



پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی

علمی - پژوهشی

سال دهم، شماره‌ی ۲ (پیاپی ۳۹)، نیمه‌ی دوم ۸۹

بررسی رابطه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص بازده

نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران

* سیدحسین سجادی

** حسن فرازمنند

*** هاشم علی صوفی

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۸/۱۰

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۲/۵

چکیده

تحقیق حاضر با هدف تعیین رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، نرخ رشد نقدینگی، نرخ ارز و درآمد نفتی، انجام شده است. در این تحقیق داده‌ها به صورت فصلی و برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۷-۱۳۸۶ و با استفاده از روش خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته نشان داد که متغیر نرخ رشد نقدینگی در سطح و سایر متغیرها در تفاضل مرتبه‌ی اول پایا هستند. نتایج آزمون هم‌جمعی نیز حاکی از وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی مزبور و نرخ رشد شاخص بازده نقدی است. رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ رشد شاخص بازده نقدی و درآمد نفتی و نرخ ارز منفی، و با نرخ تورم، رابطه‌ی مثبت است. ضمن این که معناداری ضریب نرخ رشد نقدینگی، در سطح اطمینان نود درصد رد شد.

واژه‌های کلیدی: متغیرهای کلان اقتصادی، شاخص بازده نقدی سهام، خود

رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی، نظریه‌ی پولی تورم، نظریه قیمت گذاری آربیتراژ

طبقه بندی D40:JEL

* نویسنده‌ی مسئول - دانشیار گروه حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز. ایمیل: sajadi@scu.ac.ir

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

*** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز

۱- مقدمه

در مطالعه ی رفتار عوامل مؤثر 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، وظیفه ی تأمین منابع را برای بخش حقیقی اقتصاد بر عهده دارد. کارایی بخش مالی موجب تخصیص بهینه ی منابع کمیاب به فعالیت های اقتصادی می شود. تخصیص بهینه ی منابع به نوبه ی خود بهینگی پس انداز و سرمایه گذاری و به تبع رشد اقتصاد ملی، در حدودی نزدیک به ظرفیت های بالقوه ی اقتصاد را در پی دارد. اقتصاددانانی نظیر گلداسمیت (۱۹۶۹)، میکنون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) بر این باور بودند که بازارهای مالی دارای نقش کلیدی در توسعه و رشد اقتصادی هستند. به اعتقاد آنان تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه شده توسط مؤسسات مالی می تواند بخش مهمی از تفاوت در نرخ رشد بین کشورها را بازگو کند.

بورس اوراق بهادار ایران نیز در راستای سیاست های کلان اقتصادی دولت، پس از پایان جنگ و برای جلب مشارکت مردم در سرمایه گذاری و سوق دادن سرمایه های راکد و غیر مولد به سوی فعالیت های مولد اقتصادی و تأمین نیازهای مالی بنگاه های تولیدی و به تبع آن تأمین کالاهای مورد نیاز جامعه، فعالیت دوباره ی خود را به شکل گسترده تری 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 بازدهی سهام و به تبع شاخص های سهام، این است که می تواند در پاسخ گویی به سؤال اصلی که شامل چگونگی قیمت گذاری سهام است، اثر گذار باشد. پاسخ به سؤال مزبور می تواند بخش عمده ای از نیاز سرمایه گذاران و سهام داران را برآورده سازد. تردیدی نیست که رفع این نیاز از طریق جهت گیری صحیح تحولات اقتصادی موجب رونق بازار سرمایه می شود؛ به گونه ای که عرضه و تقاضای وجوه در بازار کارآمدتر از گذشته انجام می شود. پدیده ی توسعه ی سرمایه گذاری مالی (در مقابل سرمایه گذاری در دارایی های واقعی) از مشخصات اقتصادهای توسعه یافته است. توسعه ی بازار سرمایه و مؤسسات مالی پیشرفته، خود موجب تسهیل سرمایه گذاری

حقیقی می‌شود. در حقیقت، دو نوع سرمایه گذاری مالی و واقعی مکمل یک دیگر هستند.

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

تحقیقاتی که اخیراً در آمریکا انجام شده، متضمن تحول بنیادین در درک چگونگی تعیین قیمت‌گذاری دارایی های مالی است. فاما و فرنچ^۱ (۱۹۹۳) نشان دادند که محدود کردن ریسک سیستماتیک به یک عامل، بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، نمی‌تواند کمک چندانی به درک سرمایه‌گذاران و سهام‌داران کند. بنابراین، توجه به تأثیرگذاری عوامل دیگر از جمله متغیرهای اقتصادی می‌تواند حائز اهمیت باشد. این تحقیق در صدد 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، بهره‌ی بانکی، نرخ ارز، نرخ رشد نقدینگی و... بر قیمت‌گذاری های 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 پیش بینی کنند.

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 دهد. برای مثال، تئوری قیمت

1-Fama & French

گذاری آربیتراژ به دست راس^۱ (۱۹۷۶) چن و همکاران^۲ (۱۹۸۶) برای تشریح تأثیر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازدههای سهام در بازارهای سرمایه‌ی کشور آمریکا، مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌های آنان نشان داد که تولیدات صنعتی، تغییرات در صرف ریسک و تغییرات در ساختار دوره‌ای^۳، رابطه‌ی مثبتی با بازدههای مورد انتظار سهام داشتند. این در حالی بود که رابطه‌ی نرخ تورم پیش بینی شده و پیش بینی نشده، با بازدههای سهام مورد انتظار، به طور معنی داری 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، نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژی از منظر کاملاً متفاوت به موضوع ریسک و اندازه‌گیری آن نگاه می‌کند و به دنبال سبدهای کارای سرمایه‌گذاری نیست؛ بلکه بر این مبنا استوار است که قیمت‌های سهام هم چنان 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 این که نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ مفروضاتی را درباره‌ی ترجیحات سرمایه‌گذار نسبت به ریسک و بازدهی مطرح می‌سازد که برخی ادعا می‌کنند دارای محدودیت کمتری است. دوم، معتقدند که این مدل می‌تواند به صورت تجربی معتبر باشد. مسأله‌ی اصلی در نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ تشخیص عوامل اثر گذار و تمایز تغییرات پیش بینی شده از تغییرات پیش بینی نشده در اندازه‌گیری حساسیت هاست (فیشر و جردن^۴، ۱۹۹۱).

نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژ، بازده واقعی اوراق بهادار را، تابعی از متغیرهای اقتصادی می‌داند. مدل مزبور بر خلاف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، امکان

1-Ross

2-Chen et al.

3-Term Structure

4-Fisher and Jordan

استفاده‌ی بیش از یک عامل ریسک سیستماتیک را فراهم می‌کند. در سبد سرمایه-گذاری 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 نشان دهنده‌ی این است که ریسک سیستماتیک قابل حذف نیست؛ اما ریسک غیر سیستماتیک 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 عمده‌ی ای از سرمنشأ ریسک سبد سهام را تشکیل می‌دهند. از نظر آنان، این پنج عامل عبارتند از:

- (۱) تغییرات در نرخ تورم پیش بینی شده
- (۲) تغییرات غیرمنتظره در تورم
- (۳) تغییرات غیرمنتظره در تولیدات صنعتی
- (۴) تغییرات غیرمنتظره در بازده تا سررسید تفاضلی بین اوراق قرضه‌ی اوراق بَنجَل و اوراق ممتاز، (صرف ریسک اوراق قرضه) و
- (۵) تغییرات غیرمنتظره در بازده تا سررسید تفاضلی بین اوراق قرضه‌ی بلند مدت و کوتاه مدت.

سه عامل اول بر جریان‌های نقدی بنگاه اقتصادی، و در نهایت، بر سود سهام و رشد آن، و دو عامل بعدی نیز بر نرخ تنزیل، و ارزشیابی سهام تأثیر می‌گذارند. بر اساس مدل مزبور، سرمایه‌گذاران سبد 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 نظریه‌ی قیمت‌گذاری آربیتراژی می‌توان با مدل سازی بر اساس عوامل 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.

پون و تیلور^۱ (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 معتقدند دلیل نتیجه‌گیری متفاوت آنان این است که یا عامل‌های کلان اقتصادی دیگری بر بازده‌های سهام انگلستان اثرگذار بوده و یا این که روش تحقیق استفاده شده توسط چن و همکاران ناکارآمد بوده است.

تورم نیز به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر قیمت سهام، از دیر باز مورد توجه بوده است. رابطه‌ی میان تورم و بازده‌های 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 اثرگذار در تصمیم‌گیری برای یک سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند.

اگر تورم به خوبی قابل پیش بینی شدن باشد، سرمایه‌گذاران به سادگی درصد افزودنی 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 سهام را با ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک و بدون توجه به این که این ریسک‌ها بر اساس ارزش‌های واقعی برآورد شده‌اند یا بر اساس ارزش اسمی بازگو کرد. اما، زمانی که تورم غیرمنتظره و غیر قابل پیش بینی 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 تأثیر 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 گونه‌ای خواهد بود که فرصت سرمایه‌گذاری و پس انداز از آن‌ها گرفته و درآمدها بیشتر صرف هزینه‌های جاری می‌شود. از سوی دیگر، کاهش سرمایه‌گذاری به کاهش تقاضا

1-Poon and Taylor

برای سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار و به تبع کاهش شاخص سهام می‌انجامد. 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. بر اساس فرضیه‌ی فیشر (۱۹۳۰)، نرخ اسمی بهره‌ی مورد انتظار باید کلیه‌ی انتظارات تورمی را در خود منعکس کند تا بتوان به نرخ واقعی بهره دست یافت. نرخ واقعی توسط عواملی مانند بهره‌وری سرمایه و ترجیحات زمانی مصرف کننده تعیین می‌شود و مستقل از تورم مورد انتظار است.

یکی از مهم ترین نظریه‌های موجود در زمینه‌ی تورم، نظریه‌ی پولی است. بر اساس این نظریه، تورم منحصراً معلول افزایش نامتناسب حجم پول است. طرفداران مکتب اصالت پول از قبیل لایدلر و پارکین^۱ (۱۹۷۵) 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. بدین معنا که نرخ رشد بالا و مستمر عرضه‌ی پول باعث ایجاد تورم می‌شود و رشد پایین عرضه‌ی پول سرانجام نرخ تورم را تقلیل می‌دهد.

ب) رابطه‌ی بین قیمت‌ها و عرضه‌ی پول در بلندمدت متناسب است. بدین معنا که ده درصد افزایش عرضه‌ی پول، سطح عمومی قیمت‌ها را ده درصد افزایش می‌دهد.

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. به بیان دیگر، عرضه‌ی پول به طور درون زا تابع فعالیت‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی نیست.

نظریه‌های پولی خود به دو دسته‌ی نظریه‌ی پولی شماره‌ی یک و نظریه‌ی پولی شماره‌ی دو تقسیم می‌شوند. بر اساس مکتب پولی شماره‌ی یک، تورم همیشه و همه جا یک پدیده‌ی پولی است که از طریق رشد سریع تر عرضه‌ی پول نسبت به تولیدات

1-Laidler and Parkin

حقیقی ایجاد می‌شود. افزایش در عرضه ی 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.

بر اساس مکتب پولی شماره ی دو، تنها تغییرات غیر قابل پیش بینی عرضه ی 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 شده ی عرضه ی پول تنها قیمت‌ها را به طور متناسب تحت تأثیر قرار می‌دهد.

این ادعا که متغیرهای اقتصادی مانند تورم، نقدینگی، نرخ ارز و ... محرک و مؤثر بر تغییرات قیمت‌های سهام هستند، به عنوان یک تئوری، مورد پذیرش واقع شده است. به هر حال، در دهه ی گذشته کوشش‌هایی برای بررسی تأثیر نیروهای اقتصادی به شکل نظری و سنجش اثرات آن به صورت تجربی، انجام شده است. رابطه ی پویای بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده‌های سهام به شکل گسترده ای مورد بررسی قرار گرفته است. مبنای تحقیقات مزبور بر این تئوری استوار است که قیمت‌های سهام منعکس کننده ی ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده ی آن سهم است (مدل ارزش فعلی). 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 جریان‌های نقدی آینده و هم بر نرخ بازده-های مورد انتظار اثر گذار هستند. بنابراین، می‌توانند بر قیمت‌های سهام اثرگذار باشند (التن و گرابر، ۱۹۹۱).

۳- پیشینه ی تحقیق

در این بخش از مقاله، پیشینه ی برخی از تحقیقات انجام شده درباره بررسی رابطه ی عوامل اقتصادی با قیمت، بازده، و در نهایت شاخص‌های بازار سهام، ارائه شده است. مارتین فلدستاین^۱ (۱۹۸۰) در تحقیقی به رابطه ی معکوس بین تورم و قیمت‌های سهام در دهه ی ۱۹۷۰ دست یافت. جسیکه و رل^۲ (۱۹۸۳) نیز دریافتند که یک همبستگی منفی بین بازده سهام و تغییرات نرخ اسناد که نماینده ی نرخ تورم مورد انتظار است، وجود دارد. از سوی دیگر، فرت^۳ (۱۹۷۹) بر اساس نتایج تحقیق خود نشان

1-Martin Feldstein

2-Gasike and Roll

3- Fert

داد که رابطه‌ی میان بازده سهام و تورم در کشور انگلستان مثبت است. گلتکین^۱ (۱۹۸۳) با بررسی رابطه‌ی بازده‌ی سهام و تورم در بیست و شش کشور، فرضیه‌ی فیشر مبنی بر این که بازده واقعی سهام عادی و نرخ‌های تورم منتظره مستقل از یک دیگر هستند و بازده اسمی سهام به طور دقیق به اندازه تورم منتظره تغییر می‌کند، مورد آزمون قرار داد و نشان داد که برای بیشتر کشورهای مورد بررسی، رابطه‌ی بازده سهام و تورم از نظر آماری معنا دار نیست و تنها در مورد چهار کشور این رابطه منفی و معنا دار است؛ در حالی که در مورد دو کشور دیگر، این رابطه معنا دار و مثبت است.

بادوخ و ریچاردسون^۲ (۱۹۹۳) به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ی یک به یک میان تورم قابل پیش‌بینی و بازده سهام وجود دارد.

یافته‌های تجربی گراهام^۳ (۱۹۹۶) نشان داد که رابطه‌ی میان تورم و بازده سهام بی ثبات است، یعنی در برخی دوره‌ها رابطه مثبت و در برخی دوره‌های زمانی دیگر منفی است.

نتایج تحقیقات کاپریل و جونگ^۴ (۱۹۹۷) نیز نشان داد که تورم پیش‌بینی شده تأثیر منفی بر قیمت‌های سهام دارد. توربک^۵ (۱۹۹۷) و روزف^۶ (۱۹۷۴) نشان دادند که سیاست‌های پولی اثر عمده‌ای بر بازده سهام دارد و افزایش نرخ رشد پولی منجر به افزایش بازده سهام می‌شود.

یونگ سولی^۷ (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^۸ (۱۹۸۸) طی تحقیقی به رابطه‌ی معکوس میان بازده واقعی سهام و

1-Gultekin

2-Boud Dukh and Richardson

3-Graham

4-Caparale and Jung

5-Thorbecke

6-Rozeph

7-Jung Soly

8-Rahman and Cozier

تورم در کانادا دست یافتند. در حالی که لئونارد هرماندز^۱ (۱۹۹۰) به رابطه ی معناداری میان بازده واقعی سهام و تورم رسیدند.

آنرو لی^۲ (۱۹۹۶) در تحقیقی به این نتیجه رسید که بین بازدهی واقعی سهام و تورم رابطه ی منفی معناداری وجود دارد.

سونگ، رمچندر و چاترات^۳ (۱۹۹۷) به رابطه ی منفی بین بازده واقعی سهام و اجزای تورم غیرمنتظره دست یافتند.

فیروزه عزیززی (۱۳۸۶) در تحقیقی به بررسی و آزمون رابطه ی بین تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. او با استفاده از آمار ماهانه ی تورم، بازده نقدی، بازده کل (نقدی و قیمت) و شاخص قیمت سهام در دوره ی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۲ و با به کارگیری روش (VAR)^۴ و آزمون علیت گرنجری، رابطه ی متغیرهای مزبور را مورد آزمون قرار داد. نتایج به دست آمده از تحقیق نشان داد که تورم توضیح دهنده ی شاخص بازده نقدی و بازده کل است؛ اما توضیح دهنده ی شاخص قیمت سهام نیست. از سوی دیگر، بازده نقدی، بازده کل و شاخص قیمت سهام توضیح دهنده ی تورم نیستند. این یافته با نتایج به دست آمده از آزمون علیت گرنجری درباره ی بازده قیمت، بازده کل و شاخص قیمت سهام نیز تأیید شد.

فاما و گیبون^۵ (۱۹۸۲) رابطه ی بین تورم و بازده واقعی سرمایه گذاری را آزمون کردند. نتایج تحقیق آنان با یافته های ماندل^۶ (۱۹۶۳) و توبین^۷ (۱۹۶۵) که بیان کردند بازده های واقعی مورد انتظار و نرخ های تورم مورد انتظار به طور منفی همبستگی داشتند، هم خوانی داشت. این محققان معتقدند که این ارتباط از وجود یک رابطه ی مثبت بین بازده های واقعی مورد انتظار بر روی دارایی های مالی و فعالیت واقعی، ناشی می شود.

1-Leonardo Hernandez

2-Unro Lee

3-Song, Ramchander and Chatrath

4-Vector Auto-Regressive

5-Fama and Gibbon

6-Mundell

7-Tobin

جسکی و رل^۱ (۱۹۸۳) نیز، به این نتیجه رسیدند که قیمت‌های بازار سهام کشور آمریکا با نرخ تورم به طور منفی و با فعالیت‌های واقعی اقتصادی به شکل مثبتی رابطه دارد.

رابطه‌ی دوم با یافته‌های فاما (۱۹۸۱) و لی^۲ (۱۹۹۲) هم‌خوانی داشت. لی (۱۹۹۲) بیان کرده بود که بازده‌های سهام، ناشی از تغییرات نرخ تورم مورد انتظار است و این تغییرات نیز ناشی از وجود رابطه، بین عرضه‌ی پول و فعالیت واقعی مورد انتظار است. با توجه به نتایج تحقیقات، رابطه‌ی میان تورم و بازده سهام متفاوت است. در برخی از کشورها این دو متغیر رابطه‌ی مثبت و در برخی دیگر رابطه‌ی منفی دارد. البته در تعداد دیگری نیز رابطه‌ی معنا داری وجود ندارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که به رغم تحقیقات گسترده در کشورهای مختلف اعم از توسعه یافته و در حال توسعه، تاکنون درباره‌ی رابطه‌ی بین تورم و بازده سهام اجماع نظری وجود ندارد.

موریندل^۳ و عبدل... (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)، بازده سهام تأثیر مهمی بر روی نرخ تبدیل ارز در آلمان، ژاپن و ایالات متحده آمریکا دارد، هم‌خوانی داشت. 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^۴ بین قیمت‌های سهام و متغیرهای کلان اقتصادی وجود دارد، فراهم کردند.

گرنجر^۵ (۱۹۸۶) پیشنهاد کرد که بررسی این ارتباط از طریق تحلیل‌های هم‌جمعی صورت گیرد. مجموعه‌ای از متغیرهای سری زمانی هنگامی هم‌جمع هستند که دارای مرتبه‌ی یکسان باشند و ترکیب خطی آنان ایستا است. چنین ترکیب خطی وجود یک رابطه‌ی بلندمدت میان این متغیرها را خاطر نشان می‌کند (یوهانسون و

1-Geske and Roll

2-Lee

3-Murindle

4-Long-term Equilibrium

5-Granger

جوسیلیوس^۱، (۱۹۹۰). گسترش تحلیل های هم جمعی شیوه های دیگری را برای آزمون روابط بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده های سهام فراهم کرد.

ماخرجی و ناکا^۲ (۱۹۹۵)، برای بررسی هم جمعی شاخص سهام توکیو با مجموعه ای از متغیرهای کلان اقتصادی ژاپن، آزمون هم جمعی یوهانسون را در مدل تصحیح خطای برداری^۳ برای ۲۴۰ مشاهده ی ماهانه برای هر یک از متغیرها، از ژانویه ۱۹۷۱ تا دسامبر ۱۹۹۰ به کار گرفتند. آنان دریافتند که بازار سهام ژاپن با شش متغیر کلان اقتصادی مانند نرخ ارز، عرضه ی پول، نرخ تورم، تولیدات صنعتی، نرخ اوراق دولتی بلندمدت، و نرخ بهره وام کوتاه مدت، هم جمع بوده است.

بارن و اُتساکا^۴ (۱۹۹۰)، تأثیر متغیرهایی مانند عرضه ی پول، شاخص تولید، قیمت نفت خام، نرخ ارز، و نرخ بهره ی وام کوتاه مدت را در قیمت گذاری سهام بازار ژاپن و در چارچوب نظریه ی قیمت گذاری آربیتراژ، مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که این متغیرها با صرف ریسک در ارتباط هستند.

هاما (۱۹۸۸) تحقیق چن، رول و رس (۱۹۸۶) را که در زمینه ی کاربرد نظریه ی قیمت گذاری آربیتراژی در بازار سهام آمریکا بود، به طور مشابه در بازار سهام ژاپن مورد بررسی قرار داد. نتایج تحقیق او نشان داد که تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم مورد انتظار و تغییرات غیرمنتظره در صرف ریسک به طور عمده ای بر قیمت گذاری سهام ژاپن تأثیر دارد. هم چنین، او خاطر نشان کرد که تغییرات ماهانه ی تولید و شرایط اقتصادی، اثرات ضعیفی بر قیمت گذاری دارد و تغییر غیرمنتظره ی نرخ ارز و تغییرات در قیمت های نفت در قیمت گذاری بازار سهام اثر گذار نیستند.

مایاسمای و که^۴ (۲۰۰۰) با استفاده از داده های ماهانه از ژانویه سال ۱۹۸۸ تا ژانویه ۱۹۹۵ در قالب داده های سری زمانی، و هم چنین تحلیل هم جمعی چند متغیره ی یوهانسون در مدل تصحیح خطای برداری، رابطه ی بلندمدت میان شاخص بازار سهام سنگاپور و مجموعه ای از متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که تغییرات در دو متغیر فعالیت های واقعی اقتصادی و تولیدات صنعتی و داد و

1-Johansen and Juselius

2-Mukherjee and Naka

3-Vector Error Correction Model (VECM)

4-Mayasmai and Koh

سند تجاری با تغییرات در شاخص بازار سهام سنگاپور هم جمع 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، مؤثرتر هستند. نتیجه‌ی تحقیق نشان داد که بازار سهام سنگاپور نسبت به تغییرات در نرخ‌های ارز و نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت، دارای حساسیت است.

علاوه بر این، آنان در تحقیق خود با استفاده از یک مدل سه متغیره، 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 به ویژه که، بازار سهام سنگاپور یک رابطه‌ی بلندمدت مثبتی با بازارهای سهام این دو کشور دارد.

چانگ و ان چی^۱ (۱۹۹۸)، آزمون هم‌جمعی یوهانسون را برای داده‌های 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 هم‌سویی بلندمدتی^۲ وجود دارد.

کریستوفرگان و همکاران^۳ (۲۰۰۶)، اثرات متقابل بین شاخص سهام نیوزلند و یک مجموعه‌ی هفت‌گانه از متغیرهای کلان اقتصادی را برای داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۹۰ تا ژانویه ۲۰۰۳، و با استفاده از آزمونهای همجمعی آزمون کردند. متغیرهای اقتصادی استفاده شده شامل نرخ تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، عرضه‌ی پول، نرخ بهره‌ی بلندمدت، نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت و قیمت خرده‌فروشی نفت محلی^۴ بود. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسون نشان داد که بین شاخص قیمت سهم نیوزلند و متغیرهای

1-Cheung and Ng

2- Long term co movements

3-Christopher Gan et al.

4-Domestic Retail Oil Price (ROIL)

اقتصادی مورد آزمون، یک رابطه ی بلندمدت وجود دارد. نتایج آزمون علیت گرنجری نیز نشان داد که شاخص قیمت سهام نیوزلند علیت گرنجری برای تغییرات در متغیرهای اقتصادی نیست. علت آن کوچک بودن بازار سهام نیوزلند در مقایسه با بازارهای سهام کشورهای توسعه یافته است.

دارات^۱ (۱۹۹۰) تأثیر سیاست های مالی و پولی را بر بازده سهام در بازار سهام کشور کانادا مورد آزمون قرار داد و نتیجه گرفت که متغیرهای کلان اقتصادی مانند کسری بودجه، نرخ های اوراق قرضه ی بلندمدت، نوسان نرخ بهره و تولیدات صنعتی، بازده های سهام را تعیین می کنند.

گلنور مراد اوغلو و کیویلسیم متین^۲ (۱۹۹۶) رابطه ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس استانبول با نرخ بهره، نرخ ارز (دلار)، نرخ تورم و حجم پول را برای دوره ی زمانی ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۳ به صورت داده های 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 رابطه ی بلندمدت است؛ به طوری که رابطه ی شاخص قیمت سهام بورس با حجم پول مثبت، اما رابطه ی آن با نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم منفی است.

جاکوب مدسن^۳ (۲۰۰۲) به بررسی رابطه ی علی شاخص قیمت سهام بمبئی و متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ ارز، ذخایر ارزی و تراز تجاری پرداختند. آنان در مطالعه ی خود متغیرهای نرخ ارز، ذخایر ارزی و تراز تجاری را به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر شاخص قیمت سهام هند و به صورت ماهانه برای دوره ی آوریل ۱۹۹۰ تا مارس ۲۰۰۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که بین متغیرهای کلان مزبور و شاخص قیمت سهام بورس رابطه ی علیت وجود ندارد.

محمد برازنده (۱۳۷۶) با استفاده از اطلاعات متغیرهای شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهایی مانند نرخ ارز، شاخص قیمت وسایط نقلیه و شاخص قیمت مسکن برای دوره ی زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۶ به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام پرداخت. او برای تجزیه و تحلیل داده های خود از روش

1-Darrat

2-Gulnur, Muradoglu and Kivilcim, Metin

3-Jakoob Mudsén

خود توضیح برداری استفاده کرد و نتایج تحقیق وی نشان داد که سهم متغیرهای یاد شده در تغییرات شاخص قیمت سهام اندک است. این نتیجه بیان کننده‌ی این است که وجود اختلال‌ها و نوسانات مربوط به بازارهای وسایط نقلیه و ارز به صورت قوی قابل تسری به بازار سهام نیست.

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 اثر منفی بر روی بازده سهام دارد اما، درصد تغییرات نرخ ارز با یک وقفه‌ی زمانی اثر مثبت بر بازده سهام شرکت‌ها دارد.

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 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^۱ استفاده کرد. نتیجه‌ی برآورد نشان داد که یک بردار هم جمعی بین شاخص قیمت سهام بورس و متغیرهای کلان پولی وجود دارد. رابطه‌ی بلندمدت برآورد شده تأثیر مثبت معنی دار نقدینگی و تأثیر منفی معنادار نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی بر شاخص قیمت سهام بورس را نشان می‌دهد.

مهدی صادقی (۱۹۹۲) در تحقیقی با عنوان واکنش بازار سهام به خبرهای غیر مترقبه‌ی کلان اقتصادی که برای صندوق بین المللی پول در بورس استرالیا و برای دوره‌ی یازده ساله ۱۹۸۰-۱۹۹۱ انجام داده بود به این نتیجه دست یافته بود که تحول یا خبری که مورد انتظار باشد، بر قیمت‌های سهام بورس اثر گذار نیست. اما، خبرهای واقعی غیر منتظره‌ای که از سطح اقتصاد کلان کشور برسد، قیمت‌های بورس را تکان می‌دهد.

1-Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

لی و زولیوف هو^۱ (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 متحده‌ی آمریکا پرداختند. آنان به بررسی شواهد تأثیر تغییرات پیش‌بینی نشده در متغیرهای اقتصادی از قبیل عرضه‌ی پول، نرخ تنزیل و فعالیت واقعی اقتصادی بز بازار سهام پرداختند. در زمینه‌ی عرضه‌ی پول یافته‌های آنان حاکی از آن بود که افزایش پیش‌بینی نشده در عرضه‌ی پول به افزایش فوری در نرخ بهره منجر می‌شود. افزایش نرخ بهره باعث کاهش ارزش فعلی جریان‌ات نقدی آتی و نهایتاً کاهش قیمت سهام می‌شود.

کان و شن^۲ (۱۹۹۹) آزمون‌های علیت گرانجر و هم جمعی انگل- گرانجر^۳ 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 هم جمع 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.

لگ^۴ (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^۵ (۱۹۹۰) نتایج مشابه تحقیق لگ را در بازار سهام تایوان به دست آوردند.

جرد و ساتم^۶ (۱۹۹۹) آچسانی و استرو^۷ (۲۰۰۲) بازارهای منطقه ای کوچک از قبیل بازار نروژ و اندونزی را مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که بازده‌های سهام با تغییرات در نرخ بهره ارتباط منفی، و با تغییرات قیمت نفت و فعالیت‌های واقعی اقتصادی ارتباط مثبت دارد. تحقیق آچسانی و استرو نشان داد که رابطه‌ی بین قیمت

1-Lili and Zvliv f.Hv

2-Kwon and Shin

3-Engle-Granger cointegration and the Granger-causality tests

4-Leigh

5-Fung and Lie

6-Gjerde and Sættem

7-Achsani and Strohe

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 مؤثر را بین قیمت سهام و صادرات و نرخ‌های بهره‌ی بلندمدت شناسایی کنند. با این وجود، آنان توانستند به یک رابطه‌ی مثبت بین قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی، عرضه‌ی پول و نرخ ارز دست پیدا کنند.

۴- متغیرها و فرضیه‌های تحقیق

در این تحقیق، چهار متغیر کلان اقتصادی به عنوان متغیرهای مستقل و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام به عنوان متغیر وابسته، انتخاب شده است. در جدول زیر هر یک از متغیرها به همراه علامت اختصاری آن تعریف شده است:

علامت اختصاری	متغیرهای تحقیق
EX	نرخ ارز (دلار) در بازار آزاد
CPI	نرخ رشد شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی
RCASH	نرخ رشد نقدینگی
OR	درآمد نفتی
RTEDIX	نرخ رشد شاخص بازده نقدی بازار سهام

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

۴-۱- 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 بین افزایش نرخ تورم، و شاخص بازده نقدی سهام، یک رابطه‌ی مثبت، مورد انتظار است. در نتیجه فرضیه‌ی اول به شرح زیر تدوین شده است:

H_0 : بین نرخ تورم و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام، رابطه‌ی مثبت وجود ندارد.

H_1 : بین نرخ تورم و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام، رابطه ی مثبت وجود دارد.

۲-۴- نرخ ارز

نقش ارز در نظام های اقتصادی، به خصوص در کشورهای توسعه نیافته انکار ناپذیر است. علت آن نیز روشن است، کشورهای توسعه نیافته در اغلب بخش های اقتصادی خود به کشورهای صنعتی وابسته هستند و برای واردات نیازمند ارز بیشتری هستند. بیشتر بنگاه های تولیدی برای خرید مواد اولیه، فن آوری و ماشین آلات اقدام به واردات می کنند. اگر در اثر تغییر و تحولات اقتصادی و عوامل متعدد دیگر تأثیر گذار، نرخ ارز افزایش یابد، بنگاه های اقتصادی مجبور به پرداخت مبالغ بیشتری بابت واردات می شوند. افزایش نرخ ارز از یک سو باعث افزایش میزان بدهی، و از سوی دیگر موجب افزایش بهای تمام شده ی تولیدات و خدمات ارائه شده توسط این شرکت ها می شود. افزایش بدهی کمبود نقدینگی را به همراه دارد و کمبود نقدینگی بنگاه های اقتصادی اثر منفی بر توزیع سود و شاخص بازده نقدی سهام دارد. بنابراین، فرضیه ی دوم تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

H_0 : بین نرخ ارز و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام، رابطه ی منفی وجود ندارد.

H_1 : بین نرخ ارز و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام، رابطه ی منفی وجود دارد.

۳-۴- نرخ رشد نقدینگی

بر اساس نظریه ی 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 می آید. بنابراین، به طور عمده افزایش حجم نقدینگی به افزایش تقاضا و هزینه های جاری منجر می شود. تحقیقات انجام شده در زمینه ی نظریه ی پولی تورم در ایران نشان داده است که افزایش نقدینگی در جامعه همراه و همگام با افزایش تولید ناخالص داخلی نیست و عامل تشدید کننده ی تورم به شمار می آید. بنابراین، انتظار می رود که رابطه بین نرخ رشد نقدینگی و شاخص بازده نقدی سهام، مانند فرضیه ی اول تحقیق، یک رابطه ی مثبت باشد. از این رو، فرضیه ی سوم به شرح زیر تدوین شده است:

H_0 : بین نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام رابطه ی مثبت وجود ندارد.

H_1 : بین نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام رابطه‌ی مثبت وجود دارد.

۴-۴- درآمد نفتی

اگر چه افزایش قیمت نفت باعث افزایش تولید ناخالص ملی برای کشورهای صادرکننده‌ی نفت می‌شود، باید در نظر داشت که مصرف‌کننده‌ی نهایی محصولات و مشتقات نفتی، به طور عمده کشورهای در حال توسعه هستند. به دلیل این که کشورهای صادرکننده‌ی نفت اغلب خود به دلیل عدم توانایی و نداشتن فن‌آوری لازم برای فرآوری نفت خام، واردکننده‌ی محصولات و مشتقات نفتی هستند، بنابراین افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام‌شده‌ی محصولات تولید شده توسط کشورهای صنعتی می‌شود که این خود به افزایش ارزش ریالی واردات کشورهای در حال توسعه می‌انجامد. با توجه به این که ایران نیز از جمله‌ی این کشورها به شمار می‌آید، این انتظار وجود دارد که رابطه‌ی بین افزایش درآمد نفتی با افزایش شاخص بازده نقدی سهام یک رابطه‌ی عکس باشد. از این رو، فرضیه‌ی چهارم تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

H_0 : بین درآمد نفتی و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام رابطه‌ی منفی وجود ندارد.

H_1 : بین درآمد نفتی و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام رابطه‌ی منفی وجود دارد.

۵- قلمرو زمانی و مکانی تحقیق

با توجه به این که داده‌های مربوط به شاخص بازده نقدی از فروردین ماه ۱۳۷۷ در بورس تهران محاسبه و منتشر شده است، قلمرو زمانی مربوط به بررسی رابطه‌ی متغیرهای اقتصادی با شاخص بازده نقدی، سه ماهه‌ی اول سال ۱۳۷۷ تا پایان سه ماه چهارم سال ۱۳۸۶ را (که در آن اطلاعات به صورت فصلی در نظر گرفته شده است) در بر می‌گیرد. قلمرو مکانی در این تحقیق، شامل تمامی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی مورد آزمون است. شرکت‌های فعال در بورس شرکت‌هایی هستند که قیمت آن‌ها در شاخص بازده نقدی سهام محاسبه شده توسط بورس اثر گذار بوده‌اند. چنان چه در طی سال‌های مورد آزمون، شرکت‌هایی از تابلوی بورس خارج شده باشند، شاخص‌های محاسبه شده توسط بورس از این بابت تعدیل شده است.

۶- روش تحقیق

۶-۱- آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

با توجه به این که معمولاً سری‌های زمانی در بررسی‌های اقتصاد کلان ناپایا هستند و ناپایایی آن‌ها امکان بروز رگرسیون کاذب در مطالعات تجربی را فراهم می‌آورد، از این رو پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته^۱ مورد آزمون قرار گرفته است. خلاصه‌ی نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته در جدول شماره‌ی یک نشان داده شده است. نتایج حاکی از این است که متغیر نرخ رشد نقدینگی، در سطح و سایر متغیرها در تفاضل مرتبه‌ی اول پایا هستند. برای انتخاب وقفه‌ی بهینه، از معیار شوارتز- بیزن استفاده شده است.

جدول شماره‌ی یک - خلاصه‌ی نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی

فولر تعمیم یافته

ردیف	سری زمانی	مقدار آماره‌ی آزمون ADF	مقدار بحرانی ADF	درجه‌ی جمعی
۱	EX	-۶,۶۸۳۴	-۲,۹۲۸۷	I(۱)
۲	CPI	-۱۱,۱۷۳۶	-۲,۹۲۸۷	I(۱)
۳	RCASH	-۳,۷۷۱۶	-۲,۹۲۸۷	I(۰)
۴	OR	-۸,۴۲۱۴	-۲,۹۲۸۷	I(۱)
۵	RTEDIX	-۲۶,۹۸۷۹	-۲,۹۲۸۷	I(۱)

۶-۲- آزمون فرضیه‌ها از طریق روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های

توزیعی

به دلیل این که هدف تحقیق بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص بازده نقدی سهام است، و هم چنین با توجه به متفاوت بودن درجه‌ی جمعی متغیرها، از این رو با استفاده از نرم افزار Microfit 4 و معیار شوارتز- بیزن، بهترین مدل با وقفه‌ی مناسب به وسیله‌ی روش (ARDL)، برآورد شده است. معیار شوارتز- بیزن در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند. در نتیجه، تخمین از درجه‌ی آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (پسران و شین، ۱۹۹۷). نتایج حاصل از برآورد مدل، به شرح جدول شماره‌ی دو است.

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

جدول شماره‌ی دو - ضرایب الگوی مدل تصریح شده

متغیر توضیحی	ضریب	انحراف	آماره‌ی t	prob
RTEDIX(-1)	۰,۶۹	۰,۰۷	۶,۴	۰,۰۰
CPI	۰,۷۴	۸,۷	۰,۰۸	۰,۹۳
CPI(-1)	-۱۳,۹	۹,۲	-۱,۵	۰,۱۴
CPI(-2)	۳۴,۴	۸,۶	۴	۰,۰۰۱
RCASH	-۵	۷,۶	-۰,۶	۰,۵
RCASH(-1)	-۲,۷	۴,۹	-۰,۵	۰,۵۸
RCASH(-2)	۱۶,۲	۶,۸	۲,۴	۰,۰۳
RCASH(-3)	-۲۰,۷	۷,۳۹	-۲,۸	۰,۰۱
EX	-۰,۰۱	۰,۰۱	-۱,۰۶	۰,۳
EX(-1)	۰,۰۲	۰,۰۱	۱,۵	۰,۱۵
EX(-2)	-۰,۰۳	۰,۰۱	-۲,۹	۰,۰۰۸
OR	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۱,۰۶	۰,۳
OR(-1)	-۰,۰۰۲	۰,۰۰۱	-۱,۶۳	۰,۱۱
OR(-2)	-۰,۰۰۳	۰,۰۰۱	-۲,۲	۰,۰۴
OR(-3)	-۰,۰۰۴	۰,۰۰۱	-۳,۸	۰,۰۰
T	۵۱,۶	۱۳,۷	۳,۷	۰,۰۰
$\bar{R}^2 = 0.99$		PROB(F-		DW=2.17
A: Serial Correlation CHSQ(4)=6.4089[0.17] B: Functional Form CHSQ(2)=1.6553[0.20] C: Normality CHSQ(1)=12.9502[0.002] D: Heteroscedasticity CHSQ(1)=2.5097[0.11]				

کمیت عددی در پایین جدول شماره‌ی دو، نشان دهنده‌ی عدم خود همبستگی در بین متغیرهای مدل، عدم خطای تصریح مدل و عدم واریانس ناهمسانی در مدل است. کمیت محاسباتی آماره‌ی F در سطح معنی داری ۵ درصد نیز نشان می‌دهد که کل معادله‌ی رگرسیون از نظر آماری رد نمی‌شود. علاوه بر این، قدرت توضیح دهنده‌ی مدل ۹۹ است. قبل از برآورد ضرایب بلندمدت توسط روش (ARDL)، برای اطمینان از وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی و نرخ رشد شاخص بازده نقدی، لازم است آزمون هم جمع‌ی صورت پذیرد. برای انجام این آزمون، مجموع ضرایب با وقفه‌ی متغیر وابسته ((RTEDIX(-1))، از عدد یک کسر شده و بر مجموع انحراف معیار آن به شرح زیر تقسیم شده است:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\phi}_i}} = \frac{0.69 - 1}{0.07} = -4.42$$

با توجه به این که قدرمطلق t به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولا و مستر (۳,۹-) بزرگ تر است، بنابراین فرضیه ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه ی بلندمدت با اطمینان ۹۵ درصد، رد می شود. نتیجه این که بین متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام، یک رابطه ی بلندمدت وجود دارد. بر این اساس، مدل بلندمدت با استفاده از روش (ARDL)، تخمین زده شد که خلاصه ی نتایج آن در جدول شماره ی سه، ارائه شده است:

جدول شماره ی سه - الگوی بلندمدت ARDL

متغیر توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره ی t	prob
EX	-۰,۰۸	۰,۰۴	-۲,۱	۰,۰۴
RCASH	-۳۹,۹	۳۹,۴	-۱,۰۱	۰,۳۲
OR	-۰,۰۳	۰,۰۱	-۱,۹	۰,۰۶
CPI	۶۹	۳۳,۲	۲,۰۷	۰,۰۵
T	۱۶۸	۲۲	۷,۰۶۵	۰,۰۰

با توجه به آماره ی t محاسباتی جدول شماره ی سه، ضریب متغیرهای نرخ ارز، درآمد نفتی، نرخ تورم و روند زمانی در سطح اطمینان نود درصد معنادار هستند؛ اما معناداری ضریب نرخ رشد نقدینگی در سطح اطمینان نود درصد رد می شود. در رابطه ی بلندمدت مزبور متغیرهای نرخ ارز و درآمد نفتی رابطه ی منفی و متغیر نرخ تورم با نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام رابطه ی مثبت دارند. تفسیر کمیت عددی ضرایب این است که اگر در بلندمدت متغیرهای نرخ ارز و درآمد نفتی، یک صد واحد افزایش یابند، به ترتیب ۸ و ۳ درصد، نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام کاهش می یابد. هم چنین، گذشت زمان و افزایش نرخ تورم تأثیر مثبتی بر افزایش نرخ رشد شاخص بازده نقدی دارند. از دلایلی که می توان برای توجیه اثرگذاری مثبت روند زمانی بر شاخص بازده نقدی سهام برشمرد، این است که معمولاً سیاست های تقسیم سود شرکت های بورسی با گذر زمان افزایش می یابند.

پس از برآورد مدل بلندمدت، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شده است. خلاصه ی نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطا، به شرح جدول شماره ی چهار است.

جدول شماره‌ی چهار - ساختار پویای کوتاه مدت

متغیر	ضریب	انحراف	آماره‌ی t	prob
dRCAHS	-۵	۷,۷	-۰,۶۵	۰,۵۲
dRCASH1	۴,۵	۸,۸	۰,۵۱	۰,۶۱
dRCASH2	۲۰,۷	۷,۴	۲,۸	۰,۰۱
dEX	-۰,۰۱	۰,۰۱	-۱,۰۶	۰,۳
dEX1	۰,۰۳	۰,۰۱	۲,۹	۰,۰۰
dOR	۰,۰۰۱	۰,۰۰۱	۱,۰۵	۰,۳
dOR1	۰,۰۰۷	۰,۰۰۲	۳,۳	۰,۰۰
dOR2	۰,۰۰۴	۰,۰۰۱	۳,۸	۰,۰۰
dCPI	۰,۷۴	۸,۷	۰,۰۸	۰,۹۳
dCPI1	-۳۴,۴	۸,۶	-۴	۰,۰۰
dT	۵۱,۶	۱۳,۷	۳,۷	۰,۰۰
ecm(-1)	-۰,۳	۰,۱	-۲,۸	۰,۰۰

در جدول مزبور، d نشان دهنده‌ی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهاست. همان طور که ملاحظه می‌شود، به جز ضرایب تفاضل مرتبه‌ی اول و دوم متغیر توضیحی نرخ رشد نقدینگی و تفاضل مرتبه‌ی اول نرخ ارز، نرخ تورم و درآمد نفتی، دیگر ضرایب مدل با توجه به احتمال کمیت آماری t مربوط، در سطح اطمینان نودوپنج درصد، معنی دار هستند.

آن چه در معادله‌ی کوتاه‌مدت (ECM) مورد توجه و دارای اهمیت اساسی است، ضریب $ECM(-1)$ است که نشان دهنده‌ی سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. همان گونه که در جدول شماره‌ی چهار مشخص است، ضریب برآوردی $ECM(-1)$ در حدود $-۰/۳$ است که حاکی از سرعت نسبتاً زیاد رفع عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است و نشان می‌دهد در هر دوره $۰/۳$ از عدم تعادل‌های شاخص بازده نقدی سهام بورس برطرف می‌شود.

۷- نتیجه‌گیری

به دلیل این که افراد در سبد دارایی‌های مالی خود ترکیب‌های مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده‌ی بانکی، اوراق قرضه، طلا و ارز نگهداری می‌کنند، تغییرات در حجم پول، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره‌ی بانکی، 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 شاخص های سهام اثر گذار است. اعتقاد بر این است که قیمت های سهام توسط برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بنیادین مانند نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره و حجم نقدینگی، تعیین می شوند.

در این تحقیق برای برآورد مدل اقتصاد سنجی و برآورد رابطه ی بلندمدت، از روش ARDL استفاده شده است. نتایج آزمون هم جمعی حاکی از وجود رابطه ی بلندمدت بین متغیرهای تورم، نرخ ارز، نرخ رشد نقدینگی و درآمد نفتی با نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام است. از این رو، با استفاده از روش ARDL رابطه ی بلندمدت برآورد شد. همان طور که انتظار می رفت، در بلندمدت و در شرایط تورمی، به طور متوسط سود اسمی شرکت ها، به دلیل کاهش ارزش پول، افزایش می یابد. بنابراین، افزایش نرخ تورم، سود تقسیمی و به تبع آن شاخص بازده نقدی سهام را در پی دارد. نتیجه ی به دست آمده از آزمون فرضیه ی اول، نیز حاکی از وجود رابطه ی مثبت بین نرخ تورم و نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام و تأیید این فرضیه است. این در حالی است که ضریب نرخ رشد نقدینگی در الگوی بلندمدت ARDL، در سطح اطمینان نودوپنج درصد، معنادار نبوده و رابطه ی بلندمدتی مشاهده نشد. بنابراین، فرضیه ی سوم تحقیق رد شد. نتایج آزمون فرضیه ی دوم و چهارم تحقیق مبنی بر وجود رابطه ی منفی بین نرخ ارز و درآمد نفتی با نرخ رشد شاخص بازده نقدی، در سطح اطمینان نودوپنج درصد، پذیرفته شد. اگر چه رابطه ی بین نرخ تورم و شاخص بازده نقدی، مثبت است، به دلیل این که این افزایش به علت جبران کاهش سود واقعی است، توصیه می شود که تصمیم گیران و سیاست گذاران اقتصادی، در هنگام تدوین سیاست های پولی و مالی در سطح کلان، آثار ناشی از تصمیمات مزبور را بر شاخص های بازار سهام و سایر بازارهای مالی دیگر، مد نظر قرار دهند.

منابع فارسی

- 1- Barazandeh, mohammad, (1376) *Effect macroeconomic variables on stock price index*, Allameh Tabataba'i University.
- 2- Azizi, Firuzeh, (1383) « Empirical investigation relationship between inflation and Stock returns in the Tehran Stock Market», *Journal of economic Studies*, No. 11, 2.
- 3- Ghalibaf asl, Hasan (1381) *Investigation of effect exchange rate on value firm in Iran*, Management College of Tehran University.
- 4- Karimzadeh, Mostafa (1385) « Investigation long run

relationship between macroeconomic variables and price stock index with using cointegration method», *Iran economic Studies*, No, 26.

5- Noferesti, Moammad, (1378) *Unit Root and cointegration in econometric*.

منابع انگلیسی

6- Achسانی, 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*.

7- Boudoukh, Jacob & Richardson, Matthew,(March 1993) «Stock Returns and Inflation:A Long-Horizon Perspective», *American Economic Review*, PP. 1346-1355.

8-Caparale, Tony & Jung, Chulho (June 1997) «Inflation and Real Stock Prices», *Applied Financial Economics*, PP. 265-266.

9- Chatrath, Arjun, Ramchander, Sanjay & Song. Frank(August 1997) «Stock Prices, Inflation and Output: Evidence from India», *Applied Financial Economics*, PP. 439-455.

10-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.

11- Cheung YW and Ng(1998) «International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity»,*Journal of Empirical Finance*, Vol. 5, pp. 281-296.

12-Christopher gan and et.al (2006) «macroeconomic variables 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(1991) *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, – Fourth Edition, John Wiley & Sons.

14-Fama E.F.«Stock Returns, Expected Returns and Real Activity», *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 1089-1108.

15- Fama E.F.«Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money », *American Economic Review*, Vol. 71, No. 4, pp. 545-565.

16-Fama, E.F. and M. Gibbons(1982) «Inflation, Real Returns and Capital Investment», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, No. 3, pp. 545-565.

17-Feldstein, Martin(1980) «Inflation and the Stock Market»,

American Economic Review, PP. 839-847.

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

19-Geske R. and R. Roll(1983) « The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation », *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 1, pp. 7-33.

20-Geske R. and R. Roll(1983) «The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation », *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 1, pp. 7-33.

21-Graham, Fed C.(February 1996) «Inflation, Real Stock Returns, and Monetary Policy», *Applied Financial Economics*, PP. 29-35.

22- Gultekin, N. Bulent(March 1983)«Stock Market Returns and Inflation», *Evidence From Other Counties', The Journal of Finance*, PP. 49-65.

23-Hamao Y.(1988) *An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory, in Elton E.J. and M.J. Gruber (eds), Japanese Capital Markets – Analysis and Characteristics of Equity, Debt and Financial Futures Markets. – Ballinger Publishing Company, United States*, pp. 155-173.

24- Harry M. Martkowitz (1959) *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments* (New York: Wiley).

25-Hernandez, Leonardo(December 1990) «Inflation Y Retorno Bursatil, Una Invetigacion Empricia: Chile 1960-1983», *Cuadernos-De-Econmia*, PP.381-406.

26-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, 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*, Vol. 47, No. 4, pp. 1591-1603.

29-Lee, unro (summer 1996) «further empirical test of the proxy effect hypothesis: some international evidence», *journal of international financial market institution and money*, pp.35-46.

30- Leigh, L(1997) «Stock Return Equilibrium and Macroeconomic Fundamentals », *International Monetary Fund Working Paper*, 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. (2000) « Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market», *International Review of Economics and Finance*, Vol. 9, pp. 79-96.

34-Mukherjee and Naka(1995) «Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model», *Journal of Financial Research*, Vol. 18, No. 2, pp. 223-237.

35-Mundell, R.A(1963) « Inflation and Real Interest », *Journal of Political Economy*, 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(1997) « Stock Market Volatility and Macroeconomic Variables: International Evidence », *Journal of Multinational Financial Management*, 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(1991) « Macroeconomic Factors and the UK Stock Market», *Journal of Business and Accounting*, Vol. 18, No. 5, pp. 619-636.

40- Richard Roll and Stephen, A. Ross(December, 1980) «An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory», *Journal of Finance*, 35

41-Richard Roll and Stephen, A. Ross(May-June 1984) «The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning», *Financial Analysts Journal*, 40 .

42- Ross Levine and Save Servos(1996) «Stock Market Development and Long-Run Growth», *The World Bank Economics*, Vol 10. No.2, 323-339.

43- Ross, S.A.(1976) «The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing», *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, No. 3, pp. 341-360.

44-Sadeghi, mahdi (1992) *Stock market response to unexpectrd macroeconomic news*, the Australian evidence.

45-Thorbecke, willem (June 1997) «on stock market returns and monetary policy», *the journal of finance.*, pp.635-653.

46-Tobin, J. (1965) « Money and Economic Growth », *Econometric*, Vol. 33, No. 4, October, pp. 671-684.

Archive of SID