌داری منفی است.

استیفن راس (۱۹۷۶)، نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ را به عنوان جانشینی برای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه کرد. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پردازش خود را با این نکته آغاز می‌کند که چگونه سرمایه‌گذاران می‌توانند یک "سبد سرمایه‌گذاری کارا" به وجود آورند. اما، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژی از منظری کاملاً متفاوت به موضوع ریسک و اندازه‌گیری آن نگاه می‌کند و به دنبال سبدهای کارای سرمایه‌گذاری نیست، بلکه بر این مینا استوار است که قیمت‌های سهام هنگامی که سهامداران در جستجوی سودهای آربیتراژی هستند، تعدیل می‌شوند. زمانی که سودهای آربیتراژی از بین می‌رود، می‌گویند قیمت‌های سهام در حالت تعادل قرار دارد. تعریف کارایی بازار در این نظریه به معنی نبود موقعیت آربیتراژی است.

حامیان نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ بیان می‌کنند که این مدل دو مزیت عمده نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارد؛ اول اینکه نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ مفروضاتی را درباره‌ی ترجیحات سرمایه‌گذار نسبت به ریسک و بازدهی مطرح

نامتناسب حجم پول است. طرفداران مکتب اصالت پول از قبیل لایدلر و پارکین (۱۹۷۵) معتقدند که "شرط لازم و کافی برای تورم مستمر، افزایش مستمر عرضه پول با نرخ بیش از حاصل ضرب نرخ رشد در آمد حقیقی و کشش در آمدی تقاضای پول، است". به طور خلاصه، می توان نظریه پولی تورم را در قضایای چند گانه زیر خلاصه کرد:

الف) تورم در بلندمدت یک پدیده پولی است. بدین معنا که نرخ رشد بالا و مستمر عرضه پول باعث ایجاد تورم می شود و رشد پایین عرضه پول سرانجام نرخ تورم را تقلیل می دهد. ب) رابطه بین قیمت ها و عرضه پول در بلندمدت متناسب است. بدین معنا که ده درصد افزایش عرضه پول، سطح عمومی قیمت ها را ده درصد افزایش می دهد.

ج) رابطه علت-معلولی از پول به قیمت است. یعنی این که تغییرات عرضه پول علت تغییرات قیمت است و نه معلول آن. د) تراز اسمی پول "برونزا" و "کنترل پذیر" بوده و توسط مسئولان پولی تعیین می شود. به بیان دیگر، عرضه پول به طور درونزا تابع فعالیت ها و متغیرهای کلان اقتصادی نیست.

نظریه های پولی خود به دو دسته نظریه پولی شماره یک و نظریه پولی شماره دو تقسیم می شوند. بر اساس مکتب پولی شماره یک، تورم همیشه و همه جا یک پدیده پولی است که از طریق رشد سریع تر عرضه پول نسبت به تولیدات حقیقی ایجاد می شود. افزایش در عرضه پول در کوتاه مدت باعث افزایش تولید واقعی و اشتغال می شود، اما آثار آن در بلندمدت بر متغیرهای حقیقی مرتفع گشته و تنها، نرخ تورم بلندمدت را افزایش می دهد. بر اساس مکتب پولی شماره دو، صرفاً تغییرات غیرقابل پیش بینی عرضه پول دارای آثار حقیقی بر اقتصاد است و لذا نمی توان از آن به عنوان یک سیاست اقتصادی منظم استفاده کرد. بر این اساس، تغییرات پیش بینی شده عرضه پول تنها قیمت ها را به طور متناسب تحت تأثیر قرار می دهد.

این ادعا که متغیرهای اقتصادی مانند تورم، نقدینگی، نرخ ارز و ... محرک و موثر بر تغییرات قیمت های سهام هستند، به عنوان یک تئوری، مورد پذیرش واقع شده است. به هر حال، در دهه های گذشته کوشش هایی برای بررسی تأثیر نیروهای اقتصادی به شکل نظری و سنجش اثرات آن به صورت تجربی، انجام شده و رابطه پولی بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده های سهام به شکل گسترده ای مورد بررسی قرار گرفته است. مبنای تحقیقات مزبور بر این تئوری استوار است که قیمت های سهام منعکس کننده ارزش فعلی جریان های نقدی آینده آن سهم (مدل ارزش فعلی) است. به همین دلیل، هم به جریان های نقدی آینده و هم به نرخ بازده مورد انتظار (نرخ تنزیل) نیاز است. از این رو، متغیرهای اقتصادی هم بر جریان های نقدی آینده و هم بر نرخ بازده های مورد انتظار اثرگذار هستند. بنابراین، می توانند بر قیمت های

معتقدند دلیل نتیجه گیری متفاوت آنان این است که با عامل های کلان اقتصادی دیگری بر بازده های سهام انگلستان اثرگذار بوده اند و یا اینکه روش تحقیق استفاده شده توسط چن و همکاران ناکارآمد بوده است.

تورم نیز به عنوان یکی از مهم ترین متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر قیمت سهام، از دیرباز مورد توجه بوده است. رابطه میان تورم و بازده های سهام از جمله مباحث جدال برانگیز میان محققان است. تعادل در بازار بر اساس ارزش های اسمی پدید نمی آید و سرمایه گذاران تورم را به عنوان یکی از مهم ترین متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار در تصمیم گیری برای یک سرمایه گذاری در نظر می گیرند.

