

## اثر نرخ تورم بر عملکرد بازار سهام در ایران

محمد هاشم موسوی حقیقی\*

مریم راغب<sup>†</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۲/۱۹

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۷/۰۱

### چکیده

در این پژوهش اثر نرخ تورم بر عملکرد بازار سهام (شاخص فعالیت و نقدینگی) در بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیع‌شده و الگوی تصحیح‌خطا در دوره فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۸۹ بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که اثر نرخ تورم بر عملکرد بازار سهام در کوتاه‌مدت مثبت است و فرضیه فیشر در کوتاه‌مدت در بازار سهام ایران تأیید می‌شود. اثر نرخ تورم بر متغیرهای ارزش معاملات، حجم معاملات و نسبت ارزش معاملات به کل ارزش بازار سهام در بلندمدت مثبت است. همچنین، بین نرخ تورم و تعداد سهام افزوده شده (افزایش سرمایه شرکت‌ها) و نسبت تعداد سهام معامله‌شده به کل سهام منتشرشده نیز در بلندمدت رابطه معناداری یافت نشد.

واژه‌های کلیدی: فرضیه فیشر، خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی، تصحیح‌خطا  
طبقه‌بندی JEL: C12, C22, E31, E44

\* استادیار مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی فارس، شیراز؛ musavee@yahoo.com

† کارشناسی ارشد اقتصاد گرایش توسعه اقتصادی و برنامه ریزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز؛

maryamragheb@gmail.com (نویسنده مسئول)

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز است که تحت حمایت بورس اوراق بهادار تهران نیز بوده است.

## ۱ مقدمه

رابطه بین تورم و بازار سهام مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته اما یک جمع‌بندی نهایی در این زمینه وجود ندارد و به این دلیل از آن به‌عنوان معما یاد می‌شود. این ارتباط از کشوری به کشور دیگر به علت وجود ساختار اقتصادی متفاوت، تغییر می‌کند. برخی از مطالعات این رابطه را منفی و برخی دیگر آنرا مثبت می‌دانند و تعداد کمی از مطالعات هیچ رابطه مشخصی تشخیص نمی‌دهند.

نظریه‌های اقتصادی متفاوتی وجود دارد که نتایج تجربی را به‌گونه‌های مختلفی تفسیر می‌کنند. فیشر (۱۹۳۰) معتقد است که بین بخش‌های حقیقی و پولی اقتصاد هیچ ارتباطی وجود ندارد و نرخ حقیقی به‌وسیله عواملی نظیر کارایی سرمایه و ترجیحات زمانی پس‌اندازکنندگان تعیین می‌گردد و مستقل از نرخ تورم موردانتظار است. این نظریه در برخی از کشورها نقض شد. فاما (۱۹۸۱) تلاش کرد تا رابطه منفی بین تورم و بازده سهام را تبیین کند. فرضیه او این بود که رابطه منفی مشاهده شده بین بازده حقیقی سهام و تورم ناشی از اثرات زنجیره‌ای است.

در این پژوهش سعی بر این است که فرضیه‌های اثر مثبت نرخ تورم بر ارزش معاملات، حجم معاملات، تعداد سهام افزوده‌شده (افزایش سرمایه شرکت‌ها)، نسبت ارزش معاملات به کل ارزش بازار و نسبت تعداد سهام مبادله‌شده به کل سهام منتشرشده آزمون شود. چهارچوب پژوهش به این صورت است که در بخش ۲ پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. بخش ۳ به توضیح مبانی نظری تحقیق می‌پردازد. در بخش ۴ نتایج تجربی ارائه شده و بخش ۵ به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

## ۲ پیشینه تحقیق

سعیدی و امیری (۱۳۸۷) به بررسی رابطه تورم و قیمت سهام پرداخته‌اند. در این مقاله از مدل آزمون کولموگروف-اسمیرنوف<sup>۱</sup>، آزمون F مدل رگرسیون خطی و مدل همبستگی پیرسون<sup>۲</sup> استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که تورم با قیمت سهام و شاخص قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی‌دار و معکوس دارد و با شاخص کل قیمت بورس تهران رابطه معنی‌دار و مستقیم دارد.

<sup>۱</sup> Kolmogorov-Smirnov test

<sup>۲</sup> Pearson correlation coefficient

نजारزاده، آقایی آخوندی و رضایی پور (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری پرداخته‌اند و رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که تأثیر نوسانات نرخ ارز و تغییرات قیمت در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب باعث افزایش و کاهش شاخص کل قیمت سهام می‌شود. البته، تأثیر شوک‌های ناشی از نرخ تورم بر بازده حقیقی سهام از شوک‌های ناشی از نرخ ارز شدیدتر است.

سعیدی و کوهساریان (۱۳۸۸) روابط دو شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده و بازده سهام را توسط الگوی گارچ نمایی<sup>۱</sup> و روش تخمین حداکثر درست‌نمایی<sup>۲</sup> در بازده زمانی تیر ۱۳۷۱ تا خرداد ۱۳۸۷ به صورت ماهانه بررسی کرده است. نتایج حاکی از آن است که تورم برای توضیح بازده سهام مناسب نیست و نمی‌تواند تغییرات بازده سهام را توصیف کند. به عبارت دیگر، بین تورم و بازده سهام رابطه معناداری یافت نمی‌شود.

