فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال دوازدهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۹۱ ـ صفحات ۱۳۵-۱۱۷

بررسی رابطه تورم و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: ارزیابی فرضیه جانشینی فاما

فیروزه عزیزی[۱]
حسن خداویسی[۲]
فاطمه جوهری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۸/۴ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۰/۷/۲۴

چکیده

در ادبیات اقتصادی تحقیقات متعددی در پاسخ این سئوال که آیا سهام عادی سپر کاملی در مقابل تورم می باشد یا خیر، صورت گرفته است.

در این مقاله، با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار تهران، رابطه بین نرخ تورم و بازده سهام در دوره زمانی فروردین ۱۳۷۰ تا اسفند ۱۳۸۷ مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج تجربی نشان می‌دهد که فرضیه فیشر، مبنی بر اینکه بازده حقیقی سهام، مستقل از تورم بوده و سهام عادی سپر کاملی در مقابل تورم است، در کوتاه مدت رد شده و بازار سهام تهران، سپر ضعیفی در مقابل تورم بوده است. به همین منظور در این مقاله، از فرضیه فاما استفاده شد و با به کارگیری فیلتر هدریک-پرسکات تورم به دو جزء دائمی و موقت تجزیه شد.

اعمال توجیه فاما برای برقرار نشدن فرضیه فیشر، نشان می‌دهد که توجیه فاما قادر به توضیح این پدیده نبوده و منفی بودن رابطه تورم و بازده حقیقی سهام در کوتاه مدت مربوط به جزئی موقت تورم است. در حالی که در بلند مدت شاخص قیمت سهام سپر تورمی بوده است.

واژگان کلیدی: تورم، بازده سهام، فرضیه فیشر، سپر تورمی، فرضیه فاما
طبقه بندی JEL: G11, G23

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. هیأت علمی دانشگاه تربیت مدرس و مسئول مکاتبات azizi_f21@yahoo.com
۲. هیأت علمی دانشگاه ارومیه
۳. کارشناس ارشد اقتصاد

۱- مقدمه

رابطه بین بازده سهام و تورم، از جمله مباحثی است که در ادبیات اقتصادی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار می باشد. در دیدگاه سنتی، اعتقاد بر این بوده که، سهام سپر خوبی در مقابل تورم است، چون سهام در مقابل دارایی‌های فیزیکی قرار می‌گیرد که بازده واقعی آن بدون تأثیر پذیری از تورم خواهد بود. اقتصاددانان مالی بر این گمان بودند که فرضیه فیشر مبنی بر اینکه نرخ بهره اسمی، اطلاعات در دسترس در مورد مقادیر آینده نرخ تورم را به خوبی منعکس می‌کند، برای رابطه بازده سهام و تورم نیز صادق است.

تحقیقات تجربی متعدد برخلاف دیدگاه سنتی و فرضیه فیشر، به رابطه منفی بین بازده سهام و تورم در دوره بعد از جنگ برای آمریکا و سایر کشورها رسیدند (Jaffe & Mandelker, 1976), (Boddy, 1976), (Nelson & Shewert, 1977), (Fama & Shewert, 1977), (Gultekin, 1983).

در این راستا، به منظور توضیح رابطه منفی مشاهده شده بین تورم و بازده سهام، فرضیات متعددی ارائه شد. (Modigliani & Cohn, 1979) فرضیه توهم تورمی را پیشنهاد کردند که سرمایه‌گذاران بازار سرمایه، در معرض توهم تورمی هستند. (Feldstain, 1980) فرضیه اثر مالیات را پیشنهاد کرد تا رابطه منفی بین تورم بالاتر و قیمت سهام پایین‌تر را توضیح دهد. (Fama, 1981, 1983) فرضیه جانشین را پیشنهاد کرد. با علم به اینکه تورم از راه تأثیر بر پوشش ریسک، مقادیر را تحت تأثیر قرار می‌دهد، (Wang & Brant, 2003) فرضیه ریسک گریزی متغیر در زمان را پیشنهاد کردند.

تحقیقات تجربی دیگری، به رابطه مثبت بین تورم و بازده سهام برای دوره قبل از جنگ رسیدند. به عبارت دیگر، رابطه تورم و بازده سهام در زمان متغیر است. برای تطبیق رابطه مثبت قبل از جنگ و رابطه مثبت بعد از جنگ کال (Kaul, 1987, 1990) پروسه تعادل بخش پولی با فعالیت حقیقی را ارائه می‌دهد. کال و سیهون (Kaul & Seyhun, 1990) بر شوک‌های عرضه دههِ ۱۹۷۰ تأکید می‌کنند. (Hess & Lee, 1999) فرضیه دو رژیمی را با اعمال مدل VAR دو متغیره ساختاری (خودرگرسیونی برداری) پیشنهاد می‌کنند. (لی ۲۰۰۳). می‌توان گفت دیدگاه‌های مختلف و کاملاً متفاوت درباره رابطه‌ی بازده سهام و تورم وجود دارد. به گونه‌ای که هیچ اجماع نظری میان اقتصاددانان وجود ندارد.گروهی از آنان از رابطه مثبت وگروهی دیگر از رابطه منفی میان بازده سهام و تورم حمایت و طرفداری می‌کنند. در حالیکه گروه دیگر معتقدند هیچ گونه رابطه معناداری میان این دو متغیر وجود ندارد.[۱]

مبداء پیدایش این بحث‌ها، ایروینگ (Fisher.I) است. وی در سال ۱۹۳۰، این فرضیه را مطرح

---

۱. عزیزی، ۱۳۸۳

کرد که نرخ بهره اسمی پیش بینی شده در جهت رسیدن به تعادل نرخ بهره واقعی، تغییرات تورم انتظاری را کاملاً پیش بینی می‌کند.

نرخ بهره واقعی انتظاری توسط عواملی؛ چون بهره‌وری سرمایه ورجحانات زمانی مصرف‌کنندگان تعیین می‌شود و مستقل از تورم انتظاری است.فرضیه فیشر، قابل تعمیم به هر نوع دارایی مثل دارایی حقیقی، سهام عادی و سایر اوراق بهادار ریسک‌دار است. ذیلاً به اجمال خلاصه‌ای از فرضیه‌های مورد اشاره محققین ارائه می‌شود: مودیگیلیانی و کان (۱۹۷۹) فرضیه توهم تورمی را مطرح کردند. آنها معتقدند که سرمایه‌گذاران بازار سهام در معرض توهم تورمی هستند. به نحویکه وقتی تورم افزایش می‌یابد، آنها تمایل دارند تا درآمد آتی و سود سهام آتی انتظاری را باشدت بیشتری با استفاده از نرخ بهره اسمی بالاتر، تنزیل کنند. در نتیجه، قیمت سهام وقتی بالاست، کمتر ارزش‌گذاری می‌شود و وقتی تورم کاهش می‌یابد، بیشتر ارزش‌گذاری می‌شود و این منجر به رابطه منفی بازده سهام – تورم می‌شود. فلدشتاین (۱۹۸۰) فرضیه اثر مالیات را پیشنهاد کرد تا رابطه منفی بین تورم بالاتر و قیمت سهام پایین‌تر را توضیح دهد. وی معتقد است که تأثیر منفی تورم فزاینده بر بازده سهام بر مبنای ویژگی‌های بنیادی قانون مالیاتی آمریکا بویژه، کاهش هزینه تاریخی و مالیات‌بندی عواید اسمی سرمایه است. بعلاوه او نشان می‌دهد که همانند آنچه مودیگیلیانی و کان (۱۹۷۹) ارائه دادند، اعمال تئوری خطای سیستماتیک ضروری است.