اگر تورم به خوبی قابل پیش بینی شدن باشد، سرمایه گذاران به سادگی درصد افزوده ای را به عنوان تورم به بازدهی مورد انتظار خود می افزایند و بازار به حالت تعادل می رسد. بنابراین، تا زمانی که تورم قابل پیش بینی است دیگر یک سرچشمه ناپایداری و بی اطمینانی وجود ندارد و می توان ریسک سهم را با ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک و بدون توجه به اینکه این ریسک ها بر اساس ارزش های واقعی برآورد شده اند یا بر اساس ارزش اسمی، بازگو کرد. اما زمانی که تورم غیرمنتظره و غیرقابل پیش بینی باشد، شرایط متفاوت خواهد بود.

در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت ها پس از مدت زمانی افزایش می یابد. در واقع، سودآوری افزایش نیافته، بلکه سود اسمی تحت تأثیر تورم افزایش یافته است. زمانی که سود اسمی افزایش می یابد، قیمت اسمی سهام نیز افزایش خواهد یافت. اثر دیگر تورم این است که موجب کاهش ارزش ذاتی هر سهم می شود. در سال هایی که نرخ تورم بالا باشد، کیفیت سود واقعی شرکت ها (سود اقتصادی) پایین می آید. علاوه بر این، شرایط تورمی باعث کاهش قدرت خرید مردم می شود. افزایش هزینه های زندگی به گونه ای خواهد بود که فرصت سرمایه گذاری و پس انداز از آنها گرفته شده و درآمدها بیشتر صرف هزینه های جاری می شوند. از سوی دیگر، کاهش سرمایه گذاری منجر به کاهش تقاضا برای سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار و به تبع آن، کاهش شاخص سهام می شود. راس و رول نیز در مقاله خود به رابطه منفی بین بازدهی میانگین موزون شاخص بورس نیویورک با تورم مورد انتظار و غیرقابل انتظار دست یافته بودند.

بر اساس فرضیه فیشر (۱۹۳۰)، نرخ اسمی بهره مورد انتظار باید کلیه انتظارات تورمی را در خود منعکس کند تا بتوان به نرخ واقعی بهره دست یافت. نرخ واقعی توسط عواملی مانند بهره وری سرمایه و ترجیحات زمانی مصرف کننده تعیین می شود و مستقل از تورم مورد انتظار است.

یکی از مهم ترین نظریه های موجود در زمینه تورم، نظریه پولی است. بر اساس این نظریه، تورم منحصراً معلول افزایش

سهام اثرگذار باشند (التن و گرابر، ۱۹۹۱).

۲- پیشینه‌ی تحقیق

توسعه و تکامل تحلیل‌های همجمعی امکان آزمون روابط بین متغیرهای اقتصادی و بازارهای سهام به شیوه‌های دیگر را فراهم کرد. چن و همکاران (۱۹۸۶) مبنایی فراهم کردند برای این عقیده که یک توازن بلندمدت بین قیمت‌های سهام و متغیرهای کلان اقتصادی وجود دارد. گرنجر (۱۹۸۶) پیشنهاد کرد که بررسی این ارتباط از طریق تحلیل‌های همجمعی صورت گیرد. مجموعه‌ای از متغیرهای سری زمانی هنگامی همجمع هستند که دارای مرتبه یکسان باشند و ترکیب خطی آنان ایستا باشد. چنین ترکیب خطی وجود یک رابطه‌ی بلندمدت میان این متغیرها را نشان می‌دهد (یوهانسون و جوسیلیوس، ۱۹۹۰). گسترش تحلیل‌های همجمعی شیوه‌های دیگری را برای آزمون روابط بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده‌های سهام فراهم کرد.

کریستوفرگان و همکاران (۲۰۰۶)، اثرات متقابل بین شاخص سهام نیوزلند و یک مجموعه‌ی هفت‌گانه از متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، عرضه‌ی پول، نرخ بهره‌ی بلندمدت، نرخ بهره کوتاه‌مدت و قیمت خرده‌فروشی نفت محلی را بررسی کردند. نتایج آزمون همجمعی یوهانسون نشان داد که بین شاخص قیمت سهم نیوزلند و متغیرهای اقتصادی مورد آزمون، یک رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد. نتایج آزمون علیت گرنجر نیز نشان داد که شاخص قیمت سهام نیوزلند علیت گرنجر برای تغییرات در متغیرهای اقتصادی نیست. دلیل آن کوچک بودن بازار سهام نیوزلند در مقایسه با بازارهای سهام کشورهای توسعه یافته است.

جاکوب و مدسن (۲۰۰۲) به بررسی رابطه‌ی علی شاخص قیمت سهام بمبئی و متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ ارز، ذخایر ارزی و تراز تجاری پرداختند. آنان در مطالعه‌ی خود متغیرهای نرخ ارز، ذخایر ارزی و تراز تجاری را به‌عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر شاخص قیمت سهام هند و به‌صورت ماهانه برای دوره‌ی آوریل ۱۹۹۰ تا مارس ۲۰۰۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که بین متغیرهای کلان مزبور و شاخص قیمت سهام بورس رابطه‌ی علیت وجود ندارد.