مشیری، پاکیزه، دبیریان و جعفری (۱۳۸۹) به بررسی رابطه نرخ بازدهی اسمی سهام و نرخ تورم با استفاده از روش چندمقیاسی موجک<sup>۳</sup> می‌پردازد. نتایج تحلیل رگرسیون در محدوده همبستگی موجک نشان می‌دهد که رابطه میان تورم و بازده سهام در افق کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت در افق میان‌مدت منفی است.

فلورس<sup>۴</sup> (۲۰۰۴) ارتباط بین بازده سهام و نرخ تورم در یونان را بررسی می‌کند. نتایج به دست آمده از آزمون هم‌جمعی یوهانسن حاکی از آن است که هیچ ارتباط بلندمدتی بین بازده سهام و تورم در یونان وجود ندارد. نتایج تخمین حداقل مربعات معمولی یک ارتباط مثبت اما بی‌معنی را نشان می‌دهد. آزمون علیت گرنجر نشان داد که هیچ ارتباط علت و معلولی بین این متغیرها وجود ندارد. بنابراین، بازده سهام و تورم به‌عنوان فاکتورهای مستقل در کشور یونان شناخته شدند.

ال‌خزالی<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) به بررسی فرضیه فیشر در نه کشور آسیایی<sup>۱</sup> می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهند که بازده سهام به‌طور ضعیفی همبستگی منفی با تورم موردانتظار و غیرمنتظره

<sup>1</sup> Exponential GARCH

<sup>2</sup> maximum likelihood

<sup>3</sup> wavelet multi-scaling method

<sup>4</sup> Floros

<sup>5</sup> Al-Khazali

دارد و سهام عادی به‌عنوان یک سپر ضعیف درمقابل تورم عمل می‌کند. همچنین، تورم تغییرات بازده سهام و بازده سهام تغییرات در تورم موردانتظار را توضیح نمی‌دهد. بردو، دوکر و ویلاک<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) به بررسی رابطه بین تورم، سیاست پولی و شرایط بازار سهام آمریکا در نیمه دوم قرن بیستم پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که کاهش شوک‌های تورمی باعث رونق بازار سهام در سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۰ و افزایش شوک‌های تورم‌زا منجر به رکود بازار سهام در سال‌های ۱۹۷۳ و ۱۹۷۴ شده است. همچنین، تغییرات غیرمنتظره در تورم و نرخ بهره نقش مهمی در تحرکات اصلی بازار سهام آمریکا از زمان جنگ جهانی دوم به بعد ایفا کرده است. یافته‌های این تحقیق نشان داد که شوک‌های تورم و نرخ بهره تأثیر منفی بر شرایط بازار سهام کشور آمریکا دارد. آدام و فریمپونگ<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) به آزمون فرضیه فیشر در بلندمدت در کشور غنا می‌پردازد. شواهد نشان می‌دهد که بازار سهام غنا در محیط تورمی کارا است، زیرا ریسک سرمایه‌گذاران در شرایط تورمی به‌وسیله افزایش بازده سهام جبران می‌شود.

### ۳ مبانی نظری

#### ۱.۳ نظریه اساسی فیشر

یکی از نظریه‌های اساسی که جهت به دست آوردن چارچوب نظری رابطه شاخص قیمت سهام و نرخ تورم مطرح است، نظریه اساسی فیشر است. فیشر (۱۹۳۰) معتقد است که بین بخش‌های حقیقی و پولی اقتصاد هیچ‌گونه وابستگی مهمی وجود ندارد و نرخ حقیقی با عواملی نظیر کارایی سرمایه و ترجیحات زمانی پس‌اندازکنندگان تعیین می‌گردد و مستقل از نرخ تورم موردانتظار است. این فرضیه به‌عنوان «فرضیه فیشر» شناخته شده است. این نظریه بیان می‌کند که نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم حاصل می‌شود. رابطه ۱ را ببینید. در این رابطه  $R_t^r$  نرخ بهره حقیقی و  $R_t^n$  نرخ بهره اسمی و  $INF_t$  تورم است.

$$R_t^r = R_t^n - INF_t \quad (1)$$

<sup>۱</sup> استرالیا، هنگ‌کنگ، اندونزی، ژاپن، کره، مالزی، فیلیپین، تایوان و تایلند

<sup>۲</sup> Bordo, Dueker & Wheelock

<sup>۳</sup> Adam & Frimpong

فرضیه فیشر را می‌توان به هر دارایی مانند سهام عادی، دارایی حقیقی و سایر اوراق مالی ریسک‌دار تعمیم داد. فیشر رابطه ۱ را برای شاخص قیمت سهام و بازدهی آن نیز به صورت رابطه ۲ بیان می‌کند.

$$S_t^r = S_t^n - INF_t \quad (2)$$

در این رابطه،  $S_t^r$  بازدهی حقیقی سهام و  $S_t^n$  بازدهی اسمی سهام است. بازدهی اسمی سهام نیز برابر است با نرخ تغییر قیمت سهام که به صورت  $S_t^r = dlnPS_t$  نشان داده می‌شود.  $PS_t$  نرخ تغییرات قیمت سهام است. فیشر بیان می‌کند، از آنجا که عوامل حقیقی اقتصاد ثابت فرض می‌شوند، بنابراین ارتباط بازده اسمی دارایی و تورم می‌تواند به صورت یک تابع خطی از نرخ تورم بیان شود. با توجه به این معادلات، فیشر مدل اقتصادسنجی رابطه ۳ را جهت بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده اسمی سهام معرفی کرد (مدسن<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶، ص ۵۶۶).

$$S_t^n = \gamma_0 + \gamma_1 INF_t + U_t \quad (3)$$

در صورت هرگونه تغییر در نرخ تورم، بازده حقیقی بدون تغییر می‌ماند و تغییرات نرخ تورم اثر خود را بر نرخ بازده اسمی می‌گذارد؛ یعنی رابطه‌ای مثبت بین «بازده اسمی سهام» و «تورم انتظاری» وجود دارد. علت وجود چنین رابطه‌ای آن است که در بازارهای کارا ریسک سرمایه‌گذاران در قبال تغییرات در قدرت خرید پول‌شان را جبران می‌نمایند. به عبارت دیگر، فرضیه فیشر بیان می‌کند که بازار کارا است و بازده حقیقی موردانتظار سهام عادی و نرخ تورم موردانتظار مستقل هستند.

