Archive of SID

تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده کل بازار اوراق بهادار ایران با استفاده از روش فضا-حالت

دکتر امیر هرتمنی[۱] مسعود کریم‌خانی[۲] مریم عبدلی[۳]

چکیده

در این تحقیق نیز تاثیر سه متغیر مهم اقتصادی، از قبیل تورم، نقدینگی، نرخ ارز بر بازده شاخص کل بازار بررسی شده است. دادهای دوره‌ی زمانی تحقیق بین ۱۳۹۰-۱۳۸۶ و با استفاده از روش فضا-حالت، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند.مدل فضا-حالت یک ابزار مفید برای سیستم پویا می‌باشد که شامل متغیرهای وضعیت مشاهده نشده می‌باشد. نتایج حاصل از به کار گیری مدل اقتصاد سنجی فضا-حالت نشان می‌دهد، که ارتباط معنا دار و مثبتی بین نرخ تورم و نقدینگی و بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار، وجود ندارد. همچنین ارتباط از نظر آماری معناداری و منفی بین نرخ و بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: متغیرهای کلان اقتصادی، شاخص کل بازده سهام، فضا-حالت ، نظریه قیمت-گذاری آربیتراژ.

طبقه‌بندی JEL: G1, G32, G17

۱- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهاقان
amir_hortamani@yahoo.com
۲- کارشناس ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهاقان (نویسنده مسئول)
Masoud.karimkhani@gmail.com
۳- کارشناس ارشد مدیریت بازاریابی، مدرس دانشگاه پیام نور
M.abdoli2009@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

در بازارهای سرمایه، نوسانهای گسترده در همه حال موجب ورود و خروج انبوهی از سرمایه می‌گردد. درکشورهای در حال توسعه، ضربه های وارد شده بر اقتصاد به دلیل ضربه های بازار بورس، در مقایسه با کشورهای توسعه یافته، عمق بیشتری دارد. زیرا نگرانی از افت ارزش سرمایه با نگرورزیهای ناشی ازبی ثباتی های مشهود در اقتصاد همراه می‌شود. به این دلیل به نظر می‌رسد که باید به گونه‌ای نوسانهای قیمت را در بورس در محدوده‌ای قابل انتظار نگاه داشت. نگاه اجمالی به آمارهای فعالیت بورس اوراق بهادارتهران بیانگر این نکته است که از نیمه دوم سال ۱۳۷۸، حجم معاملات سهام از رشد قابل ملاحظه ای برخوردار شده است. استمرار این روند در عین مطلوبیت می‌تواند نگران کننده باشد. با این اوصاف شناسایی عوامل رونق کنونی بورس، چگونگی تداوم بخشیدن به آن و جلوگیری از سقوط نابهنگام بازار سهام از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. عوامل متعددی بر عملکرد بازار سهام تاثیرگذار است. در این میان می‌توان به عوامل متعددی از جمله متغیرهای کلان اقتصادی، وضعیت صنعت و وضعیت شرکت اشاره نمود. یک تحلیلگر می تواند از طریق تجزیه و تحلیل شاخصهای بازار و سایر معیارهای اقتصادی، به ارتباطی پایدار بین شاخص‌های مختلف و فرصت‌های متعدد بخش‌های اقتصادی پی ببرد و چنین ارتباطی برای پیش بینی و تجزیه و تحلیل سودمند است. در این مقاله ابتدا عوامل اقتصادی از قبیل نرخ تورم، نرخ نقدینگی، نرخ ارز موثر بر بازدهی شاخص کل بازده سهام مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱-۲- 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)[1] ، چن و همکاران(۱۹۸۶)[2] ، برای تشریح تاثیر 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[3]، رابطه‌ی مثبتی با بازده‌های مورد انتظارسهام، داشتند. این در حالی بود که رابطه‌ی نرخ تورم پیش بینی شده و پیش بینی نشده، با بازده‌های سهام مورد انتظار، به طور معنی‌داری منفی است. تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ رویکردی جدید و متفاوت در تعیین قیمت دارایی‌هاست و سعی می‌کند عوامل خارج از بازار را که بر اوراق بهادار اثر می‌گذارند شناسایی

1-Ross
2-Chen
3-Term Structure

www.SID.ir

Archive of SID

کند. این تئوری متکی به قانون وجود یک قیمت است، یعنی دو قلم مشابه را نمیتوان به قیمت‌های متفاوتی در بازار فروخت. یکی از مزایای این تئوری این است که به فرضیات قوی و مورد استفاده در تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای نیاز ندارد(التون،۲۰۰۳)[1].

گیلز و لروی(۱۹۹۱)[2] ، بر خلاف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که محدودیت‌های زیادی را برای اولویت‌بندی‌ها و تقسیم بازده در نظر میگیرد، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، بازده‌ی مورد انتظار دارایی را تنها بر اساس فرضیات ضعیف و در جاهایی که فرصت‌های آربیتراژی وجود ندارد توصیف می‌کند. ارتباط ریسک با سهام، ناشی از دو منبع است. منشاء اول ریسک، عوامل اقتصاد کلان هستند که بر همه‌ی اوراق بهادار اثر می‌گذارند. اثر این عوامل بر روی همه‌ی دارایی‌ها در بازار توزیع می‌شود و نمی‌توان با تنوع و گوناگونی در سهام آن را از بین برد. منشاء دوم ریسک،عنصر ویژگی‌های فردی است. این عنصر منحصر به هریک از اوراق بهادار است و بر مبنای تئوری قیمت گذاری آربیتراژ می‌توان به طور وسیعی در یک سبد سرمایه‌گذاری، تنوع و گوناگونی ایجاد کرد. بنابراین در یک بازار کارا، صرف ریسک تنها با عوامل سیستماتیک (کلان اقتصادی)ارتباط دارد(هاما او، ۱۹۸۸)[3]. در تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ فرض می‌شود که فرصت‌های سود آربیتراژی به سرعت از طریق نیروهای رقابتی از بین می‌روند، به این معنی که سرمایه‌گذار نمی‌تواند بازده‌ی مورد انتظار مثبتی را روی هر مجموعه از دارایی‌ها، بدون تحمل ریسک و بدون انجام سرمایه‌گذاری ویژه بدست آورد(بری و دیگران، ۱۹۸۸)[4].