مایاسمای و که (۲۰۰۰) با استفاده از داده‌های ماهانه در قالب داده‌های سری زمانی و همچنین تحلیل همجمعی چندمتغیره‌ی یوهانسون در مدل تصحیح خطای برداری، رابطه‌ی بلندمدت میان شاخص بازار سهام سنگاپور و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که تغییرات در دو متغیر فعالیت‌های واقعی اقتصادی و تولیدات صنعتی و داد و ستد تجاری با تغییرات در شاخص بازار سهام سنگاپور همجمع نیست. در حالی که بین تغییرات در شاخص بازار سهام سنگاپور

با تغییرات در سطح قیمت‌ها، عرضه‌ی پول، نرخ‌های بهره‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت و نرخ‌های ارز، یک رابطه‌ی همجمعی وجود دارد. در این رابطه‌ی همجمعی، تغییرات در متغیرهای نرخ ارز و نرخ بهره در مقایسه با تغییرات عرضه‌ی پول و سطح قیمت‌ها، موثرتر هستند. نتیجه تحقیق آنان نشان داد که بازار سهام سنگاپور نسبت به تغییرات در نرخ‌های ارز و نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت، دارای حساسیت است. علاوه‌براین، آنان در تحقیق خود با استفاده از یک مدل سه‌متغیره، شاخص‌های بازار سهام سنگاپور را با شاخص‌های بازار سهام آمریکا و ژاپن مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که این سه شاخص در حد بسیار بالایی همجمع هستند. این یافته نشان داد که تغییرات در بازارهای سهام آمریکا و ژاپن، تأثیر عمده‌ای بر بازار سهام سنگاپور دارد به‌ویژه آنکه بازار سهام سنگاپور رابطه‌ی بلندمدت مثبتی با بازارهای سهام این دو کشور دارد.

کان و شن (۱۹۹۹) آزمون‌های علیت گرانجر و همجمعی انگل-گرانجر را به واسطه‌ی مدل تصحیح خطای بُرداری به کار گرفتند و دریافتند که بازار سهام کره با متغیرهای اقتصادی از قبیل شاخص تولید، نرخ ارز، موازنه تجاری و عرضه‌ی پول همجمع هستند. به‌هرحال، با استفاده از آزمون علیت گرانجر برای متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص سهام بازار کره، محققان دریافتند که شاخص سهام کره مقدم بر متغیرهای اقتصادی نیست.

چانگ و ان‌چی (۱۹۹۸)، آزمون همجمعی یوهانسون را برای داده‌های فصلی از کشورهای کانادا، آلمان، ایتالیا، ژاپن و آمریکا، به کار گرفتند و به این نتیجه رسیدند که بین شاخص سهام ملی و برخی متغیرهای اقتصادی خاص از قبیل قیمت نفت واقعی، مصرف واقعی، عرضه‌ی پول واقعی و تولید ناخالص داخلی واقعی در این پنج کشور هم‌سویی بلندمدتی وجود دارد. موریندل و عبدا... (۱۹۹۷) در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که در کشورهای کره، هند و پاکستان نرخ‌های تبدیل ارز موجب تغییر در قیمت‌های سهام می‌شود، اما در مورد فیلیپین به این نتیجه رسیدند که قیمت بازار سهام، موجب هدایت نرخ‌های تبدیل ارز می‌شود که این نتیجه‌گیری با یافته‌های اسمیت (۱۹۹۳) در کشورهای آلمان، ژاپن و ایالات متحده آمریکا همخوانی داشت. گلنور مراد اوغلو و کیویلسیم متین (۱۹۹۶) رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس استانبول با نرخ بهره، نرخ ارز (دلار)، نرخ تورم و حجم پول را برای دوره‌ی زمانی ۱۹۸۶ لغایت ۱۹۹۳ به‌صورت داده‌های ماهانه در اقتصاد ترکیه بررسی کردند. اجرای روش انگل گرنجر و روش یوهانسون بیان‌کننده این مطلب بود که شاخص قیمت سهام با متغیرهای پولی دارای رابطه‌ی بلندمدت است به‌طوری‌که رابطه‌ی شاخص قیمت سهام بورس با حجم پول مثبت، اما رابطه‌ی آن با نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ

تورم منفی است.

فیروزه عزیزی (۱۳۸۶) در تحقیقی به بررسی و آزمون رابطه‌ی بین تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. او با استفاده از آمار ماهانه‌ی تورم، بازده نقدی، بازده کل (نقدی و قیمت) و شاخص قیمت سهام در دوره‌ی ۱۳۷۷ لغایت ۱۳۸۲ و با به کارگیری روش (VAR) و آزمون علیت گرنجری، رابطه‌ی متغیرهای مزبور را مورد آزمون قرار داد. نتایج تحقیق نشان داد که تورم، توضیح‌دهنده‌ی شاخص بازده نقدی و بازده کل است، اما توضیح‌دهنده‌ی شاخص قیمت سهام نیست. از سوی دیگر، بازده نقدی، بازده کل و شاخص قیمت سهام توضیح‌دهنده‌ی تورم نیستند. این یافته با نتایج به دست آمده از آزمون علیت گرنجری درباره بازده قیمت، بازده کل و شاخص قیمت سهام نیز تأیید شد.

مصطفی کریم‌زاده (۱۳۸۵) به بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با متغیرهای کلان پولی پرداخت و برای رسیدن به این هدف از داده‌های ماهانه سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۱ برای متغیرهای شاخص قیمت سهام بورس، نقدینگی، نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی استفاده کرد. او برای برآورد اقتصادسنجی معادله از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده کرد. نتیجه برآورد نشان داد که یک بردار همجمعی بین شاخص قیمت سهام بورس و متغیرهای کلان پولی وجود دارد. رابطه‌ی بلندمدت برآورد شده تأثیر مثبت معنی‌دار نقدینگی و تأثیر منفی معنادار نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی بر شاخص قیمت سهام بورس را نشان می‌دهد.

