مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / شمارهٔ ۸۹ / زمستان ۸۸ / صفحات ۱۲۸-۱۰۹

بررسی ارتباط شاخص‌های تورم (CPI و PPI) و بازده‌ی سهام در بورس اوراق بهادار تهران

پرویز سعیدی
استادیار، عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی آبادکتول
Dr.parvizsaeedi@ yahoo.com

علی کوهساریان
کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی آبادکتول
koohsarean@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۸۷/۱۰/۱۴ تاریخ پذیرش: ۸۸/۷/۷

چکیده

رابطه‌ی بین بازده سهام و تورم مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته، اما تاکنون در مورد آن یک نتیجه قطعی حاصل نشده است به همین دلیل از آن به عنوان معما یاد می‌شود. این رابطه به علت وجود نرخ‌های تورم از کشوری به کشور دیگر متفاوت است و ساختار اقتصادی مختلف نتایج متفاوتی ایجاد می‌کند. در این پژوهش روابط دو شاخص CPI (شاخص قیمت مصرف کننده) و PPI (شاخص قیمت تولید کننده) و بازده سهام در بازه‌ی زمانی تیر۱۳۷۱تا خرداد ۱۳۸۷ بررسی شده است. نتایج رگرسیون فرضیه‌ی اول نشان داد که دو متغیر CPI و PPI برای توضیح بازده سهام مناسب به نظر نمی‌رسند. تحلیل فرضیه‌ی دوم به کمک الگوهای گارچ، گارچ نمایی و اثر اهرمی انجام شده است. نتایج برآورد مدل گارچ حاکی از آن است که این مدل برای توضیح نوسانات بازده سهام مناسب است. با استفاده از نتایج فرضیه‌ی اثر اهرمی که در آن از الگوی گارچ نمایی استفاده می‌شود، ناتقارنی نوسانات و وجود اثر اهرمی در بازار سهام تهران تأیید شد و درنهایت آزمون فرضیه‌ی دوم نشان داد که این دو متغیر اثری روی میانگین و نوسانات بازده سهام ندارند، اما به علت نامتقارن بودن نوسانات در بازار سهام تهران، باید از مدل گارچ نمایی برای آزمون این فرضیه استفاده کرد.

طبقه‌بندی JEL : G0 ،P24، E31

کلید واژه: شاخص قیمت مصرف کننده، شاخص قیمت تولید کننده، شاخص قیمت سهام، بازده‌ی سهام، تورم

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

در یک اقتصاد پیشرفته، شرکت‌ها نیازمند اختراعات و ابداعات جدید و به دنبال آن تولید به مقیاس وسیع و برای تولید انبوه نیازمند به‌کارگرفتن مقادیر زیادی از سرمایه‌ی مالی جهت تهیه وسایل تولید نظیر زمین، ساختمان، تجهیزات، ماشین‌آلات، موادخام، نیروی کار و غیره هستند، براین اساس مسئله‌ی تأمین مالی یکی از مسائل مهمی است که شرکت‌ها به‌نحوی با آن روبرو می‌باشند. شرکت‌ها برای تأمین مالی خود از دو منبع داخلی شامل سود تقسیم نشده و ذخایر، اندوخته‌ها و منابع خارجی شامل فروش سهام، اوراق قرضه و غیره استفاده می‌کنند. ساده‌ترین و ارزان‌ترین منبع جهت تأمین مالی برای شرکت‌ها، منبع داخلی است، ولی گاهی اوقات این منبع جهت تأمین مالی کافی نیست. لذا بعضی از شرکت‌ها از طریق انتشار سهام و اوراق قرضه برای تأمین مالی اقدام می‌نمایند. بورس اوراق بهادار که یک بازار رسمی تلقی می‌گردد، انواع کالاها و اوراق بهادار می‌کنند. در آن توسط افراد کارگزار بر اساس قوانین و مقررات خاصی خرید و فروش می‌شود. و در حقیقت محلی برای جذب پس‌اندازهای کوچک افراد است، بنابراین مکانیزم بورس اوراق بهادار از جمله ابزار تأمین مالی شرکت‌های تولیدی محسوب می‌شود.

از آن‌جایی‌که هدف هر سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی کسب بازده است ،تورم ممکنست تأثیر قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری خاص داشته باشد. باتوجه به این‌که تورم سبب کاهش قدرت خرید می‌شود، سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها توجه ویژه‌ای به نرخ تورم و انتظارات تورمی دارند.

در بیان کلی تورم به بالا رفتن مداوم و بی تناسب و نامنظم سطح عمومی ارزش پولی کالاها و خدمات اطلاق می‌شود، که به مفهوم میزان پولی است که برای هر واحد کالا باید پرداخت شود. عدم آگاهی سهام‌داران و به‌طور کلی سرمایه‌گذاران از تأثیر تورم،تصمیم گیری روشن ودقیق نسبت به سرمایه‌گذاری را با دشواری روبرو می‌کند.

در سال‌های اخیر تورم به صورت یکی از عوامل مؤثر در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، مالی و سرمایه‌گذاری، نقش مهمی ایفا می‌کند. سرمایه‌گذاران توجه بیش از حدی به نرخ تورم دارند، زیرا خالص منافع حاصل از سرمایه‌گذاری‌های آن‌ها به نرخ تورم بستگی دارد، به‌عبارت بهتر هرگاه در فاصله‌ی زمانی میان سرمایه‌گذاری و بهره برداری قیمت‌ها افزایش یابند، وجهی که سرمایه‌گذار به عنوان سود سرمایه‌گذاری به‌دست می‌آورد، قدرت خرید کم‌تری داشته و در نتیجه بازده واقعی سرمایه‌گذاری، کم‌تر از بازده مورد انتظار خواهد بود. از سوی دیگر افزایش تورم ،نرخ بازده مورد توقع سرمایه‌گذاران را

Archive of SID

www.SID.ir

افزایش می‌دهد و در شکل دیگر مسأله با افزایش نرخ تورم ،افزایش نرخ بهره بازار نیز اجتناب ناپذیر است و در نتیجه نرخ بازده مورد انتظار سهام‌داران با تغییری مثبت روبرو خواهد شد. یکی دیگر از اثرات تورم، بی‌ثباتی سود است. که این اثر تورمی نیز نوسان بازده را به‌دنبال دارد. توفیق بورس اوراق بهادار به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بازارهای مالی، به بازده قابل قبول و رشد پایدار عملکرد وابسته است. به عبارت دیگر جلب اعتماد عمومی نسبت به درستی عمل و فعالیت‌های مدیران شرکت‌ها و چگونگی استفاده‌ی مناسب از سرمایه‌ها و کسب بازده معقول از سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار ،شرکت فعال در بورس و تأمین سرمایه‌ی شرکت‌ها را فراهم می‌کند.