به طور عام، بحث تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ بر این موضوع تاکید می‌کند که بازده یک دارایی به بازده‌ی مورد انتظار و یک بازده‌ی غیر منتظره (جزء غافل‌گیر کننده) تقسیم می‌شود. بنابراین تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ پیش‌بینی می‌کند که اخبار عمومی بر نرخ بازده ی همه‌ی سهام، اما به میزان متفاوتی اثر می‌گذارد. از این جنبه، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ عمومیت بیشتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارد. زیرا معتقد است که عوامل بیشتری بر نرخ بازده دارایی اثر می‌گذارند(کاتبرسون، ۱۹۹۶)[5]. آزمون‌های انجام شده در مورد الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ نشان داد که این تئوری در رقابت با مدل قیمت‌گذاری سرمایه‌ای، گوی سبقت را می‌رباید.(گسکی و رول، ۱۹۸۳)[6]. حال با چنین درکی از نظریه قیمت گذاری آربیتراژی می‌توان با مدل سازی بر اساس عوامل

1 -Elton
2-Gilles and Leroy
3-Hamao
4-Berry
5-Cuthbertso
6-Geske and Roll

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصادی و با فرض این که بازار سهام به نحو معقول عمل می‌کند، رابطه‌ی قیمت سهم و عوامل چنین مدلی را بر آورد کرد به طوری که توانایی پیش بینی آینده را نیز داشته باشد(چن و همکاران،۱۹۸۶)[۱].
پون و تیلور(۱۹۹۱)[۲]، 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 معتقدند دلیل نتیجه‌گیری متفاوت آنان این است که یا عامل‌های کلان اقتصادی دیگری بر بازده‌های سهام انگلستان اثرگذار بوده‌اند و یا این که روش تحقیق استفاده شده توسط چن و همکاران ناکارآمد بوده است. تورم نیز به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی اثر گذار بر قیمت سهام، از دیر باز مورد توجه بوده است. رابطه‌ی میان تورم و بازده-های سهام از جمله مباحث جدال برانگیز میان محققان است. تعادل در بازار بر اساس ارزش‌های اسمی پدید نمی‌آید و سرمایه‌گذاران تورم را به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی اثر گذار در تصمیم‌گیری برای یک سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند.اگر تورم به خوبی قابل پیش بینی شدن باشد، سرمایه‌گذاران به سادگی درصد افزوده‌یی را به عنوان تورم به بازدهی مورد انتظار خود می‌افزایند و بازار به حالت تعادل می‌رسد. بنابراین، تا زمانی که تورم قابل پیش بینی است دیگر یک سرچشمه‌ی ناپایداری و بی اطمینانی وجود ندارد و می‌توان ریسک سهم را با ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک و بدون توجه به این که این ریسک ها بر اساس ارزش‌های واقعی برآورد شده‌اند یا بر اساس ارزش اسمی، بازگو کرد. اما، زمانی که تورم غیرمنتظره و غیر قابل پیش‌بینی باشد، شرایط متفاوت خواهد بود. در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکتها پس از مدت زمانی افزایش می‌یابد. در واقع سودآوری افزایش نیافته، بلکه سود اسمی تحت تاثیر تورم افزایش یافته است. زمانی که سود اسمی افزایش می‌یابد، قیمت اسمی سهام نیز افزایش خواهد یافت. اثر دیگر تورم این است که موجب کاهش ارزش ذاتی هر سهم می‌شود. در سال‌هایی که نرخ تورم بالا باشد، کیفیت سود واقعی شرکت‌ها (سود اقتصادی) پایین می‌آید. علاوه بر این، شرایط تورمی باعث کاهش قدرت خرید مردم می‌شود. افزایش هزینه‌های زندگی به گونه‌یی خواهد بود که فرصت سرمایه‌گذاری و پس انداز از آنها گرفته شده و درآمدها بیشتر صرف هزینه‌های جاری می‌شوند. از سوی دیگر، کاهش سرمایه‌گذاری منجر به کاهش تقاضا برای سرمایه-گذاری در بورس اوراق بهادار و به تبع کاهش شاخص سهام می‌شود. راس و رول نیز در مقاله‌ی خود به رابطه‌ی منفی بین بازدهی میانگین موزون شاخص بورس نیویورک با تورم مورد انتظار و غیر قابل انتظار دست یافته بودند (آچسانی و استورحه،۲۰۰۲)[۳].

2-Chen.
3- Poon and Taylor
3- Achsan and Strohe

www.SID.ir

Archive of SID

مستقل از تورم مورد انتظار است.یکی از مهم‌ترین نظریه‌های موجود در زمینه‌ی تورم، نظریه پولی است. بر اساس این نظریه، تورم منحصراً معلول افزایش نامتناسب حجم پول است. طرفداران مکتب اصالت پول از قبیل لایدلر و پارکین(۱۹۷۵)[1] معتقدند که "شرط لازم و کافی برای تورم مستمر، افزایش مستمر عرضه‌ی پول با نرخی بیش از حاصل ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضای پول، است". به طور خلاصه، می‌توان نظریه‌ی پولی تورم را در قضایای چندگانه زیر خلاصه کرد:

الف) تورم در بلندمدت یک پدیده‌ی پولی است.

ب) رابطه‌ی بین قیمت‌ها و عرضه‌ی پول در بلندمدت متناسب است.

ج) رابطه‌ی علت معلولی از پول به قیمت است. یعنی این که تغییرات عرضه‌ی پول علت تغییرات قیمت است و نه معلول آن.

د) تراز اسمی پول "برون زا" و " کنترل پذیر" بوده و توسط مسئولین پولی تعیین می‌شود.

نظریه‌های پولی خود به دو دسته‌ی نظریه‌ی پولی شماره یک و نظریه‌ی پولی شماره دو تقسیم می‌شوند. بر اساس مکتب پولی شماره یک، تورم همیشه و همه جا یک پدیده‌ی پولی است که از طریق رشد سریعتر عرضه‌ی پول نسبت به تولیدات حقیقی ایجاد می‌شود. افزایش در عرضه‌ی پول در کوتاه‌مدت باعث افزایش تولید واقعی و اشتغال می‌شود، اما آثار آن در بلندمدت بر متغیرهای حقیقی مرتفع گشته و تنها نرخ تورم بلندمدت را افزایش می‌دهد. براساس مکتب پولی شماره دو، تنها تغییرات غیر قابل پیش بینی عرضه‌ی پول دارای آثار حقیقی بر اقتصاد است و لذا نمی‌توان از آن به عنوان یک سیاست اقتصادی منظم استفاده کرد. بر این اساس، تغییرات پیش بینی شده‌ی عرضه‌ی پول تنها قیمت‌ها را به طور متناسب تحت تاثیر قرار می‌دهد. این ادعا که متغیرهای اقتصادی مانند تورم، نقدینگی، نرخ ارز و ... محرک و موثر بر تغییرات قیمت‌های سهام هستند، به عنوان یک تئوری، مورد پذیرش واقع شده است. به هر حال، در دهه‌ی گذشته کوشش‌هایی برای بررسی تاثیر نیروهای اقتصادی به شکل نظری و سنجش اثرات آن به صورت تجربی، انجام شده است. رابطه‌ی پویای بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده‌های سهام به شکل گسترده‌یی مورد بررسی قرار گرفته است. مبنای تحقیقات مزبور بر این تئوری استوار است که قیمت‌های سهام منعکس کننده‌ی ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده‌ی آن سهم (مدل ارزش فعلی) است . به همین دلیل، هم به جریان‌های 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 بازده‌های مورد انتظار اثر گذار هستند. بنابراین، می‌توانند بر قیمت‌های سهام اثرگذار باشند (التون و گروبر،۱۹۹۱)[2]