فاما (۱۹۸۱,۱۹۸۳) برای توضیح رابطه منفی بازده سهام و تورم، فرضیه جانشین را پیشنهاد می‌کند. این فرضیه بیان می‌کند که ترکیب رابطه مثبت بین بازده سهام و فعالیت حقیقی و نیز رابطه منفی بین تورم و فعالیت حقیقی بر مبنای مدل تقاضای پول، منجر به رابطه جعلی منفی بین بازده سهام و تورم می‌شود.

با بسط این فرضیه، جسکه و رل (Geske & Roll) بر پولی سازی بدهی دولت و رابطه سیاست پولی و مالی بین بازده سهام و تورم و نیز شوک‌های تولید حقیقی، تکیه می‌کنند. در این حالت رابطه منفی مشاهده شده بین دو متغیر، یک رابطه علّی مستقیم نیست، بلکه منعکس کننده سایر روابط کلان اقتصادی نیز هست. این بدان معناست که باید تعامل عواملی که این رابطه را نتیجه می‌دهند، شناسایی شوند. برانت و وانگ (۲۰۰۳) فرضیه ریسک‌گریزی متغیر در زمان را پیشنهاد می‌دهند. این فرضیه می‌گوید تورم سرمایه‌گذاران را ریسک‌گریز می‌کند و منجر به بیمه سهام و بنابراین نرخ حقیقی تنزیل می‌شود.

تحلیل‌های تئوریکی مبتنی بر مدل‌های تعادل، نشان می‌دهند که دو عامل وجود دارد که رابطه تورم – بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهند. شوک‌های عرضه (یعنی شوک قیمتی نفت،شوک‌های بهره‌وری) و شوک‌های تقاضا (شوک‌های سیاست پولی و مالی)

(Geske & Roll (1983), Danthine & Donaldson (1986), lee, 1989). این تحلیل‌ها نشان می‌دهد که رابطه بین تورم و بازده سهام بستگی به منبع تورم دارد. بازده سهام می‌تواند رابطه منفی با تورم داشته باشد، به ویژه وقتی که منبع تورم از بخش‌های غیر پولی است، مثل شوک‌های تولید حقیقی. (Danthine & Donaldson, 1986)، (Marshal, 1992)، (Stulz, 1986)، (Bakshi & Chen, 1996). این تحقیقات نشان دادند که عوامل رقابتی زیادی وجود دارد که منجر به تبیین رابطه تورم – بازده سهام می‌شوند.

هس و لی (۱۹۹۹)، فرضیه دو رژیمی را با اعمال مدل VAR دو متغیره ساختاری (خودرگرسیونی) پیشنهاد می‌کنند و شوک‌های تقاضای کل و عرضه کل را که منجر به رابطه تورم – بازده سهام می‌شوند، مشخص می‌کنند. شوک‌های تقاضای کل، رابطه مثبت را نتیجه می‌دهند (یعنی افزایش در عرضه پول منجر به تورم بالاتر و قیمت سهام بالاتر می‌شود). در حالیکه شوک‌های عرضه ی کل رابطه منفی را نتیجه می‌دهند (یعنی افزایش در قیمت نفت، منجر به تورم بالاتر و قیمت سهام پایین‌تر می‌شود). شوک‌های تقاضای کل در دوره قبل از جنگ، غالب است و شوک‌های عرضه کل در دوره بعد از جنگ. به علاوه هس و لی (۱۹۹۹) مدل تئوریکی ساده‌ای را ارائه می‌دهند که رابطه تورم – بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با بسط و گسترش مدل هس و لی (۱۹۹۹)، (lee, 2003) رابطه بین دو نوع از بازده دارایی، بازده سهام و اوراق قرضه و تورم را در واکنش به اختلالات مالی، پولی و عرضه بررسی می‌کند.

با توجه به نتایج تحقیقات انجام شده اجماع نظری میان اقتصاددانان مبنی بر تأثیر تورم بر بازده سهام وجود ندارد. این مقاله درصدد است تا فرضیه جانشین فاما درباره تورم و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار دهد. بر این اساس در بخش دوم مقاله مروری بر تحقیقات تجربی ارائه می‌شود. در بخش سوم به آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و فرضیه جانشینی فاما پرداخته می‌شود و بخش چهارم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- مروری بر تحقیقات تجربی

مطالعات متعددی در زمینه رابطه تورم و بازده سهام صورت گرفته است اما هنوز اجماع نظری در این مورد وجود ندارد، به نحوی که در متون مختلف از آن به عنوان معما تعبیر می‌شود. جیمز، (James & Kourish &Partch, 1985) گزارش می‌دهند که بازده سهام تغییرات سیاست پولی و فعالیت حقیقی را پیش‌بینی می‌کند. (Kaul, 1990) با استفاده از داده‌های پس از جنگ آمریکا، کانادا، آلمان و انگلیس رابطه بین بازده سهام و تغییرات غیر منتظره در تورم انتظاری را تحت

