فصلنامـه اقتصاد مالی
سال یازدهم / شماره ۳۹ / تابستان ۱۳۹۶
صفحه ۱ تا ۲۵

# اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

محمداسماعیل فدائی‌نژاد[۱]
رضا فراهانی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۳/۱۷

## چکیده

هدف این مقاله تجزیه و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار در چارچوب تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ است. این مطالعه، هشت متغیر کلان اقتصادی شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره بانکی، قیمت طلا، شاخص تولیدات صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام، نرخ ارز و عرضه پول را به عنوان متغیرهای اثرگذار بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران، به عنوان شاخص اصلی بازار سهام ایران را بر اساس داده‌ها ماهانه از فروردین ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۹۴ بررسی کرده است. با استفاده از الگوی رگرسیون چندعاملی رابطه بین بازده شاخص سهام و متغیرهای کلان اقتصادی آزمون شده است. نتایج نشان می‌دهد تغییر نرخ رشد پول تأثیری منفی بر بازده شاخص سهام داشته و شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام و سطح قیمت‌ها دارای تأثیر مثبت بر بازدهی این شاخص است. از سوی دیگر، نرخ ارز و قیمت طلا تأثیر معناداری بر بازدهی این شاخص نداشته اند.

**واژه‌های کلیدی:** تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ، متغیرهای اقتصاد کلان، شاخص کل بورس اوراق بهادار، بازدهی سهام.

**طبقه بندی JEL:** G14; G23; G34

۱- دانشیار دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) m-fadaei@sbu.ac.ir
۲- دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران reza.farahani@mporg.ir

**۱- مقدمه**

امروزه بازارهای سرمایه به عنوان تلاقی گاه مبادلات مالی و اقتصادی شرکت‌ها ایفاگر نقش مهمی در بخش مالی و رونق بخشیدن به فعالیت‌های اقتصادی هستند. یک بازار سرمایه کارا می‌تواند رشد اقتصادی را بهبود بخشیده و از طریق تثبیت بخش مالی و تدارک بستر مناسب، سرمایه‌های داخلی و خارجی را جذب و در روند توسعه اقتصادی نقش مهمی داشته باشد. در بازارهای کارا، تفاوت زیادی بین بازده مورد انتظار و بازده واقعی وجود ندارد. طبق نظر فاما (۱۹۷۰)، بازار مالی در صورتی کاراست که قیمت‌ها به صورت منطقی، کامل و بی‌درنگ، تمامی اطلاعات در دسترس و مربوط را منعکس کند و هیچ یک از فرصت‌های سودآوری پیش‌بینی نشده نباشند. در یک بازار کارا، اطلاعات گذشته در پیش‌بینی قیمت‌های آینده مورد استفاده قرار نمی‌گیرند و بازار بایستی صرفاً به اطلاعات جدید واکنش نشان دهد. به هر حال، تغییرات قیمت یا بازده سهام در بازار کارا نمی‌تواند پیش‌بینی شود چون اصلاً قابل پیش‌بینی نیستند. همچنین فاما کارایی بازار را در شکل‌های ضعیف، نیمه قوی و قوی تعریف کرد. شکل ضعیف کارایی بازار بدین معناست که بازده پیش‌بینی نشده با بازده‌های پیش‌بینی نشده قبلی هیچگونه همبستگی ندارد. بنابراین بازار هیچگونه آگاهی و حافظه‌ای در مورد بازدهی گذشته ندارد که بتواند در تعیین بازدهی آینده مؤثر باشد. بازار نیمه قوی بدین معناست که بازدهی بازار با اطلاعات عمومی در دسترس همبستگی ندارد. و در نهایت ، در شکل قوی کارایی بازار، بازده پیش‌بینی نشده با اطلاعات عمومی یا نهانی ارتباطی ندارد چرا که همه اطلاعات در دسترس در بازدهی فعلی تأثیر خود را گذاشته است. در تئوری پرتفوی مدرن[۱] میانگین - واریانس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[۲] ابزار تحلیل مهمی برای توضیح دادن رابطه بین بازده مورد انتظار و ریسک به شمار می‌آیند. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مدلی تعادلی برای تعیین قیمت دارایی‌های ریسکی است که بوسیله شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و موسون (۱۹۶۶) مطرح شده بود و بوسیله هابرمن (۱۹۸۲) ، چامبرلین و روتسچیلد (۱۹۸۳) توسعه داده شد. مطالعاتی که تا حدودی تجربی بودند نظیر مطالعات گیبونز (۱۹۸۲)، مک کینلی (۱۹۸۷)، رینگانوم (۱۹۸۱) ، لاکونیشوک و شاپیرو (۱۹۸۶) و کوگین و هانتر (۱۹۸۵) آشکار کردند که بازدهی غیر عادی متناقض تعادل در بازاری بودند که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای ادعای آن را داشت. بنابراین، یافته‌های تجربی بیان داشتند که عوامل دیگری وجود دارند که برای بخشی از بازده اوراق بهادار که از طریق بتا به حساب نمی‌آند، از طریق این عوامل توضیح داده می‌شوند. مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ توسط راس (۱۹۷۶) به عنوان مدلی متفاوت از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مطرح شد. تئوری قیمت گذاری آربیتراژ[۳] از این جهت که یک مدل تعادلی است با مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شباهت دارد. به هر حال،

تئوری قیمت گذاری آربیتراژ از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای عمومیت بیشتری دارد چرا که بازدهی دارایی‌ها در آن نه فقط به یک عامل مانند بتا بلکه به چند عامل بستگی دارد. تئوری قیمت گذاری آربیتراژ فرض می‌کند که بازدهی دارایی، تابعی خطی از عوامل متغیر اقتصاد کلان یا شاخص‌های نظری بازار می‌باشد که حساسیت به تغییرات در هر عامل از طریق عاملی خاص یعنی ضریب بتا مشخص می‌شود. تئوری قیمت گذاری آربیتراژ بیان می‌دارد که بازده واقعی دارایی ترکیبی از بازدهی مورد انتظار دارایی در ابتدای دوره و بازدهی پیش‌بینی نشده ناشی از تعدادی عامل در طول دوره و همچنین ریسک خاص شرکت می‌باشد.

هدف این مقاله تجزیه و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار اوراق بهادار ایران در قالب چارچوب تئوری قیمت گذاری آربیتراژ می‌باشد. شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای داده های ماهانه از فروردین ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۹۴ نسبت به هشت شاخص بنیادین اقتصاد کلان مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. متغیرهای کلان اقتصادی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره بانکی، قیمت طلا، شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام، نرخ ارز خارجی و عرضه پول می‌باشند. در تحلیل سری‌های زمانی، از روش رگرسیون خطی چندگانه استفاده شده است. در ادامه این گزارش و در بخش دوم سابقه بورس تهران، در بخش سوم، مروری بر ادبیات موضوع، در بخش چهارم، توضیح داده‌ها و روش تحقیق و در بخش پنجم، گزارشی از نتایج تجربی و در بخش پایانی، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

## ۲- مروری بر ادبیات موضوع

بسیاری از نویسندگان سعی داشته‌اند که روابط بین متغیرهای کلان اقتصادی را با بازده سهام نشان دهند. آن‌ها چند متغیر اقتصاد کلان بر بازده بازار سرمایه را براساس تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ مشخص کرده‌اند. در این بخش از مقاله روی مطالعاتی که بر بازارهای نوظهور و توسعه یافته تمرکز داشته‌اند مروری مختصر شده است.

مطالعه چن، رول و راس (۱۹۸۶) اولین بررسی روی متغیرهای اقتصاد کلان برای برآورده بازده بازار سرمایه ایالات متحده بود که در آن از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ استفاده شده بود. آن‌ها هفت متغیر کلان را به کار بستند، که عبارت بودند از شرایط ساختاری ، تولید صنعتی، صرف ریسک، تورم، بازده بازار، مصرف و قیمت نفت که دوره ژانویه ۱۹۵۳ تا نوامبر ۱۹۸۴ محدوده زمانی این تحقیق بود. آن‌ها دریافتند که رابطه قوی بین متغیرهای کلان و بازده مورد انتظار سهام در دوره مورد آزمون وجود دارد و خاطر نشان کردند که تولید صنعتی، تغییرات در صرف ریسک، تغییرات

در منحنی بازده، تغییرات در تورم پیش‌بینی نشده در طول دوره‌ها زمانیکه این متغیرها شدیداً نوسان دارند، بازده مورد انتظار سهام معنادار توضیح داده می‌شوند. آن‌ها دریافتند که مصرف، قیمت نفت و شاخص بازار براساس بازار مالی قیمت‌گذاری نمی‌شوند. آنان نتیجه‌گیری کردند که قیمت دارایی‌ها نسبت به خبرهای اقتصادی، خصوصاً نسبت به خبرهای پیش‌بینی نشده حساسیت دارند و واکنش نشان می‌دهند.