1- Laidler and Parkin

2 -Elton, Edwin, and Martin Gruber

www.SID.ir

Archive of SID

۱-۳-پیشینه‌ی تحقیق

برای ارزیابی هر نظام اقتصادی چند شاخص اساسی وجود دارد .یکی از این شاخصها، تولید ناخالص داخلی واقعی است که در واقع نشان‌دهنده نتیجه کلی فعالیت اقتصادی کشور است. تولید ناخالص داخلی شاخصی است که ازطریق آن می‌توان نسبت به روند رونق و رکود و رشد و تنزل کل اقتصاد آگاه شد. اما نکته قابل توجه در بررسی تولید ناخالص داخلی، تأثیر بخشهای مختلف اقتصادی در تولید کل کشور است. به بیان دیگر سهم بخشهای مختلف مانندکشاورزی، صنعت، نفت، ساختمان، معدن، آب و برق و گاز و خدمات در ایجاد تولید ملی اهمیت دارد. مطالعات متعددی در این خصوص صورت گرفته است که بیانگر روابط مختلف بین تولید ناخالص داخلی واقعی وشاخص بورسها است. 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 برای این عقیده که یک توازن بلند مدت[1] بین قیمت‌های سهام و متغیرهای کلان اقتصادی وجود دارد، فراهم کردند. گرنجر(۱۹۸۶)[2]، پیشنهاد کرد که بررسی این ارتباط از طریق تحلیل های همجمعی صورت گیرد. مجموعه‌یی از متغیرهای سری زمانی هنگامی هم جمع هستند که دارای مرتبه یکسان باشند و ترکیب خطی آنان ایستا است. چنین ترکیب خطی وجود یک رابطه‌ی بلندمدت میان این متغیرها را نشان می‌دهد.گسترش تحلیل های همجمعی شیوه های دیگری را برای آزمون روابط بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده‌های سهام فراهم کرد.

جاکوب و مدسن (۲۰۰۲)[3] ، به بررسی رابطه‌ی علی شاخص قیمت سهام بمبیء 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 به عنوان متغیرهای تاثیرگذار بر شاخص قیمت سهام هند و به صورت 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)[4]، با استفاده از داده‌های ماهانه در قالب داده‌های سری زمانی، و همچنین تحلیل همجمعی چند متغیره‌ی یوهانسون در مدل تصحیح خطای برداری، رابطه‌ی بلندمدت میان شاخص بازار سهام سنگاپور و مجموعه‌یی 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

1-Long-term Equilibrium
2-Granger
3-Jakoob Mudsen
4-Mayasmai and Koh

www.SID.ir

Archive of SID

شاخص بازار سهام سنگاپور همجمع نیست. در حالی که بین تغییرات در شاخص بازار سهام سنگاپور با تغییرات در سطح قیمت‌ها، عرضه‌ی پول، نرخ های بهره‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت و نرخ های 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 نرخ های ارز و نرخ های بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت، دارای حساسیت است. علاوه بر این، آنان در تحقیق خود با استفاده از یک مدل سه متغیره، شاخص های بازار سهام سنگاپور را با شاخص های 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، تاثیر عمده‌یی بر بازار سهام سنگاپور دارد به ویژه که، بازار سهام سنگاپور یک رابطه‌ی بلندمدت مثبتی با بازارهای سهام این دو کشور دارد. کان و شن(۱۹۹۹)[1] ، آزمون‌های علیت گرانجر و همجمعی انگل- گرانجر[2] را به واسطه‌ی مدل تصحیح خطای برداری 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. به هر حال، 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 ان چی[3](۱۹۹۸)، آزمون همجمعی یوهانسون را برای داده های فصلی از کشورهای کانادا، آلمان، ایتالیا، ژاپن و آمریکا، به کار گرفتند و نتیجه گرفتند 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 یک هم سویی بلندمدتی[4] وجود دارد.

آنتنی و کوام[5](۲۰۰۸)، به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه شاخص‌های کلان اقتصادی برعملکرد بازارهای سهام در بورس اوراق بهادار غنا تاثیر می‌گذارد. آنها بدین منظور از داده‌های سری زمانی سه ماهه بین دور ۱۹۹۱-۲۰۰۵ استفاده نمودند. یافته‌های آنها نشان داد که نرخ‌های استقراض ازبانکهای سپرده‌گذاری اثر معکوسی بر عملکرد بازارسهام دارد و بویژه به عنوان بازدارندهای برای رشد کسب و کار در غنا عمل می‌کند .در حالی که نرخ تورم اثر منفی بر عملکرد بازار سهام داشت، نتایج آنها نشان داد که زمانبر خواهد بود که به دلیل حضور یک دوره تاخیر این اثر رخ دهد؛ و این که

1- Kwon and Shin
2-Engle-Granger cointegration and the Granger-causality tests
3- Cheung and Ng
4-Long term co movements
5 -Anthony , Kwame

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه‌گذاران از زیانهای نرخ تسعیر در نتیجه‌ی کاهش ارز داخلی نفع می‌برند . گلنور مراد اوغلو و کیویلسیم متین[1](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 به صورت داده‌های ماهانه در اقتصاد ترکیه بررسی کردند. اجرای روش انگل گرنجر و روش یوهانسون بیان کننده این مطلب بود که شاخص قیمت سهام با متغیرهای پولی دارای رابطه‌ی بلندمدت است به طوری که رابطه‌ی شاخص قیمت سهام بورس با حجم پول مثبت، اما رابطه‌ی آن با نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم منفی است.همچنین لگ(۱۹۹۷) [2] بازار سهام سنگاپور را مورد مطالعه قرار داد و دریافت که شاخص سهام سنگاپور به شکل مثبتی با تقاضای پول ارتباط دارد.