رژیم‌های سیاست پولی مختلف تحلیل می‌کند. وی درمی‌یابد که در کشورهایی که تغییر در رژیم پولی ندارند، رابطه منفی بازده سهام و تغییرات تورم انتظاری وجود دارد. (Eli & Robinson, 1992) رابطه بین بازده سهام وتورم غیرانتظاری را در حالیکه آثار تولید حقیقی و پول را کنترل می‌کنند، بررسی می‌کنند. آنها نتیجه می‌گیرند که بازده سهام را نمی‌توان برای پیش بینی تورم یا نرخ رشد پایه پولی به کار برد. (Marshal) نشان می‌دهد که هم بستگی منفی بین تورم و بازده سهام ممکن است حاصل نوسانات حقیقی اقتصادی، نوسانات پولی یا تغییر در متغیرهای حقیقی و پولی باشد. برعکس این تحقیقات، (lee, 1999) با استفاده از روش بردار خودرگرسیونی چند متغیّره (VAR) و با پذیرفتن نقش‌های مجزّای نرخ بهره درمی‌یابد که بازده سهام قادر به توضیح تغییرات کمی تورم است. اگر چه نرخ بهره درصد اساسی از تغییرات تورم را توضیح می‌دهد، لی (۱۹۹۲) همانند (Fama, 1981) درمی‌یابد که رابطه تورم-بازده سهام در طول زمان و در میان کشورهای مختلف تغییر می‌کند و این امر بستگی به اهمیت نسبی شوک‌های عرضه و تقاضا دارد. شوک‌های عرضه منعکس‌کننده شوک‌های تولید حقیقی بوده و باعث رابطه منفی بین تورم و بازده سهام می‌شود، در حالیکه شوک‌های تقاضا عمدتاً به خاطر شوک‌های پولی بوده و باعث رابطه مثبت بین بازده سهام و تورم می‌شود. (Gallagher &Taylor, 2006) فرضیه جانشین فاما را برای آمریکا تأیید کردند. (Rapach, 2002) نشان می‌دهد که تخمین واکنش قیمت سهام حقیقی بلندمدت به شوک تورم دائمی برای ۱۶ کشور صنعتی، صفر یا مثبت است. (Adranghi C & etc, 1999)، آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازده سهام را در کره و مکزیک مورد مطالعه قرار می‌دهند. آنها نشان می‌دهند که بین بازده حقیقی سهام و تورم غیر انتظاری رابطه منفی وجود دارد. (A.Anari &J.Kolari, 2001) با استفاده از داده‌های ۶ کشور صنعتی به این نتیجه رسیدند که این رابطه در بلند مدت مثبت و در کوتاه مدت منفی است.(Shanmugum & Misra, 2008) نیز در کشور هند به رابطه منفی بین دو متغیر رسیدند، اما با ورود متغیر فعالیت حقیقی، این رابطه منفی از بین رفت (تأیید فرضیه فاما). (Boucher. C, 2004)به رابطه منفی بین بازده سهام و تورم انتظاری و غیر انتظاری دست یافتند. (Alkhazali & pyun, 2004) با استفاده از داده‌های ۹ کشور استرالیا، هنگ کنگ، اندونزی، ژاپن، کره‌ی جنوبی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند، در کوتاه مدت به رابطه منفی و در بلندمدت به رابطه مثبت بین دو متغیر رسیدند.

در مطالعات داخلی نیز بهفرنیا (۱۳۸۵) با تقسیم صنایع به ۱۱صنعت در مورد صنایع فلزات اساسی، آشامیدنی‌ها، ماشین آلات و تجهیزات، ماشین آلات و دستگاه‌های برقی، لاستیک و پلاستیک، صنعت منسوجات، محصولات شیمیایی و محصولات فابریکی، این رابطه مثبت و در مورد واسطه‌گری‌های مالی، وسایل نقلیه موتوری، محصولات کانی و غیرکانی به رابطه معناداری دست نیافت.

سلیمی افشار (۱۳۸۲) به رابطه معناداری بین نرخ رشد بازده حقوق صاحبان سهام و نرخ رشد سالانه تورم دست نیافت. بادکوبه‌ای (۱۳۷۴) نشان دادکه بجز گروه‌های فولاد، فلزات، کاغذ و چوب که این رابطه معکوس است، در تمام گروه‌ها رابطه نرخ تورم و قیمت کل سهام، یک رابطه مستقیم است.

عزیزی (۱۳۸۳) به این نتیجه رسیدکه تورم توضیح دهنده شاخص بازده نقدی و "شاخص بازده قیمت و نقدی" می‌باشد. هیچیک از متغیرها توضیح دهنده تورم نیستند.

یحیی‌زاده‌فر (۱۳۷۸) با داده‌های سالهای ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ به این نتیجه رسید که، رابطه بین دو متغیر مثبت است و بورس تهران در این فاصله زمانی، به عنوان سپر تورمی عمل نموده است.

لطفی مرزعه شاهی (۱۳۷۶) در بررسی خود نتیجه گرفت که نرخ رشد شاخص قیمت سهام، سود خالص و سود تقسیمی ۵۴ شرکت بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۷۲-۱۳۷۰، بیشتر از نرخ تورم بوده است.

مطالعه نتایج رگرسیون کوهساریان و سعیدی(۱۳۸۸) نشان داد که دو متغیر cpi و ppi برای توضیح بازده سهام، مناسب به نظر نمی‌رسند. با استفاده از نتایج فرضیه اثر اهرمی که در آن از الگوی گارچ‌نمایی استفاده می‌شود، نامتقارنی نوسانات و وجود اثر اهرمی در بازار سهام تهران تأیید شد و در نهایت، آزمون فرضیه نشان داد که این دو متغیر اثری روی نوسانات و میانگین بازده سهام ندارند.

در تحقیق حاضر، رابطه تورم و بازده کل سهام و نیز رابطه تورم با بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷بررسی می‌شود که دوره مطالعاتی جامع تری نسبت به تحقیقات قبلی است، در ضمن در مقایسه با تحقیقات قبلی که صرفاً مثبت یا منفی بودن رابطه دو متغیر را بررسی کردند، در تحقیق حاضر، از فرضیه فاما برای توجیه رابطه منفی بین بازده حقیقی سهام و تورم استفاده شده است.

جداول ۱ و ۲ به برخی از تحقیقات انجام شده اشاره می‌کنند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱. خلاصه نتایج تحقیقات انجام شده در خارج از ایران

نام محقق	دوره زمانی	قلمرو مکانی تحقیق	نتایج تحقیق	روش تحقیق
شانموگام و بیسوا	آوریل ۱۹۸۰ تا مارس ۲۰۰۴	کشور هند	رابطه بین تورم بازده سهام منفی است، اما انجام فرضیه فاما نشان می‌دهد که این رابطه منفی مربوط بجزء غیر انتظاری تورم است، نه جز انتظاری. همچنین با ورود متغیر فعالیت حقیقی، این رابطه منفی از بین می‌رود.	حداقل مربعات دو مرحله‌ای
اناری و کلاری	۱۹۹۸-۱۹۵۳	۶ کشور صنعتی: آلمان، فرانسه، آمریکا، ژاپن، انگلستان و کانادا	در کوتاه‌مدت این رابطه منفی است، اما در بلندمدت فرضیه فیشر برقرار است.	روش حداکثر راست‌نمایی MLE
هوندریاس و پاپاپترو	۲۰۰۲-۱۹۸۹	کشور یونان	عملکرد بازار سهام یونان ارتباطی به تغییرات نرخ تورم ندارد.	روش سویچینگ- مارکف
بوچر	۲۰۰۴:۱-۱۹۸۴:۱	شاخص S & P500	در دوره بعد از جنگ جهانی بین تورم انتظاری و تورم تحقق یافته با بازده سهام رابطه منفی وجود دارد.	روشVAR و آزمون‌های خارج از نمونه‌ای
بودوخ و ریچاردسون	۱۹۹۰-۱۸۰۲	کشور انگلستان	در بلندمدت بازده اسمی سهام با تورم انتظاری و تورم تحقق یافته رابطه مثبت دارد.	حداقل مربعات معمولی
الخزالی و سوپون	۲۰۰۱-۱۹۸۰	استرالیا، هنگ کنگ، اندونزی، ژاپن، کره جنوبی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند	در هر نه کشور، رابطه در کوتاه مدت منفی و در بلندمدت مثبت است.	MLE
تانگ - وانگ	ژانویه ۱۹۲۱ تا سپتامبر ۱۹۲۳	آلمان	رابطه مثبت	حداقل مربعات معمولی
دینگ دو	۲۰۰۱- ۱۹۲۶	آمریکا	در ۱۹۷۴ – ۱۹۵۲ رابطه منفی و برای دهه ۱۹۳۰رابطه مثبت است.	VAR
کیم- ایم	ژانویه ۱۹۲۶ تا دسامبر ۲۰۰۰	داده ماهانه آمریکا	برای مقیاس ماهانه رابطه منفی است.	روش wavelet multiscaling
مدسن	۱۹۹۹- ۱۹۵۸	داده‌های ۱۶ کشورOECD	وقتی متغیر شوک عرضه وارد تخمین می‌شود، فرضیه فیشر رد نمی‌شود.	ARCH
سولی	۲۰۰۷ -۱۹۲۷	آمریکا	برای قبل از جنگ مثبت، اما بعد از جنگ منفی	VAR
لی و ناریان و ژنگ	۲۰۰۷ -۱۹۶۲	انگلستان	تحت رژیم های پولی مختلف متفاوت است.	ARIMA

جدول ۲. خلاصه نتایج تحقیقات در ایران

نام محقق	دوره زمانی	جامعه آماری	روش تحقیق	نتایج تحقیق
بهفرنیا	۸۳-۷۳	۱۲۲ شرکت دارای بازده ۱۰ سال به بالا	تحلیل واریانسANOVA	در مورد صنایع آشامیدنی‌ها، ماشین‌آلات و تجهیزات، فلزات اساسی، ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی، لاستیک و پلاستیک، صنعت منسوجات، محصولات شیمیایی و محصولات فابریکی، این رابطه مثبت و معنادار است. اما در مورد واسطه‌گری‌های مالی، محصولات کانی و غیرکانی و وسایل نقلیه موتوری به رابطه معناداری دست نیافت.
سلیمی افشار	۸۰-۱۳۷۱	۴۲ شرکت پذیرفته شده در بورس	ضریب همبستگی پیرسون	نتایج نشان دهنده عدم وجود رابطه مستقیم و معنی‌دار بین نرخ رشد بازده حقوق صاحبان سهام و نرخ رشد سالانه تورم و نیز نبود رابطه معنی‌دار بین بازده حقوق صاحبان سهام(ROA) و نرخ تورم سالانه است.
عزیزی	۸۲-۱۳۷۷	شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران	روش VAR	تورم توضیح دهنده شاخص بازده نقدی و "شاخص بازده قیمت و نقدی" می‌باشد. اما هیچیک از متغیرها توضیح دهنده تورم نیستند.
کوهساریان و سعیدی	۱۳۸۷-۱۳۷۱	بورس تهران	الگوی گارچ و گارچ نمایی	ppi و Cpi برای توضیح بازده سهام مناسب نیستند.

۳- آزمون رابطه تورم و بازده سهام و فرضیه جانشینی فاما در بورس تهران

در این مقاله، مدل ارائه شده توسط (Gallagher & Taylor) مورد استفاده قرار می گیرد که ذیلاً به آن اشاره می‌شود:

مدل ساده اقتصاد کلان زیر را در نظر بگیرید که شامل: معادله استاندارد تعیین قیمت سهام به صورت نگاه به آینده[1]، خنثی بودن پول در بلند مدت، ایستایی کوتاه‌مدت اسمی که از طریق معادله شکل‌گیری دستمزد در چارچوب قراردادهای دو دوره‌ای تعیین می‌شود.

$$y_t = m_t + p_t + \alpha\pi_t \quad (۱)$$

$$y_t = n_t + \theta_t \quad (۲)$$

$$p_t = w_t - \theta_t \quad (۳)$$

$$W_t = W_t\left|\{E_{t-2}n_t = \overline{n}\}\right. \quad (۴)$$

1. Forward looking

$$\pi_t = \phi y_t \quad (۵)$$

$$q_t = \pi_t + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t \Delta\pi_{t+1+j} + k^* \quad (۶)$$

فضای مجاز پارامترها به صورت زیر کنترل می‌شود:

$$a > 0{,}0 < \alpha < 1{,}0 < \phi \leq 1{,}0 < \rho \leq 1$$

متغیرهای y، m، p، w، n و θ به ترتیب، نشان‌دهنده تولید، عرضه پول، سطح قیمت، دستمزد اسمی و اشتغال و بهره‌وری است π بیانگر سود سهام، $\overline{n}$ اشتغال کامل و k^* مقدار ثابت و q قیمت حقیقی سهام است (تمام متغیرها به شکل لگاریتم هستند).

معادله ۱ بیانگر بخش تقاضای کل اقتصاد است که تابعی از تراز حقیقی، بهره‌وری و سود تقسیمی است. تابع تولید۲، تولید را به سطح اشتغال و بهره‌وری ارتباط می‌دهد. معادله سطح قیمت ۳ تابعی از دستمزد اسمی و بهره‌وری است. در معادله دستمزد اسمی۴، دستمزد اسمی دو دوره جلوتر انتخاب می‌شود و در سطح کامل اشتغال انتظاری در چارچوب قراردادهای همپوش دو دوره‌ای تعیین می‌شود. معادله ۵ لگاریتم سود حقیقی سهام (سود توزیع شده) را به تابعی از تولید حقیقی بیان می‌کند.

بر طبق بیان کمپل و شیلر (۱۹۸۸) معادله ی ۶، تقریب لگاریتم- خطی از مدل ارزش فعلی قیمت سهام است. لگاریتم قیمت حقیقی سهام در زمان t، توسط لگاریتم سود حقیقی سهام در زمان t، رشد انتظاری سودحقیقی سهام در آینده نامحدود و مقدار ثابت تعیین می شود.

نرخ رشد حقیقی سود سهام در آینده با نرخ ρ^j که $j = 0,...,\infty$ بوده و $\rho < 1$ تنزیل می‌شود. در پایان، فرض می‌کنیم که θ و m به صورت زیر تعیین می‌شوند:

$$\theta_t = \theta_{t-1} + e_{s,t} \quad (۸)$$

$$m_t = m_{t-1} + e_{d,t} \quad (۹)$$

که e_s و e_d شوک‌هایی هستند که به طور سریالی ناهمبسته بوده و دو به دو، متقاطع‌اند و به ترتیب، شوک‌های عرضه و تقاضا هستند. ما سیستم را به نحوی نرمال می‌کنیم که واریانس e_d و e_s هر کدام برابر واحد باشند.

با قرار دادن داده‌ها در مدل و حل آن برای تورم، رشد تولید حقیقی و قیمت حقیقی سهام معادلات زیر به دست می‌آید:

$$\Delta p_t = e_{d,t-2} - e_{s,t} + (a + a\phi)e_{s,t-2} \quad (۱۰)$$

$$\Delta y_t = (1-\alpha\phi)^{-1}(e_{d,t} - e_{d,t-2}) + (1-\alpha\phi)^{-1}(1+\alpha)(e_{s,t} - e_{s,t-2}) + e_{s,t-2} \quad (۱۱)$$

$$\Delta q = \phi(1-\rho)(1-\alpha\phi)^{-1}\left[(e_{d,t}-e_{d,t-2})+(1+\alpha)(e_{s,t}-e_{t-1})\right]+ \\ \phi\rho(e_{s,t}-e_{s,t-1})+\phi e_{s,t-1} \qquad (۱۲)$$

که شوک‌های تقاضای پول، تنها اثرات کوتاه‌مدت بر تولید حقیقی و قیمت سهام دارد. در این مدل، شوک‌های تقاضا بر روی تولید حقیقی اثر پایدارتری دارد تا روی قیمت حقیقی سهام. با این وجود، شوک‌های تقاضا بر روی قیمت‌های کل، هم اثر بلندمدت و هم، اثر کوتاه‌مدت دارد. شوک‌های عرضه نیز روی تولید حقیقی، قیمت‌های کل و قیمت حقیقی سهام، آثار بلندمدت و کوتاه‌مدت دارد. از معادلات۱۰ تا ۱۲ و فضای پارامتری داده شده در معادله ۷ می‌توان کواریانس بین تورم، رشد تولید حقیقی و بازده حقیقی سهام را محاسبه کرد:

$$\mathrm{cov}(\Delta p_t, \Delta y_t) = -\left[\frac{\alpha}{1-\alpha\phi}+(\alpha+\alpha\phi)\left(\frac{\alpha+\alpha\phi}{1-\alpha\phi}\right)<0\right] \qquad (۱۳)$$

$$\mathrm{cov}(\Delta q_t, \Delta y_t) = \left[\frac{1+\alpha}{1-\alpha\phi}\right]\left[\frac{\phi(1+\alpha)(1-\rho)}{1-\alpha\phi}+\phi\rho\right]+\left[\frac{1}{(1-\alpha\phi)}\right]\left[\frac{\phi(1-\rho)}{1-\alpha\phi}\right]>0 \qquad (۱۴)$$

از معادلات ۱۳ و ۱۴ می‌بینیم که فرضیه جانشین فاما در مدل ریاضی بیان شده، این ویژگی‌ها را دارد:

همانطور که انتظار می‌رفت، رشد تولید و بازده حقیقی سهام همبستگی مثبت دارند، اما تورم با تولید حقیقی به طور منفی همبسته است. بنابراین، این همبستگی منفی در رابطه بین تورم و بازده حقیقی سهام مطرح می‌شود. این را می‌توان از طریق محاسبه بین طرف‌های راست معادلات ۱۰ و ۱۲ اثبات کرد.

$$\mathrm{cov}(\Delta q_t, \Delta p_t) = \left[\frac{\phi(1+\alpha)(1-\rho)}{(1-\alpha\phi)}+\phi\rho\right]<0 \qquad (۱۵)$$

قابل توجه است که مدل، مفهوم مهم و قابل آزمونی را از فرضیه جانشین نشان می‌دهد و آن، اینکه هم‌بستگی بین تورم و بازده حقیقی سهام عمدتاً (و نه کاملاً) ممکن است به علت شوک‌های عرضه باشد. با صفر قرار دادن شوک‌های عرضه در معادله‌ی۱۰و محاسبه کواریانس بین عبارت حاصله و معادله ۱۲ این قضیه به راحتی اثبات می‌شود.

$$\mathrm{cov}(\Delta q_t, {}^{d}_{\Delta P_t}) = 0 \qquad (۱۶)$$

$$\mathrm{cov}(\Delta q_t, {}^{s}_{\Delta P_t}) = -\left[\frac{\phi[1+\alpha](1+\rho)}{(1-\alpha\phi)}+\phi\rho\right]<0 \qquad (۱۷)$$

که $\Delta^d_{P_t}$، آن بخشی از تورم است که تنها به علت شوک‌های تقاضا و $\Delta^s_{P_t}$ نیز آن بخش از تورم است که به علت شوک‌های عرضه است. معادلات ۱۶و۱۷ بیان ریاضی فرضیه جانشین فاما است و

حداقل ابزاری برای آزمون فرضیه، از طریق آزمون تجربی معادلات، فراهم می‌کند. اگر چه معادلات ۱۶ و ۱۷ ترسیم کننده یک وضعیت ایده‌آل است اما انتظار داریم که اگر فرضیه جانشین درست باشد، حداقل در دنیای واقعی به صورت تقریبی برقرار باشد.

روش تحقیق

در این تحقیق، با استفاده از روش حداکثر راستنمایی با اطلاعات کامل، رابطه بین متغیر نرخ تورم و بازده سهام، تخمین زده می‌شود. تابع حداکثر راست‌نمایی با اطلاعات کامل[1](FIML) تابع راست‌نمایی را تحت این فرض که خطاها به صورت همزمان دارای توزیع نرمال مشترک هستند، حداکثر می‌کند. به شرط اینکه تابع راست‌نمایی به درستی تصریح شده باشد، تخمین‌های FIML کاملاً کاراست.

تعریف متغیرهای مدل

متغیرهای موجود در مدل، شامل نرخ تورم و نرخ بازده سهام است که بدین صورت تعریف می‌شود:

• متغیر نرخ تورم

داده‌های مورد استفاده در محاسبه نرخ تورم، داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده (و منبع داده‌های آن سایت بانک مرکزی)، INF بیانگر نرخ تورم و CPI بیانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده است.

• متغیر نرخ بازده سهام

در این پژوهش، به علت در دسترس بودن داده های شاخص قیمت سهام برای کل دوره تحقیق ۸۷-۱۳۷۰، از این شاخص به عنوان تقریب بازده سهام- به عنوان متغیر وابسته- استفاده شده است.

RS بیانگر نرخ بازده سهام و SP بیانگر شاخص قیمت سهام و بازده سهام طی یک دوره تنها با استفاده از ارزش سهام در ابتدا و انتهای دوره قابل استخراج و بازده کل بازار سهام نیز به همین ترتیب و با استفاده از شاخص کل قیمت سهام قابل محاسبه است. بر این اساس بازده روزانه، بازار سهام تهران را می‌توان با استفاده از شاخص کل قیمت روزانه بازار سهام تهران به دست آورد.

بازده ماهانه بازار سهام نیز به همین ترتیب قابل محاسبه است. با استفاده از شاخص کل قیمت

1. Full Information Maximum Likelihood

بازار سهام در ابتدا و انتهای ماه، بازده ماهانه محاسبه می‌شود.[۱]

نتایج تجربی

پیش از آزمون فرضیه‌های تحقیق، به دلیل آنکه ماهیت تحقیق از نوع سری زمانی است و همچنین برای جلوگیری از رگرسیون کاذب در تخمین، باید از ایستا بودن متغیرها اطمینان حاصل شود. چنانچه متغیرها ایستا باشند، تخمین‌ها مشکل رگرسیون ساختگی نخواهند داشت؛ ولی چنانچه متغیرها ایستا نباشند، باید رابطه هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را بررسی کنیم. بدین منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. در این روش، آماره آزمون ADF یا در حقیقت همان t محاسبه شده متغیر مورد نظر، با مقادیر بحرانی مک کینون مقایسه می‌شود. اگر مقدار t به دست آمده کوچکتر از مقادیر بحرانی بود، نتیجه می‌گیریم که متغیر مورد نظر ایستاست.

فرضیات H_0 و H_1 در مورد این آزمون به شرح ذیل می‌باشند:

H_0: متغیر مورد نظر ریشه واحد دارد.

H_1: متغیر مورد نظر ریشه واحد ندارد (بیان ایستایی متغیر).

اما به دلیل آنکه احتمال همبستگی سریالی در این سری‌های زمانی وجود دارد، از آزمون فیلیپس- پرون استفاده می‌شود. نتایج در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. آزمون ایستایی متغیرها

نام متغیر	نوع آزمون	مقدار بحرانی	آماره آزمون	نتیجه
نرخ تورم (dlcpi)	ADF	-۳.۴۳۲۱	-۶.۶۳۱۳۳۷	فرض H_0 رد می شود
	PP	-۳.۴۳۱۹	-۹.۶۸۰۷۸۶	فرض H_0 رد می شود
نرخ بازده سهام (dlsr)	ADF	-۱.۹۴۱۲	-۵.۲۸۵۸۸۳	فرض H_0 رد می شود
	PP	-۲.۸۷۵۱	-۹.۱۰۸۴۶۶	فرض H_0 رد می شود

ماخذ: محاسبات تحقیق

*مقادیر بحرانی آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس پرون در سطح خطای ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

بنابر آماره دیکی فولر تعمیم یافته و نیز آماره فیلیپس- پرون، تمام متغیرها در سطح ۵ درصد مانا هستند. در مورد احتمال وجود شکست ساختاری در داده‌های مدل، اولاً، نمودار زمانی

---

۱. کوهساریان و همکار، ۱۳۸۸.

متغیرهای مورد بررسی، وجود شکست ساختاری ملموسی را نشان نمی‌دهد. ثانیاً، دوره زمانی تحقیق، وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی و نیز شوک‌های اول و دوم نفتی که تأثیر بلندمدت بر متغیرهای اقتصادی کشور داشته‌اند را شامل نمی‌شود.

تخمین رابطه

تخمین رابطه بازده اسمی سهام و تورم

$$RS^t_t=0.01+0.49INF_t+20.47AR(1)$$
$$(1.39) \quad (2.3) \quad (9.8)$$
$$R^2=0.27 \quad DW=2.06$$

برخلاف بیان فیشر که معتقد بود رابطه بازده اسمی سهام و تورم یک به یک است، این رابطه مثبت بوده اما یک به یک نیست.

$$RS^t_t = 0.01 - 0.51INF_t + 0.47AR(1)$$
$$(1.39) \quad (-2.4) \quad (9.8)$$
$$R^2=0.24 \quad DW=2.06$$

که در آن، RSR_t بازده حقیقی سهام است که از تفاضل نرخ تورم از بازده اسمی سهام به دست می‌آید. تخمین رابطه نرخ تورم و بازده حقیقی سهام نشان می‌دهد که برخلاف فرضیه فیشر که می‌گفت، نرخ بازده حقیقی سهام باید مستقل از تورم باشد، این رابطه منفی است.

برای توجیه رابطه منفی بین نرخ تورم و بازده حقیقی سهام، فرضیه‌های مختلفی ارائه شده است. در این تحقیق، همان طور که عنوان شد از فرضیه فاما برای توجیه رابطه منفی دو متغیر استفاده می‌شود. طبق بیان ریاضی که گالاقر و تیلور از مدل فاما ارائه می‌کنند، رابطه منفی بین نرخ تورم و نرخ بازده سهام ناشی از جزء دائمی تورم است.

لذا به منظور اعمال فرضیه فاما، ابتدا با استفاده از فیلتر هدریک پرسکات[1]، نرخ تورم به دو جزء دائمی و موقت تجزیه شده و در گام بعدی، رابطه بازده حقیقی سهام با دو جزء تورم، تخمین زده می‌شود. شوک‌های عرضه(شوک‌های نفتی و بهره وری) منعکس‌کننده شوک‌های تولید حقیقی بوده و باعث رابطه منفی بین تورم و بازده سهام می‌شود، در حالی‌که شوک‌های تقاضا عمدتاً به خاطر شوک‌های پولی بوده و باعث رابطه مثبت بین بازده سهام و تورم می‌شود. به عبارت دیگر، جزء دائمی تورم بیانگر شوک‌های سمت عرضه کل اقتصاد و جزء موقتی تورم، منعکس کننده شوک‌های سمت تقاضای کل اقتصاد است. برای تجزیه داده‌های فصلی، پارامتر هموارسازی λ ۱۴۴۰۰ است. تخمین رابطه بین نرخ بازده حقیقی سهام و جزء دائمی و موقت تورم به صورت زیر خواهد بود.

1. Hodrick-Prescott filter

جزءِ روند سری نرخ تورم، جزء مورد انتظار و جزءِ غیرروندآن، جزء غیر انتظاری سری می‌باشد. در این مدل، نرخ بازده حقیقی سهام متغیر وابسته و جزءِ روند و جزءِ غیرروند نرخ تورم، متغیرهای توضیحی مدل هستند.

$$RSR= - 0.04 + 0.37\ INF^{s} - 0.55\ INF^{d} + 0.47AR(1)$$
$$(-0.27) \quad (0.33) \quad (-2.45) \quad 9.8$$
$$R^2=0.24 \quad DW=2.06$$

در این معادله، INF^S جزء روند (شوک‌های عرضه کل) و INF^d جزء غیر روند (شوک‌های تقاضای کل) است.

به بیان دیگر، بر خلاف فرضیه فاما که می‌گفت، رابطه منفی بین نرخ تورم و بازده حقیقی سهام از جزء دائمی تورم نشأت می‌گیرد، در ایران این رابطه به علت شوک‌های سمت تقاضای کل اقتصاد است.

علی اناری و جیمز کلاری (Anari & Kolari, 2001) در مقاله ای با عنوان قیمت سهام و تورم بیان می کنند، مشکلی که در تخمین اثر بلند مدت فیشر وجود، دارد این است که نرخ بازده سهام و نرخ تورم با استفاده از تفاضل مرتبه اول شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت کالاها به دست می آیند و این کار اطلاعات بلند مدتی که در سطح داده‌ها وجود دارد، از بین می برد. از این منظر، یافته‌های اغلب محققان که با استفاده از داده‌های نرخ تورم و نرخ بازده سهام صورت گرفته است، تنها اثرات کوتاه مدت فرضیه فیشر را منعکس می کند.

یک روش برای فائق آمدن بر این مشکل(تخمین رابطه بلند مدت)، استفاده از دوره زمانی ۱۰۰ تا ۲۰۰ سال و یا دارایی با بازده طولانی مدت[1] است؛ همانند کاری که جفه و مندلکر[2]انجام دادند. روش دیگر، استفاده از سطح قیمت سهام و سطح قیمت کالاها به جای استفاده از نرخ نرخ بازده سهام و تورم است. روش اخیر این مزیت را دارد که از داده های طولانی مدت، که باعث به مخاطره افتادن دقت و ارتباط داده ها می شود، پرهیز می کند.

تحقیق حاضر، با استفاده از داده های نرخ تورم ونرخ بازده سهام به تخمین رابطه کوتاه مدت دو متغیر پرداخته و همان طور که انتظار می رفت، این رابطه در کوتاه مدت منفی است.

برای تخمین رابطه بلندمدت بین دو متغیر، با استفاده از روش یوهانسن و جوسیلوس، رابطه زیر تخمین زده می شود:

$$S_t=cdp_t$$

که در آن S_t شاخص قیمت سهام، P_t شاخص قیمت کالاها و خدمات است.روش یوهانسن

1. Long holding-period return
2. Jaffe&Mandelker(1976)

(۱۹۹۱) برای سری های زمانی به کار می رود که از یک درجه هم انباشتگی هستند. برای آزمون درجه هم انباشتگی، ابتدا باید مانایی متغیرها بررسی شود. همان طور که قبلاً بیان شد با توجه به آماره دیکی- فولر تعمیم یافته، متغیر ها با یک بار تفاضل گیری ایستا می شوند. لذا متغیرها هم‌انباشته ازدرجه(1)I هستند. در آزمون یوهانسن، ابتدا مقادیر ویژه ناشی از حل دستگاه معادلات، به دست آمده و سپس نرمال شدن دستگاه را برای دستیابی به معادلات بلندمدت شاهد هستیم. تعداد روابط بلند مدت توسط آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه مشخص گردیده و با مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول مقایسه می شوند.

برای تعیین وقفه بهینه، معمول ترین روش تخمین مدل VAR با استفاده از سطح داده‌ها (بدون تفاضل گیری) است. برای تخمین، ابتدا بزرگترین تعداد وقفه را در نظر گرفته و سپس، مدل را با یک وقفه کمتر تخمین زده تا به وقفه صفر برسد. مدلی که معیار آکاییک و شوارتزبیزین را حداقل می کند، تعداد وقفه بهینه را به دست می دهد. البته مدل باید تمام شرایط تشخیصی مثل خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس را دارا باشد. نتایج آزمون اثر یوهانسن برای تعیین وجود رابطه بلندمدت در جدول زیر ارائه شده است:

جدول۴. آزمون هم انباشتگی برمبنای آزمون اثر یوهانسن

مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون	تعداد روابط هم انباشتگی
۲۰.۲۶	۳۸.۴۵	صفر
۹.۱۶	۳.۴۴	حداقل یک

مأخذ: محاسبات تحقیق

ابتدا از سطر یک شروع می کنیم. فرضیه صفر، بیانگر عدم وجود رابطه هم انباشتگی است. اگر این فرضیه پذیرفته نشود، به سطر دوم رفته، فرضیه صفر مبنی بر وجود حداقل یک رابطه هم انباشتگی بررسی می شود. چون تعداد متغیر های مدل ۲ است، تعداد روابط هم انباشتگی حداکثر یک است. نتایج جدول۴ نشان می دهد که بین دو متغیر، یک رابطه بلند مدت وجود دارد. برمبنای مدل ارائه شده در فوق، تخمین رابطه بلند مدت دو متغیر در جدول ارائه شده است.

SR=۲.۹۳+۱.۲۷CPI

(30.9) (53.17)

همان‌طور که جدول نشان می دهد، ضریب فیشر برابر ۱.۲۷ است و بدین معنی است در دوره زمانی تحت بررسی، به ازای یک در صد افزایش در CPI شاخص قیمت سهام ۱.۲۷ افزایش یافته

است. بنابراین، فرضیه فیشر در بلند مدت تأیید می گردد و سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران می توانند انتظار داشته باشند که در بلند مدت، شاخص قیمت سهام سپر کاملی در مقابل تورم باشد.

۴- نتیجه‌گیری

با رشد و رونق بازار سرمایه‌گذاری، به مرور نقدینگی مردم از معاملات دلالی و مجازی، نظیر خرید و فروش دلار، طلا و سکه، به سمت بازار سرمایه هدایت می‌شود. سهامدار می‌کوشد آنچه بازدهی او را تحت تأثیر قرار می‌دهد، شناسایی نموده و سپر حمایتی برای خود ایجاد نماید. از آن جمله تورم است که بر بازدهی سرمایه‌گذار تأثیر می‌گذارد. مقاله حاضر در پی آن بوده است که با بررسی رابطه تورم و بازده سهام، آزمون کند که آیا بورس تهران در بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ به عنوان سپر تورمی عمل کرده است یا خیر؟

همانند اغلب مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه، بازده اسمی سهام، رابطه یک به یک با تورم نداشته و بازده حقیقی سهام با تورم رابطه منفی دارد. اعمال توجیه فاما بیانگر این حقیقت می‌باشد که رابطه منفی بین دو متغیر در کوتاه مدت ناشی از جزء موقت تورم بوده و نشأت گرفته از شوک‌های سمت تقاضای کل اقتصاد است.

اما تخمین رابطه بلند مدت میان دو متغیر حاکی ازآن است که بورس تهران در بلند مدت سپر کاملی در مقابل تورم می‌باشد.

منابع و مآخذ

بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی به نشانی: http://tsd.cbi.ir

بهفرنیا، زهره (۱۳۸۵) بررسی مقایسه‌ای اثر نرخ تورم بر بازده سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.

بیدرام، رسول (۱۳۸۱) eviews همگام با اقتصاد سنجی؛ تهران: منشور بهره‌وری.

پیندیک، رابرت و دانیل رابینفیلد (۱۳۸۵) کاربرد eviews در اقتصاد سنجی؛ ترجمه علیرضا مرادی؛ تهران: نشر جهاد دانشگاهی تهران، چاپ دوم.

حافظنیا، م. (۱۳۷۷) مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی؛ تهران: نشر سمت، چاپ اول.

خاکی، غ. (۱۳۸۲) روش تحقیق با رویکردی بر پایان نامه نویسی؛ تهران: نشر بازتاب، چاپ اول.

دورنبوش، رودریگر و استانلی فیشر (۱۳۸۲) اقتصاد کلان؛ ترجمه دکتر محمد حسین تیزهوش تابان؛ انتشارات سروش، چاپ پنجم.

سایت بانک مرکزی ایران به نشانی: www.cbi.ir

سایت بورس به نشانی: www.irbourse.com

سلیمی افشار، احمد (۱۳۸۲) بررسی رابطه بین تورم و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

عزیزی، فیروزه (۱۳۸۳) آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار؛ تهران: فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی شماره ۱۱و۱۲.

کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۸۴) بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم.

کوهساریان، علی و پرویز سعیدی (۱۳۸۸) بررسی ارتباط شاخص‌های تورم (cpi, ppi) و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران؛ مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۹.

لطفی مزرعه شاهی، محمد (۱۳۷۶) بررسی اثرات تورم بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

ملک محمدی، محمدرضا (۱۳۸۲) اثر تورم بر قیمت سهام شرکت های صنایع غذایی و داروئی موجود در بورس اوراق بهادار تهران(سال۷۵-۷۹) ؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق.

یحیی‌زاده‌فر، محمود (۱۳۷۸) بررسی رابطه بین تورم و بازده واقعی سهام (شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

AL-Khazali, Samah & g M, chong soo pyun (2004) "stock prices and inflation : new Evidence from the pacific-Basin countries "Review of Quantitative finance and accounting 22.123-140

Anari A, Kolari J(2001) "stock prices and inflation", the journal of financial research,vol xxIv NO4,page 587-602,

Barnes. Michelle , john H. Boyd, Bruce D. smith (1999)" Theories of money, credit and aggregate economic activity, inflation and asset return" European Economic Review 43 737-754

Benderly & Zwick(1983) "Inflation, real balances, output and real stock returns" American Economic review.

Boucher C. (2004) "Stock. Prices, Inflation and stock returns predictability" Universite Paris-Nord/16 december

Boucher.C (2006) "stock prices-inflation puzzle and the predictability of stock market returns"economics letters 90, 205-212

Boudoukh , Jacob and matthew Richardson (1992) " Stock return and inflation : Along-horizon perspective ", New york university, Newyork, NY 10012, Finance Department p.p1396

Cozier, Barry & Rahman, Abdul H. (1988) "stock returns,inflation and real activity in canada" canadian journal of economics, november, pp.759-774

Asteriou,Dimitrios(2006) "Applied econometrics, a modern approach using eviews and microfit" palgrave

Ding Du(2006) "Monetary policy, stock returns and inflation "Journal of economice and Business 58, 36-54

Domian, dale & giltser .j & louton.D(1996) "expected inflation, interest rates, and stock returns" the financial review 809-830

Dr. D.J.C.Smant (2006) "the inflation-stock price/return relationship" Lecture Notes feb 13040 Interest Rates and Stock Markets, February

Ekkehart schlicht(2004) "estimating the smoothing parameter in the so-called Hodrick-Prescott filter" department of economics, university of munich,

Fama, Eugene (1981) "stock returns, real activity, inflation and money" American economic review 71,545-565

Fama, Eugene and William Schwert(1977) "asset returns and inflation" journal of financial economics 2

Geske,R.and Roll,R(1983) ”The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation “journal of finance 38,pp.1-33

Giammarino R onald,"central bank policy ,inflation and stock price" www.bankofcanada.ca/en/conference/con98/cn98-9.pdf

Graham, Fed C. (February 1996) "Inflation, Real stock returns,and monetary policy" Applied Financial Economics, pp.29-35

Gultekin, N, Bulent, (March 1983) "Stock Market returns and Inflation,Evidence From Other Countries "The Journal Of Finance , pp49-65

Hamilton, D .james,"time series analysis" princeton university

Hondroyiannis, g.papapetrou, (2006) "stock returns and inflation in Greece:A Markov switching approach" review of financial economics 76-94

Ioanndes, Lake (2005) "the relationship between stock market returns and inflation: An econometric investigation usin greek data" Conferences.telecombretagne.eu/asmda2005/IMG/pdf/proceedings/910.pdf

Kaul,Gautam. (june 1987) "stock returns and inflation:the rol of the monetary sector",journal of financial economics 18,253-276

Khil. Jaeuk, Bong-soo lee (2000)" Are common stocks a good hedge against inflation? Evidence from the pacific-rim countries" Pacific-Basin finance journal 8, 457-482

Kim. Sangbae, Francis In(2005) "The relationship between stock returns and inflation: new evidence from warelet analysis " Journal of empirical finance 12,435-444

Laopodis, nikiforos T(2006) "dynamic interactions among the stock market, federal funds rate, inflation and economic activity" the financial review 41,513-545

Lee. S.R, D.P.Tang, K.Matthew wong(2000) " Stock returns during the german hyper inflation " The quorterly review of economics and finance 40 375-386

Li .L & Narayan.P.K & Zheng .X(2010) "An analysis of inflation and stock returns for the UK" J.int.financ.markets inst .money doi:10.1016/j.intfin.2010.07.002

Madsen. Jacob B (2005) "The Fisher hypothesis and the interaction between share returns, inflation and supply socks " Journal of internatinal money and finance 24,103-120

Shanmugam.K.R, Biswa swarup misra (2008) "stock returns-inflation relation in India" Madras school of economics, working peper38/2008

Schwert,William, September (1990) "Stock Returns and Inflation and Real Activity:A Century Of Evidence", The journal of finance , pp1237-1245

Soo Lee.B(2010) "stock return and inflation revisited:An evaluation of the inflation illusion hypothesis"journal of Banking & Finance 34,1257-1273