حسن قالیباف اصل (۱۳۸۱) در مطالعه‌ی خود به بررسی رابطه‌ی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ پرداخت. متغیرهای بازده (ناشی از تغییر شاخص قیمت سهام شرکت‌ها)، درصد تغییرات نرخ ارز و بازده سهام شاخص بازار به صورت شش ماهه انتخاب شده بودند. نتایج مطالعه‌ی وی نشان داد که درصد تغییرات نرخ ارز بر روی بازده سهام اثر منفی داشته اما، درصد تغییرات نرخ ارز با یک وقفه زمانی، اثر مثبت بر بازده سهام شرکت‌ها دارد.

محمد برازنده (۱۳۷۶)، با استفاده از اطلاعات متغیرهای شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهایی مانند نرخ ارز، شاخص قیمت و سالیانه نقلیه و شاخص قیمت مسکن برای دوره‌ی زمانی ۱۳۶۹ لغایت ۱۳۷۶ به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام پرداخت. او برای تجزیه و تحلیل داده‌های خود از روش خودتوضیح‌برداری استفاده کرد و نتایج تحقیق وی نشان داد که سهم متغیرهای یاد شده در تغییرات شاخص قیمت سهام اندک است. این نتیجه بیانگر این است که وجود اختلال‌ها و نوسانات مربوط به بازارهای وسایط نقلیه و ارز به صورت قوی قابل تسری به بازار سهام نیست.

لی لی و زولیوف‌هو [۱۹۹۸] در مطالعه‌ی جدید خود با عنوان "واکنش‌های بازار سهام نسبت به اعلام خبرهای اقتصادی، در شرایط مختلف اقتصادی" به بررسی تأثیر خبرهای کلان اقتصادی در اوضاع و احوال متفاوت اقتصادی بر بازار سهام ایالات متحده آمریکا پرداختند. آنان شواهد تأثیر تغییرات پیش‌بینی نشده در متغیرهای اقتصادی از قبیل عرضه‌ی پول، نرخ تزیل و فعالیت واقعی اقتصادی بر بازار سهام را بررسی کردند. در زمینه‌ی عرضه‌ی پول یافته‌های آنان حاکی از آن بود که افزایش پیش‌بینی نشده در عرضه‌ی پول منجر به افزایش فوری در نرخ بهره می‌شود. افزایش نرخ بهره باعث کاهش ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده و در نهایت کاهش قیمت سهام می‌شود. لگ (۱۹۹۷) بازار سهام سنگاپور را مورد مطالعه قرار داد و دریافت که شاخص سهام سنگاپور به شکل مثبتی با تقاضای پول ارتباط دارد. فانگ و لی (۱۹۹۰) نتایج مشابه تحقیق لگ را در بازار سهام تایوان به دست آوردند. جرد و ساتم (۱۹۹۹)، آچسانی و استرو (۲۰۰۲)، بازارهای منطقه‌ای کوچک از قبیل بازار نروژ و اندونزی را مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که بازده‌های سهام با تغییرات در نرخ بهره ارتباط منفی با تغییرات قیمت نفت و فعالیت‌های واقعی اقتصادی ارتباط مثبت دارد. تحقیق آچسانی و استرو نشان داد که رابطه‌ی بین قیمت سهام و نرخ تورم یک رابطه‌ی منفی است. این در حالی است که رابطه‌ی بین قیمت سهام با نرخ تورم مبهم و دو پهلوست. علاوه بر این، محققان نتوانستند وجود یک رابطه‌ی قوی و موثر بین قیمت سهام و صادرات و نرخ‌های بهره‌ی بلندمدت را شناسایی کنند. با این وجود، آنان نتوانستند به یک رابطه‌ی مثبت بین قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی، عرضه‌ی پول و نرخ ارز دست پیدا کنند. یونگ سولی (۱۹۹۲) آزمون روابط علی بین بازده‌های دارای فعالیت واقعی و تورم را با استفاده از داده‌های کشور آمریکا انجام داد و به این نتیجه رسید که بر خلاف فرضیه‌ی فیشر، بازده اسمی سهام و تورم همبستگی منفی ضعیفی دارند اما رابطه‌ی میان نرخ‌های بهره اسمی و تورم مثبت است. رحمان و کوزیر (۱۹۸۸) طی تحقیقی به رابطه‌ی معکوس میان بازده واقعی سهام و تورم در کانادا رسیدند. در حالی که لئونارد هرماندز (۱۹۹۰) به رابطه‌ی معناداری میان بازده واقعی سهام و تورم رسیدند. آنرو لی (۱۹۹۶) در تحقیقی به این نتیجه رسید که بین بازده‌ی واقعی سهام و تورم رابطه‌ی منفی معناداری وجود دارد. سونگ، رم‌چندر و چاترات (۱۹۹۷) به رابطه‌ی منفی بین بازده واقعی سهام و اجزای تورم غیرمنتظره دست یافتند.

۳- روش تحقیق

با توجه به ماهیت داده‌های سری زمانی و نوع مطالعه، جهت ارزیابی اثر متغیرهای کلان بر شاخص قیمت بورس روش خودرگرسیون

الگو پرداخته شود، باید آزمون ریشه واحد برای تعیین مانایی سری‌های زمانی متغیرها انجام شود. بر این اساس نتایج ارائه شده در جدول ۱- بر اساس معیار دیکي فولر نشان می‌دهد، تمامی متغیرها به جز دو متغیر درآمدهای نفتی و شاخص قیمت مصرف کننده در لگاریتم سطح مانا می باشند.

ب- تعیین وقفه بهینه در الگوی خودتوضیح برداری

بعد از تشخیص ایستایی متغیرهای مدل، اولین مسئله در مدل‌های خودرگرسیون برداری، تعیین طول وقفه بهینه است. در اینجا برای تعیین طول وقفه از معیار شوراتز- ییزین^۱ استفاده شده است. نتایج جدول ۲- نشان می‌دهد که در مدل موردنظر در وقفه یک بر اساس معیار نسبت درستنمایی^۲ ثبات سیستم تأمین می‌شود. در حالی که بر اساس معیار خطای نهایی پیش بینی،

برداری مورد استفاده قرار گرفته است. این روش نسبت به سایر روش‌های ممکن دارای ویژگی‌های زیر است که استفاده از آن را توجیه پذیر می‌سازد:

- نیازی به نگرانی درباره تعیین درونزا و برونزا بودن متغیرها نیست، زیرا تمامی متغیرها در این مدل درونزا هستند.
- تخمین مدل ساده بوده و می‌توان از روش متعارف حداقل مربعات معمولی برای هر یک از معادلات به صورت جداگانه استفاده کرد.
- پیش‌بینی‌هایی که از این روش به دست می‌آید، در بسیاری از موارد بهتر از نتایج مدل‌های پیچیده مانند معادلات هم‌زمان است (گجراتی، ۱۳۷۸).

الف- آزمون ریشه واحد دیکي فولر تعمیم یافته

در داده‌های سری زمانی، قبل از آنکه به تحلیل و تخمین معادلات

۱ | نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل بر اساس آماره دیکي فولر



مقادیر بحرانی در سطح اهمیت ۵ درصد	مقدار آماره در تفاضل مرتبه اول	مقادیر بحرانی در سطح اهمیت ۵ درصد	مقدار آماره در سطح	متغیر
		-۱/۹۵	-۲/۹۶	حجم نقدینگی Lm
		-۲/۹۴	-۳/۴۶	شاخص قیمت سهام Lps
		-۲/۹۶	-۳/۸۶	نرخ ارز Le
-۲/۲۲	-۳/۳۶	-۲/۹۴	-۱/۷۵	شاخص قیمت مصرف کننده Lp
-۲/۷۵	-۲/۹۹	-۲/۹۵	-۱/۹۹	درآمدهای نفتی Loil

۲ | تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR



وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۱۰۴۶/۱۹۹	NA	۱/۳۹ e+۲۲	۶۸/۰۱۱	۶۸/۲۸۹	۶۸/۱۰۲
۱	-۹۰۴/۴۲۳۴	۲۲۲/۵۹۱	۱/۳۹ e+۱۹	۷۱/۰۵۹	۷۳/۰۰۲	۷۱/۶۹۲
۲	-۸۷۴/۳۸۱۰	۳۴/۸۸۷	۲/۷۱ e+۱۹	۶۱/۴۴۳	۶۵/۰۵۲	۶۲/۶۲۰
۳	-۸۰۳/۶۸۱۴	۵۴/۷۳۵	۶/۹۵ e+۱۸	۵۹/۲۰۵	۶۴/۴۷۸	۶۰/۹۲۴
۴	-۶۷۷/۹۸۹۳	۴۸/۶۵۴	۲/۶۴ e+۱۷	۵۳/۴۱۸	۶۰/۳۵۷	۵۵/۶۸۰

indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

مأخذ: یافته‌های تحقیق

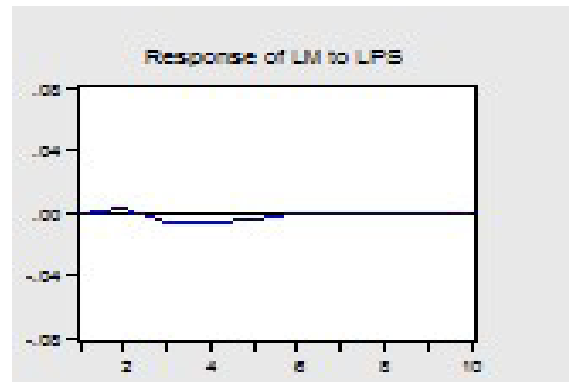
۴- توابع عکس العمل آنی (ضربه، واکنش)

از آن جایی که نتایج تخمین مدل خودرگرسیون بُرداری قابل تفسیر نیستند، در ادامه، بررسی توابع عکس‌العمل آنی ارایه شده است که اطلاعات بیانگر آن است که اگر یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در حجم پول، رشد اقتصادی، نرخ ارز و تورم ایجاد شود اثر آن چگونه خواهد بود. شکل ۱- نشان می‌دهد تغییر ناگهانی یا تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در متغیر حجم پول در دوره اول اثری بر شاخص چرخه تجاری نداشته و در دوره دوم، باعث افزایش شاخص قیمت سهام به اندازه ۰/۰۰۲۸ واحد می‌شود. این اثر در فصل‌های بعدی موجب کاهش شاخص قیمت سهام شده است.

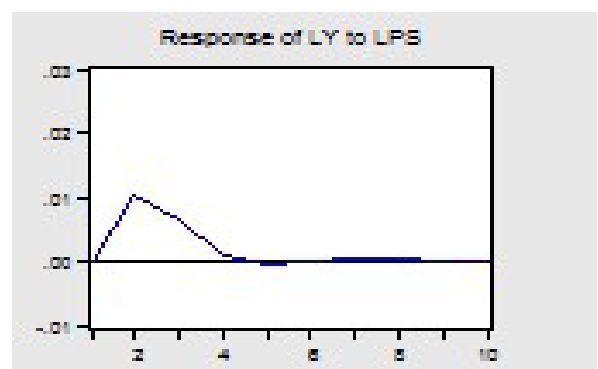
شکل ۲- اثر تکانه وارده بر شاخص قیمت سهام از طرف متغیر رشد اقتصادی است، به طوری که اگر رشد اقتصادی به اندازه یک انحراف معیار افزایش یابد، در دوره اول اثری بر شاخص چرخه تجاری نداشته ولی در دوره دوم نوسانات، آن را ۰/۰۱۰۳ واحد افزایش می‌دهد. در اینجا نیز اثر این تکانه در دوره‌های بعد به همین صورت تفسیر می‌شود. شکل ۳- نشان می‌دهد که یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز در دوره اول اثری نداشته و در دوره دوم شاخص قیمت سهام را به اندازه ۰/۰۳۸ واحد کاهش می‌دهد و به همین ترتیب تا پایان دوره می‌توان اثر تکانه این متغیر را بر شاخص قیمت سهام تفسیر نمود. شکل ۴- نشان‌دهنده اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در تورم است. با توجه به نتایج جدول، تکانه وارده در دوره اول هیچ اثری ندارد و در دوره دوم به صورت منفی افزایش می‌یابد.

بنابراین با توجه به نتایج شکل‌های ۱- تا ۴ می‌توان دریافت که تقریباً تکانه وارده بر تمامی متغیرها از دوره دوم شروع شده و اثر آن تا پایان دوره به تدریج تعدیل می‌شود. این نکته نیز قابل توجه است که اثر تکانه وارده تمامی متغیرها به جز

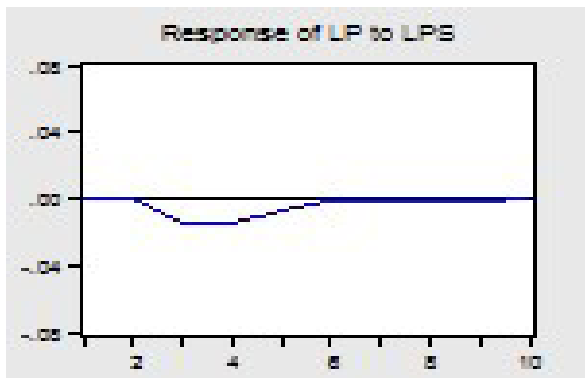
وقفه چهار به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود و معیارهای آکائیک^۲ و شوراتز-بیزین و حان کوئین^۴ وقفه یک را به عنوان وقفه بهینه مدل قرار می‌دهند. در نهایت با توجه به اینکه ثبات سیستم در وقفه بهینه یک تأمین خواهد شد، وقفه بهینه یک بر اساس معیار شوراتز-بیزین به عنوان وقفه بهینه مدل انتخاب می‌گردد.



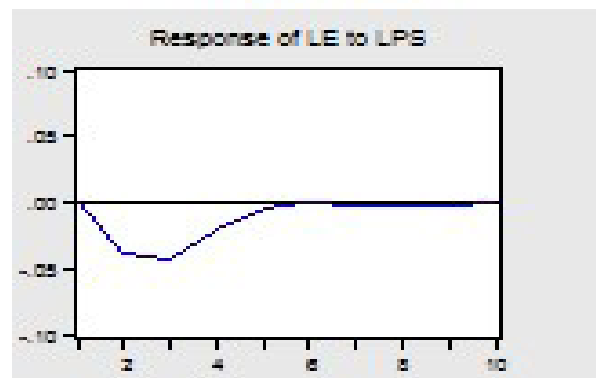
شکل ۱ | تغییر ناگهانی در متغیر حجم پول



شکل ۲ | اثر تکانه وارده بر شاخص قیمت سهام از طرف متغیر رشد اقتصادی



شکل ۳ | اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در تورم



شکل ۴ | تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز

نتیجه‌گیری

به دلیل این که افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیب‌های مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده بانکی، اوراق قرضه، طلا و ارز نگهداری می‌کنند، تغییرات در حجم پول، نرخ ارز، نرخ تورم و رشد اقتصادی، تقاضای افراد برای نگهداری هر یک از دارایی‌های مزبور از جمله تقاضا برای سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد و این موضوع نیز به نوبه‌ی خود بر شاخص‌های سهام اثر گذار است. اعتقاد بر این است که قیمت‌های سهام توسط برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بنیادین مانند نرخ تورم، نرخ ارز، رشد اقتصادی و حجم نقدینگی، تعیین می‌شوند.

در این تحقیق برای برآورد مدل اقتصادسنجی و برآورد رابطه‌ی بلندمدت، از روش VAR استفاده شد. همان‌طور که انتظار می‌رفت، نتیجه‌ی به دست آمده، حاکی از وجود رابطه‌ی منفی بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام و تأیید این فرضیه است. این در حالی است که نرخ تورم نیز بیانگر رابطه‌ی منفی بوده است. در مقابل، رشد اقتصادی حاصل از درآمدهای نفتی تأثیری مثبت بر شاخص قیمت سهام داشته است. این ارتباط در مورد نقدینگی روندی نوسانی را طی نمود.

بنابراین توصیه می‌شود که تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران اقتصادی، در هنگام تدوین سیاست‌های پولی و مالی در سطح کلان، آثار ناشی از تصمیمات مزبور را بر شاخص‌های بازار سهام و سایر بازارهای مالی دیگر، مورد توجه قرار دهند. ■

نقدینگی بر شاخص قیمت سهام تقریباً به صورت پایدار تا پایان دوره تعدیل می‌شوند، یعنی تعدیل آنها تا پایان دوره همراه با نوسان نیست.