علیرضا بادکوبه‌ای(۱۳۷۴)، به بررسی و مطالعه اثر تورم بر قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس پرداخت . بر اساس نتایج این تحقیق رابطه بین نرخ تورم و قیمت سهام یک رابطه مستقیم است ، به عبارت دیگر با افزایش نرخ تورم قیمت کل سهام افزایش می یابد. دباغ‌نصب(۱۳۸۵) ،در رساله خود تاثیر متغیرهای کلان پولی بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۶۹ الی ۱۳۸۳ مورد بررسی قرار داد. متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق، شاخص کل قیمت سهام، نرخ ارز، نرخ تورم و حجم تسهیلات بوده است. نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که از بین متغیرهای در نظر گرفته شده در الگو، نرخ ارز بیشترین تاثیر را بر تغییرات شاخص کل بورس در کوتاه مدت و میان مدت دارد .بعد از این متغیر، به ترتیب حجم تسهیلات بانکی و شاخص قیمت مصرف کننده بیشترین اثر را دارند .همچنین نتایج حاصل بررسی الگوی یوهانسون نشان می‌دهد که تورم و حجم تسهیلات بانکی تاثیر مثبت و نرخ ارز بازار آزاد (دلار امریکا) تاثیر منفی بر بورس تهران طی دوره مورد بررسی داشته‌اند. مصطفی کریم زاده (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 سال‌های۱۳۶۹تا۱۳۸۱ برای متغیرهای شاخص قیمت سهام، نقدینگی، نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی استفاده کرد. او برای برآورد اقتصادسنجی معادله از روش خود رگرسیون برداری با وقفه های 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 تاثیر مثبت معنی دار نقدینگی و تاثیر منفی معنادار نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی بر شاخص قیمت سهام بورس را نشان می‌دهد. اصولیان (۱۳۸۴) به بررسی تاثیر تغییرات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

2-Gulnur, Muradoglu and Kivilcim, Metin
2-Leigh

www.SID.ir

Archive of SID

می‌پردازد. در این تحقیق رابطه بین سه متغیر کلان اقتصادی(نرخ ارز، قیمت نفت، و تورم) با شاخص قیمت صنایع پذیرفته شده در بورس مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج تحقیق ایشان نشان داد که متغیرهای کلان مورد بررسی، هیچ‌گونه رابطه همزمانی با تغییرات شاخص‌ها ندارند.

۲-داده ها و روش تحلیل

هرگونه تصمیم‌گیری یا جهت گیری در مورد برنامه ریزی آتی هر نهاد، مستلزم آگاهی یافتن از وضعیت موجوداست، و طبیعی است که پیش‌بینی‌های لازم نیز باید با توجه به وضعیت موجود انجام شود. برای تحقق این امر استفاده از اطلاعات سری زمانی متغیرهای مختلف ضروری است تا بتوان روابط پایدار بین متغیرهای اقتصادی را آزمون کرده و نتایج را مورد ارزیابی قرار داد.در این تحقیق، سه متغیر کلان اقتصادی به عنوان متغیرهای مستقل و نرخ بازده شاخص کل سهام به عنوان متغیر وابسته، انتخاب شده است. در جدول زیر هر یک از متغیرها به همراه علامت اختصاری آن تعریف شده است:

جدول۱- متغیرهای تحقیق

متغیرهای تحقیق	نماد
نرخ ارز (دلار) در بازار آزاد	MD
نرخ تورم	EC
نرخ رشد نقدینگی	EMO
نرخ رشد شاخص بازده کل بازار سهام	RTEDIX

داده‌های مربوط به هر یک از متغیرهای تحقیق به صورت فصلی از سایت بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی و نمگرهای بورس ایران استخراج گردیده است. هدف تحقیق بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ نقدینگی و با نرخ بازده شاخص کل سهام است، در ادامه فرضیه‌های تحقیق و مبانی نظری آنها به طور فشرده تشریح می‌شود:

نرخ تورم

در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمانی، به دلیل کاهش ارزش پول، افزایش می‌یابد. بنابراین، افزایش نرخ تورم، سود تقسیمی و به تبع آن شاخص بازده نقدی سهام را افزایش می‌دهد. از این رو، فرضیه اول به شرح زیر تدوین شده است:

بین نرخ تورم و نرخ بازده شاخص کل سهام، رابطه‌ی مثبت وجود دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

نرخ ارز

نقش ارز در نظام های اقتصادی، به خصوص در کشورهای توسعه نیافته انکار ناپذیر است. دلیل آن نیز روشن است، کشورهای توسعه نیافته در اغلب بخش‌های اقتصادی خود به کشورهای صنعتی وابسته هستند و برای واردات نیازمند ارز بیشتری هستند. بیشتر بنگاههای تولیدی برای خرید مواد اولیه، فن‌آوری و ماشین‌آلات اقدام به واردات می‌کنند. اگر در اثر تغییر و تحولات اقتصادی و عوامل متعدد دیگر تاثیر گذار، نرخ ارز افزایش یابد، بنگاههای اقتصادی مجبور به پرداخت مبالغ بیشتری وجه بابت واردات می-شوند. افزایش نرخ ارز از یک سو باعث افزایش میزان بدهی، و از سوی دیگر باعث افزایش بهای تمام شده‌ی تولیدات و خدمات ارائه شده توسط این شرکت‌ها می‌شود. افزایش بدهی کمبود نقدینگی را به همراه دارد و کمبود نقدینگی بنگاههای اقتصادی اثر منفی بر توزیع سود و شاخص بازده نقدی سهام دارد. بنابراین، فرضیه دوم تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

بین نرخ ارز و نرخ بازده شاخص کل سهام، رابطه‌ی منفی وجود دارد.

نقدینگی

بر اساس نظریه‌ی پولی تورم، افزایش مستمر حجم نقدینگی با نرخی بیش از حاصل ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضا برای پول، شرط لازم و کافی برای تورم مستمر به شمار می‌آید. بنابراین، به طور عمده افزایش حجم نقدینگی منجر به افزایش تقاضا و هزینه‌های جاری می‌شود. تحقیقات انجام شده در زمینه‌ی نظریه پولی تورم در ایران نشان داده است که افزایش نقدینگی در جامعه همراه و همگام با افزایش تولید ناخالص داخلی نیست و عامل تشدید کننده‌ی تورم به شمار می‌آید. بنابراین، انتظار می‌رود که رابطه‌ی بین نقدینگی و شاخص بازده نقدی سهام، مانند فرضیه اول تحقیق، یک رابطه‌ی مثبت باشد. از این رو، فرضیه سوم به شرح زیر تدوین شده‌است:

بین نقدینگی و نرخ بازده شاخص کل سهام رابطه‌ی مثبت وجود دارد.