بورمیستر و وال (۱۹۸۶) مسیر تحقیقی مشابه با چن، رول و راس (۱۹۸۶) را ادامه دادند و به این نتیجه رسیدند که تغییرپذیری بازده سهام می‌تواند از طریق تغییرات پیش‌بینی نشده در متغیرهای اقتصاد کلان خاص توضیح داده شوند. این متغیرها عبارت بودند از تغییر پیش‌بینی نشده در شرایط ساختاری تغییر پیش‌بینی نشده در تورم، تغییر پیش‌بینی نشده در صرف ریسک و تغییر پیش‌بینی نشده در بازده دارایی‌ها. اما آن‌ها معتقد بودند در این زمینه لازم است تحقیقات بیشتری صورت پذیرد. بعلاوه، عبدا... و هیورث (۱۹۹۳) مشاهده کردند که بازده سهام ایالات متحده رابطه مثبتی با تورم و رشد عرضه پول دارد، با اینحال با کسری بودجه و تراز پرداخت‌ها و نرخ‌های بهره کوتاه مدت و بلندمدت رابطه منفی دارد.

پون و تیلور (۱۹۹۱) همراستا با تحقیق چن، رول و رأس (۱۹۸۶) روی بازار سرمایه انگلستان مطالعه‌ای را انجام دادند. نتایج تحقیق آنان نشان می‌دهد که متغیرهای اقتصاد کلان به نظر نمی‌رسد که آنطور که در ایالات متحده اثرگذار بود بر بازده سهام انگلستان مؤثر باشند. آن‌ها دریافتند که یا در انگلستان عوامل کلان اقتصادی اثر متفاوتی بر بازده سهام دارند یا اینکه روش تحقیق به کار گرفته شده توسط چن، رول و راس (۱۹۸۶) متفاوت بوده است.

از سوی دیگر کلار و توماس (۱۹۹۴) تأثیر هشت عامل اقتصاد کلان بر بازده سهام در انگلستان را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند قیمت‌های نفت، شاخص بهای خرده‌فروشی، وام بانکی و ریسک نکول شرکتی از عوامل مهم ریسکی برای بازده سهام در انگلستان می‌باشند. پریستلی (۱۹۹۶) متوجه عواملی شد که ممکن است باعث صرف ریسک بازده سهام در انگلستان شوند.

هفت عامل مالی و اقتصاد کلان را در این خصوص معرفی کرد که شامل تورم، تغییر در تورم مورد انتظار، شرایط ساختاری در بازده سهام ، قیمت کالا و سبد سرمایه‌گذاری بازار بودند. با مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ ، تعمیم عوامل از نظر نرخ تغییر تمامی عوامل معنادار بودند.

برای بازار سرمایه ژاپن، هاموا (۱۹۸۸) مطالعه چن، رول و راس (۱۹۸۶) را در یک چارچوب چند عاملی قیمت‌گذاری آربیتراژ تکرار کرد. او این دیدگاه را مد نظر قرار داد که بازده سهام به طور معناداری تحت تأثیر تغییرات در تورم انتظاری و تغییرات غیر منتظره در صرف ریسک و شیب شرایط ساختاری نرخ‌های بهره می‌باشد. با استفاده از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ براون و اوتسکوکی

(۱۹۹۰) اثرات عرضه پول، شاخص تولید، قیمت نفت خام، نرخ‌های مبادله، نرخ‌های پول یا منبع تامین مالی کوتاه مدت بر اساس مطالبه بانک[۴] و یک جزء اخلال در بازار سرمایه ژاپن را نشان دادند. آن‌ها مشاهده کردند که این عوامل با صرف ریسک معناداری در سهام ژاپنی در ارتباط هستند.

میثمی و کو (۲۰۰۰) روابط بین شاخص سهام سنگاپور و متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در طول یک دوره هفت ساله از ۱۹۸۸ تا ۱۹۵۵ را مورد آزمون قرارداده و دریافتند که رابط مثبتی بین بازده سهام و تغییرات در عرضه پول وجود دارد اما رابطه منفی بین بازده سهام و تغییرات در سطوح قیمت در نرخ‌های بهره‌کوتاه مدت و بلندمدت و نرخ‌های مبادله وجود دارد. بررسی وابستگی داخلی بین بازارهای سهام و عوامل بنیادین اقتصاد کلان در پنج کشور آسیای جنوب شرقی (اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند) هدف اصلی مطالعه و نگبانگپو و شرما (۲۰۰۲) بود. داده‌های ماهانه طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۶ در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفت. داده‌هایی از تولید ناخالص ملی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، عرضه پول، نرخ بهره و نرخ مبادله برای پنج کشور بودند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تورم بالا در اندونزی و فیلیپین روی رابطه مثبت بلندمدت بین قیمت سهام و عرضه پول تأثیر می‌گذارد در حالیکه رشد پول در مالزی، سنگاپور و تایلند اثر منفی بر بازارهای سرمایه این کشورها دارد. نرخ مبادله به طور مثبتی با قیمت سهام در اندونزی، مالزی و فیلیپین در ارتباط است با اینکه در سنگاپور و تایلند این رابطه منفی است.

محمود و دینیه (۲۰۰۹) روابط پویای بین قیمت سهام و متغیرهای اقتصادی را در شش کشور آسیایی و اقیانوسیه شامل مالزی، کره، تایلند، هنگ کنگ، ژاپن و استرالیا مورد بررسی قرار دادند. داده‌های ماهانه در مورد شاخص قیمت سهام، نرخ مبادله خارجی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص تولید صنعتی از ژانویه ۱۹۹۳ تا دسامبر ۲۰۰۲ مورد استفاده قرار گرفتند. به طور اخص، آنها روی تحلیل معادله بلندمدت و رابطه علی چندمتغیره کوتاه مدت بین این متغیرها تمرکز داشتند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بلند مدت بین شاخص قیمت سهام و بین متغیرها تنها در چهار کشور مانند ژاپن، کره ، هنگ کنگ و استرالیا وجود دارد. همانند رابطه کوتاه مدت در تمام کشورها به جز هنگ کنگ و تایلند چنین روابطی وجود داشت. در هنگ کنگ فقط رابطه بین نرخ مبادله و قیمت سهام وجود داشت در حالیکه گزارش‌ها نشان می‌دهد در تایلند رابطه معنادار صرفاً بین بازده و قیمت سهام وجود داشت.

تان، لوه و زین‌الدین (۲۰۰۶) به رابطه پویای بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص‌های بورس مالزی (شاخص ترکیبی کوالالامپور) در طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۵ توجه کردند. آن‌ها دریافتند که نرخ تورم، تولید صنعتی، قیمت نفت خام، نرخ اسناد خزانه دارای رابطه بلندمدت با بازار سرمایه

مالزی هستند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت خام و نرخ اسناد خزانه رابطه منفی معناداری با شاخص ترکیبی کوالالامپور در بلند مدت دارند. شاخص تولید صنعتی فقط در چند مورد دارای همبستگی مثبت بود.

بیلی و چونگ (۱۹۹۶)، تأثیر ریسک‌های کلان اقتصادی بر بازار سهام در کشور فیلیپین را مورد آزمایش قرار دارند. یافته‌های مطالعه آنان نشان می‌دهد، نوسانات مالی، تحرکات نرخ مبادله و تحولات سیاسی روی مالکان سهام فیلیپینی نمی‌تواند بازده سهام در کشور فیلیپین را توضیح دهد.

محمد، حسین و علی (۲۰۰۹) رابطه بین متغیرهای اقتصاد کلان و بورس اوراق بهادار کراچی در پاکستان را بررسی کردند. آن‌ها داده های فصلی نرخ مبادله خارجی، ذخیره مبادله خارجی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، عرضه پول، نرخ بهره، شاخص تولید صنعتی و شاخص قیمت عمده فروشی را مورد استفاده قرار دادند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که نرخ مبادله و ذخیره مبادله شدیداً قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دادند.

نیارچوز و آلکساگیس (۲۰۰۰) تحقیق کردند که آیا ممکن است قیمت سهام با استفاده از متغیرهای اقتصاد کلان در بازار بورس اوراق بهادار آتن پیش‌بینی شود. متغیرهای اقتصاد کلان شامل تورم، عرضه پول و نرخ مبادله بودند. محدوده زمانی تحقیق از ژانویه ۱۹۸۴ لغایت دسامبر ۱۹۹۴ بر مبنای داده‌های ماهانه بود. شواهد آماری نشان می‌دهد که قیمت سهام ماهانه در بورس آتن رابطه مثبتی با این متغیرها دارند.