بررسی نرخ تورم در سال‌های گذشته و همبستگی و ارتباط آن با بازده سهام، می‌تواند این مسئله را روشن کند که آیا هماهنگ با روند تورم، بازده سرمایه‌گذاری‌های آن‌ها نیز افزایش یافته است؟ و در این رابطه چه شرکت‌هایی از این هم‌سویی در سطح بالاتری بوده‌اند؟ با پاسخ‌گویی به این سئوالات، سهام‌داران به این نتیجه می‌رسند که آیا می‌توانند با سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار به هدف اساسی سرمایه‌گذاری، یعنی بیش‌تر کردن ثروت و درآمد نایل شوند؟ هدف اصلی این تحقیق بررسی این مطلب است که دو شاخص تورم شامل CPI [1] و PPI [2] که ابزارهایی برای اندازه‌گیری تورم هستند، با بازده بازده سهام چه رابطه‌ای دارند؟ یا به عبارتی، شاخص‌های تورم می‌توانند توضیح‌دهنده‌ی بازده سهام باشند یا خیر؟ در حقیقت، بررسی رابطه‌ی شاخص‌های تورم با بازده سهام می‌تواند به سرمایه‌گذاران کمک‌های شایان توجهی برای برنامه‌ریزی آتی شرکت‌ها کند و سهام‌داران را در به‌دست آوردن درآمد بیش‌تر یاری کند.

۲- مروری بر پیشینه‌ی موضوع

فیشر، معتقد بود که بین بخش‌های واقعی اقتصاد هیچ‌گونه وابستگی مهمی وجود ندارد و نرخ واقعی به وسیله‌ی عواملی نظیر کارایی سرمایه و ترجیحات زمانی پس‌اندازکنندگان تعیین می‌شود و مستقل از نرخ تورم مورد انتظار است. این فرضیه به عنوان "فرضیه‌ی فیشر" یا "تئوری فیشر" شناخته شده است، البته همه‌ی اقتصاددانان در مورد این فرضیه با فیشر موافق نیستند. به نظر فیشر، در صورت هر گونه تغییر در نرخ تورم، بازده‌ی واقعی بدون تغییر می‌ماند و در حقیقت تغییرات نرخ تورم اثر خود را

1- Consumer Price Index.
2- Producer Price Inde.

www.SID.ir

بر روی نرخ بازده‌ی اسمی می‌گذارد. وی معتقد است که افزایش در نرخ تورم موجب می‌شود که سرمایه‌گذاران انتظار بیش‌تری را در آینده داشته باشند و این امر سبب رشد نرخ بازده اسمی در آینده خواهد شد. علت وجود چنین رابطه‌ای این است که بازارهای کارا، ریسک سرمایه‌گذاران در قبال تغییرات در قدرت خرید، پولشان را جبران می‌کند. فرمول ارائه شده توسط فیشر به شرح زیر است:

$$1+R_{nominal}=(1+R_{real})(1+I) \qquad (1)$$

که درآن I ، نرخ تورم مورد انتظار، $R_{nominal}$، نرخ بهره‌ی پولی (اسمی) و R_{real} نرخ بهره‌ی واقعی است. برخی از محققان همواره ارزش واقعی سهام در برابر تورم و انتظارات تورمی را ثابت فرض می‌کنند و به‌دنبال آن افزایش یا کاهش ارزش جاری پول را متناسب با تغییرات در شاخص عمومی قیمت‌های کالاها و خدمات می‌دانند (قائمی، ۱۳۷۹).

گلتکین[1] (۱۹۸۳)، رابطه‌ی بین بازده سهام و تورم را مورد بررسی قرار داده است، که از مجموع هفده کشور، شش کشور دارای ضریب همبستگی مثبت بودند. برای کشورهای آلمان و انگلستان ضریب همبستگی به صورت معنی‌داری منفی بود. سلنیک[2] (۱۹۸۳)، تحقیقی در زمینه‌ی رابطه‌ی بین بازده‌ی سهام و انتظارات تورمی برای نُه کشور انجام داد. او نتیجه‌گیری کرد که در بیش‌تر بازارهای مهم سهام، فرضیه‌ی مدل فیشر، مبنی بر این‌که بازده‌ی واقعی از انتظارات تورمی مستقل است، رد می‌شود. بادوخ و ریچاردسون[3] (۱۹۹۳)، رابطه‌ی بین نرخ تورم قابل انتظار و بازار سهام را با استفاده از اطلاعات سالانه‌ی تورم و بازده سهام و نرخ بهره‌ی بلندمدت و کوتاه مدت در طی دوره‌ی ۱۹۹۰- ۱۸۰۲ برای کشور انگلستان و آمریکا بررسی کردند. آن‌ها اشاره داشتند که چنان‌چه دوره‌ی آزمون بلند مدت باشد، مدل فیشر معتبر خواهد بود، یعنی رابطه‌ی مثبت بین بازده اسمی سهام و تورم منتظره در بلندمدت وجود دارد، ولی برای دوره‌ی کوتاه مدت مدل فیشر معتبر نخواهد بود. یعنی رابطه‌ی این دو متغیر در کوتاه مدت منفی است.

گراهام[4] (۱۹۹۶)، ارتباط بین بازده واقعی سهام و تورم را در کشور آمریکا با استفاده از اطلاعات دوره‌ی بعد از جنگ جهانی دوم مورد مطالعه قرار داد. او دریافت

1- Goltekin.
2- Selnik.
3- Boudoukh, J., Richardson.
4- Graham.

www.SID.ir

که این ارتباط بی‌ثبات است، یعنی رابطه‌ی بازده واقعی سهام و تورم قبل از (۱۹۷۶و بعد از ۱۹۸۲)، منفی است، ولی رابطه‌ی مثبت بین این سال‌ها (۱۹۷۶-۱۹۸۱) وجود دارد. فاما[1] (۱۹۸۱)، تلاش کرد تا رابطه‌ی غیرعادی بین تورم و بازده سهام را تبیین کند. فرضیه‌ی او این بود که رابطه‌ی منفی مشاهده شده بین بازده واقعی سهام و تورم در دوره‌ی بعد از سال ۱۹۸۰، ناشی از اثرات زنجیره‌ای است. توضیحات او برخلاف فرضیه‌ی منحنی اولیه‌ی فیلیپس بود، یعنی یک همبستگی منفی بین تورم و فعالیت اقتصادی وجود دارد. از سوی دیگر رابطه‌ی بین فعالیت واقعی و بازده‌ی سهام مثبت است. هم‌بستگی منفی بین بازده‌ی واقعی سهام و تورم به علت پیوند این دو ارتباط، اثرات زنجیره‌ای نامیده می‌شود بندرلی و زوریک[2] (۱۹۸۵) این استدلال را که با لحاظ کردن رشد فعالیت آتی، تورم هیچ گونه تأثیری بر بازده واقعی سهام نخواهد گذاشت، مورد تأیید قرار دادند. آن‌ها هم‌چنین رابطه‌ی معکوس بین تورم و فعالیت را ناشی از تورم جاری به فعالیت آتی، از طریق اثر مانده‌ی واقعی می‌دانند. رحمان و کوزیر[3] (۱۹۸۸)، به شواهدی دست یافتند که در کانادا همانند ایالات متحده یک رابطه‌ی معکوس بین بازده‌های واقعی سهام و تورم وجود دارد.

لئوناردو هرناندز[4] (۱۹۹۰)، با استفاده از فرضیه‌ی اثر زنجیره‌ای، رابطه‌ی بین بازده واقعی سهام و تورم را در دهه‌های ۱۹۸۰،۱۹۷۰،۱۹۶۰ در کشور شیلی مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که هیچ رابطه‌ی معنی‌داری بین این دو متغیر در دو دوره از سه دوره وجود ندارد.

لی اون رو[5] (۱۹۹۶) رابطه‌ی بین بازده واقعی سهام و تورم را برای شش کشور صنعتی برای دوره‌ی ۱۹۹۲-۱۹۷۶، از طریق اثر زنجیره‌ای مورد بررسی قرار داد. نتیجه‌ی این تحقیق نشان داد که رابطه‌ی منفی بین بازده‌ی واقعی سهام و نرخ تورم، حتی پس از تعدیل تأثیرات فعالیت اقتصادی مورد انتظار و نوسانات تورم وجود خواهد داشت. بنابراین یافته‌های این تحقیق فرضیه‌ی اثر زنجیره‌ای را تأیید می‌کند (یحیی‌زاده‌فر و جعفری صمیمی، ۱۳۸۱).

1- Fama.
2- Benderly and zwick.
3- raman & cozier.
4- Leonardo Hernandez.
5- Lee, Unro.

Archive of SID

www.SID.ir

در مقاله‌ی جعفری صمیمی و یحیی‌زاده فر در سال ۱۳۸۲، با عنوان "بررسی رابطه‌ی تورم و بازده‌ی سهام: تحلیل نظری و مروری بر ادبیات" هدف، ارائه‌ی تحلیلی نظری بر تحقیقات انجام شده در مورد ارتباط بین تورم و بازده‌ی سهام در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه است. نتایج تحقیقات انجام شده در این رابطه، بر مبنای هر دو نوع اطلاعات سری زمانی و مقطعی استوار است و نشان می‌دهد که هنوز نتایج مربوط به رابطه‌ی بین متغیرهای فوق با ابهام مواجه است. امیر رحیمی، در پایان نامه‌ی خود در سال ۱۳۸۴، به بررسی" اثر تورم بر بازده‌ی واقعی سهام بورس تهران (TEPIX)" پرداخت. نتایج این تحقیق به رابطه‌ی معکوس بین تورم و بازده‌ی واقعی سهام بورس تهران منتهی می‌شود، به‌طوری‌که در بلندمدت نتیجه‌ی نهایی افزایش تورم، کاهش بازده‌ی واقعی سهام خواهد بود.

۳- روش شناسی تحقیق

تحقیقات علمی با توجه به شیوه‌ی جمع آوری داده‌ها به دو دسته‌ی تحقیق آزمایشی و تحقیق توصیفی (غیرآزمایشی) تقسیم می‌شوند. تحقیق حاضر تحقیقی توصیفی است که در آن برای آزمون وجود رابطه‌ی بین متغیرها و معنادار بودن مدل‌های برآورد شده از تحلیل رگرسیون و روش تخمین حداکثر راست نمایی استفاده شده است و از آن‌جا که این تحقیق در جستجوی دست‌یابی به یک هدف عملی است و اطلاعات مفیدی را در زمینه واقعیات موجود به‌دست می‌دهد، بر مبنای هدف، از نوع تحقیقات کاربردی است.روش شناسی پژوهش هم از نوع پس رویدادی (استفاده از داده‌های گذشته) بوده است.

در این تحقیق دو فرضیه مورد آزمون قرار گرفت. در اولین فرضیه، هدف ما این است که تأثیر دو متغیراقتصاد کلان، به‌نام شاخص قیمت مصرف کننده وشاخص قیمت تولید کننده را که نمایانگر تورم هستند بر بازده سهام بررسی کنیم در نتیجه فرضیه‌ی اول این‌گونه بیان می‌شودکه شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، و شاخص قیمت تولیدکننده PPI) (متغیرهای توضیحی معنی‌داری برای بازده‌ی سهام هستند. این فرضیه تنها بازده را مدنظر قرار می‌دهد، اما در فرضیه‌ی دوم ارتباط بازده و نوسانات آن به‌طور هم‌زمان با تورم درنظر گرفته شود، به این منظور فرضیه‌ی دوم با استفاده از الگوی گارچ نمایی و اثر اهرمی این‌گونه بیان می‌شود که شاخص قیمت مصرف کننده

Archive of SID

www.SID.ir

(CPI) و شاخص قیمت تولید کننده (PPI)، تأثیر منفی روی میانگین و نوسانات بازده سهام دارند.

پس از دریافت و استخراج اطلاعات مربوط،با استفاده از نرم افزار Eviews و از طریق روش‌ها و تکنیک‌های اقتصادسنجی، به آزمون فرضیات با سطح اطمینان ۹۵٪ می‌پردازیم. در فرضیه‌ی اول، برای بررسی ارتباط تورم و بازده از یک مدل رگرسیونی استفاده شد که با استفاده از آماره‌های t، F و سطوح احتمال مربوطه و با انجام آزمون‌های مربوط به رگرسیون (آزمون‌های خود همبستگی LM، وایت، دیکی فولر تعمیم یافته، فیلیپس پرون و آماره‌ی دوربین واتسون) به آزمون فرضیات با سطح اطمینان ۹۵٪ پرداخته شد. برای آزمون فرضیه‌ی دوم از مدل‌های خانواده‌ی گارچ و اثر اهرمی استفاده شد، که در آن با کمک روش تخمین حداکثر راستنمایی، رابطه‌ی هم زمان بازده و نوسانات آن با دو شاخص CPI و PPI بررسی شد.

آزمون‌های آماری و نوع آماره‌ی استفاده شده در جدول (۱) خلاصه و ارایه شده است:

جدول ۱- آزمون‌های آماری لازم و نوع آماره‌ی استفاده شده

نوع آزمون استفاده شده	نوع آماره‌ی استفاده شده
آزمون معنادار بودن معادله‌ی رگرسیون	آماره‌ی F
آزمون معنادار بودن ضرایب	آماره‌ی t
آزمون خود همبستگی جملات خطای رگرسیون	آماره‌ی دوربین واتسون
آزمون دیکی فولرتعمیم یافته و فیلیپس پرون (ایستایی متغیرهای رگرسیون)	آماره‌ی t
آزمون وایت (تشخیص ناهمسانی واریانس خطای رگرسیون)	آماره‌ی F و آماره‌ی obs*R-squared

۴- معرفی متغیرهای تحقیق و نحوه‌ی محاسبه

الف) متغیر وابسته

در این پژوهش بازده‌ی ماهانه‌ی بازار سهام تهران به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد. بازده‌ی یک شرکت با رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$R_i = \ln(\frac{P_i}{P_{i-1}}) \times 100 \qquad (2)$$

بنابراین بازده‌ی سهام طی یک دوره تنها با استفاده از ارزش سهام در ابتدا و انتهای دوره قابل استخراج است. بازده‌ی کل بازار سهام نیز به همین ترتیب و با استفاده از

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص کل بازار قابل محاسبه است. بر این اساس بازده‌ی روزانه‌ی بازار سهام تهران را می‌توان با استفاده از شاخص روزانه‌ی بازار سهام تهران به‌دست آورد:

$$R_d = \ln(\frac{TI_d}{TI_{d-1}}) \times 100 \qquad (3)$$

در این معادله‌ی TI بیانگر شاخص کل بازار سهام تهران در روز d و روز قبل از آن است. بنابراین، R_d بازده‌ی روزانه‌ی بازار سهام تهران را نشان می‌دهد. (موتمنی، ۱۳۸۵)

بازده‌ی ماهانه‌ی بازار سهام نیز به همین طریق قابل محاسبه است. یعنی با استفاده از الگوی لگاریتم بازده‌ی طی یک‌دوره‌ی (۳) و در اختیار داشتن شاخص کل بازار سهام در روزهای ابتدا و انتهای ماه بازده‌ی ماهانه محاسبه می‌شود، اما روش دیگر محاسبه بازده‌ی ماهانه، حاصل جمع بازده‌های روزانه در طول یک ماه است.

در این مطالعه برای به‌دست آوردن بازده‌ی ماهانه‌ی بازار سهام تهران از روش دوم، یعنی جمع بازده‌های روزانه استفاده می‌شود:

$$R_t = \sum_{i=1}^{N_i} R_{di}$$

که در آن بازده‌ی ماهانه با R_t نشان داده شده و N_i نمایانگر تعداد روزهای کاری بازار سهام در طول یک ماه است و R_{di} بازده‌های روزانه در ماه t را مشخص می‌کند.

ب) متغیرهای مستقل یا توضیحی

شاخص قیمت مصرف کننده، شاخص قیمت تولید کننده‌ی متغیرهای مستقل این پژوهش محسوب می‌شوند و در این پژوهش برای لحاظ کردن این دو متغیر از تفاضل لگاریتمی این دو متغیر به شرح ذیل استفاده شده است:

$$dcpi_t = \ln(\frac{cpi_t}{cpi_{t-1}}) \times 100 \qquad (4)$$

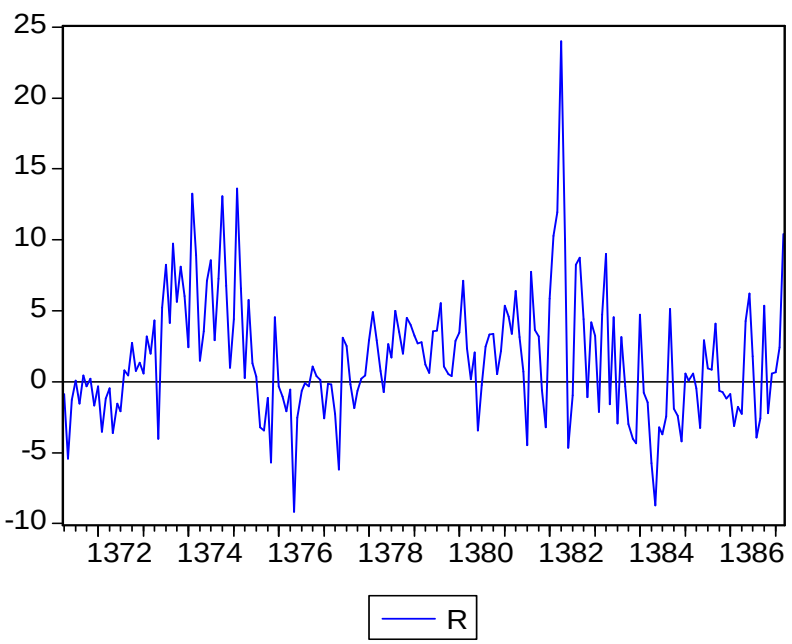
$$dppi_t = \ln(\frac{ppi_t}{ppi_{t-1}}) \times 100 \qquad (5)$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن، cpi_t شاخص قیمت مصرف کننده در ماه t، cpi_{t-1} شاخص قیمت مصرف کننده در ماه قبل، ppi_t شاخص قیمت تولید کننده در ماه t و ppi_{t-1} شاخص قیمت تولید کننده در ماه قبل از آن است.

متغیرهای فرضیه‌های پژوهش عبارتند از بازده‌ی ماهانه‌ی بازار سهام تهران، به عنوان متغیر وابسته، که با استفاده از شاخص کل قیمت سهام محاسبه وتفاضل لگاریتمی شاخص قیمت تولید کننده و شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان متغیرهای مستقل که داده‌های این دو شاخص از وب سایت رسمی بانک مرکزی گردآوری شد، در نگاره‌ی ۱ سری زمانی بازده‌ی ماهانه نشان داده شده است.



نمودار ۱- سری زمانی بازده‌ی ماهانه (تیر ۷۱- خرداد ۸۷)

۵- آزمون فرضیه‌ها و ارایه‌ی مدل

پیش از آزمون فرضیه‌های تحقیق، به‌دلیل آن‌که ماهیت تحقیق از نوع سری زمانی و برگرفته از داده‌های سری زمانی است و از سویی چون در فرضیه‌ی اول از روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین استفاده شده است و شرط لازم برای استفاده از مدل رگرسیون خطی به روش حداقل مربعات معمولی برای تخمین الگوی مورد استفاده

www.SID.ir

برای آزمون فرضیه‌ها پایداری متغیرهای الگوست، بایستی آزمون مانایی و نامانایی برای متغیرهای تحقیق که R_t و $dppi_t$ و $dcpi_t$ هستند انجام شود، برای این منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[1] استفاده می‌کنیم.در این روش آماره‌ی آزمون ADF یا در حقیقت همان t محاسبه شده متغیر مورد نظر را با مقادیر بحرانی مکینون[2] مقایسه می‌کنیم، اگر مقدار t به‌دست آمده کوچک‌تر از مقادیر بحرانی بود، نتیجه می‌گیریم که متغیر مورد نظر ایستاست.

فرضیات .H و H_1 در مورد این آزمون به شرح ذیل بیان می‌شوند:

.H: متغیر مورد نظر ریشه‌ی واحد دارد.

H_1: متغیر مورد نظرریشه‌ی واحد ندارد. (بیان ایستایی یا مانایی متغیر)

نتایج این آزمون برای متغیرهای تحقیق در زیر ارائه شده است:

نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، حاکی از مانایی تمامی متغیرهای تحقیق است، بدان معنی که در همه‌ی موارد آماره‌ی t دیکی فولر از مقدار بحرانی مکینون در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ کوچک‌تر بوده، که این امر نشان‌دهنده‌ی رد فرضیه‌ی نامانا بودن متغیر

جدول ۲- نتایج آزمون دیکی فولر روی سطح متغیر R_t

Rt has a unit root Null Hypothesis:			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Flller test statistic		-۸,۰۱۸٤۱۷	۰,۰۰۰۰
Test critical values:	۱٪ level	-۳,٤٦٤٦٤۳	
	۵٪ level	-۲,۸۷٦۵۱۵	
	۱۰٪ level	-۲,۵۷٤۸۳۱	

جدول ۳- نتایج آزمون دیکی فولر روی سطح متغیر $dcpi_t$

Null Hypothesis: DCPI has a unit root			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-۸,۳٤۱۳۱۳	۰,۰۰۰۰
Test critical values:	۱٪ level	-۳,٤٦٤٦٤۳	
	۵٪ level	-۲,۸۷٦۵۱۵	
	۱۰٪ level	-۲,۵۷٤۸۳۱	

1- Augmented Dicky- Fuller.
2- Mackinon Critical Values.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴- نتایج آزمون دیکی فولر روی سطح متغیر $dppi_t$

Null Hypothesis: DPPI has a unit root			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-۹,۷۵۸۷۷۲	۰,۰۰۰۰
Test critical values:	۱٪ level	-۳,٤٦٤٦٤۳	
	۵٪ level	-۲,۸۷٦۵۱۵	
	۱۰٪ level	-۲,۵۷٤۸۳۱	

و تأیید مانایی و قبول فرضیه‌ی H_1 است، به عنوان مثال در متغیر R_t، آماره‌ی t دیکی فولر عدد ۸.۰۱۸۴۱۷- را نشان می‌دهد، که از مقادیر بحرانی مکینون در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد، (۳.۴۶۴۶۴۳-، ۲.۸۷۶۵۱۵-، ۲.۵۷۴۸۳۱-) کوچک‌تر است، که این امر ایستایی این متغیر را نشان می‌دهد.

اما به دلیل آن‌که احتمال همبستگی سریالی در این سری‌های زمانی وجود دارد، از آزمون فیلیپس پرون استفاده می‌کنیم. از این آزمون هم به منظور تعیین ایستایی یک سری زمانی، در مواقعی که احتمال هم‌بستگی سریالی در سری زمانی وجود دارد استفاده می‌شود. نتایج این آزمون برای متغیرهای تحقیق در ذیل ارائه شده است:

جدول ۵- نتایج آزمون فیلیپس پرون روی سطح متغیر R_t

	Null Hypothesis: R has a unit root		
Prob.*	Adj. t-Stat		
۰,۰۰۰۰	-۸,۱۷٤۵۷۹	Phillips-Perron test statistic	
	-۳,٤٦٤٦٤۳	۱٪ level	Test critical values:
	-۲,۸۷٦۵۱۵	۵٪ level	
	-۲,۵۷٤۸۳۱	۱۰٪ level	

جدول ۶ - نتایج آزمون فیلیپس پرون روی سطح متغیر $dcpi_t$

	Null Hypothesis: DCPI has a unit root		
Prob.*	Adj. t-Stat		
۰,۰۰۰۰	-۸,٤۲۸۵۳۸	Phillips-Perron test statistic	
	-۳,٤٦٤٦٤۳	۱٪ level	Test critical values:
	-۲,۸۷٦۵۱۵	۵٪ level	
	-۲,۵۷٤۸۳۱	۱۰٪ level	

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۷- نتایج آزمون فیلیپس پرون روی سطح متغیر $dppi_t$

	Null Hypothesis: DPPI has a unit root		
Prob.*	Adj. t-Stat		
۰,۰۰۰۰	-۱۰,۵۳۳۱۲	Phillips-Perron test statistic	
	-۳,٤٦٤٦٤۳	۱٪ level	Test critical values:
	-۲,۸۷٦۵۱۵	۵٪ level	
	-۲,۵۷٤۸۳۱	۱۰٪ level	

نتایج این آزمون هم مشابه نتایج آزمون دیکی فولر، حاکی از مانایی تمامی متغیرهای تحقیق در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است، به عنوان مثال در متغیر R_t قدر مطلق آماره‌ی t فیلیپس پرون عدد ۸.۱۷۴۵۷۹- را نشان می‌دهد، که از مقادیر بحرانی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد، (۳.۴۶۴۶۴۳-، ۲.۸۷۶۵۱۵-، ۲.۵۷۴۸۳۱-) کوچک‌تر است، که این امر ایستایی این متغیر را نشان می‌دهد.

به منظور آزمون فرضیه‌ی مذکور از تکنیک رگرسیون خطی استفاده شده است و مدل زیر که توسط مهمت آگا (۲۰۰۶) ارائه شد، مطالعه شده است:

$$R_t = c + \varphi \ dcpi_{t-1} + \delta \ dppi_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در آن، R_t بازده‌ی شاخص در ماه t، c جمله ثابت، $dppi_t$ تفاضل لگاریتمی pi در ماه t، $dcpi_t$ تفاضل لگاریتمی cpi در ماه t و ε_t جمله‌ی پسماند است. در این مدل دو متغیر $dppi_t$ و $dcpi_t$ با یک دوره وقفه‌ی زمانی مورد مطالعه قرار می‌گیرند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود مدل انتخاب شده یک مدل رگرسیونی با متغیرهای تأخیری یک دوره‌ی قبل است. نتیجه‌ی نهایی رگرسیون به‌شرح جدول (۸) ارائه شده است:

جدول ۸- نتایج آزمون فرضیه‌ی اول: برازش مدل (۶)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-۰,۰۲۰۲۶۱	۰,۰۰۹۰۹۹	-۲,۲۲٦۷٤۷	۰,۰۲۹۲
φ	۱,۰۰۰۵۹۷	۰,۳۲۷٦٦٦	۲,۷۲۲۹۹٤	۰,۰۰۷۱
δ	۱,۰۰۱۹٤۵	۰,۳٦۱۷۱۸	۲,۷٦۹۹٦۲	۰,۰۰٦۲
R-squared	۰,٤۲۰۹۰۵	Mean dependent var		۰,۰۱٦۲۰۷
Adjusted R-squared	۰,۱۱۲۷۵۰	S.D. dependent var		۰,۰٤۳٦٤۱
S.E. of regression	۰,۰٤۱۱۰۷	Akaike info criterion		-۳,۵۲۹٦۸۳
Sum squared resid	۰,۳۱۷٦۸۳	Schwarz criterion		-۳,٤۷۸٦۰۱
Log likelihood	۳٤۰,۰۸٤۸	F-statistic		۱۳,۰۷۲٤۳
Durbin-Watson stat	۱,۸۷۷۰۹۵	Prob(F-statistic)		۰,۰۰۰۰۰۵

منبع: با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه توسط نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

ضرایب برآورد شده نشان می‌دهد که متغیرهای مورد نظردر سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نیستند، بنابراین فرض صفر آماری (H.) مبنی بر این‌که شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولید کننده، متغیرهای توضیحی معناداری برای بازده سهام نیستند، تأیید و فرض H_1 رد می‌شود.

نتایج آزمون‌های وایت، دوربین واتسون هم حاکی از این است که مشکل ناهمسانی واریانس و خود همبستگی بین جملات پسماند مشاهده نمی‌شود، در نتیجه فروض اولیه و کلاسیک رگرسیون هم رعایت شده است. آماره‌ی دوربین واتسون برای بررسی خطای تصریح در مدل استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، اگر باقیمانده‌های رگرسیون، الگوی سیستماتیک و قابل توجهی از خود نشان دهند، خطای تصریح وجود خواهد داشت. به طور ساده، این همبستگی منعکس کننده‌ی این واقعیت است که بعضی از متغیرها که متعلق به مدل واقعی هستند، در اخلال قرار گرفته‌اند، که باید از آن خارج شده و به عنوان یک متغیر توضیحی صحیح وارد مدل شوند.برای تشخیص خطای تصریح با استفاده از آماره‌ی دوربین واتسون، به این شکل عمل می‌شود (گجراتی، ۱۳۷۸): اگر آماره‌ی دوربین واتسون (d) بزرگ‌تر از حد بالای مقدار تعیین شده‌ی دوربین واتسون (du) باشد، (یعنی اگر d>du) آن‌گاه همبستگی پیاپی وجود ندارد. با استفاده از جدول دوربین واتسون، در سطح احتمال ۹۵ درصد، du برابر ۱.۷۳ است.آماره‌ی دوربین واتسون پس از برآورد ضرایب، مقدار ۱.۸۷۷۰۹۵ را نشان می‌دهد که به معنی عدم وجود همبستگی پیاپی در جزء اخلال است.

آزمون وایت برای تشخیص ناهمسانی واریانس به‌کار گرفته می‌شود و در مورد جملات پسماند، معادله‌ای که به روش OLS (کم‌ترین مجذورات معمولی) تخمین زده شده مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون فرضیات صفر و متقابل به شرح ذیل بیان می‌شوند:

H.: بین جملات پسماند همسانی واریانس وجود دارد.

H_1: بین جملات پسماند همسانی واریانس وجود ندارد.

وجود چنین مشکلی (ناهمسانی واریانس جملات خطا) سبب خواهد شد که نتایج OLS دیگر کاراترین نباشد.

جدول ۹- نتایج آزمون وایت فرضیه‌ی اول

	White Heteroskedasticity Test:		
۰،۸۰۳۲۹۳	Probability	۰،٤٦٣٢٠٢	F-statistic
۰،۷۹۷۱۸٤	Probability	۲،۳٦۱٥٦۱	Obs*R-squared

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌طور که جدول (۹) نشان می‌دهد، با سطح معناداری۰.۸۰۳۲۹۳، فرضیه‌ی H_0 مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته می‌شود.

به منظور آزمون فرضیه‌ی دوم، از مدل‌های خانواده‌ی گارچ استفاده شده است.ابتدا نتایج برآورد مدل گارچ بیان می‌شود، سپس، به کمک مدل گارچ نمایی، فرضیه‌ی اثر اهرمی در بازار سهام تهران مورد آزمون قرار می‌گیرد و در پایان فرضیه‌ی دوم پژوهش به کمک مدلی که دیویس و کوتان (۲۰۰۳)، با بهره از الگوی گارچ نمایی و اثر اهرمی ارائه کردند، آزمون می‌شود.

نتایج برازش مدل گارچ

در بررسی رابطه‌ی بازده و نوسانات سهام، الگوی گارچ به صورت زیر بیان می‌شود:

$$R_t = c + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

$$\sigma_t^{۲} = \omega + \alpha\, \varepsilon^{۲}_{t-۱} + \beta\, \sigma^{۲}_{t-۱}$$

که در آن، R_t بازده‌ی ماه t، c جمله‌ی ثابت، ε_t جمله‌ی پسماند و $\sigma_t^{۲}$ نشانگر نوسانات بازده سهام است.

معادله‌ی نخست نشان دهنده‌ی بازده‌ی سهام است و معادله‌ی دوم نوسانات سهام را نشان می‌دهد.

نوسانات در معادله‌ی دوم از سه جزء تشکیل شده است:

- میانگین نوسانات (ω)

- شاخص خبرهای دوره‌ی قبل (α) که در این مدل از مربع جمله‌ی پسماند، معادله‌ی میانگین به‌دست می‌آید.

- پیش بینی دوره‌ی قبل نوسانات (β)

مزیت استفاده از واریانس شرطی (که به عنوان سنجشی از نوسان از آن‌ها استفاده می‌شود) این است که در خلال زمان تغییر می‌کند، در حالی که واریانس‌های غیرشرطی ثابت هستند.

نتایج برآوردی مدل گارچ به شرح جدول (۱۰) است:

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱۰- نتایج برازش مدل گارچ

ضرایب	مقدار ضرایب	خطای معیار	آماره‌ی z	سطح معنا
c	۰,۰۱۰۲۱۳	۰,۰۰۲۹۸۱	۳,٤۲٦۱۷۱	۰,۰۰۰٦
معادله‌ی واریانس				
ω	۰,۰۰۰۱۷۱	۰,۰۰۰۱۱۱	۱,٥۳٤٤۱۲	۰,۰۰۰۰
α	۰,۲٦۱٥۱۰	۰,۰۷۲۲۰۸	۳,٦۲۱٦۰٦	۰,۰۰۰۳
β	۰,٦٦۸۲٥٤	۰,۰۹٦۱٦۱	٦,۹٤۹۳۰٥	۰,۰۰۰۰

منبع: با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه توسط نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

همان‌طور که از نتایج پیداست، ضرایب α و β معنی‌دارند. این نتایج تأکید می‌کنند که مدل گارچ برای توضیح نوسانات، مدل مناسبی است، ولی باید به این نکته توجه کرد که بیش‌تر باید به یک نکته، توجه مطالعات گذشته، از این مدل در توضیح نوسانات استفاده کرده‌اند، اما در شرایط ناتقارنی نوسانات، استفاده از این مدل چندان معقول به نظر نمی‌رسد و از مدل گارچ نمایی استفاده می‌شود.در بخش پیش رو نتایج آزمون اثر اهرمی برای بازار سهام تهران که با استفاده از الگوی گارچ نمایی بیان می‌شود، ارائه می‌گردد.

نتایج آزمون اثر اهرمی

در اثر اهرمی میزان نوسانات در بازه‌ی کاهش بازده، به‌طور نسبی بیش‌تر از بازه‌ی افزایش بازده است، به عبارتی نوسانات سهام در واکنش به خبرهای خوب و بد متقارن نیستند (موتمنی، ۱۳۸۵).

بنابراین، برای برطرف کردن این مشکل از الگوی گارچ نمایی استفاده می‌شود. به‌وسیله‌ی سری زمانی بازده‌ی ماهانه‌ی بازار سهام تهران، مدل(۸) برای آزمون اثر اهرمی برآورد شده است:

$$R_t = c + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

$$\text{Log}\,(\sigma_t^{۲}) = \omega + \alpha\,\log(\sigma^{۲}_{t-۱}) + \beta\left[\left|\frac{\varepsilon_{t-۱}}{\sigma_{t-۱}}\right| - \sqrt{\frac{۲}{\pi}}\right] + \gamma\,\frac{\varepsilon_{t-۱}}{\sigma_{t-۱}}$$

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن R_t بازده در ماه t و c جزء ثابتی است که میانگین بازده را نشان می‌دهد.در معادلات فوق ضریب γ ناتقارنی نوسانات و وجود اثر اهرمی را منعکس می‌کند. در صورتی که این ضریب به صورت معناداری مخالف صفر باشد $(\gamma \neq 0)$، نوسانات نامتقارن هستند و در صورتی که این ضریب منفی و معنادار باشد، وجود اثر اهرمی رد نمی‌شود $(\gamma \prec 0)$ ، چرا که طبق اثر اهرمی تغییرات بازده‌ی سهام بر نوسانات آن، تأثیر منفی دارد.

در آزمون اثر اهرمی، فرضیه‌های H_0 و H_1 به صورت زیر تعریف می‌شوند:

H_0: اثر اهرمی در بازار سهام تهران وجود ندارد.

H_1: اثر اهرمی در بازار سهام تهران وجود دارد.

برای پذیرش فرضیه‌ی H_0، باید ضریب γ غیرمنفی باشد، درغیر این صورت فرضیه‌ی H_1 پذیرفته می‌شود:

$$H_0 : \gamma \geq 0$$
$$H_1 : \gamma \prec 0$$

نتایج حاصل از برآورد الگوی بالا با استفاده از نرم افزار ایویوز در جدول (۱۱) خلاصه شده است. همان‌گونه که در این جدول دیده می‌شود، ضریب γ منفی و معنی‌دار است، در نتیجه فرضیه‌ی H_1 مبنی بر وجود اثر اهرمی پذیرفته می‌شود. بنابراین، طبق این پژوهش بازده‌ی سهام بر میزان ریسک سهام تأثیر منفی دارد.هم‌چنین طبق نتایج این مطالعه، با توجه به غیرصفر بودن ضریب γ، غیرمتقارن بودن نوسانات در بازار سهام تهران رد نمی‌شود.

جدول ۱۱- آزمون اثر اهرمی:نتایج برازش مدل (۸)

ضرایب	مقدار ضرایب	خطای معیار	آماره‌ی z	سطح معنا
c	۰,۰۰۸۲۰۷	۰,۰۰۲۶۶۳	۳,۰۸۱۶۹۰	۰,۰۰۲۱
معادله‌ی واریانس				
ω	- ۹,۰۱۳۱۴۳	۰,۸۰۳۱۷۷	-۱۱,۲۲۱۸۷	۰,۰۰۰۰
α	۰,۶۳۷۴۰۴	۰,۱۶۶۱۳۸	۳,۸۳۶۵۹۱	۰,۰۰۰۱
β	- ۰,۳۱۰۴۵۳	۰,۱۲۴۰۶۱	-۲,۵۰۲۴۲۶	۰,۰۱۲۳
γ	- ۰,۵۴۲۳۹۸	۰,۰۶۹۲۹۰	۷,۸۲۷۹۵۲	۰,۰۰۰۰

منبع: با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه توسط نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

هم‌چنین می‌توانیم در این فرضیه اثرات دو متغیر اقتصاد کلان به نام‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولید کننده را به فرضیه‌ی اثر اهرمی، اضافه کنیم.

ازمدل زیر که توسط دیویس و کوتان در سال ۲۰۰۳ ارائه شد، برای آزمون این فرضیه استفاده می‌شود:

$$r_t = c + \varphi \ dcpi_{t-1} + \delta \ dppi_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

$$Log(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \ log(\sigma^2_{t-1}) + \beta \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \gamma \ \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \lambda \ dcpi_{t-1} + \mu \ dppi_{t-1}$$

نتایج برآوردی توسط نرم افزار ایویوز، به شرح جدول (۱۲) است:

جدول ۱۲- آزمون فرضیه‌ی دوم: نتایج برازش مدل(۹)

ضرایب	مقدار ضرایب	خطای معیار	آماره‌ی z	سطح معنا
c	-۰,۰۰۰۲۲۶	۰,۰۰۴۴۸۳	-۰,۰۵۰۳۷۹	۰,۰۴۶۷
δ	۰,۶۲۳۳۸۱	۰,۳۶۷۰۴۳	۱,۶۹۸۳۸۴	۰,۰۸۹۴
φ	۰,۲۱۲۰۱۱	۰,۳۰۷۹۶۸	۰,۶۸۸۴۱۸	۰,۴۹۱۲
معادله‌ی واریانس				
ω	-۰,۳۳۸۲۳۹	۰,۱۶۰۸۹۷	-۲,۱۰۲۲۱۴	۰,۰۳۵۵
α	۰,۰۳۷۱۶۷	۰,۰۷۸۰۳۵	۰,۴۷۶۲۸۴	۰,۶۳۳۹
β	۰,۹۵۵۳۳۸	۰,۰۲۴۱۸۹	۳۹,۴۹۵۵۳	۰,۰۰۰۰
γ	-۰,۰۶۸۷۵۶	۰,۰۲۱۱۶۷	۳,۲۴۸۲۸۰	۰,۰۰۱۲
μ	-۱۰,۶۸۶۳۳	۲۰,۸۵۱۱۲	-۰,۵۱۲۵۰۶	۰,۶۰۸۳
λ	-۷,۷۵۵۸	۶,۸۵۹۷	-۳,۱۸۴۴	۰,۴۳۲۷

منبع: با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه توسط نرم افزار ایویوز برآورد شده است.

نتایج نشان می‌دهد که ضرایب CPI و PPI در معادلات میانگین و واریانس شرطی معنادار نیستند، بنابراین فرض H_0 تأیید و فرض H_1 رد می‌شود. به عبارت دیگر در بازار سهام تهران، شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص قیمت تولیدکننده روی میانگین و نوسانات بازده تأثیر ندارند و فرضیه‌ی دوم تحقیق که ادعای تأثیر منفی این دو شاخص قیمت را بر میانگین و نوسانات بازده دارد، رد می‌شود. خلاصه‌ی نتایج آزمون فرضیات در جدول (۱۳) امده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱۳- خلاصه‌ی نتایج آزمون فرضیات

تشریح فرضیه	نتیجه‌ی آزمون
شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص قیمت تولید کننده متغیرهای توضیحی معنی‌داری برای بازده‌ی سهام محسوب می‌شوند.	رد
شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص قیمت تولید کننده روی میانگین و نوسانات بازده‌ی سهام تأثیر منفی دارند.	رد

۶- نتیجه‌گیری

نتایج برآورد رگرسیون در فرضیه‌ی اول نشان می‌دهد که ضرایب شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و شاخص قیمت تولید کننده (PPI) معنی‌دار نیستند و این نتایج تأکید می‌کند که این دو متغیر اقتصاد کلان به عنوان دو شاخص تعیین‌کننده‌ی تورم، قدرت توضیح بازده‌ی سهام را ندارند و در توضیح بازده‌ی سهام مناسب به نظر نمی‌رسند و یا به عبارت دیگر، هیچ‌کدام از این دو متغیر، تغییرات بازده‌ی سهام را توصیف نمی‌کنند.

در تحقیق حاضر مانند برخی ازتحقیقات قبلی، بین بازده‌ی سهام و تورم رابطه‌ی معنی‌داری یافت نشد و نتایج آزمون این فرضیه، با نتایج بندر لی و زوریک (۱۹۸۵)، گراهام (۱۹۹۶)، مهمت آگا (۲۰۰۶)، مبنی بر این‌که تورم و بازده‌ی سهام رابطه‌ی معنی‌داری ندارند، هم‌خوانی دارد، اما با نتایج فاما(۱۹۸۱)، بادوخ و ریچاردسون (۱۹۹۳) ،گلتکین (۱۹۸۳)، یحیی زاده فر (۱۳۷۸) و امیر رحیمی (۱۳۸۴) مطابقت نشان نمی‌دهد.

در فرضیه‌ی اول تنها به بازده‌ی سهام توجه می‌شد، اما با کمک مدل‌های خانواده‌ی گارچ، تأثیرات دو شاخص تورم به‌طور هم‌زمان روی بازده و نوسانات سنجیده می‌شود. در مدل گارچ، به بازده و نوسانات آن به‌طور هم‌زمان توجه می‌شود، نتایج نشان می‌دهدکه ضرایب α(شاخص خبرهای دوره‌ی قبل که در این مدل از مربع جملات پسماند معادله‌ی میانگین با یک وقفه‌ی زمانی) و β(ضریب پیش بینی دوره‌ی قبل نوسانات) معنا دارند و این نتایج حاکی از آن است که مدل گارچ برای توضیح نوسانات، مدل مناسبی است، اما در حالت ناتقارنی نوسانات این مدل مناسب به نظر نمی‌رسد. با مدل گارچ نمایی و استفاده از فرضیه‌ی اثر اهرمی، ناتقارنی نوسانات برای بازار سهام تهران آزمون شد. نتایج نشان می‌دهد که اثر اهرمی در بازار سهام تهران دیده می‌شود،

Archive of SID

www.SID.ir

یعنی طبق این فرضیه تغییرات بازده‌ی سهام بر نوسانات آن تأثیر منفی دارد و از سویی، با توجه به غیرصفر بودن ضریب γ، غیرمتقارن بودن نوسانات در بازار سهام تهران رد نمی‌شود و ناتقارنی نوسانات وجود دارد، به عبارتی نتیجه‌ی دیگر این آزمون تأیید نامتقارن بودن اثر اخبار خوب و بد، بر نوسانات بازدهی سهام بوده است. در نتیجه به علت ناتقارنی نوسانات، برای آزمون فرضیه‌ی دوم تحقیق به جای استفاده از مدل گارچ، از مدل گارچ نمایی استفاده می‌شود. با توجه به وجود اثر اهرمی در این بازار، کنترل عوامل درون‌زای تأثیرگذار بر بازدهی بازار، می‌تواند به عنوان یک اقدام راهبردی در کنترل ریسک بازار سهام تهران تلقی شود.

نتایج آزمون فرضیه‌ی دوم نشان می‌دهد که دو شاخص تورم تأثیری منفی روی میانگین و نوسانات بازده سهام ندارند، به عبارتی IPI و CPI برای توضیح بازده و نوسانات بازار سهام مناسب به نظر نمی‌رسند، بنابراین دومین فرضیه رد می‌شود. دیویس و کوتان (۲۰۰۳)، برای بازارهای سهام ۱۳ کشور مختلف این فرضیه را آزمون کردند و دریافتند در کشورهای کمی، شواهدی از تأثیر منفی این دو متغیر بر میانگین و نوسانات بازده مشاهده می‌شود. با توجه به رد هر دو فرضیه می‌توان این‌گونه عنوان کرد که تورم برای توضیح بازده‌ی سهام مناسب نیست و نمی‌تواند تغییرات بازده‌ی سهام را توصیف کند و به عبارتی بین تورم و بازده‌ی سهام رابطه‌ی معنی‌داری یافت نشد.

فهرست منابع

۱- امیر رحیمی، حسین (۱۳۸۴)، اثر تورم بر بازده‌ی واقعی سهام بورس تهران (TEPIX)، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده‌ی علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس.

۲- قائمی، محمد حسین (۱۳۷۹)، بررسی عوامل مؤثر بر بازده‌ی مورد انتظار سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه‌ی دکترای حسابداری، دانشکده‌ی مدیریت دانشگاه تهران.

۳- گجراتی، دامودار (۱۳۷۰)، منابع اقتصادسنجی، ترجمه‌ی احمد ابریشمی، جلد اول، انتشارات دانشگاه تهران.

۴- موتمنی، مانی (۱۳۸۵)، تحلیل نوسانات بازدهی در بازار سهام تهران، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده‌ی علوم اقتصادی و دارایی، دانشگاه مازندران.

Archive of SID

www.SID.ir

۵- یحیی زاده فر، محمود؛ جعفری صمیمی، احمد (۱۳۸۰)، بررسی رابطه‌ی تورم و بازده سهام، تحلیلی نظری مروری بر ادبیات، فصلنامه‌ی علمی پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا (س)، شماره‌ی ۱۱، ۱۵۸-۱۱۵.

۶- یحیی زاده فر، محمود و جعفری صمیمی، احمد (۱۳۸۱)، بررسی رابطه‌ی تورم و بازده‌ی واقعی سهام در ایران، پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، شماره‌ی ۵، ۱۲۷- ۱۰۹.

7- Basu,S (1977),The Investment performance of Common stocks in Relation to their P/E Ratio, The Journal of Finance, vol XXXLL, No3, 663-682.

8- Benderly and Zwick (1983), Inflation, Real Balances,Output and Real Stock Returns', American Economic review, Dec, 1983.

9- Boudoukh,J., Richardson, M, (1993), Stock returns and inflation:a long horizon perspective. American Economic Review 83, 1346-1355.

10- Cozier,Barry & Raman, Abdul H(1988), Inflation and Real Activity in Canada , Canadian Journal of Economics, November.759-774.

11- Fama (1993), Stock Returns,Real Activity, Inflation, and Money, American.Economic Review, 83.

12- Graham, Fred (1996), Inflation Real Stock Returns and Monetary Policy, Applied Financial Economics, February.

13- Gultekin, N. Bulent (1983), Stock Market Returns and Inflation:Evidence from other countries .Journal of finance , No 38,.49-65

14- Lee Unro (1966), Further Empirical Test of the Proxy Effect Hypothesis: Some International Evidence, Journal of International Finance Markets Institution and Money.

15- Leonardo Hernandez (1990), Inflationy Retorno Bursatil, Una Investigaction Empirica:Chile 1960-1988, Cuadernos-de-Economica.

16- Davis,N.& Kutan,A.M (2003), Inflation and Output as Predictors of Stock Returns and Volatility: International Evidence, Applied Financial Economics, 13, 693-700.

17- Mehmet Aga,Berna Kocaman (2006), An Empirical Investigation of the Relationship between inflation, P/E Ratios and Stock Price Behaviours Using a New Series Called Index-20 for Istanbul Stock Exchange.

18- Solnik, B.,Solnik, V(19997), Amulti-contry test of the Fisher model for stock returns. Journal of International Financial Markets, Institution & Money 7, 289-300.

Archive of SID

www.SID.ir