۲-۱-قلمرو زمانی و مکانی تحقیق

جامعه آماری تحقیق شامل بورس اوراق بهادار تهران اقتصاد کلان است. اطلاعات مربوط به تحقیق برای یک دوره پنج ساله، یعنی از ابتدای سال ۱۳۸۶ تا پایان سال۱۳۹۰ است. برای گردآوری داده‌های مورد نظر از اطلاعات بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی، ماهنامه‌ها و سایت بورس استفاده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

روش پژوهش و معرفی مدل تحقیق

مبنای نظری مدل این پژوهش را نتایج مطالعات متعدد مبنی بر عدم ثبات متغیرهای اقتصادی و متغیر بودن آن در طول زمان تشکیل می‌دهند. پژوهشگران در تبیین و تشریح علل این پدیده، تغییرات زمانی متغیرهای اقتصادی را به دو دسته؛ یعنی تغییرات بلند مدت و کوتاه مدت تقسیم بندی می‌نمایند. برای بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده کل بازار اوراق بهادار ایران با استفاده از رویکردفضا–حالت که یکی از کلیدی‌ترین مفاهیم پایه در مباحث کنترل مدرن میباشد بهره جسته شده است.

برای آزمون فرضیات ،ابتدا اهمیت ریشه واحد برای یک فراگرد تصادفی بررسی می‌شود که اگر شوکی به آن وارد شود اثر دائمی دارد. بعبارتی اگر متغیر اقتصادی نامانا باشد دارای ریشه واحد است و شوک-های که به آن وارد می‌شود دارای اثر اقتصادی می‌باشد. لذا آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته صورت گرفته شده است. سپس از مدل فضا–حالت یک ابزار پیش‌بینی و بررسی معنی‌دار بودن ضرایب، و وجود یا عدم وجود ارتباط بین متغیر مستقل و متغیر تابع را بررسی گردید.

۲-۲-مدل فضا- حالت

مدل فضا- حالت[1] یک ابزار مفید برای سیستم پویا می‌باشد که شامل متغیرهای وضعیت مشاهده نشده می‌باشد. مدل فضا حالت شامل دو معادله می‌باشد که شامل معادله حرکت یا معادله وضعیت و معادله اندازه می‌باشد. معادله وضعیت معادله‌ای است که به توصیف رابطه بین داده‌ها یا متغیرهای مشاهده شده و متغیرهای وضعیت مشاهده نشده می‌باشد و معادله اندازه توصیفی از متغیرهای وضعیت پویا می‌باشد معادله اندازه یک شکلی از معادله دیفرانسیل خطّی مرتبه اول در بردار وضعیت می‌باشد. مدل‌های فضا-حالت را در ساده‌ترین شکل می‌توان به صورت زیر نمایش داد: فرض کنید یک سری زمانی چند متغیره مشاهده شده مانند $\{y_t\}_{t=1}^{T}$ به صورت باشد.

$$y_t = (y_{1t}, y_{2t}, ..., y_{Nt})' \qquad (۱$$

بردار y_t با یک معادله تحت عنوان معادله اندازه[2] با یک بردار به نام بردار حالت[3] ارتباط پیدا می کند [۱۶].

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t \; ; t = 1,2,...,T. \qquad (۲$$

در اینجا z_t یک ماتریس $N \times m$، d_t یک بردار $N \times 1$ ثابت بوده و ε_tها بردار $N \times 1$ اغتشاش به صورت متناوب ناهمبسته با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس H_t هستند. یعنی

1- state - space
2 -Measurement Equation
3-State Vector

www.SID.ir

Archive of SID

$$E(\varepsilon_t) = \circ \ , \ Var(\varepsilon_t) = H_t \qquad (۳$$

اعضای α_t در حالت کلی قابل مشاهده نیستند اما از یک فرایند مرتبه اول مارکوف تحت عنوان معادله تغییر وضعیت[1] پیروی می‌کنند (شان وی،۱۹۸۸)

$$\alpha_t = U_t \alpha_{t-1} + c_t + R_t \eta_t \quad ; t = 1,2,....,T. \qquad (۴$$

که در اینجا U_t ماتریس $m \times m$، c_t بردار $m \times 1$، R_t ماتریس $m \times g$ ثابت بوده و η_tها بردار $g \times 1$ از اغتشاشهای به طور متناوب ناهمبسته با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس Q_t هستند. یعنی

$$E(\eta_t) = \circ \ , \ Var(\eta_t) = Q_t \qquad (۵$$

برای تکمیل سیستم فضای حالت، دو فرض دیگر به صورت زیر اضافه می‌شوند:

الف: برآورد بردار حالت آغازین $\alpha_\circ$ دارای میانگین $\alpha_\circ$ و ماتریس کوواریانس $P_\circ$ است.

ب: اغتشاشهای ε_t و η_i در تمام مراحل زمانی با هم ناهمبسته بوده و همچنین با بردار حالت آغازین ناهمبسته هستند. پس

$$E(\varepsilon_t \eta_t') = \circ \ , \ t = 1,2,.....,T \qquad (۶$$

$$E(\varepsilon_t \alpha_\circ') = \circ \ , \ E(\eta_t \alpha_\circ') = \circ \ , t = 1,2,....,T. \qquad (۷$$

هر گاه ماتریسهای H_t, d_t, Z_t در معادله اندازه و ماتریسهای Q_t, R_t, Z_t در معادله اندازه و ماتریسهای Q_t, R_t, c_t, U_t در معادله تغییر وضعیت که ماتریس سیستم گفته می‌شوند به زمانt وابسته نباشند مدل را پایای زمانی[2] می‌گویند. مدلهای پایای زمانی، خود رده‌ای از مدلهای فضای حالت‌اند. ماتریسهای سیستم معمولاً غیرتصادفی‌اند و ممکن است شامل پارامتر مجهول باشند. اگر سیستم خطی باشد بردار مشاهده y_t ترکیبی خطی از زمانهای گذشته و حال $\alpha_t, \eta_t, \varepsilon_t$ خواهد بود.

در حالت خاص سری زمانی یک متغیره، $N = 1$ تنها معادله اندازه(۲)به صورت معادله(۸) تغییر می‌کند:

$$y_t = Z_t' \alpha_t + d_t + \varepsilon_t, Var(\varepsilon_t) = h_t \qquad (۸$$

$$t = 1,2,...,T$$

۲-۲-۱-مدل گام تصادفی همراه با یک اغتشاش

این مدل را به صورت معادله (۹)،(۱۰) می‌توان نوشت: د (شان وی،۱۹۸۸)[3]

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \qquad , Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 \qquad (۹$$

1 -Transition Equation
2 -Time Invariant
3 -Shumway,R.H

www.SID.ir

Archive of SID

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \qquad ,Var(\eta_t) = \sigma_\eta^2 \qquad (۱۰$$

این مدل بدون هیچ تبدیلی فضای حالت ساده با بردار حالت μ_t را تشکیل می‌دهد. ماتریسهای d_t, c_t برابرصفر(۰)و دیگر ماتریس‌ها ۱ هستند.

۳- نتایج و بحث

هدف تحقیق بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص بازده کل سهام است. با توجه به مباحث مطرح شده در مورد نحوه محاسبه‌ی مقادیراولیه فضای حالت و رابطه‌ی آن با مانایی متغیر حالت، و وجود سری‌های زمانی ناپایا در اقتصاد کلان، که 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 تعمیم یافته[1] مورد آزمون قرار گرفت[۱۲]. خلاصه‌ی نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲- خلاصه‌ی نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	نماد	مقدار آماره آزمون ADF	مقدار بحرانی ADF	مقدار احتمالی	درجه‌ی جمعی
نرخ ارز (دلار)	MD	-۶/۴۸۳۳۷۸	-۲/۹۱۲۶۳۱	۰	I(۱)
نرخ تورم	EC	-۷/۵۴۸۶۸۴	-۲/۹۱۲۶۳۱	۰	I(۱)
نرخ رشد نقدینگی	EMO	-۸/۴۲۲۲۷۶	-۲/۹۱۲۶۳۱	۰	I(۱)

ماخذ : محاسبات محقق

تفاضل گیری مرتبه اول

نتایج نشان می‌دهد که، سه متغیر تورم، نقدینگی و نرخ ارز در تفاضل مرتبه اول پایا هستند. برای بخشیدن درجه یکسان هم انباشتگی به مدل در مراحل آزمون مدل، پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول با احتمال۹۵ درصد معناداری برای انتخاب وقفه بهینه، از معیار شوارتز- بیزن استفاده شده است. بنابراین با توجه به این که مقادیر بحرانی ازآماره محاسبه شده بزرگتر هستند، لذا فرضیه صفرمبنی بر وجود ریشه واحد رد می-شود. اراین رو تفاضل مرتبه اول سری متغیرهای مورد مطالعه ایستا است.بعد از آزمون ریشه‌ی واحد، نسبت سیگنال به نوبز، که یکی دیگر ازآماره‌هایی است که در مدل فضای حالت مد نظر قرار می‌گیرد

1 -The augmented Dickey – Fuller (ADF) Unit Root Test

www.SID.ir

Archive of SID

محاسبه گردید. محاسبه این نسبت برابربا(σ_W / σ_Z)می‌باشد، و با معلوم بودن مقادیر σ_W و σ_Z میسر می-شود. با استفاده از مقادیراین دو متغیر که در فضای حالت محاسبه شده است، نسبت سیگنال نسبت به نویز برابر۰/۰۰۷– برآورده شده است که کمتر از صفر می‌باشد.

۳-۱-آزمون فرضیه‌ها از طریق روش فضای حالت

در این بخش و به دنبال اخذ نتایج مذکور و بهمنظور بررسی دقیقتر، با استفاده از روشهای اقتصادسنجی فضا–حالت تلاش می‌شود تا رابطه بین شاخصهای بورس اوراق بهادار تهران و برخی از متغیرهای کلان اقتصادی مانند ، نقدینگی، نرخ ارز و تورم با بازده شاخص قیمتی بورس برای اقتصاد ایران، با استفاده از داده‌های آماری طی دوره ۸۶–۱۳۹۰ مورد آزمون قرار گرفت. بر اساس یافته‌های تحقیق درجدول (۳) نتایج مبتنی بر تحقیق در پی می‌آید. در عامل‌های نقدینگی، نرخ ارز و تورم در این مرحله به عنوان متغیرهای مستقل فرض می‌شوند ، از این رو با انجام رگرسیون مقطعی سه متغیره معادله تعادلی فضای مورد نظر استخراج می‌شود، که نتایج حاصل از این رگرسیون در جدول ۲ آورده شده است هدف، پاسخ به این سوال است که آیا رابطه تعادلی بل بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی کشور وجود دارد یا خیر؟

جدول ۳، ضرایب الگوی مدل تصریح شده

متغیر	(متغیر توضیحی)	ضریب	انحراف معیار	آماره–z	مقدار احتمالی
	ضریب ثابت	۹۲۸۴۹/۶۳	۱/۸۷E–۰۹	۱/۹۵E+۱۳	۰
نرخ ارز (دلار)	EC	–۷/۶۲۳۹	۵/۶۵E–۱۴	–۱/۲۷E+۱۴	۰
نرخ تورم	MD	۲/۹۰E–۰۸	۵/۵۹E–۱۸	۵/۱۹+E۰۹	۰
نرخ رشد نقدینگی	EMO	۳۱۵۰۸۹/۲	۱/۸۰E–۰۹	۱/۷۵E+۱۴	۰
	واریانس سیکنال	–۰/۰۷۰۰۴	۱/۲۷E–۱۵	–۵/۵۱E+۱۳	۰

ماخذ : محاسبات محقق

در پژوهش حاضر به منظور آزمون فرضیه‌ها از تجزیه و تحلیل و تخمین براساس حداکثر درست‌نمایی در قالب فضای حالت استفاده شده است. تجزیه و تحلیل فضای حالت، تکنیکی چند متغیره است که

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرهای مکنون غیر قابل مشاهده را از طریق شاخص‌های مختلف و بررسی مسیر بین این متغیرهای مکنون، تخمین می‌زند. بر تجزیه و تحلیل مبتنی بر فضای حالت، یک روش ناپارامتری است. فضای حالت روش مناسبتری برای تجزیه و تحلیل داده‌ها می‌باشد. دلیل استفاده از روش فضای حالت در این پژوهش این است که سازه‌هایی نظیرمتغیرهای اقتصادی چند بعدی بوده و بوسیله برای ارزیابی مدل از شاخص‌های منظمی جهت آزمون استفاده شده که شامل آماره-z و ریشه میانگین مربعات خطا [1] ضرایب بحرانی می‌باشند.

همانطور که مشاهده در جدول ۳ تـــوجه به مقداره آماره آزمون نرخ تورم(EC)،که برای بتای عامل معادله حالت نرخ تورم محاسبه شده است و مقایسه نتایج آماره با مقدار بحرانی آزمون z ، در سطح معنی‌داری ۵ درصد، ملاحظه می‌شود که مقدار آماره عامل آزمون بیشتر از مقدار بحرانی بود، همچنین مقدار احتمالی به میزان۰/۰۰ می باشد و مقدار آن کمتر از۰/۰۵ می‌باشد. ودارای رابطه معنا دارای در تخمین معادله اندازه را دارا است. همچنین که مشاهده در جدول (۲) تـــوجه به مقداره آمارهz آزمون(MD)،که برای بتای عامل نرخ**ارز** محاسبه شده است و مقایسه نتایج آماره با مقدار بحرانی آزمون z، در سطح معنی‌داری ۵ درصد، ملاحظه می‌شود که مقدار آماره عامل آزمون بیشتر از مقدار بحرانی بود، همچنین مقدار احتمالی به میزان۰/۰۰ می باشدو مقدار آن کمتر از۰/۰۵ می‌باشد و در ناحیه رد فرض H_0 قرار می‌گیرد. در نتیجه فرضیه H_0 رد می‌شود. باشدو مقدار آن کمتر از۰/۰۵ می‌باشد و دارای رابطه معنا دارای در تخمین معادله اندازه را دارا است.همچنین که مشاهده در جدول (۲) تـــوجه به مقداره آمارهz آزمون نرخ ارز(EMO)، که برای بتای عامل نقدینگی محاسبه شده است و مقایسه نتایج آماره با مقدار بحرانی آزمون z ، در سطح معنی‌داری ۵ درصد ، ملاحظه می‌شود که مقدار آماره عامل آزمون بیشتر از مقدار بحرانی بود، همچنین مقدار احتمالی به میزان۰/۰۰ می باشدو مقدار آن کمتر از۰/۰۵ می-باشد باشدو مقدار آن کمتر از۰/۰۵ می‌باشد. و دارای رابطه معنا دارای در تخمین معادله اندازه را دارا است.

همانگونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود سه متغیر(نقدینگی، نرخ ارز و تورم)معادله تعادلی که معادله حالت نهایی را با ریشه میانگین مربعات خطا متناظر آن نشان می‌دهد که دارای ارتباط معنا دارای با شاخص بورس اوراق بهادار هستند. همچنین که مشاهده در جدول۴ تـــوجه به مقداره آمارهz آزمونها که برای بتای عاملهای معادله حالت نهایی محاسبه شده است و مقایسه نتایج آماره z با مقدار بحرانی آزمون z ، در سطح معنی‌داری ۵ درصد، ملاحظه می‌شود که مقدار آماره عامل آزمون بیشتر از مقدار

1 - Root Mean Squared Error

www.SID.ir

Archive of SID

بحرانی بود ،همچنین مقدار احتمالی به میزان۰/۰۰ می باشدو مقدار آن کمتر از۰/۰۵ می‌باشد و ضریب بتای تورم و نرخ ارز و ضریب بتای نقدینگی دارای اثر منفی می‌باشد. بنابراین ضریب بتای تورم در ناحیه رد فرض H_0 قرار می گیرد . در نتیجه فرضیه H_0رد می‌شود. و ضریب بتای نرخ ارز در ناحیه رد فرض H_0 قرار نمی گیرد. در نتیجه فرضیه H_0رد نمی‌شود.

جدول ۴- خروجی فضای حالت نهایی تصریح شده

	متغیر توضیحی	حالت نهایی	ریشه میانگین مربعات خطا	z-آماره	مقدار احتمالی
نرخ ارز (دلار)	EC	-۳۱۴۶۹۳۹	۴۹/۵۹۳۷	-۶۳۴۵۴/۴۱	۰
نرخ تورم	MD	-۰/۰۱۴۸	۲/۰۳E-۰۷	۷۲۹۹۳/۰۲	۰
نرخ رشد نقدینگی	EMO	-۱/۶۱E+۱۱	۲۲۰۲۳۹۹	۷۲۹۹۳/۰۸	۰
	لگاریتم راستنمایی		-۱/۹۴E+۱۱		

ماخذ : محاسبات محقق

٤-نتیجه‌گیری و پیشنهادات

افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیب‌های مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده بانکی، اوراق قرضه، طلا و ارز نگهداری می کنند، تغییرات در حجم پول، نرخ ارز، و نرخ تورم ، تقاضای افراد برای نگهداری هر یک از دارایی‌های مزبور از جمله تقاضا برای سهام را تحت تاثیر 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 و حجم نقدینگی، تعیین می‌شوند. در این تحقیق برای برآورد مدل اقتصاد سنجی و برآورد رابطه‌ی بین با بین متغیرهای تورم، نرخ ارز، نقدینگی و با نرخ بازده شاخص کل سهام نرخ بازده شاخص کل سهام است ، از روش فضا–حالت استفاده شده است. با توجه به این که نرخ ارز، نرخ تورم دارای اثر منفی، نتایج آزمون حاکی از وجود رابطه‌ی معنی

www.SID.ir

Archive of SID

داربا متغیرهای کلان اقتصادی است. از این رو، با استفاده از روش فضا-حالت رابطه‌ی‌بین متغیرهای اقتصادی و بازده شاخص بورس برآورد شد.

جدول ۵- خلاصه نتایج فرضئیات

شماره فرضیه	فرضیه‌ها	تایید یا رد فرضیه‌ها
H_1	بین نرخ تورم و نرخ بازده شاخص کل سهام، رابطه‌ی مثبت وجود دارد.	رد
H_2	بین نرخ ارز و نرخ بازده شاخص کل سهام، رابطه‌ی منفی وجود دارد.	تایید
H_3	بین نقدینگی و نرخ بازده شاخص کل سهام رابطه‌ی مثبت و ود دارد.	رد

ماخذ : محاسبات محقق

از آنجا که تورم اثر منفی بر بازار بورس اوراق بهادار ایران دارد که به دلیل افزایش نرخ ارز است و با توجه به اینکه پشتوانه سهام پول ملی(ریال) هست، در این شرایط سهام خیلی جذابیت ندارد و این برای سرمایه گذاران قابل درک است. بنابراین هرچه تورم افزایش یابداثر منفی‌تر بر بازاربورس دارد و این با نتایج آنتنی و کوام(۲۰۰۸) هم‌خوانی دارد. وجود نوعی ترس در بازار سهام مانع از جذب سرمایه بیشتر در بازار شده است و این باعث شده بین نقدینگی و نرخ بازده شاخص کل سهام رابطه‌ی منفی وجود داشته باشد و سرمایه‌گذاران با در نظر گرفتن نرخ تورم واینکه عوامل ترس از بازار سهام زیاد است. ترجیح می‌دهند با سرمایه‌گذاری در بازار ارز و سکه حداقل زیان کمتری را تجربه کنند. و این با نتایج جاکوب و مدسن (۲۰۰۲)، گلنور مراد اوغلو و کیویلسیم متین(۱۹۹۶) همخوانی دارد.. نبود یک ساختار و جایگاه قانونی مناسب در بازار سرمایه و عدم تعیین روابط بین بازارها و نحوه فعالیت اینها منجر به پراکندگی و سردرگمی سرمایه‌گذارها می‌شود و تامین نقدینگی و ایجاد امکانات، تثبیت مقررات صادراتی، اختصاص ارز حاصل از صادرات به صادرکنندگان، جلوگیری از سفته بازی در بازار طلا وارز و کاهش بورکراسی اداری تا حد زیاد می‌تواند مشکل گشای بازارها باشد و اگر سیاست‌های تجاری درست در عرصه بازرگانی خارجی اتخاذ گردد، آسیب پذیری کشور به نوسانات بازارها کاهش می‌یابد.

توصیه می‌شود که‌تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران اقتصادی، در هنگام تدوین سیاست های پولی و مالی در سطح کلان، آثار ناشی ازتصمیمات مزبور را بر شاخصهای بازار سهام و سایر بازارهای مالی دیگر، مد نظر قرار دهند.

www.SID.ir

Archive of SID

همچنین از عمده‌ترین دلایل در عدم دریافت نتایج مشابه بین بررسیهای فوق برای اقتصاد ایران و مطالعات سایر پژوهشگران در سایر بازارها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱- کم بودن تعداد دادههای آماری، با توجه به جدید بودن شاخص قیمتی بورس تهران و همچنین سایرشاخصها جهت حرکت و میزان نوسان شاخص.

۲- خصوصیات بورس تهران با توجه به وزن برخی شرکتها که دارای ارزش بازار بالایی در دورههای مختلف بوده‌اند، و تأثیرگذاری آنها بر دریافت آدرس دقیقتری از حرکت کل بازار که بیانگر برآیند واقعی نوسانات قیمتی بازار اوراق بهادار تهران باشد، بسیار مشکل است.

مراجع

اصولیان، محمد،۱۳۸۴ بررسی تاثیر تغییرات برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۱، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.

بادکوبه ای هزاره،علیرضا و محمد تقی شهیدی ۱۳۷۴، بررسی و مطالعه اثر تورم بر قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد،دانشگاه تهران.

دباغ نصب، مرتضی، ۱۳۸۵،" تاثیر متغیرهای کلان پولی بر شاخص قیمت بورس تهران:، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده اقتصاد.

کریم زاده، مصطفی(۱۳۸۵)، بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی دراقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره۲۶.

Achsani, N. and H.G. Strohe.2002, Stock Market Returns and Macroeconomic Factors,Evidence from Jakarta Stock Exchange of Indonesia 1990-2001, Universität Potsdam, Wirtschaftsund Sozialwissenschaftliche Fakultät, Discussion Paper.

Anthony , Kwame. 2008, Impact of macroeconomic indicators on stock market performance", Journal of Risk Finance, Vol. 9 Issue 4, p365-378, 14p

Berry M. A., Burmeister E., McElroy M.1988, Sorting out risks using known APT factors. Financial Analyst Journal, 44 (2) , p 29–42.

Chen N.F., R. Roll and S.A. Ross.1986,Economic Forces and the Stock Market,Journal of Business, , Vol. 59, No. 3, pp. 383-403.

Cheung YW and Ng.1998, International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity,Journa of Empirical Finance, Vol. 5, p 281-296.

Chinipardaz,R.2001, A CUSUM Approach to Distributin of The Estiomation for Autoregresive Time Series Models, Iranian International Journal of Science,2(1) , p 65-82.

Cuthbertson, K.1996, Quantitative financial economics: Stocks, bonds and foreign exchange. Chichester [etc.]: Wiley, cop.

www.SID.ir

Archive of SID

Dickey,D.A.and W.A.Fuller.1979, Distrivution of The Estimation for Autoregresive Time Series with a Unit Root,J. Amer.Statist.Ass, p 74,427-431.

Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. and Goetzmann, W.N. 2003, Modern Portfolio Theory and Investment Analysis . 6th ed. John Wiley &Sons, New York.

Elton, Edwin, and Martin Gruber.(1991), Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. ,p 399-448.

Fung H.G. and C.J. Lie.1990,Stock Market and Economic Activities: A Casual Analysis. – Pacific- Basin Capital Markets Research, Amsterdam.

Gelb, A.1974,Applied Optimal Estimation, MIT Press, Cambridge, MA.Jacobs93 Jacobs, O. L. R. 1993. Introduction to Control Theory, 2nd Edition. Oxford

Geske, R. and R. Roll.1983, The fiscal and monetary linkages between stock returns and Inflation, Journal of Finance, p 38,1-33.

Gilles, R. & Leroy, S. F.1991, On the Arbitrage Pricing Theory . Economic Theory, 1(3) , p 213–229.

Hamao, Y. 1988,An empirical examination of the Arbitrage Pricing Theory. Japan andWorld Economy, 1(1) , p 45–61.

Harvey,A.C.1989,Forecasting,Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Gambridge University Press.

Kwon, C.S. and T.S. Shin. 1999, Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns , Global Finance Journal, Vol. 10, No. 1, p 71-81.

Laidler, D.E.W. and Parkin J.M. Inflation. (1975), A Survey, Economic Journal, p 795.

Leigh, L. 1997, Stock Return Equilibrium and Macroeconomic Fundamentals , International Monetary Fund Working Paper, No. 97/15, p 1-41.

Madsen, B. Jakob. 2002. Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. Applied Financial Economics, No.12, p 565-574.

Maysami, R.C. and T.S. Koh A. 2000, Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market, International Review of Economics and Finance, Vol. 9, p 79-96.

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, p 566-576.

Poon, S and S.J. Taylor. Macroeconomic Factors and the UK Stock Market,Journal of Business and Accounting, 1991, Vol. 18, No. 5, p 619-636.

Ross, S.A. 1976, The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing,Journal of Economic Theory, Vol. 13, No. 3, p 341-360.

Shumway, R.H.1988,Applied Statistical Time Series Analysis, New Jersey,Prentice Hall.

www.SID.ir