تحقیقی هم توسط کاندیر (۲۰۰۸) انجام شده است که می‌تواند به عنوان نمونه‌ای از آزمون‌های مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ تلقی شود این مطالعه در بورس اوراق بهدار استانبول صورت پذیرفته است. او نفش هفت عامل اقتصادی کلان بر بازده سهام ترکیه را دوره زمانی ژولای ۱۹۹۷ تا ژوئن ۲۰۰۵ را مورد تحقیق قرار داد. متغیرهای اقتصاد کلان در مطالعه وی عبارت از نرخ رشد شاخص تولید صنعتی، تغییر در شاخص قیمت مصرف‌کننده، رشد نرخ عرضه پول، تغییر در نرخ مبادله، نرخ بهره، رشد نرخ بین‌المللی قیمت نفت خام و بازده شاخص سهام دنیا[5] و تحلیل براساس پرتفوی سهام به جای تک سهم می‌باشند. یافته های تجربی او نشان می‌دهد که نرخ مبادله، نرخ بهره و بازده بازار جهانی به نظر می‌رسد که بر بازده کلیه سبدهای سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارند، در حالیکه نرخ تورم برای فقط سه پرتفوی از دوازده سبد سرمایه‌گذاری معنا دار است.

از طرف دیگر، تولید صنعتی، عرضه پول و قیمت نفت به نظر نمی‌رسد که هیچ تأثیر معناداری بر بازده سهام داشته باشند. یافته‌های کاندیر نشان می‌دهد که عوامل اقتصاد کلان اثر گسترده‌ای بر بازده سهام می‌گذارد از این رو به نظر نمی‌رسد که سبدهای سرمایه‌گذاری خاص تحت تأثیر حالت‌های متفاوت متغیرهای اقتصاد کلان باشند.

تورسوی، گانسل و آرجوب (۲۰۰۸) نمونه هایی از کسانی هستند که در زمینه آزمون مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ در بازار سرمایه ترکیه مطالبی را نوشته‌اند. آن‌ها مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ را در بورس اوراق بهادار استانبول در دوره زمانی فوریه ۲۰۰۱ تا سپتامبر ۲۰۰۸ با داده‌های ماهانه به آزموده‌اند. آنان ۱۳ متغیر اقتصاد کلان شامل عرضه پول، تولید صنعتی، قیمت نفت خام، شاخص بهای مصرف‌کننده، صادرات، واردات ، قیمت طلا، نرخ مبادله ارز، نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، ذخایر خارجی، نرخ بیکاری و شاخص فلاکت بازار می‌باشند که در مورد یازده صنعت در بورس استانبول و برای مشاهده اثرات این متغیرها بر بازده سهام است و با استفاده از تکنیک‌هایی مشخص شد که تفاوت‌هایی بین سبدهای سرمایه‌گذاری بخش صنعت وجود دارد.

## ۳- داده‌ها و روش تحقیق

### ۳-۱- توزیع داده‌ها و تعریف متغیرها

هدف این مطالعه بررسی اثرات متغیرهای کلان روی بازده سهام در بورس تهران با استفاده از داده‌های ماهانه از فروردین ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۹۴ است. شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نماینده عملکرد بازار سهام ایران می‌باشد. هفت متغیر اقتصاد کلان که بر بازده سهام مؤثر فرض شده‌اند در این جا توضیح داده می‌شوند. این متغیرها عبارت از شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره بازار پول، قیمت طلا، شاخص تولید صنعتی، قیمت بین‌المللی نفت خام، تلاطم قیمت سهم، نرخ ارز خارجی و عرضه پول خارجی می‌باشند.

متغیر وابسته شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران است و با استفاده از معادله زیر محاسبه می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$$TEPIX_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} Q_{it} \times P_{it}}{D_t} \times 100$$

pit= قیمت شرکت iام در زمانt

qit= تعداد سهام منتشره شرکت iام در زمانt

Dt= پایه شاخص کل (در زمان مبدا برابر $\sum p_{i0}q_{i0}$ بوده است)

عدد پایه شاخص های قیمت و بازده نقدی و بازده نقدی سهام، در ابتدای سال ۱۳۷۷ برابر ۱۶۵۳,۰۸ در نظر گرفته شده است. مأخذ مورد استفاده برای داده های مربوط به متغیر وابسته، شرکت بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. داده‌ها برای متغیرهای شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره بازار پول، قیمت طلا، شاخص تولید صنعتی، نرخ مبادله خارجی وعرضه پول با تعریف گسترده (نقدینگی) از پایگاه داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران احصاء شده و داده‌های مربوط به قیمت بین‌المللی نفت خام از اوپک و آمارهای مالی بین‌المللی صندوق بین‌المللی پول گرفته شده است.

مدل‌های مختلفی برای آزمون رابطه بین متغیرهای اقتصاد کلان و قیمت سهام به کار گرفته شده است. این مطالعه اثرات متغیرهای اقتصاد کلان روی شاخص بورس را با استفاده از مدل رگرسیون چندعاملی بررسی می‌کند. این مدل از این جهت مناسب و مفید است که تحقیق حاضر به طور همزمان به بررسی روابط بین بازده سهام و تغییرات در متغیرهای اقتصاد کلان می‌پردازد.

بر مبنای ادبیات تجربی و نظری موضوع، فرضیه‌های این مطالعه برای بررسی رابطه بین شاخص بورس اوراق بهادار و هشت متغیر اقتصاد کلان تحت عناوین شاخص تولید صنعتی[۶]، نرخ بهره‌بازار پول[۷]، قیمت طلا[۸]، شاخص تولید صنعتی[۹]، قیمت بین‌المللی نفت خام[۱۰]، تلاطم شاخص بورس[۱۱]، نرخ ارز خارجی [۱۲] و عرضه پول[۱۳] می‌باشد. تلاطم به روش میانگین متحرک وزن دار[۱۴] با وزن‌دهی ۰/۹ به دست آمده است. برای قیمت نفت خام ابتدا در نظر بود از قیمت های این مطالعه استفاده شود ولی با توجه به اینکه داده های موجود بازه مورد نظر را کاملاً پوشش نمی‌داد، از بازده قیمت نفت برنت در بازار آزاد اروپا استفاده شد که همبستگی آن با بازده قیمت نفت اوپک بیش از ۹۸٪ می باشد. قیمت نفت برنت از صندوق بین المللی پول احصاء شده است. در نمودار زیر بازده قیمتی نفت اوپک و برنت در بازه مورد نظر این پژوهش رسم شده است که خود نشان دهنده همبستگی خطی قوی و جانشینی خوب این دو متغیر می باشد. برای نرخ بهره بازار پول از جانشین آن یعنی شاخص بهای اجاره مسکن در مناطق شهری ایران استفاده شده است. این مدل به صورت زیر می‌باشد:

$$TEPIXt = f(CPI, MIR, GLD, IPI, OIL, FEX, VOL, M2)$$

به منظور بررسی روابط فوق از مدل رگرسیون چندگانه به صورت زیر مورد نظر است:

$$TEPIXt = \beta_0 + \beta_1.CPI + \beta_2.MIR + \beta_3.GLD + \beta_4.IPI + \beta_5.OIL + \beta_6.FEX + \beta_7.VOL + \beta_8.M2 + \varepsilon$$

در معادله فوق $\beta_0$ جزء ثابت و $\beta$ ضریب متغیرها و $\varepsilon$ جزء اخلال رگرسیون است. مدل حداقل مربعات معمولی[۱۵] برای محاسبه برآورد مدل رگرسیون فوق الذکر می‌باشد.

### ۳-۲- متغیرهای توضیحی و فرضیه‌ها

#### ۳-۲-۱- شاخص قیمت مصرف کننده [۱۶]

شاخص بهای مصرف‌کننده به عنوان نماینده‌ای برای نرخ تورم در نظر گرفته شده است. شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان معیاری برای محاسبه متوسط تغییرات قیمت‌های کالاها و خدمات در طی یک دوره خاص در نظر گرفته می‌شود. تورم بخش مهمی از نرخ بهره اسمی است و افزایش در نرخ‌های بهره اسمی باعث افزایش نرخ تنزیل خواهد شد که منجر به کاهش ارزش فعلی جریان نقدی می‌شود و بنابراین گاهی گفته می‌شود که افزایش در تورم با قیمت سهام رابطه منفی دارند. از مطالعات تجربی که توسط چن، رول و راس (۱۹۸۶)، باروز و ناکا (۱۹۹۴)، موخرجی و ناکا (۱۹۹۵) و ونگبانگپو و شرما (۲۰۰۲) انجام شده، این نتیجه‌گیری شده است که تورم اثرات منفی بر بازار سهام می‌گذارد. معهذا، همانطور که ثبات قیمت یکی از سیاست‌های اقتصاد در سطح کلان در دولت است به عنوان یک هدف مورد انتظار شهروندان هم می‌باشد و ما بر این باور هستیم که اثر تورم بر قیمت سهام معنادار است.

فرضیه ۱: شاخص قیمت مصرف‌کننده هیچگونه تأثیر معناداری بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران ندارد.

#### ۳-۲-۲- نرخ بهره در بازار پول [۱۷]

بینش کلی که درخصوص رابطه بین نرخ بهره و قیمت سهام وجود دارد این است که افزایش در نرخ بهره هزینه فرصت نگهداری پول را افزایش می‌دهد بنابراین منجر به سقوط قیمت سهام می‌شود. لذا، تغییر در نرخ بهره اسمی می‌بایست قیمت دارایی‌ها را درجهت مخالف حرکت دهد. میشمی و کو (۲۰۰۰) ، تان ، لوه و زین‌الدین (۲۰۰۶) و کاندیر (۲۰۰۸) نشانه منفی بین اینها پیدا کرده‌اند.

فرضیه ۲: نرخ بهره در بازار پول بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران تأثیر منفی دارد.

### ۳-۲-۳- قیمت طلا [۱۸]

گاهی طلا ابزار سرمایه‌گذاری جانشین برای سرمایه‌گذاران می‌باشد. همین‌طور که قیمت طلا افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران تمایل به سرمایه‌گذاری کمتر در بازار سرمایه دارند که باعث می‌شود قیمت سهام سقوط کند. بنابراین، رابطه منفی بین قیمت طلا و بازده سهام مورد انتظار می‌باشد.
فرضیه ۳: قیمت طلا تأثیر منفی بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران دارد.

### ۳-۲-۴- شاخص تولید صنعتی [۱۹]

شاخص تولید صنعتی به عنوان نماینده‌ای برای معیار نرخ رشد در بخش واقعی تلقی می‌شود. درصد تولید صنعتی معیاری برای فعالیت کلی اقتصادی است و بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. با اینکه اثر آن بر جریان‌های نقدی آتی مورد انتظار است. چن، رول و راس (۱۹۸۶)، موخرجی و ناکا (۱۹۹۵)، ابراهیم و عزیز (۲۰۰۳) نشانه مثبتی بین این دو متغیر پیدا کرده‌اند. بنابراین انتظار می‌رود که افزایش در شاخص تولید صنعتی با بازده سهام رابطه مثبتی داشته باشد.
فرضیه ۴: تولید صنعتی بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مثبت دارد.

### ۳-۲-۵- قیمت نفت [۲۰]

قیمت نفت برنت به عنوان نماینده قیمت نفت استفاده شده است. ایران از صادرکنندگان نفت به شمار می‌رود لذا قیمت نفت نقش مهمی در اقتصاد کشور ایفا می‌کند. برای کشورهای صادرکننده نفت هرگونه افزایش در قیمت نفت منجر به افزایش درآمد دولت می‌شود از اینرو جریان‌های نقدی آتی را افزایش داده و منجر به تأثیر مثبت بر بازار سرمایه می‌شود.
فرضیه ۵: قیمت نفت بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مثبت دارد.

### ۳-۲-۶- تلاطم قیمت سهام

تلاطم یا نوسان قیمت از معیارهای پراکندگی بازده یک دارایی و یا شاخص بازار است که بالا بودن آن بیانگر ریسک بالاست. تلاطم با انحراف معیار یا ضریب بتا نشان داده می شود.
فرضیه ۶: تلاطم قیمت سهام بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

### ۳-۲-۷- نرخ ارز خارجی[۲۱]

در این مطالعه نرخ دلار ایالات متحده به ریال ایران در پایان هر ماه به عنوان نرخ ارز خارجی به کار گرفته شده است. کشور ایران صادر کننده و واردکننده بسیاری از اقلام شامل مواد اولیه، کالاهای ساخته شده و قطعات می باشد. در چنین شرایطی کاهش ارزش پول تأثیر نامطلوبی بر بازار سرمایه خواهد داشت. اگر ارزش ریال در مقابل دلار آمریکا کاهش یابد، محصولاتی که وارد می‌شوند بسیار گران تمام خواهند شد. در نتیجه، اگر تقاضا برای این کالاها با کشش باشد، حجم واردات کاهش می‌یابد و یا با قیمت بالا وارد می شود که در مقابل باعث جریان نقدی پایین‌تر و کاهش قیمت سهام شرکت‌های داخلی وارد کننده می‌شود. از طرفی در مورد شرکت های صادر کننده این رابطه می تواند برعکس باشد. در این حالت با کاهش ارزش ریال در مقابل دلار درآمد این دسته از شرکت ها بالا رفته و جریان نقدی مثبت و افزایش قیمت سهام این شرکت ها را در پی دارد. بنابراین ممکن است تاثیر منفی ناشی از افزایش قیمت دلار بر شرکت های وارد کننده و شاخص بازار سرمایه با تاثیر مثبت ناشی از افزایش قیمت دلار و شاخص بورس خنثی شود. لذا در ایران یک رابطه منفی ضعیف بین نرخ ارز خارجی و بازده سهام همواره محتمل می باشد. ابراهیم و عزیز (۲۰۰۳) نشانه منفی برای رابطه بین نرخ ارز خارجی و بازده سهام بورس یافته‌اند.

فرضیه ۷: نرخ ارز خارجی بر شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران تأثیر منفی دارد.

### ۳-۲-۸- عرضه پول[۲۲]

حجم پول به عنوان نماینده‌ای برای عرضه پول مورد استفاده قرار گرفته است. افزایش در عرضه پول منجر به افزایش در نقدینگی می‌شود که نهایتاً منتج به حرکت رو به بالای قیمت‌های اسمی سهام می‌گردد. موخرجی و ناکا (۱۹۹۵)، میثمی و کو (۲۰۰۰) نشانه مثبتی برای این دو متغیر پیدا کرده‌اند. بنابراین، رابطه مثبتی بین عرضه پول و بازده سهام مورد انتظار می‌باشد.

فرضیه ۸: رابطه مثبتی بین عرضه پول و شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

قبل از اینکه به تجزیه و تحلیل تجربی بپردازیم، کلیه متغیرهای توضیحی فوق از طریق تفاوت‌های لگاریتمی اول‌شان به نرخ ماهانه رو به رشد تبدیل می‌شوند.

$$G(V_i)_t = Ln(V_i) - Ln(V_i)_{t-1} \qquad (۲)$$

که G(V1) رشد مستمر (تغییر) در متغیر i در ماه t و (Vi) و (Vi)t-1 به ترتیب سطح متغیر I برای ماه t و t-1 می‌باشند.

### ۳-۳- مدل اقتصاد سنجی

مدل‌های مختلفی برای آزمون رابطه بین متغیرهای اقتصاد کلان و قیمت سهام به کار گرفته شده است. این مطالعه اثرات متغیرهای اقتصاد کلان روی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه بررسی می‌کند. این مدل مناسب و مفید است چرا که تحقیق حاضر به طور همزمان به بررسی روابط بین بازده سهام و تغییرات در متغیرهای اقتصاد کلان می‌پردازد.

بر مبنای ادبیات تجربی و نظری موضوع که مرور شد، فرضیه‌های این مطالعه برای بررسی رابطه بین شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران و هشت متغیر اقتصاد کلان تحت عناوین شاخص تولید صنعتی، نرخ بهره‌بازار پول، قیمت طلا، شاخص تولید صنعتی، قیمت بین‌المللی نفت خام، تلاطم قیمت سهم، نرخ ارز خارجی و عرضه پول می‌باشد. این مدل به صورت زیر می‌باشد:

TEPIXt = f(CPI, MIR, GLD, IPI, OIL, FEX, VOL, M2)

به منظور بررسی روابط فوق از مدل رگرسیون چندگانه به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$TEPIXt = \beta_{0} + \beta_{1}.CPI + \beta_{2}.MIR + \beta_{3}.GLD + \beta_{4}.IPI + \beta_{5}.OIL + \beta_{6}.FEX + \beta_{7}.VOL + \beta_{8}.M2 + \varepsilon$$

در معادله فوق $B_0$ جزء ثابت و $B$ ضریب متغیرها و $\sum_t$ جزء اخلال رگرسیون است. برای محاسبه برآورد مدل رگرسیون از روش حداقل مربعات معمولی کمک گرفته ایم.

با توجه به کم بودن داده ها در بازه مورد نظر و مسایلی که این امر برای تکمیل کار تجربی و تخمین رگرسیون ایجاد می کرد و با توجه به نامانا بودن برخی متغیرها و عدم امکان استفاده مستقیم از آنها، با درنظر گرفتن نتایجی که در بخش بعدی به صورت مشروح توضیح داده خواهد شد، در نهایت معادله بالا به شکل معادله مورد استفاده برای جدول(۴) آورده شده است.

## ۴- نتایج تجربی

آمارهای توصیفی مختلفی در مورد متغیرهای مورد بررسی محاسبه شده‌اند تا ویژگی‌های اصلی این متغیرها را توصیف کنند. جدول (۱) آماره‌های توصیفی از داده‌ها که شامل میانگین نمونه، میانه‌ها، حداکثرها، حداقل‌ها، انحراف معیارها، ضرایب چولگی، ضرایب کشیدگی و آمارهای جارک برا و ارزش احتمالات را ارائه می‌دهد.

**جدول ۱- آمارهای توصیفی از متغیرهای مورد بررسی**

| | شاخص بورس TSE | شاخص قیمت مصرف کننده CPI | قیمت طلا GLD | شاخص تولید صنعتی IPI | شاخص تولید صنعتی IPI0 | نفت OIL | نرخ ارز خارجی FEX | عرضه پول M2 | تلاطم قیمت سهام VOL | نرخ بهره در بازار پول MIR |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **میانگین** | 0.016249 | 0.012183 | 0.014201 | 0.000233 | 0.009181 | 0.012337 | 0.006546 | 0.020251 | 0.003059 | 0.012448 |
| **میانه** | .0071735 | .0122643 | .0143046 | .0001393 | .0142078 | .0267897 | .00173 | .0195313 | .0014142 | .0110576 |
| **حداکثر** | 0.2399788 | 0.038424 | 0.3147364 | 0.1393147 | .1338739 | 0.216379 | 0.1613665 | 0.0790033 | 0.0532128 | 0.0399585 |
| **حداقل** | -0.1108704 | -0.0082154 | -0.1264548 | -0.1439657 | -.171257 | -0.39393 | -0.0332232 | -0.0275612 | 0.0000203 | -0.0008278 |
| **انحراف معیار** | 0.053044 | 0.008800 | 0.050478 | 0.063650 | 0.057316 | 0.08971 | 0.022517 | 0.016332 | 0.005555 | 0.007090 |
| **چولگی** | .6300065 | .3913916 | 1.281582 | -.0863387 | -.8090619 | -1.288922 | 4.835356 | .3350499 | 6.037054 | 1.143851 |
| **کشیدگی** | 4.361706 | 3.288385 | 11.71371 | 2.561896 | 5.023341 | 6.201887 | 31.9743 | 4.783624 | 52.23679 | 5.031771 |
| **احتمال چولگی** | 0.004 | 0.0623 | 0 | 0.6732 | 0.0006 | 0 | 0 | 0.1078 | 0 | 0 |
| **احتمال کشیدگی** | 0.013 | 0.3537 | 0 | 0.2894 | 0.0026 | 0.0001 | 0 | 0.0038 | 0 | 0.0019 |
| **جارک برا** | 12.17 | 4.42 | 42.88 | 1.32 | 16.62 | 31.01 | . | 9.61 | . | 24.3 |
| **احتمال** | 0.0023 | 0.1096 | 0 | 0.5161 | 0.0002 | 0 | 0 | 0.0082 | 0 | 0 |
| **مشاهده** | 131 | 131 | 131 | 130 | 119 | 131 | 131 | 131 | 131 | 131 |

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

داده‌های مورد مطالعه به‌صورت ماهانه و به جز داده‌های شاخص تولید صنعتی که حداکثر تا اسفند ۱۳۹۴ در دسترس بود همگی حداقل از ماه فروردین سال ۱۳۸۴ تا اسفند سال ۱۳۹۴ گردآوری شده‌اند. از آنجا که استفاده حداکثری از مشاهدات از اهداف این پژوهش است چون بررسی‌های ما مانابودن شاخص تولید صنعتی را تائید نمی‌کرد (نگاه کنید به جدول ۳)، بر آن

شدیم تا با تشخیص فرآیند مانای مربوطه و پیش‌بینی آن در سال ۱۳۹۴ داده‌های جدید برای اجرای رگرسیون استفاده کنیم.

بررسی‌های ما نشان داد که متغیر شاخص تولید صنعتی با یکبار تفاضل گیری مانا می‌شود (جدول ۳). برای تشخیص فرآیند (D.IPI0 ) با توجه به معنی داری ضرایب، نرمال بودن و عدم همبستگی پسماندها و نیز مقدار معیارهای آکائیکی و شوارتز تصمیم گیری شد و نتیجه یک فرآیند MA با وقفه‌های ۳، ۶ و ۹ بود (شکل زیر). همانطور که ملاحظه می شود تمامی ضرایب معنی‌دار هستند. با استفاده از پیش بینی‌ها برای دوره ۱۳۹۴ و ادغام آن با مشاهدات واقعی (D.IPI0 ) برای قبل از ۱۳۹۴ مجموعه داده‌ها را تحت عنوان (IPI ) وارد معادلات می‌کنیم در عین حال توجه داریم که این متغیر تفاضل مرتبه یک است.

با جزء ثابت:

| dipiq | Coef. | OPG Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| dipiq | | | | | | |
| _cons | .0000518 | .000292 | 0.18 | 0.859 | -.0005205 | .0006242 |
| ARMA | | | | | | |
| ma | | | | | | |
| L3. | -2.218338 | .0273323 | -81.16 | 0.000 | -2.271909 | -2.164768 |
| L6. | 1.88136 | . | . | . | . | . |
| L9. | -.5184992 | .047029 | -11.03 | 0.000 | -.6106743 | -.426324 |
| /sigma | .0206587 | .0016732 | 12.35 | 0.000 | .0173793 | .0239381 |

| Model | Obs | ll(null) | ll(model) | df | AIC | BIC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| . | 118 | . | 276.1047 | 4 | -544.2095 | -533.1267 |

بدون جزء ثابت:

| dipiq | Coef. | OPG Std. Err. | z | P>\|z\| | [95% Conf. | Interval] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ARMA | | | | | | |
| ma | | | | | | |
| L3. | -2.218203 | .0272015 | -81.55 | 0.000 | -2.271517 | -2.164889 |
| L6. | 1.880754 | . | . | . | . | . |
| L9. | -.518044 | .0469071 | -11.04 | 0.000 | -.6099802 | -.4261079 |
| /sigma | .0206617 | .0016744 | 12.34 | 0.000 | .0173799 | .0239435 |

| Model | Obs | ll(null) | ll(model) | df | AIC | BIC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| . | 118 | . | 276.0874 | 3 | -546.1748 | -537.8627 |

AIC معیار آکائیکی و BIC نشاندهنده معیار شوارتز است.

همانطور که جدول (۱) نشان می دهد، تمامی متغیرها نامتقارن هستند، بجز متغیر شاخص تولید صنعتی که مانایی آنرا پیشتر تائید شد، به طور دقیق‌تر می‌توان گفت در مورد هشت متغیر چولگی مثبت است، در مقابل، چولگی متغیرهای شاخص تولید صنعتی و قیمت نفت منفی است. میزان کشیدگی در مورد کلیه متغیرها به جز شاخص تولید صنعتی بیشتر از کشیدگی منحنی نرمال است. البته با توجه به آزمون اجرا شده، برابری کشیدگی منحنی شاخص قیمت مصرف کننده با منحنی نرمال رد نمی‌شود. آماره‌های جارک‌برا و برطبق آن مقدار P برای آزمون فرض نرمال‌بودن مورد استفاده قرار می‌گیرد. براساس آماره‌های جارک‌برا و مقدار P فرض نرمال‌بودن داده‌ها در سطح معناداری یک درصد برای کلیه متغیرها به جز شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص تولید صنعتی رد می‌شود. بنابراین آمار توصیفی نشان می‌دهد که مقادیر میانگین، واریانس و دیگر پارامترها به طور نرمال توزیع نشده‌اند و می‌توان گفت داده‌ها تصادفی نیستند، بنابراین در رابطه با سفته‌بازی تغییرات دوره‌ای وجود دارد. این نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران حقیقی می‌توانند به طور قابل ملاحظه‌ای نسبت سود را از بازار سرمایه تهران به‌دست آورند. بنابراین نتایج آمار توصیفی فوق‌الذکر حاکی از عدم کارایی بازار است. یعنی وجوه موجود در بازار به بخش مولد اقتصاد تخصیص پیدا نمی‌کند.

یکی از مفروضات روش حداقل مربعات معمولی این است که برآوردکننده‌ها دارای همبستگی دوجانبه نیستند. اگر بیش از یکی از آن‌ها با هم همبستگی داشته باشند، گفته می‌شود بین متغیرها رابطه چند خطی وجود دارد. منطق پشت فرض نبودن چندخطی ساده است، اینکه اگر دو یا چند متغیر مستقل به صورت خطی وابسته به هم باشند، یکی از آن‌ها بایستی به جای دو تا از آن‌ها باشد. به منظور کنترل چندخطی بین متغیرهای مستقل، تحلیل همبستگی انجام شده است. قاعده سرانگشتی پیشنهاد شده این است که اگر همبستگی بین دو برآورد کننده خیلی زیاد باشد، ضریب همبستگی از ۰/۸ تجاوز خواهد کرد و چند خطی بودن ممکن است مشکل جدی به حساب آید. نتایج تحلیل همبستگی در جدول (۲) آورده شده است. از آنجا که ضریب همبستگی‌های کمتر از ۰/۸ است، نتایج به وضوح نشان می‌دهد که هیچیک از متغیرهای مستقل همبستگی بالایی ندارند و هیچ ارتباط چندخطی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد.

ضرایب همبستگی خطی تنها برای متغیرهایی که مستقیماً وارد رگرسیون می‌شوند مهم هستند و بنابراین تنها برای این متغیرها، ضرایب فوق گزارش شده‌اند. دلیل این شکل ورود متغیرها به بحث مانایی برمی‌گردد.

**جدول ۲- ضریب پیرسون از ماتریس همبستگی**

| | oil | D.m2 | vol | cpi | ipi | D.mir | fex3 | gld |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **oil** | 1 | | | | | | | |
| **D1.m2** | 0.0235 | 1 | | | | | | |
| **vol** | -0.0148 | -0.0314 | 1 | | | | | |
| **cpi** | 0.0691 | -0.1218 | -0.0454 | 1 | | | | |
| **ipi** | -0.056 | 0.4329 | 0.1072 | -0.1343 | 1 | | | |
| **D1.mi** | -0.0016 | 0.0978 | -0.1053 | -0.0126 | 0.0518 | 1 | | |
| **Fex3** | -0.0441 | -0.016 | -0.0339 | 0.1791 | -0.0249 | 0.0257 | 1 | |
| **gld** | 0.1571 | 0.0171 | -0.0422 | -0.1552 | 0.1581 | -0.1304 | -0.0618 | 1 |

ماخذ: یافته‌های پژوهشگر

در مورد اکثر داده‌های سری‌های زمانی اقتصاد کلان فرض بر این است که مانا نیستند و بنابراین لازم است که پیش آزمون شوند تا اطمینان حاصل شود که رابطه همبستگی بین متغیرها ثابت و بدون تغییر است تا از بروز مسئله رگرسیون ساختگی و غیر واقعی جلوگیری به عمل آید. قبل از آنکه تخمین‌های حداقل مربعات معمولی را اجرا کنیم، لازم است ویژگی‌های سری‌های زمانی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد مورد بررسی قرار گیرد. در این مطالعه، برای کنترل کردن اینکه سری‌های زمانی پایدار هست یا نه از آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP استفاده شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP در جدول (۳) ارائه شده است. وقفه بهینه برای آزمون ADF براساس معیار اطلاعات شوارتز (SIC) انتخاب شدند، در حالیکه آزمون PP بر مبنای رویه انتخاب خودکار بود.

همانطور که در جدول (۳) می‌توان دید، نتیجه آزمون نشان می‌دهد که فرض صفر برای متغیرهای شاخص بورس، شاخص قیمت مصرف کننده، قیمت طلا، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام، شاخص تولید صنعتی در مورد وجود یک ریشه واحد در سطح معناداری یک درصد مورد پذیرش واقع نشده است در مورد این متغیرها این فرضیه پذیرفته شده که ریشه واحد ندارند. به صورت دقیق‌تر می‌توان گفت که فرضیه‌های خنثی در مورد ریشه واحد با استفاده از دو آزمون ADF و PP رد شدند چون آماره‌های آزمون منفی‌تر از مقادیر بحرانی بودند و بنابراین آماره‌های t در ناحیه رد قرار گرفتند. برای متغیرهای عرضه پول و تغییرات رشد بهره بانکی این فرضیه در سطح یک درصد رد نمی شود، اما با یک دیفرانسیل گیری این متغییرها مانا می شوند. تغییرات نرخ ارز دارای روند سه ماهه است و با تفاضل آن از وقفه سوم آن، این متغیر نیز مانا می شود. بدین

ترتیب کلیه سری‌ها مانا شده و در رگرسیون نهایی از آنها استفاده میشود. نتایج تخمین‌های حداقل مربعات معمولی در جدول (۴) آورده شده است.

**جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد (شاخص بورس تهران و متغیرهای اقتصاد کلان)**

| متغیر | ADF Unit Root Test | | | | Philips-Perron Unit Root Test | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | با عرض از مبدا | | با روند و عرض از مبدا | | با عرض از مبدا | | با روند و عرض از مبدا | |
| **TSE** | -7.01* | 0 | -7.04* | 0 | -6.95* | 5 | -6.98* | 5 |
| **CPI** | -7.44* | 0 | -7.29* | 0 | -7.52* | 3 | -7.36* | 3 |
| **GLD** | -11.24* | 0 | -11.26* | 0 | -11.24* | 1 | -11.26* | 1 |
| **IPI0** | -3.46** | 9 | -3.58* | 9 | -7.96* | 33 | -7.88* | 33 |
| **D.IPI0** | -7.20* | 11 | -7.19* | 11 | -26.86* | 21 | -26.78* | 21 |
| **IPI** | -10.34* | 11 | -10.39* | 11 | -33.9* | 22 | -33.9* | 22 |
| **M2** | -1.95*** | 11 | -1.69** | 11 | -13.96* | 3 | -13.55* | 0 |
| **D.M2** | -7.26* | 10 | -7.31* | 10 | -78.9* | 53 | -79.6* | 53 |
| **MIR** | -1.84*** | 9 | -1.67** | 9 | -4** | 1 | -3.86* | 1 |
| **D.MIR** | -6.58* | 8 | -6.61* | 8 | -13.37* | 7 | -13.43* | 7 |
| **FEX** | -1.63*** | 5 | -1.76** | 5 | -6.95* | 3 | -6.47* | 3 |
| **FEX-L3.FEX** | -6.15* | 3 | -5.6* | 3 | -9.31* | 3 | -9.11* | 3 |
| **OIL** | -8.41* | 0 | -8.44* | 0 | -8.41* | 0 | -8.44* | 0 |
| **VOL** | -7.43* | 0 | -7.46* | 0 | -7.48* | 0 | -7.5* | 0 |

ماخذ: یافته های پژوهشگر

علامت‌های *، ** و *** برای معنی داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ انتخاب شده‌اند

همانطور که در جدول (۴) نشان می‌دهد، مقادیر R مربع تعدیل شده (۰/۴۲) بیانگر این است که مدل در راستای رسیدن به هدف تعیین اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام می‌باشد. به عبارتی دیگر، تغییر پذیری بازده شاخص سهام می‌تواند با متغیرهایی تورم، تغییرات رشد بهره بانکی، بازده طلا، تغییرات رشد شاخص تولید صنعتی، بازده نفت، تلاطم شاخص بورس، تغییرات سه ماهه رشد نرخ دلار، تغییر در رشد عرضه پول توضیح داده شود. مقدار محاسبه شده F که برابر با ۱۲/۵۷ (P-value نزدیک به صفر) برای رگرسیون حداقل مربعات معمولی است، بنابراین فرضیه صفر یعنی عدم معناداری رگرسیون رد می‌شود. یعنی ضرایب همه همبستگی‌ها به طور همزمان برابر با صفر نیست و می‌پذیریم که در کل رگرسیون معنادار است.

**جدول ۴- نتایج تحلیل رگرسیون (متغیر وابسته: شاخص قیمت بورس تهران)**

| متغیر | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|---|
| D.M2 | -0.38148 | 0.159707 | -2.39 | 0.018 ** |
| IPI | 0.11685 | 0.064129 | 1.82 | 0.071*** |
| CPI | 0.815611 | 0.424176 | 1.92 | 0.057 *** |
| OIL | 0.139874 | 0.040676 | 3.44 | 0.00 1* |
| VOL | 5.561017 | 0.652121 | 8.53 | 0 * |
| D.MIR | 0.957035 | 0.787494 | 1.22 | 0.227 |
| FEX-L3.FEX | -0.0447 | 0.166134 | -0.27 | 0.788 |
| GLD | -0.01171 | 0.074429 | -0.16 | 0.875 |
| CONSTANT | -0.01247 | 0.006837 | -1.82 | 0.071 |
| R2 | | 0.4539 | | |
| تعدیل شده R2 | | 0.4178 | | |
| F آماره | | 12.57 | | |
| F احتمال برای آماره | | 0 | | |

ماخذ: یافته های پژوهشگر

علامت‌های (*)، (**) و (***) به ترتیب نشان‌دهنده سطح معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشند.

طبق نتایج آزمون، تغییرات رشد بهره بانکی، رشد نرخ ارز خارجی و بازده طلا در سطح معناداری ۱۰٪ هیچگونه تأثیری بر بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران ندارند. این عجیب نیست، چرا که قیمت ارزهای خارجی به شدت تحت کنترل دولتی بوده است. معنادار نبودن تغییرات رشد بهره بانکی به علت شکل ورود متغیر توجیه پذیر است. مطابق نتایج کشاورز حداد و معنوی(۱۳۸۶) نیز رابطه مشخصی بین بازار سهام و ارز مشاهده نمی شود. درمورد طلا گرچه علامت ضریب آن از نظر اقتصادی درست به دست آمده است، اما انتظار تئوریک ما معنی‌داری ضریب آن بود. این تحقیق نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران بورس لااقل در کوتاه‌مدت چندان به قیمت طلا اهمیت نمی‌دهند. معنی‌دار نبودن ضریب طلا، نتیجه‌ای است که بیوک شلوارچی (۲۰۱۰) نیز برای بورس سهام استانبول با آن مواجه شده است.

رابطه‌ای بین شاخص تولید صنعتی و بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران مشاهده شده است. اثر شاخص تولید صنعتی روی بازده شاخص بورس همانطور که انتظار می‌رفت به لحاظ آماری معنادار شد.

چنانچه که انتظار می‌رفت ، قیمت نفت رابطه مثبت با بازده شاخص بورس داشت و در سطح ۱٪ معنادار بود. این نتیجه نشان می‌دهد که در ایران، نفت عامل مهمی در تعیین سودآوری شرکت‌ها می‌باشد. مطابق نتایج کشاورز حداد و معنوی(۱۳۸۶) و اسلامبولیان و زارع(۱۳۸۵) نیز اثر نفت بر شاخص بورس قویا تایید شده است.

تغییرات عرضه پول اثر معنادار و منفی بر بازده شاخص بورس دارد. تغییر عرضه پول منجر به تغییر در تعادل بازار پول خواهد شد و یا بر متغیرهای واقعی اقتصادی تأثیر خواهد گذاشت و بنابراین بر بازدهی سهام اثرگذار است. طبق نتایج این آزمون، که در مورد کشور ایران انجام شد تغییرات در عرضه پول ظاهراً هم بر تعادل در بازارهای مالی و هم بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد مؤثر است. از این‌رو، عرضه پول با بازده سهام ایران رابطه دارد.

نتایج این تحقیق همچنین نشان می دهد که سطح عمومی قیمت ها بر شاخص بورس اثر مثبتی دارد که این نتایج با نتایج پیرانی و شهسوار (۱۳۸۷) مطابقت دارد.

در مجموع، نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که سطح قیمت‌ها، شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام و عرضه پول بر بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد. از طرف دیگر، نرخ ارز، قیمت طلا و نرخ بهره بانکی به نظر نمی‌رسد که تأثیر معناداری بر بازدهی سهام تهران داشته باشد.

## ۵- نتیجه‌گیری

بسیاری از مطالعات، تغییرات در بازارهای مالی در اثر تغییر در متغیرهای اقتصاد کلان را به لحاظ نظری و تجربی مورد بررسی قرار داده اند. تعدادی از آن‌ها بر رابطه بین قیمت‌های بازار سهام و متغیرهای بنیادین اقتصادی متمرکز شده‌اند. نتایج این تحقیقات عمدتاً متفاوت از هم می‌باشند. غالب این مطالعات نشان می دهند که تغییرات در متغیرهای کلان اقتصادی منجر به تغییراتی در بازارهای سهام شده و قیمت‌های سهام از طریق اطلاعات در دسترس همچون داده‌های سری‌های زمانی در مورد متغیرهای اقتصاد کلان و مالی می‌توانند پیش‌بینی شوند.

هدف اصلی مقاله حاضر توضیح دادن اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر بازده سهام در کشور ایران با استفاده از داده های ماهانه در فاصله زمانی ابتدای ۱۳۸۴ تا انتهای ۱۳۹۴ می‌باشد. شاخص بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نماینده‌ای برای بازدهی بازار سرمایه ایران مورد استفاده قرار گرفته است. هشت متغیر اقتصاد کلان که فرض شده‌اند که بر بازده سهام مؤثرند مورد بررسی قرار گرفته‌اند. این متغیرها عبارت از شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره بازار پول، قیمت طلا،

شاخص تولید صنعتی، قیمت بین‌اللملی نفت خام، تلاطم قیمت سهم، نرخ ارز خارجی و عرضه پول می‌باشند.

یک مدل رگرسیون چندعاملی برای آزمون رابطه‌های بین بازده‌های شاخص بورس اوراق بهادار تهران و هشت عامل اقتصاد کلان طراحی شده است. در این مدل‌های رگرسیون، بازده شاخص بورس به عنوان متغیر وابسته مورد استفاده قرار گرفته‌اند، در حالیکه متغیرهای اقتصاد کلان به عنوان متغیرهای مستقل می‌باشند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تغییر نرخ رشد پول تأثیر منفی بر بازده شاخص سهام داشته و شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام و سطح قیمت‌ها دارای تأثیر مثبت بر بازدهی این شاخص است. از سوی دیگر، نرخ ارز و قیمت طلا به نظر نمی‌رسد که تأثیر معناداری بر بازدهی این شاخص داشته باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

**فهرست منابع**


۱) اسلامبولیان، کریم و زارع، هاشم.(۱۳۸۵). بررسی تاثیر متغیرهای کلان و داراییهای جایگزین بر قیمت سهام در ایران، یک الگوی خودهمبسته با وقفه های توزیعی، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره۲۹، زمستان ۱۳۸۵

۲) بانک مرکزی جمهوری اسلامی، آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی برای سال های مختلف.

۳) پارسا، حجت. هادیان، ابراهیم.(۱۳۸۵). تاثیر نوسانات قیمت نفت بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، شماره ۲۲. تماعی۴۴

۴) پاشای امیری، سجاد. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر بخش مسکن برسهام با صنایع مرتبط در بورس اوراق بهادار تهرانبورس‌اوراق‌بهادارتهران، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده علوم انسانی.

۵) پیرانی، خسرو و شهسوار، محمدرضا. (۱۳۸۶). تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره بیست و ششم، سال اول.

۶) ترابی، محسن. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین قیمت سکه بهار آزادی و نرخ ارز با شاخص قیمت ارزش سهام در بورس اوراق بهادار تهرانبورس‌اوراق‌بهادارتهران، پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شاهرود.

۷) راهنمای رودپشتی، فریدون، تاجمیر ریاحی، حامد و اسماعیلی، سلمان. (۱۳۹۱). تحلیل مقایسه ای نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز در بازده صنایع وابسته به پتروشیمی بر اساس تئوری قیمت گذاری آربیتراژ و مدل رگرسیون پویا، دانش سرمایه گذاری، شماره ۱، دوره ۱، صفحات ۶۵-۴۳

۸) رزانژاد، منصور، معتمدی، سحر. (۱۳۹۱). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۴۶، دوره ۱۲، صفحات ۱۰۱-۱۱۶

۹) رضایی، زینب و زارع، هاشم. (۱۳۸۵). تاثیر بازارهای ارز، سکه و مسکن بر رفتار شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران: یک الگوی تصحیح خطای برداری، مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان، شماره ۲، دوره ۲۱

۱۰) روزنامه دنیای اقتصاد، شماره ۲۷۰۹ آثار نرخ تورم بر کیفیت سود شرکت‌های بورسی.

۱۱) زاهدی تهرانی، پریوش. (۱۳۹۱). تبیین و تحلیل رابطه علی موجود بین عوامل کلان اقتصادی داخلی و خارجی با شاخص کل قیمت بورس‌اوراق‌بهادارتهران، پایان نامه دکتری مدیریت مالی،

دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده مدیریت و حسابداری ۸- دانایی فرد، حسن و صالحی، علی، طرح پژوهش(رویکردهای کمی،کیفی وشیوه ترکیبی)، مهربان نشر، ۱۳۹

۱۲) شرکت بورس اوراق بهادار. (۱۳۹۵). گزارش های معاملات و عملکرد ماهانه و سالانه.

۱۳) صمدی، سعید، شیرانی فخر، زهره و داور زاده، مهتاب. (۱۳۸۶). بررسی میزان اثر پذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادر تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش بینی)، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره ۴، شماره۲۵

۱۴) صوفی مجیدپور، مسعود، پورمهر، مهدی. (۱۳۹۴). ارزیابی اثر افزایش قیمت جهانی نفت بر شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در ایران با استفاده از روش داده و ستانده، فصلنامه مدلسازی اقتصادی(سال نهم، شماره۲.

۱۵) طیب نیا، علی و سورانی، داود. (۱۳۹۲). عوامل کلان اقتصادی و شواهدی از تئوری قیمت گذاری آربیتراژ در بورس سهام تهران، مجله پژوهشها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۶، صفحات ۲۳-۳۸

۱۶) کریم زاده، سعید، شریفی، حسین و قاسمیان مقدم، لطفعلی. (۱۳۹۲). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بانک ها، مجله اقتصادی، شماره های ۱۱ و ۱۲، صفحات ۶۵ -۹۰

۱۷) کشاورز حداد، غلامرضا و معنوی، سید حسن. (۱۳۸۷). تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تاکید بر تاثیر تکانه های نفتی، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال دوازدهم، شماره۳۷.

۱۸) گجراتی، دامودار. (۱۳۹۳). مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی. (۱۳۸۷). جلد ۱ و ۲، انتشارات دانشگاه تهران.

۱۹) عزیزی، فیروزه، خداویسی، حسن و جوهری، فاطمه. (۱۳۹۱). بررسی رابطه تورم و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: ارزیابی فرضیه جانشینی فاما، مجله علمی و پژوهشی پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۱۲، شماره۲، صفحات ۱۱۷-۱۳۵

۲۰) شرکت بورس اوراق بهادار،گزارش های معاملات و عملکرد ماهانه و سالانه سال‌های مختلف.

۲۱) برانسون، ویلیام اچ؛ "تئوری و سیاست های اقتصاد کلان"، ترجمه عباس شاکری، چاپ هشتم، ۱۳۸۴

۲۲) آثار نرخ تورم بر کیفیت سود شرکت‌های بورسی، روزنامه دنیای اقتصاد، شماره ۲۷۰۹، تاریخ ۱۳۹۱/۰۵/۱۷

۲۳) مسعود صوفی مجیدپور، مهدی پورمهر، ارزیابی اثر افزایش قیمت جهانی نفت بر شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در ایران با استفاده از روش داده و ستانده، فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال نهم، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۴، صفحات ۱۲۹- ۱۱۱

۲۴) پارسا، حجت (۱۳۸۵)،. تاثیر نوسانات قیمت نفت بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، ۶(۲۲)

۲۵) موسوی محسنی، رضا. (۱۳۸۵)،. (۱۳۸۵). شوک‌های نفتی و پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران: یک الگوی محاسبه‌پذیر تعادلی عمومی. ، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۵,۷۷: ۱۱۷- ۹۷.

۲۶) نعمت الهی، فاطمه، مجدزاده طباطبایی، شراره.(۱۳۸۸)،. (۱۳۸۸). تاثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تراز تجاری ایران. ، مجله مدلسازی اقتصادی، ۱۳۸۸.

27) Fama, E.F., & Gibbons, M.R., "Inflation, Real Returns and Capital Investment", Working Paper, No 41, 1980, Center for Research in Security Prices, Graduate School of Business, University of Chicago

28) Fisher, I., "The Theory of interest", Ed. Macmillan: New York, 1930

29) The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns:Evidence from Turkey, European Journal of Social Sciences – Volume 14, Number 3 (2010)

30) Relationships between stock markets and macroeconomic variables:an empirical analysis of the Istanbul Stock Exchange, Investment Management and Financial Innovations, Volume 5, Issue 1, (2008)

31) Factors Influencing Liquidity in Emerging Markets, ۲۰۰۷, IOSCO

32) Ahmet Buyuksalvarcii.(2010)., The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey, European Journal of Social Sciences – Volume 14, Number 3(2010), 404

33) Baker, M., Pan, X., Wurgler, J.,(2012). The effect of reference point prices on mergers and acquisitions. Journal of Financial Economics 106, 49–71.

34) Bali, T.G, K. O Demirtas, M. Levy. (2008). Nonlinear Mean Reversion in Stock Prices, Journal of Banking & Finance, Vol.32: 767-782

35) Barberis N., Schleifer A., Vishny R,( 1998). A Model of Investor Sentiment, Journal of Financial Economics, vol. 49, no. 3, p.p. 307–343.

36) Daniel K., Hirshleifer D., Subrahmanyam A.( 1998). Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions, The Journal of Finance, vol. 53, no. 6, p.p 1839–1884

37) De Bondt W, R. H Taler(1987). Dose the Stock Market Overreact ? the Journal of finance, Vol. XL, No 3.

38) Dickey, D., Pearson, C.,(2005)., Recency effect in college student course evaluations., Practical Assessment, Research, and Evaluation 10, 1–10.

39) Fama, E.F., French, K.R.,(1996).. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. , Journal of Finance 51, 55–84.

40) Fama, E.F., MacBeth, J.,( 1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. Journal of Political Economy 81, 607–636.
41) Fisher, I., "The Theory of interest", Ed. Macmillan: New York, 1930
42) Fama, E.F., & Gibbons, M.R.,(1980). Ý"Inflation, RealÝReturnsÝandÝCapital Investment", Working Paper, Center for Research in Security Prices, Graduate School of Business, University of Chicago, No 41,(1980).
43) Fisher, I., The Theory of interest, Ed. Macmillan: New York, 1930
44) Gunaratne, P.S.M., and Y. Yonesawa. (1997). Return reversals in the Tokyo Exchange: Atest of stock market overreaction, Japan and world Economy,9, PP 363-384.
45) Howe, J. S (1986). Evidence on Stock Market Overreaction, Financial Analysis Journal, Vol .42: 363-384
46) Huddart, S., Lang, M., Yetman, M. ,( 2009). Volume and price patterns around a stock's week highs and lows: theory and evidence. Management Science 55, 16–31.
47) Mohammad R. Jahan-Parvar, Hassan Mohammadi,.(2013). Risk and return in the Tehran stock exchange, The Quarterly Review of Economics and Finance 53(2013) 238.
48) Paresh Kumar Narayan., Seema Narayan and Kannan Sivananthan Thuraisamy,.(2014). Can institutions and macroeconomic factorspredict stock returns in emerging markets?, Emerging Markets Review 19(2014) 63–95
49) Relationships between stock markets and macroeconomic variables: an empirical analysis of the Istanbul Stock Exchange, Investment Management and Financial Innovations, Volume 5, Issue 1, (2008(
50) Relationships between stock markets and macroeconomic variables:an empirical analysis of the Istanbul Stock Exchange, Investment Management and Financial Innovations, Volume 5, Issue 1, (2008(
51) Sirajum Munira Sarwar, Gulnur Muradoglu,. (2013). Macroeconomic risks, idiosyncratic risks and momentum profits, Borsa _, Istanbul Review 13(2013) 99–114.
52) Thomas Gosnell, Ali Nejadmalayeri,.(2010)., Macroeconomic news and risk factor innovations, Managerial Finance, Vol.36, No 7)2010) 566–582
53) Winful C. E., Sarpong. D. J. and Sarfo A. K.(2016). Macroeconomic variables and stock market performance of emerging countries, Economics and International Finance, August 2016, Vol. 8 num. 7
54) Fisher, I., "The Theory of interest", Ed. Macmillan: New York, 1930
55) Fama, E.F., & Gibbons, M.R., "Inflation, Real Returns and Capital Investment", Working Paper, Center for Research in Security Prices, Graduate School of Business, University of Chicago, No 41, (1980.(
56) Zarowin P. (1990). Size, Seasonality and Stock Market Overreaction, the Journal of Finance and Quantitative Analysis, Vol. 44:113-125
57) The Effects of Macroeconomics Variables on Stock Returns:Evidence from Turkey, European Journal of Social Sciences – Volume 14, Number 3 (2010(
58) Relationships between stock markets and macroeconomic variables:an empirical analysis of the Istanbul Stock Exchange, Investment Management and Financial Innovations, Volume 5, Issue 1, (2008).

## یادداشت‌ها

[1] Modern Portfolio Theory (MPT)
[2] Capital Asset Pricing Model (CAPM)
[3] (APT) Arbitrage Pricing Theory
[4] call money
[5] MSCI
[6] IPI
[7] MIR
[8] GLD
[9] IPI
[10] OIL
[11] VOL
[12] FEX
[13] M2
[14] Exponential Weighted Moving Average
[15] (OLS)
[16] Conumer Price Index
[17] Money Market Interest Rate
[18] Gold Price
[19] Industrial Production Index
[20] Oil Price
[21] Foreign Exchange Rate
[22] Money Supply

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی