فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی
سال هفدهم، شماره ۵۰ ، تابستان ۸۸ ، صفحات ۱۱۳-۹۳

بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران

رامین پاشایی‌فام
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی
R.pashaeefam@cbi.ir

رضا امیدی‌پور
کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی
ro6198@yahoo.com

با توجه به اینکه شاخص قیمت بهای کالا و خدمات مصرفی و نوسان نرخ آن با تغییر سیاست‌های پولی، به دلیل ساختار ویژهٔ روابط اقتصادی داخلی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده توسعه اقتصادی کشور است، بررسی تأثیر نرخ تورم بر بخش‌های مختلف اقتصاد به ویژه بازار سرمایه که نشان‌دهنده رشد فعالیت‌های اقتصادی کشور است، اهمیت بسیاری دارد. این مقاله، با هدف بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های (۱۳۶۹ تا ۱۳۸۵) انجام شد. متغیرهای نوسان قیمت نفت، قیمت نفت و نرخ ارز نیز به عنوان متغیرهای توضیحی برای بررسی در نظرگرفته شد. پس از آزمون ایستایی، همهٔ متغیرها برای اندازه‌گیری متغیر نوسان بهای نفت از مدل خود رگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی و شرطی تعمیم یافته استفاده شد و بهترین مدل از طریق GARCH(1,1) به دست آمد و سرانجام، با تعیین وقفه بهینه و تعداد روابط بلندمدت، الگوی تصحیح خطا برداری (VECM) ارائه شد.

بر اساس نتایج به دست آمده، دو متغیر نرخ ارز و نرخ تورم در بلندمدت تأثیر منفی بر بازده واقعی سهام از خود نشان می‌دهند، در صورتی‌که تأثیر متغیر نوسان قیمت نفت و قیمت نفت به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بازده واقعی سهام مثبت بوده است.

طبقه بندی JEL: C53 و E44.
واژه‌های کلیدی: نرخ تورم، نوسان قیمت نفت، بازده واقعی سهام، مدل‌های (GARCH) و مدل تصحیح خطابرداری (VECM).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

۱. مقدمه

با توجه به اینکه ایران یکی از کشورهای صادرکننده نفت و عضو اوپک است و بخش قابل توجهی از درآمدهایش را از صادرات نفت و درآمدهای ارزی و ریالی حاصل از آن تأمین می‌کند، در پی تغییرات قیمت نفت، درآمدهای کشور نیز با بی‌ثباتی شدیدی مواجه می‌شود.

آمارها نشان می‌دهند که ایران با افزایش و کاهش قیمت نفت، با پدیده تورم مواجه می‌شود و این پدیده علاوه بر اینکه موجب تغییر میزان سود و جریان نقدی شرکت‌ها می‌شود، نرخ بازده مورد انتظار سهامداران را نیز تغییر می‌دهد. نرخ بازده مورد انتظار، به معنای حداقل نرخ بازدهی است که سهامداران می‌بایست به دست آورند تا با انجام سرمایه‌گذاری موافقت کنند.

با توجه به اینکه بازار سرمایه ایران به بورس اوراق بهادار تهران اختصاص دارد، از مهم‌ترین مواردی است که هم از جهت سیاستگذاری و هم از جهت هدایت سرمایه، برای سرمایه‌گذاران قابل توجه است. بازده واقعی سهام، نشان‌دهنده وضع کلی اقتصاد یک کشور است و افزایش این بازده به معنای بهبود در اوضاع اقتصادی و کاهش این بازده نیز نشان دهنده بحران رکود خواهد بود.

در این مقاله، علاوه بر بررسی رابطه تعادلی بین متغیرهای اصلی مدل نرخ تورم و بازده واقعی سهام، رابطه تعادلی بین متغیرهای توضیحی دیگر مدل (نرخ ارز، نوسان قیمت نفت و قیمت نفت) با متغیر وابسته (بازده واقعی سهام) نیز مورد سنجش قرار خواهد گرفت.

از سویی، تغییرات مداوم نرخ تورم در اقتصاد ایران و از سوی دیگر با تغییراتی که در رویکرد سرمایه‌گذاری سهامداران طی سال‌های اخیر در بازار بورس تهران ایجاد شده است و با توجه به علمی و تخصصی‌تر شدن روند معاملات و نیز مطالعات اندکی که در این زمینه انجام شده است، این مقاله با هدف پیشبرد سطح علمی بازار و افزایش آگاهی سهامداران در نحوه معاملاتشان تدوین شده است. بنابراین، آگاهی از بازده واقعی بازار بورس تهران با در نظر گرفتن آثار ناشی از نوسان نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در سال‌های اخیر به عنوان راهکاری برای سیاستگذاران و سرمایه‌داران خواهد بود.

این مقاله به این پرسش‌ها در زمینه بازار سرمایه ایران است پاسخ می دهد:

۱. آیا متغیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران تاثیرگذار است؟

۲. میزان تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران چقدر است؟

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

بر مبنای این پرسش‌ها، این فرضیه مطرح می‌شود که نرخ تورم با بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران رابطه منفی و معناداری دارد.

با توجه به اینکه تغییرات نرخ تورم که از مهم‌ترین شاخص‌های کلان اقتصادی است، خسارات بسیاری به ویژه در سال‌های پس از جنگ جهانی دوم به اقتصاد جهانی وارد کرد، در این مقاله به تأثیر این متغیر مهم اقتصادی توجه شده است. علاوه بر این، بررسی عملکرد شاخص قیمت سهام و بازده واقعی سهام از موضوعاتی است که در دهه‌های اخیر مورد توجه صاحب‌نظران بوده است.

بنابراین، در این بخش با تفکیک مقاله‌های پیشین داخلی و خارجی، به معرفی مطالعات تجربی با محور تأثیر نوسان متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته می‌پردازیم.

تحقیقات خارجی در این زمینه عبارت‌اند از: مطالعه فرث[1] (۱۹۷۹)، فلدستاین[2] (۱۹۸۰)، جیسون بندرلی و بورتن زوئیچ[3] (۱۹۸۵)، فرد گراهام[4] (۱۹۹۶)، میشل بارنز[5]، جان اچ بوید و بروس دی اسمیت (۱۹۹۹)، مارک چوپین و ماسن ژونگ[6] (۲۰۰۰)، جاکوب مدسن[7] (۲۰۰۲)، اوینگ، فوربس و پین[8] (۲۰۰۳)،هاگان آیگرون وهاگان ساریتاس[9] (۲۰۰۴) و از جمله تحقیقات داخلی در این زمینه می‌توان به مطالعه مهران جوادپور (۱۳۷۵)، محمود یحیی‌زاده‌فر (۱۳۷۸)، محمدحسن جنانی (۷۹-۱۳۷۸)، شهرناز مهرجو (۱۳۷۹)، لیدا ادیب (۱۳۸۲)، مصطفی کریم زاده (۱۳۸۳)، حسین امیر رحیمی (۱۳۸۴)، زهره بهفرنیا (۱۳۸۵) که در این مقاله چکیده‌ای از مطالعات آنها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جیسون بندرلی و بورتن زوئیچ (۱۹۸۵) در مطالعه خود در زمینه اقتصاد آمریکا طی دوره زمانی (۱۹۸۱-۱۹۵۴)، متوجه تاثیر منفی نرخ تورم بر بازده واقعی سهام شدند. علاوه بر این، فرد گراهام (۱۹۹۶) در مورد ایالات متحد امریکا طی دوره زمانی (۱۹۹۰-۱۹۵۳) نشان داد که ارتباط

1. Firth, M.
2. Feldstein, M.
3. Benderly, J. & Z. Burtan.
4. Graham, Fred.
5. Barnes, M., J.H.Boyad & B.O.Smith.
6. Chopin, M. & M.Zhong.
7. Madsen.B.J.
8. Ewing, B.T. & S.M.Forbes & J.E.Payne.
9. Aygoren, H. & H.Saritas.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

بازدهی سهام و نرخ تورم در همه دوره‌ها منفی بوده است و فقط در دوره زمانی (۱۹۸۲-۱۹۷۶) این رابطه مثبت شده است.

در تأیید مطالعات گذشته در سال ۱۹۹۶، گلنور مراد اغلو و کیویلسیم متین[1] نیز طی دوره زمانی (۱۹۹۳-۱۹۸۶) در اقتصاد ترکیه به تأثیر معکوس نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم در بلندمدت بر شاخص قیمت سهام بورس استانبول دست یافتند.

مارک چوپین و ماسن ژونگ (۲۰۰۰) با استفاده از روش تصحیح خطای‌برداری یا (VECM) برای چند کشور توسعه یافته و در حال توسعه، نشان دادند که رابطه بلندمدت بین بازده واقعی سهام و نرخ تورم پس از جنگ جهانی دوم منفی بوده است.

جاکوب مدسن (۲۰۰۲)، برای کشورهای عضو شورای همکاری اقتصادی و طی سال‌های (۱۹۹۵-۱۹۶۲) به این نتیجه دست یافت که نرخ تورم، تأثیر منفی بر بازدهی واقعی سهام دارد. هاگان آیگرون وهاگان ساریتاس نیز در سال ۲۰۰۴ نشان دادند که طی دوره زمانی (۲۰۰۲-۱۹۹۲) در کشور ترکیه، رابطه معکوسی بین بازده واقعی سهام و تورم وجود داشته است.

بررسی حسین امیر رحیمی در سال ۱۳۸۴ در مورد کشور ایران با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های (۱۳۶۹ تا ۱۳۸۳) نیز نشان داد که نتیجه نهایی افزایش تورم در بلندمدت، کاهش بازده واقعی سهام را در پی خواهد داشت.

۲. مبانی نظری

۲-۱. رابطه تورم و بازار سهام

در این مقاله برای ارتباط بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان پولی به‌ویژه تورم، از دو تئوری پورتفولیو[2] و تئوری فیشر الگو گرفتیم.

ابتدا، به تئوری پورتفولیو است که بر مبنای مبانی مدیریت مالی در سطح اقتصاد خرد و سپس به نظریه فیشر را که مبتنی بر روابط اقتصاد کلان است، خواهیم پرداخت.

الف) نظریه پورتفولیو

یکی از تئوری‌هایی که برای بنا نهادن اساس تئوریک مدل مورد استفاده قرارگرفته است، تئوری پورتفولیو است. پورتفولیو، سبد دارایی است که سرمایه‌گذار با ترکیبات مختلفی از دارایی‌های مالی

1. Muradoglu, G. & K.Metin (1996).
2. Portfolio

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

آن را متنوع نگهداری می‌کند. ابتدا این نظریه توسط‌هاری ام.مارکویتز[1] ارائه شد و بر این فرض بنا شد که مطلوبیت سرمایه‌گذار، تابع بازدهی و ریسک دارایی‌های مالی است و می‌بایست به توضیح بازده و ریسک پورتفولیو نیز پرداخته شود.

بازده انتظاری پورتفولیو

بازده انتظاری پورتفولیو عبارت است از مجموع وزنی بازدهی مورد انتظار دارایی‌های مالی تشکیل دهنده پورتفولیو.

به‌طورکلی زمانی‌که پورتفولیو از n دارایی مالی تشکیل می‌شود، بازده انتظاری آن برابر است با:

$$R_p = \sum_{i=1}^{n} X_i R_i \qquad (۱)$$

R_p = بازده انتظاری پورتفولیو

X_i = نسبتی از ثروت مالی که صرف دارایی مالی i ام می‌شود.

R_i = بازده انتظاری دارایی مالی i ام

اگر فرض کنیم پورتفولیوی افراد شامل پول، سپرده بانکی، سهام و ارز(دلار) است و به‌عبارتی ثروت مالی افراد صرف چهار نوع دارایی مالی می‌شود[2]، بازده انتظاری سبد دارایی‌های مالی مذکور عبارت اند از:

$$R_p = R_m^r M + R_d^r D + R_S^r S + R_{er}^r ER \qquad (۲)$$

R_m^r = بازدهی واقعی پول

M = نسبتی از ثروت مالی که صرف پول نقد می‌شود.

R_d^r = بازدهی واقعی سپرده بانکی (نرخ سود بانکی واقعی)

D = نسبتی از ثروت مالی که صرف سپرده بانکی می‌شود.