### ۲.۳ نظریه اثر زنجیره‌ای فاما

در دهه ۱۹۷۰ نظریه فیشر در بعضی کشورها نقض شد. فاما (۱۹۸۱) تلاش کرد تا رابطه بین تورم و بازده سهام را تبیین کند. وی عقیده داشت رابطه منفی مشاهده شده بین بازده حقیقی سهام و تورم از اثرات زنجیره‌ای نشأت می‌گیرد. توضیحات او برخلاف منحنی اولیه فیلیپس بود، یعنی یک همبستگی منفی بین تورم و فعالیت اقتصادی وجود دارد. افزایش تورم دائمی باعث کاهش فعالیت‌های حقیقی آتی می‌شود، زیرا تورم دائمی تغییرات در فعالیت‌های حقیقی آتی را منعکس می‌کند و در نتیجه، کاهش در بازده سهام را در پی خواهد

<sup>1</sup> Madsen

داشت. همبستگی منفی بین تورم و فعالیت حقیقی پدیده تورم همراه با رکود نامیده می‌شود.

از طرف دیگر، رابطه بین فعالیت حقیقی (رشد تولیدات صنعتی، تولید ناخالص ملی و غیره) و بازده سهام مثبت است. همبستگی منفی بین بازده حقیقی سهام و تورم به خاطر پیوند این دو ارتباط اثرات زنجیره‌ای نامیده می‌شود. به طور کلی، اقتصاد بخش حقیقی اشاره دارد که روابط بین بازده سهام و نرخ رشد فعالیت‌های حقیقی مثبت است. فاما معتقد بود رابطه مثبت بین بازده سهام و فعالیت حقیقی که ناشی از بخش حقیقی است با رابطه منفی بین تورم و فعالیت حقیقی که ناشی از بخش پولی است ترکیب می‌شود و رابطه منفی بین بازده حقیقی سهام و تورم استنتاج می‌شود. فاما عنوان می‌کند که در معادله فیشر برخی متغیرهای کلان پولی از جمله نقدینگی و نرخ بهره نادیده گرفته شده است. اساس نظریه فاما در مطالعه روابط فعالیت حقیقی و تورم، انتظارات عقلایی است که ترکیبی از نظریه تقاضای پول و نظریه مقداری پول فیشر است (جعفری صمیمی و یحیی‌زاده فر، ۱۳۸۰، ص ۱۳۶).

فاما با در نظر گرفتن ارتباط بازار پول و بازار سرمایه، برای اثبات ادعای خویش از تعادل بازار پول (رابطه ۴) استفاده می‌کند.

$$\frac{M_t}{P_t} = m(Y_t, R_t) \quad (۴)$$

که در آن  $M_t$  نقدینگی در اقتصاد (اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری و مدت‌دار)،  $P_t$  سطح عمومی قیمت‌ها،  $Y_t$  درآمد ملی و  $R_t$  نرخ بهره است. فاما تقاضای پول رابطه ۵ را معرفی می‌کند.

$$\ln P_t = \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 R_t + \ln M_t \quad (۵)$$

که با دیفرانسیل گیری از این رابطه و جایگذاری رابطه‌های ۲ و ۳ به رابطه ۶ می‌رسیم.

$$S_t^T = \beta_0 + \beta_1 d \ln Y_t + \beta_2 d R_t + \beta_3 d \ln M_t + \beta_4 INF_t + U_t \quad (۶)$$

فاما با استفاده از مدل فوق رابطه منفی بین تورم و فعالیت حقیقی را مورد آزمون قرار داد و همبستگی منفی نسبی بین تورم و فعالیت حقیقی به طور ماهانه، فصلی و سالانه بعد از سال ۱۹۵۳ مشاهده گردید (مدسن، ۲۰۰۲، ص ۵۶۷).

## ۴ روش تحقیق

### ۱.۴ داده‌های پژوهش

عملکرد بازار سهام از دو شاخص فعالیت و نقدینگی بازار سهام تشکیل شده است که در این راستا متغیرهای اصلی نشان‌گر فعالیت بازار سهام، عبارت‌اند از (۱) ارزش معاملات (۲) حجم معاملات (۳) تعداد سهام افزوده شده (افزایش سرمایه شرکت‌ها) و متغیرهای اصلی نشان‌گر نقدینگی بازار سهام عبارت‌اند از (۱) نسبت ارزش معاملات به کل ارزش بازار سهام (۲) نسبت تعداد سهام معامله‌شده به کل سهام منتشرشده. متغیرهای عملکرد بازار سهام از سایت «مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار» و نرخ تورم از آمارهای شاخص قیمت تولیدکننده موجود در سایت بانک مرکزی ایران گردآوری شده است. در این پژوهش از آمارهای سری زمانی متغیرهای فوق از فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۸۹ استفاده شده است.

### ۲.۴ تعریف داده‌ها

- ارزش معاملات: ارزش تعداد سهام و حق تقدم دادوستدشده شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار ایران است که در مدت زمان یک ماه مورد معامله قرار می‌گیرد.
- حجم معاملات: تعداد سهام و حق تقدم دادوستد شده شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار ایران است که در مدت زمان یک ماه مورد معامله قرار می‌گیرد.
- تعداد سهام افزوده شده: برای تأمین مالی شرکت‌ها روش‌های مختلفی از جمله افزایش سرمایه وجود دارد، که در این پژوهش افزایش سرمایه شرکت‌ها، از محل آورده نقدی، مطالبات و اندوخته‌ها مورد توجه است.
- نسبت ارزش معاملات به کل ارزش بازار سهام: این نسبت از تقسیم ارزش معاملات به ارزش بازار سهام به‌دست می‌آید که نشان‌گر نقدینگی بازار سهام است.
- نسبت تعداد سهام معامله‌شده به کل سهام منتشرشده: این نسبت از تقسیم تعداد سهام مبادله‌شده به کل سهام منتشرشده در بورس به‌دست می‌آید که نشان‌گر نقدینگی بازار سهام است.
- نرخ تورم: تورم وضعیتی است که سطح عمومی قیمت‌ها، به‌طور مداوم و به‌مرورزمان افزایش می‌یابد. برای محاسبه نرخ تورم از شاخص قیمت تولیدکننده و از رابطه ۷ استفاده شده است.

$$\text{نرخ تورم} = \frac{PPI_t - PPI_{t-1}}{PPI_{t-1}} \times 100 \quad (7)$$

### ۳.۴ معرفی الگو

استفاده از روش‌های سنتی در اقتصاد سنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض مانایی متغیرهاست، اما بررسی‌های انجام‌گرفته در این زمینه نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی، این فرض نادرست است و اغلب این متغیرها نامانا هستند. این مسئله ممکن است منجر به رگرسیون جعلی شده و اعتماد نسبت به ضرایب برآوردشده را از بین ببرد.

کارهای انجام‌شده توسط پسران و شین<sup>۱</sup> (۱۹۹۶)، پسران، شین و اسمیت<sup>۲</sup> (۲۰۰۱) نسخه‌ای جدید و جایگزین از تکنیک‌های هم‌جمعی معرفی نموده‌اند که به آن الگوی خودتوضیح با وقفه توزیع‌شده<sup>۳</sup> (ARDL) می‌گویند.

در روش ARDL متغیرهای الگو الزاماً نباید I(۱) باشند و بنابراین، نتایج حاصله از آن تابع استفاده از آزمون‌های مختلف نامانایی نیست. روش ARDL در حالتی که متغیرها ترکیبی از متغیرهای I(۱) و I(۰) باشند، باز هم کاربرد دارد. همچنین، این روش قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی نظیر خودهمبستگی سریالی و درونزایی هستند، تخمین‌های به‌دست‌آمده از آنها ناریب و کارا خواهد بود (گتک و سیددیکي<sup>۴</sup>، ۲۰۰۱).  
فرم کلی یک الگوی ARDL به صورت رابطه ۸ است.

$$Y_t = c + \sum_{j=1}^p \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

که در آن،  $Y_t$  متغیر وابسته بوده،  $X_t$  بردار متغیرهای مستقل و  $\varepsilon_t$  یک اختلال سفید است. با توجه به این مسئله که عملکرد بازار سهام معنی فراتری از بازدهی دارد و با در نظر گرفتن نظریه فیشر، شاخص‌های چندگانه‌ای جهت بررسی عملکرد بازار سهام معرفی شده است. متغیرهای مورد استفاده در الگو به این شرح است:  $Y_t$ : لگاریتم ارزش معاملات،  $Y_p$

<sup>1</sup> Pesaran & Shin

<sup>2</sup> Pesaran, Shin & Smith

<sup>3</sup> Autoregressive Distributed Lag

<sup>4</sup> Ghatak & Siddiki



لگاریتم حجم معاملات،  $Y_3$  لگاریتم تعداد سهام افزوده شده،  $Y_4$  لگاریتم نسبت ارزش معاملات به کل ارزش جاری بازار سهام،  $Y_5$  لگاریتم نسبت تعداد سهام معامله شده به کل سهام منتشر شده و  $X$  لگاریتم نرخ تورم.  $Y_1$  تا  $Y_3$  متغیرهای فعالیت بازار سهام هستند و  $Y_4$  و  $Y_5$  متغیرهای نقدینگی بازار سهام هستند. با توجه به موارد فوق می‌توان الگوهای مورد مطالعه را در قالب الگوی ARDL جهت مورد آزمون قرار دادن فرضیه‌ها به صورت زیر نوشت:

- فرضیه اول: نرخ تورم بر ارزش معاملات اثر مثبت دارد.
  - فرضیه دوم: نرخ تورم بر حجم معاملات اثر مثبت دارد.
  - فرضیه سوم: نرخ تورم بر تعداد سهام افزوده شده (افزایش سرمایه شرکت‌ها) اثر مثبت دارد.
  - فرضیه چهارم: نرخ تورم بر نسبت ارزش معاملات به کل ارزش بازار سهام اثر مثبت دارد.
  - فرضیه پنجم: نرخ تورم بر نسبت تعداد سهام معامله شده به کل سهام منتشر شده اثر مثبت دارد.
- این فرضیات با تغییر متغیر وابسته مدل رابطه ۸ به ترتیب از  $Y_1$  تا  $Y_5$  آزمون می‌شود.

#### ۴.۴ آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

به جهت جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب می‌بایست درجه هم‌جمعی هر یک از متغیرها تعیین شود. لذا قبل از برآورد مدل به بررسی پایایی و ناپایی متغیرهای مدل پرداخته می‌شود که برای این منظور آزمون دیکی فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> (ADF) در سطح بر متغیرها اعمال می‌شود، سپس در مرحله بعد این آزمون برای تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که ساکن نشده اند صورت می‌گیرد. نتایج نهایی این آزمون در جدول ۳ ارائه شده است.

<sup>۱</sup> Augmented Dickey-Fuller

## جدول ۱

آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته روی سطح متغیرها

نتیجه آزمون	عرض از مبدا بدون روند		عرض از مبدا با روند		متغیر
	آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی	
ساکن	-۲/۹۲۵۸	-۲/۸۸۶۰	-۴/۱۸۷۴	-۳/۴۴۸۳	$Y_1$
ساکن	-۲/۸۹۳۸	-۲/۸۸۶۵	-۵/۱۶۶۱	-۳/۴۴۸۳	$Y_2$
غیر ساکن	-۲/۳۹۹۹	-۲/۸۸۶۲	-۲/۶۰۹۴	-۳/۴۴۸۶	$Y_3$
ساکن	-۲/۶۹۳۸	-۲/۸۸۵۸	-۸/۶۷۶۲	-۳/۴۴۸۰	$Y_4$
ساکن	-۹/۱۹۱۰	-۲/۸۸۵۸	-۹/۱۹۵۲	-۳/۴۴۸۰	$Y_5$
ساکن	-۳/۹۴۲۰	-۲/۸۹۳۹	-۹/۱۹۴۱	-۳/۴۵۳۶	$X$

## جدول ۲

آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

نتیجه آزمون	عرض از مبدا بدون روند		عرض از مبدا با روند		متغیر
	آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی	
ساکن	-۹/۲۶۳۱	-۲/۸۸۶۷	-۹/۲۳۸۵	-۳/۴۴۹۳	$Y_3$

## جدول ۳

نتیجه نهایی آزمون ساکن پذیری متغیرها

نتیجه آزمون	متغیر	نتیجه آزمون	متغیر	نتیجه آزمون	متغیر
$I(0)$	$Y_5$	$I(1)$	$Y_3$	$I(0)$	$Y_1$
$I(0)$	$X$	$I(0)$	$Y_4$	$I(0)$	$Y_2$

همان‌گونه که جدول ۳ نشان می‌دهد کلیه متغیرها به استثنای  $Y_3$  پایا از درجه  $I(0)$  هستند. در روش ARDL متغیرهای الگو الزاماً نباید از یک درجه ساکن‌پذیر باشند. بنابراین، در این مدل‌سازی (ARDL) در حالتی که متغیرها ترکیبی از متغیرهای  $I(1)$  و  $I(0)$  باشند، قابل برآورد هستند (گتک و سیدیکی، ۲۰۰۱).

جدول ۴  
نتایج کوتاه مدت

اعتبار مدل	Prob	ضریب	متغیر مستقل	متغیر وابسته	فرضیه
$R^2 = ۰/۶۲۷۹$	$۰/۰۰۱$	$۰/۲۹۷۱$	$Y_1(-1)$	$Y_1$	اول
$\bar{R}^2 = ۰/۶۱۴۵$	$۰/۰۰۱$	$۰/۲۹۶۵$	$Y_1(-2)$		
F-stat=۴۶[۰/۰۰۰]	$۰/۰۳۹$	$۰/۰۷۱۷$	X		
D.W=۲/۱۴	$۰/۰۰۱$	$۵/۷۹۸۲$	C		
	$۰/۰۰۲$	$۰/۰۰۸۳$	T		
$R^2 = ۰/۷۸۵۹$	$۰/۳۴۶$	$۰/۰۸۴۵$	$Y_2(-1)$	$Y_2$	دوم
$\bar{R}^2 = ۰/۷۷۶۲$	$۰/۰۰۲$	$۰/۲۹۸۸$	$Y_2(-2)$		
F-stat=۸۰[۰/۰۰۰]	$۰/۶۶۵$	$۰/۰۱۵۹$	X		
D.W=۱/۹۷	$۰/۰۷۶$	$۰/۰۶۴۶$	$X(-1)$		
	$۰/۰۰۰$	$۱۱/۷۵۳۵$	C		
	$۰/۰۰۰$	$۰/۰۱۹۷$	T		
$R^2 = ۰/۵۵۹۳$	$۰/۰۰۰$	$۰/۳۸۶۴$	$Y_3(-1)$	$Y_3$	سوم
$\bar{R}^2 = ۰/۵۲۵۰$	$۰/۰۲۱$	$۰/۲۳۲۲$	$Y_3(-2)$		
F-stat=۸[۰/۰۰۰]	$۰/۴۷۷$	$۰/۰۶۲۶$	X		
D.W=۲/۰۸	$۰/۰۳۰$	$۰/۱۹۲۶$	$X(-1)$		
	$۰/۰۰۰$	$۷/۹۱۹۸$	C		
	$۰/۲۵۹$	$۰/۰۰۵۰$	T		
$R^2 = ۰/۴۶۷۳$	$۰/۰۳۵$	$۰/۱۹۳۶$	$Y_4(-1)$	$Y_4$	چهارم
$\bar{R}^2 = ۰/۴۴۳۴$	$۰/۷۸۸$	$۰/۰۰۸۶$	X		
F-stat=۴[۰/۰۰۵]	$۰/۰۳۱$	$۰/۰۶۹۷$	$X(-1)$		
D.W=۲/۰۵	$۰/۰۰۰$	$۰/۳۷۳۲$	C		
	$۰/۶۴۰$	$-۰/۰۰۰۷$	T		
$R^2 = ۰/۴۵۶۷$	$۰/۰۸۶$	$۰/۱۶۳۹$	$Y_5(-1)$	$Y_5$	پنجم
$\bar{R}^2 = ۰/۴۲۶۶$	$۰/۰۵۵$	$۰/۰۵۸۳$	X		
F-stat=۴[۰/۰۰۷]	$۰/۰۰۷$	$۰/۲۱۶۰$	C		
D.W=۲/۰۷	$۰/۶۷۹$	$-۰/۰۰۰۶$	T		

#### ۵.۴ برآورد الگوی کوتاه‌مدت

مدل مورد نظر توسط نرم‌افزار ماکروفیت نسخه ۴/۰ برآورد شده است. داده‌های مربوط به کشور ایران به صورت ماهانه وارد شده و به علت ماهیانه بودن مشاهدات، در ابتدا وقفه ۱۲ در نظر گرفته می‌شود. پس از انتخاب حداکثر وقفه توسط معیار شوارتز، وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. معیار شوارتز کمترین وقفه را می‌دهد. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، الگوی برآورد شده از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود. (نوفرستی، ۱۳۷۸، ص ۹۵)

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، ضریب متغیر مستقل نرخ تورم در فرضیه‌های اول و پنجم در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است و در فرضیه‌های دوم تا چهارم، متغیر مستقل نرخ تورم در سطح معنادار نیست و نرخ تورم با یک وقفه در سطح احتمال ۹۵ و ۹۰ درصد معنادار است. بنابراین، فرضیه‌های تحقیق در کوتاه‌مدت رد نمی‌شوند. همچنین، مقدار آماره  $F$  معناداری کل مدل را در سطح احتمال ۹۵ درصد تأیید می‌کند. پایین بودن ضریب تعیین به این علت است که اثر بعضی از متغیرهای توضیحی بر بازار سهام حذف شده و فقط به اثر نرخ تورم جهت آزمون فرضیات پرداخته شده است. در مطالعه اومران و پوینتن<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) دقیقاً این مسئله مشاهده شده که ناشی از توجه خاص به اثر نرخ تورم بر سایر متغیرهاست.

#### ۶.۴ آزمون فروض کلاسیک

برای بررسی انحراف از فروض کلاسیک آزمون‌های تشخیصی متفاوتی به کار گرفته می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴، ص ۵۱). نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که مدل با مشکلات همبستگی سریالی جملات اختلال، فرم تبعی (تصریح مدل)، نرمال بودن جملات اختلال و واریانس ناهمسانی مواجه نیست.

#### ۷.۴ آزمون وجود رابطه بلندمدت

در روشی که توسط پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۶) ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی به وسیله محاسبه آماره  $F$  برای آزمون معناداری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح‌خطای نامقید مورد آزمایش قرار می‌گیرد. فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند. اگر مقدار آماره  $F$  محاسباتی، خارج از

<sup>1</sup> Omran & Pointon

محدوده مقادیر بحرانی قرار گیرد، رابطه بلندمدت وجود دارد. به این ترتیب که اگر آماره  $F$  محاسبه شده بالاتر از مقدار بحرانی بالایی  $I(1)$  قرار گیرد، آنگاه فرضیه صفر رد شده و یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد و اگر آماره  $F$  محاسبه شده، به زیر مقدار بحرانی پایینی  $I(0)$  سقوط کند، آنگاه فرضیه صفر پذیرفته می شود و هیچ رابطه بلندمدتی بین متغیرها وجود ندارد. همچنین، در صورتی که آماره  $F$  محاسبه شده درون این کرانه های بحرانی قرار گیرد، نمی توان یک استنباط قطعی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی داشت.

همان طور که در جدول ۵ مشاهده می شود، نتایج آزمون نشان می دهد که بین نرخ تورم و ارزش معاملات، حجم معاملات و نسبت ارزش معاملات به کل ارزش بازار سهام رابطه بلندمدت وجود دارد و بین نرخ تورم و تعداد سهام افزوده شده (افزایش سرمایه شرکت ها) و نسبت تعداد سهام معامله شده به کل سهام منتشر شده رابطه بلندمدت وجود ندارد.

#### ۸.۴ برآورد الگوی بلندمدت

همان طور که در جدول ۶ مشاهده می شود، ضریب متغیر مستقل نرخ تورم در سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۰ درصد معنادار است. بنابراین، فرضیات اول، دوم و چهارم در بلندمدت پذیرفته می شود و از آنجا که ضریب متغیر مستقل نرخ تورم در فرضیه های سوم و پنجم در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار نیست، بنابراین فرضیات سوم و پنجم در بلندمدت در سطح مورد نظر مورد تأیید قرار نخواهند گرفت.

#### جدول ۵

#### آزمون وجود رابطه بلندمدت

مدل دارای عرض از مبدا و روند		$F$ محاسباتی	فرضیه
۹۵ درصد		۱۱/۵۳۸۱	اول
$I(1)$	$I(0)$	۱۰/۴۲۶۴	دوم
		۶/۵۴۵۱	سوم
۶/۶۰۶	۷/۴۲۳	۱۹/۷۲۰۵	چهارم
		۶/۱۶۳۳	پنجم

جدول ۶  
تخمین بلندمدت مدل

Prob	ضریب	متغیر مستقل	متغیر وابسته	فرضیه
۰/۰۵۳	۰/۱۷۶۶	$X$	$Y_1$	اول
۰/۰۰۰	۱۴/۲۶۷۰	$C$		
۰/۰۰۰	۰/۰۲۰۴	$T$		
۰/۰۵۱	۰/۱۳۰۵	$X$	$Y_2$	دوم
۰/۰۰۰	۱۹/۰۶۰۳	$C$		
۰/۰۰۰	۰/۰۳۲۰	$T$		
۰/۱۴۸	۰/۰۷۰۱	$X$	$Y_3$	سوم
۰/۰۰۰	۲۰/۷۷۲۵	$C$		
۰/۲۶۴	۰/۰۱۲۷	$T$		
۰/۰۲۰	۰/۰۹۷۲	$X$	$Y_4$	چهارم
۰/۰۰۰	۰/۴۶۲۹	$C$		
۰/۶۴۰	-۰/۰۰۰۸	$T$		
۰/۱۶۷	۰/۰۵۹۵	$X$	$Y_5$	پنجم
۰/۰۰۰	۰/۴۵۴۰	$C$		
۰/۶۷۸	-۰/۰۰۱۴	$T$		

#### ۹.۴ تخمین الگوی تصحیح خطا

در ادامه به برآورد الگوی تصحیح خطا که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد می‌پردازیم. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون هم‌جمع برآورد، ضرایب بلندمدت الگو را با یک وقفه زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار داده شود و سپس ضرایب الگو برآورد شود (نوفرستی، ۱۳۷۸، ص ۱۰۱). نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطا در جدول ۷ گزارش شده است.

## جدول ۷

تخمین ضریب  $Ecm(-1)$  در الگوی تصحیح خطا

Prob	ضریب	فرضیه
۰/۰۰۰	-۰/۴۰۶۳	اول
۰/۰۰۰	-۰/۶۱۶۶	دوم
۰/۰۰۰	-۰/۳۸۱۲	سوم
۰/۰۰۰	-۰/۸۰۶۴	چهارم
۰/۰۰۴	-۰/۴۷۵۸	پنجم

آنچه در مدل تصحیح خطا بیش از همه دارای اهمیت است، ضریب جمله تصحیح خطا است که نشان دهنده سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل به سمت تعادل در بلندمدت است. همان طور که در جدول ۷ ملاحظه می شود، این ضریب معنادار و دارای علامت منفی است. مقدار ضریب ECM نشان می دهد که حرکت به سمت تعادل نسبتاً خوب است.

## ۵ نتیجه گیری

در این پژوهش به بررسی اثر نرخ تورم بر عملکرد (شاخص فعالیت و نقدینگی) بازار سهام در ایران در بلندمدت و کوتاه مدت پرداخته شده است. برای ارتباط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها از الگوی خود توضیح با وقفه های توزیع شده و برای ارتباط نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها از الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج الگوی ARDL نشان می دهد که اثر نرخ تورم بر عملکرد بازار سهام در کوتاه مدت مثبت است. الگویی که فرضیات اول و دوم را مورد آزمون قرار می دهد، بیشترین ضریب تعیین ( $۰/۶۲۷۹$  و  $۰/۷۸۵۹$ ) را دارد، بنابراین با توجه به این ضرایب و سایر آماره ها می توان نتیجه گرفت، نرخ تورم توضیح دهنده بهتری برای متغیرهای ارزش معاملات و حجم معاملات نسبت به متغیرهای دیگر عملکرد بازار سهام است. همچنین اثر نرخ تورم بر ارزش معاملات، حجم معاملات و نسبت ارزش معاملات به کل ارزش جاری بازار سهام در بلندمدت مثبت است و بین نرخ تورم و تعداد سهام افزوده شده (افزایش سرمایه شرکت ها) و نسبت تعداد سهام معامله شده به کل سهام منتشر شده نیز در بلندمدت رابطه معناداری یافت نشد.

رابطه مثبت به دست آمده بین نرخ تورم و عملکرد بازار سهام این گونه قابل توجیه است، که در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت ها به دلیل کاهش ارزش پول، افزایش

می‌یابد. این افزایش به دلیل جبران کاهش سود حقیقی است. بنابراین، با افزایش نرخ تورم، افزایش سود تقسیمی شرکت‌ها و به تبع آن افزایش قیمت سهام را به دنبال خواهد داشت. همچنین، با افزایش تورم سرمایه‌گذار با توجه به ریسک بالای نگهداری پول، تمایل کمتر به نگهداری آن دارد. بنابراین، به دنبال کاهش حجم نقدینگی در سبد دارایی خود هستند. بدین منظور، یکی از گزینه‌های موردنظر خرید سهام است که می‌تواند به عنوان سپری در مقابل تورم عمل کند. در نتیجه تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بورس افزایش می‌یابد. افزایش تقاضا برای خرید سهام، موجب افزایش قیمت سهام و در نتیجه افزایش ارزش معاملات و افزایش حجم معاملات می‌شود و همچنین با افزایش قیمت سهام و افزایش ارزش شرکت و افزایش سود تقسیمی شرکت‌ها، انگیزه سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها می‌تواند افزایش یابد. بنابراین شرکت‌ها اقدام به انتشار سهام می‌کنند تا از این طریق منابع مالی موردنیاز برای سرمایه‌گذاری در آینده را فراهم آورند. لذا با افزایش نرخ تورم، تعداد سهام افزوده شده شرکت‌ها نیز افزایش خواهد یافت.

با توجه به آنچه بیان شد، با افزایش نرخ تورم شاخص فعالیت بازار سهام (ارزش معاملات، حجم معاملات، تعداد سهام افزوده شده) افزایش می‌یابد. همچنین، شاخص نقدینگی (نسبت ارزش مبادلات به کل ارزش جاری بازار سهام، نسبت تعداد سهام مبادله شده به کل سهام منتشر شده) بازار سهام نیز می‌تواند افزایش یابد. بنابراین، اثر تورم بر شاخص‌های فعالیت و نقدینگی بازار سهام در کوتاه‌مدت مثبت است. از آنجا که فعالیت و نقدینگی بازار سهام نشان‌گر عملکرد بازار سهام است، در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که اثر تورم بر عملکرد بازار سهام در کوتاه‌مدت در ایران مثبت است.

همچنین، در بلندمدت فرضیه‌های سوم و پنجم تحقیق مورد تأیید آماری قرار نمی‌گیرند. این مسئله بدین علت است که اثرات متغیرها در بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌توانند متفاوت باشند. لذا با افزایش تورم، قیمت فروش محصولات و خدمات شرکت‌ها افزایش یافته و در نتیجه بدون افزایش تولید یا کیفیت محصولات، رقم فروش شرکت بالا می‌رود. از طرف دیگر، افزایش تورم باعث می‌شود که مواد اولیه با قیمت بالاتری خریداری شود. بنابراین، میزان تأثیر تورم بر قیمت سهام بستگی به میزان افزایش قیمت محصولات و خدمات و همچنین افزایش قیمت مواد اولیه و هزینه‌ها دارد. به علاوه، تورم باعث افزایش نرخ بازده موردانتظار سرمایه‌گذارها می‌شود. به این ترتیب، میزان تأثیر تورم بر سود پرداختی شرکت‌ها به سهامداران نامعلوم است و در نهایت می‌توان نتیجه گرفت که تأثیر تورم بر بازار سهام در حاله‌ای از ابهام قرار دارد. بنابراین، در نهایت با توجه به وجود دو اثر مثبت و منفی



نرخ تورم بر قیمت محصولات شرکت‌ها و تعدیل اثر نهایی، می‌تواند منجر به معنادار نشدن ضریب نرخ تورم شود.

براساس نتایج این پژوهش، فرضیه فیشر در کوتاه‌مدت در ایران تأیید می‌شود، زیرا بر طبق این فرضیه رابطه‌ای مثبت بین نرخ تورم و متغیرهای عملکرد بازار سهام وجود دارد. به عبارت دیگر، فرضیه فیشر بیان می‌کند که بازار سهام ایران در کوتاه‌مدت کاراست و می‌تواند به‌عنوان پوششی در مقابل تورم عمل کند.

### فهرست منابع

- تشکینی، ا. (۱۳۸۴). اقتصادسنجی کاربردی به کمک ماکروفیت. تهران: موسسه فرهنگی هنری دیباگران.
- جعفری صمیمی، ا. و یحیی‌زاده‌فر، م. (۱۳۸۰). بررسی رابطه تورم و بازده سهام: تحلیل نظری و مروری بر ادبیات. فصلنامه علوم انسانی دانشگاه الزهراء (س)، ۳۷، ۱۱۵-۱۵۸.
- سعیدی، پ. و امیری، ع. (۱۳۸۷). بررسی رابطه تورم و قیمت سهام صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشگر (فصلنامه مدیریت)، ۱۲، ۶۳-۷۴.
- سعیدی، پ. و کوهساریان، ع. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط شاخص‌های تورم (CPI, PPI) و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. مجله تحقیقات اقتصادی، ۸۹، ۱۰۹-۱۲۸.
- مشیری، س.، پاکیزه، ک.، دبیریان، م. و جعفری، ا. (۱۳۸۹). بررسی رابطه میان بازدهی سهام و تورم با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۴۲، ۵۵-۷۴.
- نجاززاده، ر.، آقایی‌آخوندی، م. و رضایی پور، م. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱، ۱۴۷-۱۷۵.
- نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی (چاپ سوم). تهران: خدمات فرهنگی رسا.

Adam, A. M. & Frimpong, S. (2010). Can stocks hedge against inflation in the long run? Evidence from Ghana stock market. *International Journal of Business and Management*, 6, 188-194.

Al-Khazali, O. M. (2004). The generalized Fisher hypothesis in the Asian market, *Journal of Economic Studies*, 2, 144-157.

Bordo, M. D., Dueker, M. J. & Wheelock, D. C. (2009). *Inflation, monetary policy and stock market conditions: Quantitative evidence from a hybrid latent-variable VAR*. Available from: www.SSRN.com.

- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review*, 545-564.
- Fisher, I. (1930). The theory of interest (NewYork). Reprinted in 1965 (A. M. Kelley, Clifton, NJ).
- Floros, C. (2004). Stock returns and inflation in Greece. *Applied Econometrics and International Development*, 4-2, 55-65.
- Ghatak, S. & Sidiki, J. U. (2001). The use of ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India. *Applied Statistics*, 28(5), 58-73.
- Madsen, J. B. (2002). Share returns and the fisher hypothesis reconsidered, *Applied Financial Economics*, 12, 565-574.
- Omran, M. & Pointon, J. (2001). Does the inflation rate affect the performance of the stock market? The case of Egypt. *Emerging Markets Review*, 2, 263-279.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. (1996). Co-integration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71, 43-117.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (1996). *Testing the existence of a long-run relationship* (Working Paper No. 9607). Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.