۴-۱- تجزیه واریانس شاخص قیمت سهام

محاسبه تجزیه واریانس بعد از برآورد مدل خودرگرسیون برداری به این صورت است که ابتدا واکنش‌های واریانس خطای پیش‌بینی نسبت به هر تکانه را محاسبه کرده و به توان دو می‌رسانیم. سپس این واکنش‌ها نسبت به هر تکانه را با هم جمع کرده و در مرحله آخر، توان دوم واکنش‌های واریانس خطای پیش‌بینی جمع شده را بر مجموع آنها تقسیم می‌کنیم تا سهم هر تکانه از کل واریانس خطای پیش‌بینی به دست آید.

بر اساس نتایج حاصله در دوره اول ۷۷ درصد تغییرات شاخص قیمت ناشی از خودش است و متغیرهای نرخ ارز، تورم، رشد اقتصادی و نقدینگی به ترتیب بیشترین اهمیت را در نوسانات شاخص قیمت دارند. در دوره دوم سهم تورم از ۰/۱ درصد به ۳/۴ درصد می‌رسد. سهم رشد اقتصادی از ۰/۷ درصد به ۹/۱ درصد رسیده و سهم نقدینگی از ۰/۳ به ۰/۵ درصد افزایش یافته است. در مقابل، سهم از ۲۱ درصد به ۱۶ درصد کاهش یافته است. در بلندمدت نیز سهم متغیرهای نقدینگی، رشد اقتصادی نفتی، نرخ ارز و تورم به ترتیب معادل ۳/۷ درصد، ۲۳/۵ درصد، ۱۳/۷ درصد و ۳/۶ درصد بوده است.

۳ | نتایج حاصل از تجزیه واریانس



Pe	S.E.	Im	Loil	le	lp	lps
۱	۰/۲۹۴۷۰۹	۰/۰۳۵۷۹	۰/۷۰۹۱۷	۲۱/۳۳۱۷	۰/۱۸۷۴	۷۷/۷۳۵۷
۲	۰/۳۳۲۸۳۳	۰/۰۵۶۴۲	۹/۱۲۰۷۲	۱۶/۷۶۵۵	۳/۴۲۹۴	۷۰/۶۲۷۸
۳	۰/۳۷۷۴۹۹	۳/۶۵۴۳۲	۲۳/۶۶۴۸	۱۳/۶۳۸۴	۳/۰۲۳۳	۵۶/۰۱۹۱
۴	۰/۳۸۵۳۷۸	۳/۶۰۰۵۳	۲۳/۵۷۲۹	۱۳/۱۳۳۷	۳/۵۱۹۴	۵۶/۱۷۳۳
۵	۰/۳۸۶۴۱۴	۳/۶۹۰۷۵	۲۳/۴۹۳۹	۱۳/۰۹۵۱	۳/۶۳۸۱	۵۶/۰۸۲۰
۶	۰/۳۸۶۶۶۱	۳/۷۵۸۳۶	۲۳/۴۶۸۸	۱۳/۱۰۳۶	۳/۶۳۴۹	۵۶/۰۳۴۱
۷	۰/۳۸۶۸۲۲	۳/۷۵۵۶۰	۲۳/۵۱۷۶	۱۳/۰۹۳۳	۳/۶۳۱۸	۵۶/۰۰۱۵
۸	۰/۳۸۶۹۸۰	۳/۷۵۵۷۳۵	۲۳/۵۷۱۱	۱۳/۰۸۳۴	۳/۶۳۱۳	۵۵/۹۵۸۳
۹	۰/۳۸۷۰۳۷	۳/۷۵۵۰۱	۲۳/۵۸۱۶	۱۳/۰۷۹۷	۳/۶۳۳۹	۵۵/۹۴۹۶
۱۰	۰/۳۸۷۰۴۷	۳/۷۵۵۰۲	۲۳/۵۸۲۱	۱۳/۰۷۹۰	۳/۶۳۵۹	۵۵/۹۴۸۵

1- Schwarz information criterion

2- sequential modified LR test statistic

3-Akaike information criterion

4- Hannan-Quinn information criterion

منابع

- and stock market interactions: new Zeland evidence", the journal of investment management and financial innovation. 2006, pp.89-101.
- [13] Elton, E.J. and M. Gruber. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, – Fourth Edition, John Wiley & Sons, 1991.
- [14] Fama E.F. Stock Returns, Expected Returns and Real Activity, Journal of Finance, 1990, Vol. 45, pp. 1089-1108.
- [15] Fama E.F. Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money // American Economic Review, 1981, Vol. 71, No. 4, pp. 545-565.
- [16] Fama, E.F. and M. Gibbons. Inflation, Real Returns and Capital Investment, Journal of Monetary Economics, 1982, Vol. 9, No. 3, pp. 545-565.
- [17] Feldstein, Martin, "Inflation and the Stock Market", American Economic Review, 1980, PP. 839-847.
- [18] Fung H.G. and C.J. Lie. Stock Market and Economic Activities: A Casual Analysis. – Pacific- Basin Capital Markets Research, Amsterdam, 1990.
- [19] Geske R. and R. Roll. The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation // Journal of Finance, 1983, Vol. 38, No. 1, pp. 7-33.
- [20] Geske R. and R. Roll. The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation // Journal of Finance, 1983, Vol. 38, No. 1, pp. 7-33.
- [21] Graham, Fed C. "Inflation, Real Stock Returns, and Monetary Policy", Applied Financial Economics, February 1996, PP. 29-35.
- [22] Gultekin, N. Bulent, "Stock Market Returns and Inflation", Evidence From Other Counties', The Journal of Finance, March 1983, PP. 49-65.
- [23] Hamao Y. An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory, in Elton E.J. and M.J. Gruber [1] برازنده، محمد. (۱۳۷۶). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.
- [۲] عزیزی، فیروزه. (۱۳۸۳). آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی شماره ۱۱ و ۱۲.
- [۳] قالیباف اصل، حسن. (۱۳۸۱). بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
- [۴] کریم زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶.
- [۵] نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. دانشگاه شهید بهشتی. انتشارات رسا.
- [6] Achسانی، N. and H.G. Strohe. Stock Market Returns and Macroeconomic Factors, Evidence from Jakarta Stock Exchange of Indonesia 1990-2001 // Universität Potsdam, Wirtschaftsund Sozialwissenschaftliche Fakultät, Discussion Paper, 2002.
- [7] Boudoukh, Jacob & Richardson, Matthew, "Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective", American Economic Review, March 1993, PP. 1346-1355.
- [8] Caparale, Tony & Jung, Chulho, "Inflation and Real Stock Prices", Applied Financial Economics, June 1997, PP. 265-266.
- [9] Chatrath, Arjun, Ramchander, Sanjay & Song. Frank, "Stock Prices, Inflation and Output: Evidence from India", Applied Financial Economics, August 1997, PP. 439-455.
- [10] Chen N.F., R. Roll and S.A. Ross. Economic Forces and the Stock Market, Journal of Business, 1986, Vol. 59, No. 3, pp. 383-403.
- [11] Cheung YW and Ng. International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity, Journal of Empirical Finance, 1998, Vol. 5, pp. 281-296.
- [12] Christopher gan and et.al, "macroeconomic variables

- An Application of a Vector Error Correction Model, *Journal of Financial Research*, 1995, Vol. 18, No. 2, pp. 223-237.
- [35] Mundell, R.A. Inflation and Real Interest // *Journal of Political Economy*, 1963, Vol. 71, No. 3, June, pp. 280-283.
- [36] Muradoglu, Yaz Gulnur, & Metin, Kivilcim. (1996). Efficiency of the Turkish Stock Exchange with Respect to Monetary Variables: A Cointegration Analysis. *European Journal Of Operational Research*, No. 90, PP. 566-576.
- [37] Najand, M. and H. Rahman. Stock Market Volatility and Macroeconomic Variables: International Evidence // *Journal of Multinational Financial Management*, 1991, Vol. 1, No. 3.
- [38] Pesaran, Mohammad Hashem. (1997). Working with Microfit 4.0 Comfit Data Limited. PP. 304-308.
- [39] Poon, S and S.J. Taylor. Macroeconomic Factors and the UK Stock Market, *Journal of Business and Accounting*, 1991, Vol. 18, No. 5, pp. 619-636.
- [40] Richard Roll and Stephen, A. Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, 35 (December, 1980).
- [41] Richard Roll and Stephen, A. Ross, "The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning", *Financial Analysts Journal*, 40 (May-June 1984).
- [42] Ross Levine and Save Servos. "Stock Market Development and Long-Run Growth", *The World Bank Economics*. Vol 10. No.2 (1996): 323-339.
- [43] Ross, S.A. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory*, 1976, Vol. 13, No. 3, pp. 341-360.
- [44] Sadeghi, mahdi. (1992). Stock market response to unexpectrd macroeconomic news: the Australian evidence.
- [45] Thorbecke, willem, "on stock market returns and monetary policy", *the journal of finance*. June 1997, pp. 635-653.
- [46] Tobin, J. Money and Economic Growth // *Econometric*, 1965, Vol. 33, No. 4, October, pp. 671-684.
- (eds), *Japanese Capital Markets - Analysis and Characteristics of Equity, Debt and Financial Futures Markets*. - Ballinger Publishing Company, United States, pp. 155-173, 1988.
- [24] Harry M. Martkowitz ; *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments* (New York: Wiley, 1959).
- [25] Hernandez, Leonardo, "Inflation Y Retorno Bursatil, Una Invetigacion Empricia: Chile 1960-1983", *Cuadernos-De-Econmia*, December 1990, PP.381-406.
- [26] Kwon, C.S. and T.S. Shin. Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns // *Global Finance Journal*, 1999, Vol. 10, No. 1, pp. 71-81.
- [27] Laidler, D.E.W. and Parkin J.M. Inflation. (1975). A Survey, *Economic Journal*, pp795.
- [28] Lee, B.S. Casual Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation // *Journal of Finance*, 1992, Vol. 47, No. 4, pp. 1591-1603.
- [29] Lee, unro, "further empirical test of the proxy effect hypothesis: some international evidence", *journal of international financial market institution and money*, summer 1996, pp.35-46.
- [30] Leigh, L. Stock Return Equilibrium and Macroeconomic Fundamentals // *International Monetary Fund Working Paper*, 1997, No. 97/15, pp. 1-41.
- [31] Lili and Zvliv f.Hv. (1998). Responses of the Stock Market to Macroeconomic Announcements across Economic States *IMF Working Paper* (93-97).
- [32] Madsen, B. Jakob. (2002). Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. *Applied Financial Economics*, No.12, PP. 565-574.
- [33] Maysami, R.C. and T.S. Koh A. Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market, *International Review of Economics and Finance*, 2000, Vol. 9, pp. 79-96.
- [34] Mukherjee and Naka. Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: