پژوهش‌های پولی-بانکی
سال هفتم، شماره ۱۹، بهار ۱۳۹۳
صفحات ۱۲۵-۱۴۲

اثر نرخ تورم بر عملکرد بازار سهام در ایران

محمدهاشم موسوی‌حقیقی [*] **مریم راغب** [†]

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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

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[1]، آزمون F مدل رگرسیون خطی و مدل همبستگی پیرسون[2] 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.

[1] Kolmogorov-Smirnov test

[2] Pearson correlation coefficient

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

نجارزاده، آقایی‌آخوندی و رضایی‌پور (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 به‌ترتیب 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[1] و روش تخمین حداکثر درست‌نمایی[2] در بازده زمانی تیر ۱۳۷۱ تا خرداد ۱۳۸۷ به‌صورت 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. به‌عبارت 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[3] 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[4] (۲۰۰۴) ارتباط بین بازده سهام و نرخ تورم در یونان را بررسی می‌کند. نتایج به‌دست‌آمده 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 علت‌ومعلولی بین این متغیرها وجود ندارد. بنابراین، بازده سهام و تورم به‌عنوان فاکتورهای مستقل در کشور یونان شناخته شدند.

الخزالی[5] (۲۰۰۴) به بررسی فرضیه فیشر در نه کشور آسیایی[1] می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهند که بازده سهام به‌طور ضعیفی همبستگی منفی با تورم موردانتظار و غیرمنتظره

[1] Exponential GARCH
[2] maximum likelihood
[3] wavelet multi-scaling method
[4] Floros
[5] Al-Khazali

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

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[۲] (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 تحرّکات 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[۳] (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.

$$R_t^r = R_t^n - INF_t \qquad (۱)$$

---

[۱] استرالیا، هنگ‌کنگ، اندونزی، ژاپن، کره، مالزی، فیلیپین، تایوان و تایلند

[2] Bordo, Dueker & Wheelock

[3] Adam & Frimpong

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

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 به‌صورت رابطه ۲ بیان می‌کند.

$$S_t^r = S_t^n - INF_t \qquad (۲)$$

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 تغیر قیمت سهام که به‌صورت $S_t^r = dlnPS_t$ 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 به‌صورت 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[1]، ۲۰۰۶، ص ۵۶۶).

$$S_t^n = \gamma_0 + \gamma_1 INF_t + U_t \qquad (۳)$$

درصورت 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. به‌عبارت‌دیگر، 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 درنتیجه، کاهش در بازده سهام را درپی خواهد

[1] Madsen

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

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

ازطرف‌دیگر، 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 به‌خاطر پیوند این دو ارتباط اثرات زنجیره‌ای نامیده می‌شود. به‌طورکلی، 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 (جعفری‌صمیمی و یحیی‌زاده‌فر، ۱۳۸۰، ص ۱۳۶).

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

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

که در آن M_t نقدینگی در اقتصاد (اسکناس‌ومسکوک 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.

$$lnP_t = \alpha_1 lnY_t + \alpha_2 R_t + lnM_t \qquad (۵)$$

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

$$S_t^r = \beta_0 + \beta_1 dlnY_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dlnM_t + \beta_4 INF_t + U_t \qquad (۶)$$

فاما با استفاده از مدل فوق رابطه منفی بین تورم و فعالیت حقیقی را مورد آزمون قرار داد و همبستگی منفی نسبی بین تورم وفعالیت حقیقی به‌طور ماهانه، فصلی و سالانه بعد از سال۱۹۵۳ مشاهده گردید (مدسن، ۲۰۰۲، ص ۵۶۷).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

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 است 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 معامله شده به کل سهام منتشر شده: 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 تولید کننده و از رابطه ۷ استفاده شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

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

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[1] (۱۹۹۶)، پسران، شین و اسمیت[2] (۲۰۰۱) نسخه‌ای جدید و جایگزین از تکنیک‌های هم‌جمعی معرفی نموده‌اند که به آن الگوی خودتوضیح با وقفه توزیع‌شده[3] (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 به‌دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی نظیر خودهمبستگی سریالی و درونزایی هستند، تخمین‌های به‌دست‌آمده از آنها ناریب و کارا خواهد بود (گتک و سیدیکی[4]، ۲۰۰۱)

فرم کلی یک الگوی ARDL به‌صورت 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 ε_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_1: لگاریتم ارزش معاملات، Y_2

[1] Pesaran & Shin
[2] Pesaran, Shin & Smith
[3] Autoregressive Distributed Lag
[4] Ghatak & Siddiki

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

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 معامله‌شده به کل سهام منتشرشده 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 به‌صورت 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 افزوده‌شده (افزایش سرمایه شرکت‌ها) اثر مثبت دارد.
- فرضیه چهارم: نرخ تورم برنسبت ارزش معاملات به کل ارزش بازار سهام اثر مثبت دارد.
- فرضیه پنجم: نرخ تورم بر نسبت تعداد سهام معامله‌شده به کل سهام منتشرشده 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 تعمیم‌یافته

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 تعمیم‌یافته[1] (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.

[1] Augmented Dickey-Fuller

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

جدول ۱

آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته روی سطح متغیرها

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

جدول ۲

آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

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

جدول ۳

نتیجه نهایی آزمون ساکن پذیری متغیرها

متغیر	نتیجه آزمون	متغیر	نتیجه آزمون	متغیر	نتیجه آزمون
Y_1	I(۰)	Y_3	I(۱)	Y_5	I(۰)
Y_2	I(۰)	Y_4	I(۰)	X	I(۰)

همان‌گونه که جدول ۳ نشان می‌دهد کلیه متغیرها به استثنای Y_3 پایا از درجه I(۰) هستند. در روش ARDL متغیرهای الگو الزاماً نباید از یک درجه ساکن‌پذیر باشند. بنابراین، در این متدلوژی (ARDL) در حالتی که متغیرها ترکیبی از متغیرهای I(۱) و I(۰) باشند، قابل برآورد هستند (گتک و سیدیکی، ۲۰۰۱).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

جدول ۴
نتایج کوتاه‌مدت

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

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

۵.۴ برآورد الگوی کوتاه‌مدت

مدل مورد نظر توسط نرم‌افزار ماکروفیت نسخه ۴/۰ برآورد شده است. داده‌های مربوط به کشور ایران به‌صورت ماهانه وارد شده و به علت ماهیانه‌بودن 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 درسطح 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[1] (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 به‌کارگرفته 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 اخلال 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 موردبررسی به‌وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح‌خطای نامقید مورد آزمایش قرار می‌گیرد. فرضیه صفر عدم‌وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند. اگر مقدار آماره F محاسباتی، خارج از

[1] Omran & Pointon

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

محدوده مقادیر بحرانی قرار گیرد، رابطه بلندمدت وجود دارد. به این ترتیب که اگر آماره F محاسبه‌شده بالاتر از مقدار بحرانی بالایی I(۱) قرار گیرد، آنگاه فرضیه صفر ردشده و یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای موردبررسی وجود دارد و اگر آماره F محاسبه‌شده، به زیر مقدار بحرانی پایین I(۰) سقوط کند، آنگاه فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و هیچ رابطه بلندمدتی بین متغیرها وجود ندارد. همچنین، درصورتی که آماره F محاسبه‌شده درون این کرانه‌های بحرانی قرار گیرد، نمی‌توان یک استنباط قطعی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موردبررسی داشت.

همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، نتایج آزمون نشان می‌دهد 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 افزوده‌شده (افزایش سرمایه شرکت‌ها) و نسبت تعداد سهام معامله‌شده به کل سهام منتشرشده رابطه بلندمدت وجود ندارد.

۸.۴ برآورد الگوی بلندمدت

همان‌طور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، ضریب متغیر مستقل نرخ تورم در سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۰ درصد معنادار است. بنابراین، فرضیات اول، دوم و چهارم در بلندمدت پذیرفته می‌شود و از آنجا که ضریب متغیر مستقل نرخ تورم در فرضیه‌های سوم و پنجم در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار نیست، بنابراین فرضیات سوم و پنجم در بلندمدت در سطح موردنظر موردتأیید قرار نخواهند گرفت.

جدول ۵

آزمون وجود رابطه بلندمدت

فرضیه	F محاسباتی	مدل دارای عرض از مبدا و روند	
		۹۵ درصد	
اول	۱۱/۵۳۸۱	I(۰)	I(۱)
دوم	۱۰/۴۲۶۴		
سوم	۶/۵۴۵۱		
چهارم	۱۹/۷۲۰۵	۷/۴۲۳	۶/۶۰۶
پنجم	۶/۱۶۳۳		

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

جدول ۶
تخمین بلندمدت مدل

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

۹.۴ تخمین الگوی تصحیح‌خطا

در ادامه به برآورد الگوی تصحیح‌خطا که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد می‌پردازیم. برای تنظیم الگوی تصحیح‌خطا کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون هم‌جمعی 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،ص۱۰۱). نتایج مربوط به الگوی تصحیح‌خطا در جدول ۷ گزارش شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

جدول ۷

تخمین ضریب $Ecm(-1)$ در الگوی تصحیح‌خطا

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

آنچه در مدل تصحیح‌خطا بیش از همه دارای اهمیت است، ضریب جمله تصحیح‌خطا است که نشان‌دهنده سرعت تعدیل فرایند عدم‌تعادل به سمت تعادل در بلندمدت است. همان‌طور که در جدول ۷ ملاحظه می‌شود، این ضریب معنادار و دارای علامت منفی است. مقدار ضریب ECM نشان می‌دهد که حرکت به سمت تعادل نسبتاً خوب است.

۵ نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی اثر نرخ تورم بر عملکرد (شاخص فعالیت و نقدینگی) بازار سهام در ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت پرداخته شده است. برای ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع‌شده و برای ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها از الگوی تصحیح‌خطا استفاده شده است. نتایج الگوی ARDL نشان می‌دهد که اثر نرخ تورم بر عملکرد بازار سهام در کوتاه‌مدت مثبت است. الگویی که فرضیات اول و دوم را مورد آزمون قرار می‌دهد، بیشترین ضریب تعیین (۰/۶۲۷۹ و ۰/۷۸۵۹) را دارد، بنابراین با توجه به این ضرایب و سایر آماره‌ها می‌توان نتیجه گرفت، نرخ تورم توضیح‌دهنده 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 افزوده‌شده (افزایش سرمایه شرکت‌ها) و نسبت تعداد سهام معامله‌شده به کل سهام منتشرشده نیز در بلندمدت رابطه معناداری یافت نشد.

رابطه مثبت به‌دست‌آمده بین نرخ تورم و عملکرد بازار سهام این گونه قابل توجیه است، که در شرایط تورمی به‌طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها به‌دلیل کاهش ارزش پول، افزایش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

می‌یابد. این افزایش به دلیل جبران کاهش سود حقیقی است. بنابراین، با افزایش نرخ تورم، افزایش سود تقسیمی شرکت‌ها و به‌تبع آن افزایش قیمت سهام را به‌دنبال خواهد داشت. همچنین، با افزایش تورم سرمایه‌گذار با توجه به ریسک بالای نگهداری پول، تمایل کمتر به نگه‌داری آن دارد. بنابراین، به‌دنبال کاهش حجم نقدینگی در سبد دارایی خود هستند. بدین منظور، یکی از گزینه‌های موردنظر خرید سهام است که می‌تواند به‌عنوان سپری در مقابل تورم عمل کند. درنتیجه تقاضا برای سرمایه‌گذاری در بورس افزایش می‌یابد. افزایش تقاضا برای خرید سهام، موجب افزایش قیمت سهام و درنتیجه 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 افزوده‌شده 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 افزوده‌شده) افزایش می‌یابد. همچنین، شاخص نقدینگی (نسبت ارزش مبادلات به کل ارزش جاری بازار سهام، نسبت تعداد سهام مبادله‌شده به کل سهام منتشرشده) 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 افزایش‌یافته و درنتیجه بدون افزایش تولید یا کیفیت محصولات، رقم فروش شرکت بالا می‌رود. ازطرف‌دیگر، 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. به‌علاوه، تورم باعث افزایش نرخ بازده موردانتظار سرمایه‌گذارها می‌شود. به‌این‌ترتیب، میزان تأثیر تورم بر سود پرداختی شرکت‌ها به سهامداران نامعلوم است و درنهایت می‌توان نتیجه گرفت که تأثیر تورم بر بازار سهام در هاله‌ای از ابهام قرار دارد. بنابراین، درنهایت با توجه به وجود دو اثر مثبت و منفی

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

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. به‌عبارت‌دیگر، 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.

جعفری‌صمیمی، ا. و یحیی‌زاده‌فر، م. (۱۳۸۰). بررسی رابطه تورم و بازده سهام: تحلیل نظری و مروری بر ادبیات. *فصلنامه علوم انسانی دانشگاه الزهرا (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 تجزیه‌وتحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۴۲، ۵۵-۷۴.

نجارزاده، 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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]

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.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-08]