1. Harry, M.Markowitz.

۲. بدیهی است که می‌بایست دارایی‌های دیگری مانند مستغلات، سکه و طلا و سایر موارد دیگر نیز به آن افزوده شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

R_S^r = بازده واقعی سهام

S = نسبتی از ثروت مالی که صرف سهام می‌شود.

R_{er}^r = بازدهی واقعی ارز

ER = نسبتی از ثروت مالی که صرف ارز (دلار) می‌شود.

$$R_m^r = R_m - INF = -INF \qquad (۳)$$

$$R_S^r = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{DPS}{P_{t-1}} + \frac{P_{bs}}{P_{t-1}} - INF$$

P_{bs} = قیمت بازاری حق تقدم خرید سهام و ارزش بازاری سود سهمی

INF = نرخ تورم

$$R_{er}^r = \frac{ER_t - ER_{t-1}}{ER_{t-1}} - INF \qquad (۴)$$

ER_t = نرخ ارز در دوره t

ER_{t-1} = نرخ ارز در دوره t-1

INF_t = نرخ تورم

با توجه به این مطالب، رابطه یک را می توان به این صورت بازنویسی کرد:

$$R_p = -INFM + R_d^r D + \left[\left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{DPS}{P_{t-1}} + \frac{P_{bs}}{P_{t-1}} \right) - INF \right] S + \left[\frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} - INF_t \right] ER$$

ریسک پورتفولیو

ریسک پورتفولیویی که از n دارایی مالی تشکیل شده است برابر است با:

$$\sigma_p = \sqrt{\begin{matrix} X_1^2\sigma_1^2 + X_2^2\sigma_2^2 + \ldots + X_n^2\sigma_n^2 + 2X_1X_2COV\left(R_1, R_2\right) + \ldots \\ + 2X_1X_nCOV\left(R_1, R_2\right) + \ldots + 2X_nX_{n-1}COV\left(R_n, R_{n-1}\right) \end{matrix}} \qquad (۱)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

σ_p = انحراف معیار بازدهی‌های دارایی‌های مالی پورتفولیو

X_i = نسبتی از ثروت مالی که صرف دارایی‌های مالی iام می‌شود.

σ_i = انحراف معیار بازدهی دارایی مالی iام که طبق این فرمول محاسبه می‌شود:

$$\sigma_i^2 = \frac{\sum_{t=1}^{k} (R_{it} - \overline{R}_i)^2}{N - 1} \quad (۲)$$

K = تعداد دوره‌ها

σ_{ij} = کوواریانس بازدهی‌های دارایی‌های مالی iام و jام که به این ترتیب محاسبه می‌شود:

$$\sigma_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^{k} (R_{it} - \overline{R}_i)(R_{jt} \text{ ۳ } \overline{R}_j)}{N - 1} \quad (۳)$$

با توجه به اینکه پول نقد

و نرخ سود بانکی فاقد ریسک است، ریسک پورتفولیو برابر است با:

$$\sigma_p = \sqrt{S^2 \sigma_s^2 + ER^2 \sigma_{er}^2 + 2S.ER\ \sigma_{s.er}} \quad (۴)$$

سرمایه‌گذار با توجه به ریسک و بازدهی‌های پورتفولیوی مختلف، پورتفولیویی را به عنوان پورتفولیوی کارآمد گزینش می‌کند که حداکثر مطلوبیت انتظاری را داشته باشد.

ب) نظریه اساسی فیشر

این تئوری برای به دست آوردن چارچوب نظری بین شاخص قیمت سهام با متغیرهای کلان پولی به‌ویژه تورم است. معادله اساسی فیشر نشان‌دهندهٔ نرخ بهره حقیقی است که از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم به دست می‌آید.

$$R_t^r = R_t^n - INF_t \quad (۱)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

R_t^r = نرخ بهره حقیقی

R_t^r = نرخ بهره اسمی

INF = نرخ تورم

فیشر چنین رابطه‌ای را نیز برای بازدهی سهام ارائه می‌دهد:[1]

$$RS_t^r = RS_t^n - INF_t \qquad (۲)$$

RS_t^r = بازده حقیقی سهام

RS_t^n = بازده اسمی سهام

بازده اسمی سهام نیز برابر با نرخ تغییر قیمت سهام است به طوری‌که:

$$RS_y^n = dLnPS \qquad (۳)$$

PS_t = قیمت سهام

با توجه به این معادله، فیشر این مدل اقتصادسنجی را ارائه می‌دهد که نشان دهنده این است که نرخ تورم بر بازدهی سهام اثرگذار است:

$$RS_t^r = \gamma_0 + \gamma_1 INF_t + U_t \qquad (۴)$$

فاما.[2] (۱۹۸۱) معتقد بود که در معادله فیشر، برخی متغیرهای کلان پولی مانند نقدینگی و نرخ بهره نادیده گرفته شده‌اند. وی برای اثبات ادعایش با در نظرگرفتن ارتباط بازار پول و بازار بورس، تعادل بازار پول را مورد استفاده قرار می‌دهد.[3]

تعادل بازار پول به این شکل است:

$$\frac{M_t}{P_t} = m(Y_t, R_t) \qquad (۵)$$

1. Madsen, B.Jakob (2002).
2. Fama
3. Madsen, B.Jakob (2002).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

P_t = سطح عمومی قیمت‌ها

Y_t = درآمد ملی

R_t = نرخ بهره

بنابراین، فاما این تقاضای پول را ارائه می‌دهد:

$$Ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \alpha_1 LnY_t - \alpha_2 R_t \qquad \alpha_1, \alpha_2 > 0 \qquad (۶)$$

$$LnP_t = -\alpha_1 LnY_t + \alpha_2 R_t + LnM_t$$

که در صورت محاسبه دیفرانسیل، این رابطه را خواهیم داشت:

$$dLnP_t = -\alpha_1 dLnY_t + \alpha_2 dR_t + dLnM_t$$

$$(dLnP_t = INF_t)$$

$$INF_t = -\alpha_1 dLnY_t + \alpha_2 dR_t + dLnM_t$$

با جایگزینی این عبارت در معادله (۲)، خواهیم داشت:

$$RS_t^r = \gamma_0 - \gamma_1\alpha_1 dLnY_t + \gamma_1\alpha_2 dR_t + \gamma_1 dLnM_t + U_t$$

و این رابطه را به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$RS_t^r = \beta_0 + \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dLnM_t + U_t$$

به‌طوری که:

$$\beta_0 = \gamma_0, \beta_1 = -\gamma_1\alpha_1, \beta_2 = \gamma_1\alpha_2, \beta_3 = \gamma_1$$

با استفاده از این رابطه، بین بازده اسمی و بازده حقیقی سهام، معادله به این ترتیب ارائه خواهد شد:

$$(RS_t^n = RS_t^r + INF_t) \qquad (۷)$$

و معادله فوق را به‌صورت زیر می‌نویسیم:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

$$RS_t^n = \beta_0 + \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dLnM_t + \beta_4 INF_t + U \quad (۸)$$

این معادله برای قیمت سهام به این صورت است:

$$LnPS_t = \beta_0 + \beta_1 LnY_t + \beta_2 R_t + \beta_3 LnM_t + \beta_4 P_t + U_t \quad (۹)$$

سرانجام، با توجه به این معادله و بر اساس تئوری پورتفولیو و نظریه فیشر و ملاحظه مطالعات تجربی به تصریح مدل می‌پردازیم.

۲-۲. آثار تورم بر بازار سهام

تورم موجب توزیع دوباره دارایی‌ها و درآمدها می‌شود. بهای دارایی افرادی که بیش از نرخ تورم افزایش داشته است از فرآیند تورم بهره‌مند شده و افرادی که قیمت دارایی‌های آنها کمتر از نرخ تورم افزایش یابد، متضرر می‌شوند. به این ترتیب، فعالان اقتصادی که قادر به افزایش درآمدهای اسمی به نرخی بیش از نرخ تورم باشند، منتفع و بالعکس افرادی که به جهت محدودیت قانونی نتوانند درآمدهای اسمی خود را در سطح نرخ تورم افزایش دهند، متضرر می‌گردند.

با بررسی آثار تورم، این نتیجه به دست می‌آید که آن دسته از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس که دارایی‌هایی دارند که تأثیر تورم بر افزایش قیمت آنها نیز بیشتر است، آثار تورم در افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها نیز بیشتر خواهد بود و در نتیجه این سهام، در نزد افراد قابل قبول‌تر خواهند بود، زیرا هر سهامدار سهمی معادل با برگه سهامش از شرکت دریافت می‌کند که با افزایش در ارزش دارایی‌های شرکت بورسی، انتظار افزایش قیمت در سهام خود را خواهد داشت. بنابراین، سهامدارانی که بازده اسمی سهام آنها بیش از نرخ تورم افزایش یابد، منتفع و سهامدارانی که بازده اسمی سهام آنها رشد پایین‌تری نسبت به نرخ تورم دارد، از پدیده تورم متضرر خواهند شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

۳. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۳-۱. آمار و اطلاعات مورد استفاده

در این مقاله، آمارهای مربوط به بهای نفت سبک ایران به حسب هر بشکه به دلار آمریکا از سایت سازمان اوپک و آمار مربوط به متغیر نرخ ارز نیز از آمار و اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[1] استخراج شده است.

با توجه به اینکه آثار برخی تکانه‌های نفتی در مدتی کمتر از یک‌سال ظاهر می‌شود، داده‌های مورد استفاده در این مقاله نیز به صورت فصلی ارائه شده است و بنابراین، اگر از داده‌های سالانه استفاده شود، چنین آثاری در مدل نادیده گرفته خواهد شد. دوره زمانی مورد مطالعه برای برآورد مدل‌ها از فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۵ است و این متغیر، با توجه به اینکه آمارهای مربوط به نرخ تورم به صورت فصلی و در دسترس مستقیم نبود، از محاسبه درصد تغییرات شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی فصلی از آمار و اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده است. علاوه بر این، آمار مربوط به بازده واقعی سهام در پایان دوره از تفاضل نرخ تورم از درصد تغییرات شاخص بهای سهام در پایان دوره فصلی سازمان بورس اوراق بهادار تهران به دست آمده است و با انتشارات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در بخش نماگرها نیز مطابقت داشته است.

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این مقاله براساس سری‌های زمانی است، می‌بایست از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی که برای این منظور تدوین شده‌اند استفاده شود. و از نرم‌افزارهای موجود، نرم‌افزار ایویز[2] انتخاب شد. این نرم‌افزار به دلیل سهولت استفاده، دقت بالا و امکانات فراوان در تحلیل‌های سری زمانی به ویژه الگوی خود توضیح برداری (VAR)[3] و تصحیح خطای برداری (VECM)[4] اهمیت بسیاری دارد.

۳-۲. معرفی مدل و فرآیند برآورد

در این مقاله، علاوه بر متغیر نرخ تورم از متغیرهای کلان اقتصادی مانند بهای نفت، نوسان‌های قیمت نفت و نرخ ارز نیز استفاده شده است. برای اندازه‌گیری متغیر نوسان بهای نفت نیز از روش خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی استفاده شده است و این متغیر به عنوان یکی از متغیرهای مستقل در مدل استفاده شده است.

1. www.Cbi.ir
2. Eviews
3. Vector Auto-Regression
4. Vector Error Correction Model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

تابع رگرسیونی مربوط به بازده واقعی سهام، شامل متغیر وابسته (متغیر بازده واقعی سهام در پایان دوره)، متغیر نرخ تورم(محاسبه شده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی)، بهای نفت (بهای نفت سبک ایران)، نوسان قیمت نفت و نرخ ارز(نرخ برابری دلار آمریکا با ریال در بازارهای غیر رسمی) که به عنوان متغیرهای توضیحی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

مدل مورد استفاده در این مقاله به این صورت تعریف می‌شود:

$$Log(RSR) = C_1 + \alpha_1 Log(OPLFV) + \beta_1 Log(OPL) + \gamma_1 Log(EXR) + \theta_1 Log(INFR)$$

نام مدل	متغیر وابسته		متغیرهای توضیحی	
مدل بازده واقعی سهام	بازده واقعی سهام	RSR	نرخ تورم	INFR
			نوسان قیمت نفت	OPLFV
			قیمت نفت	OPL
			نرخ ارز	EXR

ابتدا، این مقاله به بررسی ایستایی متغیرها می‌پردازد و سپس با انجام آزمون ریشه واحد[1] در همهٔ متغیرها به این نتیجه دست می‌یابیم که تفاضل مرتبه اول همه متغیرها ایستا است و به عبارتی همه متغیرهای مدل انباشته از مرتبه اول یا I(1) هستند. علاوه بر این، متغیر بهای نفت با استفاده از مدل (ARIMA) برآورد شد و بهترین مدل برای اندازه‌گیری متغیر نوسان قیمت نفت از طریق مدل‌های (ARCH) و (GARCH) به دست آمد و با بکارگیری مدل‌های (VAR)، وقفه بهینه در مدل به دست آمد. در ادامه، از طریق آزمون جوهانسن[2] به بررسی رابطه بلندمدت هم‌انباشته بین متغیرها پرداختیم تا در صورت رابطه تعادلی بلندمدت هم‌انباشته، از الگوی تصحیح خطا برداری (VECM) استفاده شده و نتایج آن تفسیر شود.

۳-۳. نتایج برآورد

الف) نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

این آزمون برای متغیرهای بازده واقعی سهام[3]، نرخ ارز، نرخ تورم، قیمت نفت و نوسان قیمت نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ انجام گرفته است.

در این مقاله برای بررسی ایستایی متغیرها، از آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته که از آزمون‌های

1. Unit Root Test
2. Johansen Cointegration Test

۳. با توجه به اینکه شاخص قیمت سهام به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ محاسبه شده است، متغیر بازده واقعی سهام نیز بر مبنای این سال به دست آمده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

معتبر ایستایی است، استفاده شده است.[۱] با مقایسه آمار دیکی – فولر و مقادیر بحرانی مکینون[۲] به بررسی ایستایی متغیرها پرداختیم. علاوه بر این، سه حالت وجود عرض از مبدأ، روند و یا هیچ یک از این دو نیز از طریق کمترین معیار[۳] در متغیرهای الگو مورد بررسی قرار گرفته است.

این نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح ناایستا هستند و در مرحله بعد "تفاضل مرتبه اول" آنها نیز مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول همه متغیرها در سطح ۹۹ درصد ایستا است. بنابراین، این نتیجه به دست می‌آید که همه متغیرهای مدل انباشته، از مرتبه یک یا I(1) هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

متغیر	شرح	مقدارمحاسباتی آماره‌دیکی‌فولر	مقداربحرانی آماره‌دیکی‌فولر	سطح احتمال (درصد)
		انجام آزمون در سطح متغیر		
RSR			-۴/۱۰	۱
	بازده واقعی سهام	-۱/۶۳	-۳/۴۸	۵
			-۳/۱۷	۱۰
INFR	نرخ تورم	-۳/۲۰	-۴/۱۱	۱
			-۳/۴۸	۵
			-۳/۱۷	۱۰
EXR	نرخ ارز	-۰/۸۱	-۳/۵۳	۱
			-۲/۹۰	۵
			-۲/۵۹	۱۰
OPL	قیمت نفت	۱/۱۱	-۲/۶۰	۱
			-۱/۹۴	۵
			-۱/۶۱	۱۰
OPLFV	نوسان قیمت نفت	*۸/۹۷	**-۲/۶۰	۱
			**-۱/۹۵	۵
			**-۱/۶۱	۱۰
		انجام آزمون در تفاضل مرتبه اول متغیر		
DRSR	تفاضل مرتبه اول بازده واقعی سهام	-۷/۸۷	-۴/۱۰	۱
DINFR	تفاضل مرتبه اول نرخ تورم	-۱۱/۳۵	-۴/۱۱	۱
DEXR	تفاضل مرتبه اول نرخ ارز	-۷/۱۰	-۳/۵۳	۱
DOPL	تفاضل مرتبه اول قیمت نفت	-۷/۵۴	-۲/۶۰	۱
DOPLFV	تفاضل مرتبه اول نوسان قیمت نفت	*-۳/۵۴	**-۲/۶۰	۱

مأخذ: نتایج تحقیق.

* میزان محاسباتی آماره فیلیپس و پرون (PP)

** میزان بحرانی آماره فیلیپس و پرون (PP)

۱. در رابطه با متغیر نوسان قیمت نفت، برای پرهیز از خود همبستگی جملات خطای رگرسیون و به دلیل وجود مشکل واریانس ناهمسانی شرطی در این متغیر از روش ارائه شده توسط (فیلیپس- پرون) برای آزمون ایستایی این متغیر استفاده شده است.

2. MacKinnon Critical Values

3. kaike & Schwarz.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

ب) نتایج مدل (ARIMA) در شبیه‌سازی تفاضل مرتبه اول قیمت نفت

برای محاسبه متغیر نوسان قیمت نفت از طریق مدل ARIMA، ابتدا می‌بایست تشخیص دهیم که مدل AR، MA و یا ARMA است. با توجه به اینکه متغیر قیمت نفت در سطح مانا نبود و با تفاضل مرتبه اول به مانا تبدیل شد، نمودار همبستگی نگار[1] این متغیر را در تفاضل مرتبه اول بررسی کردیم و بر اساس آن می‌توان اظهار کرد که تفاضل مرتبه اول متغیر از ترکیب فرآیندهای AR و MA که در وقفه‌های ۴ و ۵ از MA و در وقفه‌های ۳ و ۴ و ۵ از AR تبعیت می‌کند و اعمال هر ترکیبی از AR و MA مجاز است و ما به دنبال ترکیبی از حداقل معیارهای آکائیک و شوارتز هستیم.

پس از بررسی حالت‌های مختلف، مدلی براساس فرآیند ARIMA(5,1,5) به دست آمد. در این مرحله، در پی کسب مدل ARCH با وقفه‌های مختلف ARIMA هستیم که حداقل مقدار برای معیارهای AIC و SC را دارد. پس از برآورد مدل (ARIMA) و مشاهده تأثیر ARCH از طریق آزمون ARCH LM test، متغیر نوسان بهای نفت را با استفاده از مدل خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی و خود رگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته، اندازه‌گیری کردیم که در نهایت بهترین مدل با GARCH(1,1) به دست آمد. در مرحله بعد، با وجود دو سری از الگوی انباشته مرتبه یک، وجود رابطه همگرایی بین آنها مورد آزمون قرار می‌گیرد تا در صورت وجود این رابطه، الگوی تصحیح خطا برداری به دست آید. با توجه به اینکه تعداد متغیرهایی که در رابطه بلندمدت منظور می‌شوند بیش از دو متغیراست، از روش جوهانسن استفاده شده است که در این حالت نسبت به روش انگل گرنجر مناسب‌تر است.

ج) نتایج تعیین طول وقفه مناسب در مدل

برای تعیین تعداد روابط بلندمدت با استفاده از روش جوهانسن، می بایست ابتدا الگوی خود توضیح برداری(VAR) متناسب با بردار متغیرها به دست آید تا با آزمون ریشه‌های مشخصه ماتریس ضرایب حاصل از تعداد روابط بلندمدت بین متغیرها تعیین شود.

نخستین مرحله در برآورد الگوی (VAR)، تعیین وقفه بهینه در الگو است که می‌بایست ابتدا، وقفه در آزمون تعیین شود. باتوجه به اینکه حجم نمونه کوچک است و تعداد وقفه بیش از سه، درجه آزادی را بشدت کاهش می‌دهد، حداکثر دو وقفه برای آزمون تعیین شده است که با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین(SBC)، حنان کوئین[2](HQC) و آزمون نسبت راستنمایی(LR) صورت گرفته است.

1. Correlogram
2. Hannan-Quinn

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

نتایج مطالعهٔ ایوانو و کیلیان[1] (۲۰۰۵) نشان داد که مناسب‌ترین معیار برای الگوهایی با حجم نمونهٔ کمتر از ۱۲۰، معیار سوارتز بیزین (SBC) است. در صورتی‌که هدف، برآورد الگوی (VECM) باشد، معیار (SBC) در هر حجم نمونه، مناسب‌ترین معیار انتخاب وقفهٔ الگو است. فیلیپس و پلوبرگر[2] (۱۹۹۴) نیز بر اساس مطالعات شبیه‌سازی نشان دادند که معیار شوارتز مناسب‌تر از معیار آکائیک در انتخاب وقفه است.

یکی از عوارض انتخاب نامناسب وقفه در الگو، ایجاد خودهمبستگی در جملات باقیمانده است. علاوه بر این، نرمال بودن جملات باقیمانده الگو نیز تحت تاثیر قرار می‌گیرد.

آزمون عدم خودهمبستگی و نرمالیتی به ترتیب بر اساس آزمون (LM وJB) انجام شد که نتایج آن، بر انتخاب وقفه مناسب برای الگو تأکید دارد. آزمون ثبات الگوی برآورد شده نیز انجام شد که نتایج آن نیز نشان‌دهنده ثبات سیستم است.

جدول ۲. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی (VAR)

تعداد وقفه	LR	SBC	AIC	HQC
0	-	۱/۲۳	۰/۸۵	۰/۹۷
۱	*۱۸۰/۰۵	*-۴/۴۶	-۵/۵۸	*-۵/۲۲
۲	۲۱/۵۳	-۳/۷۲	*-۵/۵۹	-۴/۹۹
۳	۱۴/۱۲	-۲/۷۹	-۵/۴۱	-۴/۵۷

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی (VAR) و بر اساس معیار شوارتز، یک وقفه، به عنوان وقفه مناسب برای این الگو انتخاب شد و در ادامه به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و مدل (VECM) پرداخته شد.

د) نتایج آزمون هم‌انباشتگی مدل

در این آزمون براساس روش جوهانسن، آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه می‌بایست مورد بررسی قرار گیرد و در صورتی‌که این آماره در سطوح معنادار مورد نظر، بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه

1. Ivanov, V. & L.Kilian.
2. Phillips & Ploberger.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

صفر مبنی بر اینکه هیچ رابطه بلندمدتی بین متغیرها برقرار نیست را می‌توان رد کرد و فرضیه‌هایی مبنی بر وجود حداکثر یک یا دو رابطه بلندمدت قابل بررسی خواهند بود.

در این مقاله، آزمون همگرایی براساس شرایط حالت سوم، یعنی زمانی است که فاقد الگوی کوتاه مدت روند است، اما عرض از مبدا دارد. مطابق با نتایج این آزمون در جدول شماره سه، هر دو آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه بر وجود یک رابطه بلندمدت در سطح ۹۵ درصد اطمینان بین متغیرهای الگو را تایید می‌کند.

جدول ۳. نتایج آزمون تعیین مرتبه همگرایی در مدل

فرض H_0	فرض H_1	مقدارویژه	آماره اثر (trace)	مقداربحرانی (سطح ۰/۰۵)
R=0	R>0	۰/۷۹	۸۰/۳۸	۴۷/۸۶
R=1	R>1	۰/۳۷	۲۷/۱۰	۲۹/۸۰
R=2	R>2	۰/۲۸	۱۲/۶۹	۱۵/۴۹
R=3	R>3	۰/۰۵	۱/۷۰	۳/۸۴
فرض H_0	فرض H_1	مقدارویژه	آماره‌حداکثرمقدارویژه (Max-Eigen)	مقداربحرانی (سطح ۰/۰۵)
R=0	R>0	۰/۷۹	۵۲/۳۸	۲۷/۵۸
R=1	R>1	۰/۳۷	۱۵/۳۱	۲۱/۱۳
R=2	R>2	۰/۲۸	۱۰/۹۹	۱۴/۲۶
R=3	R>3	۰/۰۵	۱/۷۰	۳/۸۴

مأخذ: نتایج تحقیق.

مبنای انتخاب الگو در مقاله بیانگر این است که در صورت وجود رابطه بلندمدت، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد می‌شود. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون جوهانسن که بر وجود حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأکید دارد، ضرورت داشت که این رابطه براساس الگوی تصحیح خطا برداری برآورد شود.

هـ) نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برداری

نخستین مرحله برای برآورد الگوی تصحیح خطا برداری، تعیین وقفه مناسب برای تفاضل متغیرها در الگو است و با توجه به اینکه تعداد وقفه‌های الگوی (VECM) در تفاضل متغیرها با تعداد وقفه‌های سطح متغیرها در الگوی (VAR) مرتبط است، با آگاهی از تعداد وقفه در این الگو، تعداد وقفه تفاضل متغیرها نیز در الگوی (VECM) به دست می‌آید. با توجه به اینکه وقفه بهینه در الگوی (VAR) یک است، وقفه تفاضل متغیرها در الگوی (VECM) صفر خواهد بود. در واقع، الگوی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

تصحیح خطای برداری مربوط به بازده واقعی سهام با توجه به وجود یک رابطه بلندمدت، وقفه صفر در تفاضل متغیرها و با در نظر گرفتن عرض از مبدأ در رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت به دست آمد.

در برآورد روابط بلندمدت، می‌بایست شناسایی این روابط در نظر گرفته شود. رابطه بلندمدت بین چند متغیر، ترکیب خطی بین آنها است که منحصر به فرد نیست. در نرم‌افزار ایویز، رابطه بلندمدت برآورد شده به صورت خودکار و بر اساس یکی از متغیرها نرمال شده است تا در نهایت رابطه‌ای منحصر به فرد به دست آید. رابطه بلندمدت موجود بر اساس متغیر لگاریتم بازده واقعی سهام (RSR) نرمال شده است. در روابط بلندمدت به دست آمده، الگوی تصحیح خطابرداری آثار خالص هر کدام از متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته را به طور مجزا مورد بررسی قرار می‌دهد و به عبارتی رابطه هم‌خطی بین متغیرها در روابط بلندمدت، توسط مدل برآورد شده خنثی می‌شود.

نتایج، مندرج در جدول شماره چهار، نشان می‌دهند که نرخ ارز در بلندمدت رابطه منفی با بازده واقعی سهام داشته است و با افزایش یک واحد در نرخ ارز، میزان بازده واقعی سهام ۱/۴۳ کاهش می‌یابد. ضریب نرخ تورم نیز منفی و برابر ۰/۸۱ است. علامت این ضریب نشان دهنده رابطه منفی نرخ تورم و بازده واقعی سهام در بلندمدت است. قیمت نفت تأثیر مثبت بر بازده واقعی سهام دارد. ضریب تصحیح خطا در این الگو ۰/۳۴- است، که علامت این ضریب نیز تاییدکننده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو است. علاوه بر این، مقدار آن نشان می‌دهد که ۰/۳۴ عدم تعادل، از رابطه بلندمدت در یک دوره تعدیل می‌شود و متغیر نوسان قیمت نفت نیز رابطه مثبتی با ضریب ۰/۲۶ با بازده واقعی سهام در کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد که با توجه به رابطه مستقیم نرخ اطلاعات بازار و نوسان‌های تغییر قیمت سهام در کوتاه‌مدت، این رابطه توجیه می‌شود. (روس، ۱۹۸۹)

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) در مدل بازده واقعی سهام

متغیر	شرح	ضریب	آماره t
LOG(EXR(-1))	وقفه لگاریتم نرخ ارز	۱/۴۳-*	۲/۶۹
LOG(INFR(-1))	وقفه لگاریتم نرخ تورم	۰/۸۱-*	۵/۰۰
LOG(OPL(-1))	وقفه لگاریتم قیمت نفت	۱/۸۰*	۳/۷۳-
ECT	ضریب تعدیل	۰/۳۴-*	۲/۶۲-
LOG(OPLFV)	متغیر لگاریتم نوسان‌های قیمت نفت (کوتاه‌مدت)	۰/۲۶*	۲/۳۶
CONST	عرض از مبدا (کوتاه‌مدت)	۰/۳۸-	۱/۷۴-

مأخذ: نتایج تحقیق.

*: ضرایب معنادار در سطح۹۵ درصد اطمینان است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

بنابراین، مدل نهایی به این صورت ارائه می‌شود:

$$D(Log(RSR)) = \underset{\substack{(0.13084)\\[-2.62593]}}{-0.343581} * [Log(RSR(-1)) + \underset{\substack{(0.53152)\\[2.69147]}}{1.430569} * Log(EXR(-1)) + \underset{\substack{(0.16266)\\[5.00323]}}{0.813834} * Log(INFR(-1)) - \underset{\substack{(0.48366)\\[-3.72638]}}{1.802315} * Log(OPL(-1)) - 9.561301] - 0.379794 + \underset{\substack{(0.11040)\\[2.36020]}}{0.260557} * Log(OPLFV)$$

نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد

هدف اصلی این مقاله، بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران است. فرض تحقیق در راستای این هدف، نشان‌دهنده این است که نرخ تورم با بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران رابطه منفی و معناداری دارد.

مدل این تحقیق، بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری (VEC) و با استفاده از نرم افزار Eviews برآورد شده است. علاوه بر این، رابطه بین متغیرهای نرخ ارز، قیمت نفت و نوسان قیمت نفت با بازده واقعی سهام در مدل تصحیح خطا برداری (VEC) مورد بررسی قرارگرفت. دوره زمانی این مطالعه به صورت فصلی طی سال‌های (۱۳۶۹ تا ۱۳۸۵) بوده است.

با توجه به نتایج صحیح آماری از الگوی تصحیح خطای برداری که منطبق با مبانی نظری موجود است، به تفسیر نتایج این مدل می‌پردازیم که به این شرح ارائه می‌شود:

- نتایج به دست آمده از نرخ تورم نشان می‌دهند که این متغیر در بلندمدت تأثیر منفی بر بازده واقعی سهام دارد و آن را با ضریب ۰/۸۱ تحت تاثیر قرار می‌دهد و به عبارتی، اگر نرخ تورم یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به اندازه ۰/۸۱ درصد کاهش می‌یابد.

- متغیر نوسان قیمت نفت رابطه مثبتی با بازده واقعی سهام در کوتاه‌مدت با ضریب ۰/۲۶ نشان می‌دهد به این معنا که درصورتی‌که نوسان قیمت نفت یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به اندازه ۰/۲۶ درصد افزایش می‌یابد و بالعکس.

- نتایج مربوط به قیمت نفت، نشان می‌دهد که این متغیر در بلندمدت تأثیر مثبت بر بازده واقعی سهام دارد و آن را با ضریب ۱/۸۰ تحت تاثیر قرار می‌دهد، به این معنا که اگر قیمت نفت یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به میزان ۱/۸۰ درصد افزایش می‌یابد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

- متغیر نرخ ارز نیز در بلندمدت، رابطه منفی با بازده واقعی سهام را نشان می‌دهد که با ضریب ۱/۴۳ تحت تاثیر قرار می‌دهد، به این معنا که اگر نرخ ارز یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به اندازه ۱/۴۳ درصد کاهش می‌یابد.

برای پیشگیری از عدم تعادل‌های کلان اقتصادی ناشی از تغییرات مداوم نرخ تورم، نرخ ارز و نوسان قیمت نفت و تاثیر آن بر بازده واقعی سهام، این موارد پیشنهاد می‌شود:

- با توجه به اینکه افزایش مداوم نرخ تورم و نرخ ارز و کاهش قیمت نفت، کاهش بازده واقعی سهام را در پی دارد که ممکن است موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد کشور شود، برای تضمین حداقل عایدی سهامداران می‌بایست راهکارهایی مانند کوپن سهام، سهام با تضمین سودآوری، بیمه نمودن سرمایه‌گذاری، امکان خرید و فروش ریسک، ابداع روش‌های نوین بازارگردانی، حمایت سازمان بورس از سرمایه‌گذاران با روش‌های مختلف و موارد دیگر مورد بررسی و اجرا قرار گیرند.
- توجه به روابط بین نرخ تورم، نرخ ارز، نوسان قیمت نفت و شاخص‌های دیگر اقتصادی به عنوان بخشی از جریان اطلاعات بازار، با بازده واقعی سهام در بازار بورس ضرورت دارد و اینکه، شاخص قیمت را فقط ملاک ارزیابی سودآوری سهام یا انتخاب سهام جدید قرار ندهند.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۵)، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، "بازار سرمایه"، *مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، شماره‌های ۲۸۷ و ۲۸۸، صص ۱۰-۹.

ادیب، لیدا (۱۳۸۲)، *بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت سهام، تورم و رشد اقتصادی با استفاده از الگوهای VAR و ECM*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی- اقتصادی دانشگاه الزهرا (س).

امیررحیمی، حسین (۱۳۸۴)، *اثر تورم بر بازده واقعی سهام بورس تهران (TEPIX)* ، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس.

برانسون، ویلیام. اچ. (۱۳۷۶)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه شاکری عباس، نشرنی، چاپ چهارم، ص۵۱۶.

بهفرنیا، زهره (۱۳۸۵)، *بررسی مقایسه‌ای اثر نرخ تورم بر نرخ بازده سهام صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

جنانی، محمدحسن (۷۹-۱۳۷۸)، *بررسی رابطه همجمعی بین شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای کلان اقتصادی*، پایان‌نامه دکتری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی.

جوادپور، مهران (۱۳۷۵)، *بررسی رابطه بین تغییرات شاخص‌های کلان اقتصادی و تغییرات شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و مدیریت، دانشگاه شهید بهشتی.

سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌ها و اطلاعات سری زمانی.

کریم زاده، مصطفی (۱۳۸۳)، *بررسی رابطه بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از تکنیک همجمعی در اقتصاد ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

انتشارات سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، گزارش آماری ماهانه، شماره‌های مختلف.

مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره‌های مختلف.

مهرجو، شهناز (۱۳۷۹)، *بررسی رابطه شاخص قیمت سهام شرکتهای سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران با درآمد حاصل از صادرات نفت و نرخ تورم*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی.

یحیی‌زاده‌فر، محمود (۱۳۷۸)، *بررسی رابطه بین تورم و بازده واقعی سهام (شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)*، پایان‌نامه دکتری، دانشکده علوم اداری و مدیریت بازرگانی، دانشگاه تهران.

Aygoren H. & H. Saritas (2004), "Impact of Inflation on Turkish Stock Price", Pamukkale University, P. 12.

Barnes, M., Boyd, J.H. & B.D.Smith (1999), "Inflation and Asset Returns", *European Economic Review*, Vol. 43, PP. 737-754.

Benderly, J. & Z. Burton (1985), "Inflation, Real Balances and Stock Returns", *American Economic Review*, Vol. 15, PP. 1115-1123.

Chopin, M. & M. Zhong (2000), *Stock Returns, Inflation and The Macroeconomy*, University of Texas, P. 23.

Enders, W. (2004) , *Applied Econometrics Time Series*, 2nd edition: John Wiley& Sons, Inc.

EViews 5 User's Guide, Different Pages.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]

Ewing, B. T. , Forbes, S.M. & J. E. Payne(2003), "The Effects of Macroeconomic Shocks on Sector- Specific Returns", *Applied Economics*, Vol. 35, PP. 201-207.

Feldstein, M.(1980), "Inflation and the Stock Market" , *American Economic Review*, Vol. 70, PP. 39-47.

Firth, M.(1979), "The Relationship Between Stock Market Returns and Rates of Inflation", *Journal of Finance*.

Graham, C. & Fred (1995), "Inflation, Real Stock Return and Monetary Policy", *Applied Financial Economics*, Vol. 6, PP. 29-35.

Ivanov, V. & L. Kilian (2005), "A Practitioner's Guide to Lag Order Selection For (VAR) Impulse Response Analysis" , *Studies in Nonlinear Dynamics &Econometrics*, Vol. 9, Issue1, Article2.

Madsen, B. J. (2002), "Share Returne and the Fisher Hypothesis Reconsidered", *Applied Financial Economics*, Vol. 12, and PP. 565-574.

Muradoglu, G., Yaz Gulnur & K.Metin (1996), " Efficiency of the Turkish Stoch Exchange With Respect to Monetary Variable: A Cointegration Analysis", *European Journal of Operational Research,* Vol. 90, PP.555-576.

Phillips, P. C. & W. Ploberger (1994)," Posterior Odd Testing for a Unit Root with Data-Based Model Selection ", *Econometric Theory*, Vol. 10, PP. 774-808.

Ross, S. (1989), "Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy", *Journal of Finance*, Vol. 44, PP. 1-17.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-12]