

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

بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران

رامین پشایی فام

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی

R.pashaeefam@cbi.ir

رضا امیدی پور

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 ویژه 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 نظر گرفته شد. پس از آزمون ایستایی، همه متغیرها برای اندازه‌گیری متغیر نوسان بهای نفت از مدل خود رگرسیون 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 صورتی که 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 خطا برداری (VECM).

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 نشان‌دهنده 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 می‌دهد:

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؟

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^۱ (۱۹۷۹)، فلدستاین^۲ (۱۹۸۰)، جیسون بندرلی و بورتین زوئیچ^۳ (۱۹۸۵)، فرد گراهام^۴ (۱۹۹۶)، میشل بارنز^۵، جان اچ بوید و بروس دی اسمیت (۱۹۹۹)، مارک چوپین و ماسن ژونگ^۶ (۲۰۰۰)، جاکوب مدسن^۷ (۲۰۰۲)، اوینگ، فوربس و پین^۸ (۲۰۰۳)، هاگان آیکرون و هاگان ساریتاس^۹ (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 بورتین زوئیچ (۱۹۸۵) در مطالعه خود در زمینه اقتصاد آمریکا طی دوره زمانی (۱۹۵۴-۱۹۸۱)، متوجه تأثیر منفی نرخ تورم بر بازده واقعی سهام شدند. علاوه بر این، فرد گراهام (۱۹۹۶) در مورد ایالات متحد آمریکا طی دوره زمانی (۱۹۵۳-۱۹۹۰) 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.

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

در تأیید مطالعات گذشته در سال ۱۹۹۶، گلنور مراد اغلو و کیویلسیم متین^۱ نیز طی دوره زمانی (۱۹۸۶-۱۹۹۳) 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 خطای برداری 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 (۱۹۶۲-۱۹۹۵) به این نتیجه دست یافت که نرخ تورم، تأثیر منفی بر بازدهی واقعی سهام دارد. هاگان آیکرون و هاگان ساریتاس نیز در سال ۲۰۰۴ نشان دادند که طی دوره زمانی (۱۹۹۲-۲۰۰۲) 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^۲ و تئوری فشر الگو گرفتیم.

ابتدا، به تئوری پورتفولیو است که بر مبنای مبانی مدیریت مالی در سطح اقتصاد خرد و سپس به نظریه فشر 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 قرار گرفته است، تئوری پورتفولیو است. پورتفولیو، سبد دارایی است که سرمایه‌گذار با ترکیبات مختلفی از دارایی‌های مالی

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

2. Portfolio

بررسی تاثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام..... ۹۷

آن را متنوع نگهداری می کند. ابتدا این نظریه توسط هاری ام. مارکوویتز^۱ ارائه شد و بر این فرض بنا شد که مطلوبیت سرمایه گذار، تابع بازدهی و ریسک دارایی های مالی است و می بایست به توضیح بازده و ریسک پورتفولیو نیز پرداخته شود.

بازده انتظاری پورتفولیو

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

به طور کلی زمانی که پورتفولیو از n دارایی مالی تشکیل می شود، بازده انتظاری آن برابر است با:

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

R_p = بازده انتظاری پورتفولیو

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

R_i = بازده انتظاری دارایی مالی i ام

اگر فرض کنیم پورتفولیوی افراد شامل پول، سپرده بانکی، سهام و ارز (دلار) است و به عبارتی ثروت مالی افراد صرف چهار نوع دارایی مالی می شود^۲، بازده انتظاری سبد دارایی های مالی مذکور عبارت اند از:

$$R_p = R_m^r M + R_d^r D + R_s^r S + R_{er}^r ER \quad (2)$$

R_m^r = بازدهی واقعی پول

M = نسبتی از ثروت مالی که صرف پول نقد می شود.

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

D = نسبتی از ثروت مالی که صرف سپرده بانکی می شود.

1. Harry, M. Markowitz.

۲. بدیهی است که می بایست دارایی های دیگری مانند مستغلات، سکه و طلا و سایر موارد دیگر نیز به آن افزوده شود.

$$R_s^r = \text{بازده واقعی سهام}$$

$$S = \text{نسبتی از ثروت مالی که صرف سهام می‌شود.}$$

$$R_{er}^r = \text{بازدهی واقعی ارز}$$

$$ER = \text{نسبتی از ثروت مالی که صرف ارز (دلار) می‌شود.}$$

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

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

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

$$INF = \text{نرخ تورم}$$

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

$$ER_t = \text{نرخ ارز در دوره } t$$

$$ER_{t-1} = \text{نرخ ارز در دوره } t-1$$

$$INF_t = \text{نرخ تورم}$$

با توجه به این مطالب، رابطه یک را می‌توان 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:

$$\sigma_p = \sqrt{X_1^2 \sigma_1^2 + X_2^2 \sigma_2^2 + \dots + X_n^2 \sigma_n^2 + 2X_1X_2COV(R_1, R_2) + \dots + 2X_1X_nCOV(R_1, R_n) + \dots + 2X_nX_{n-1}COV(R_n, R_{n-1})} \quad (۱)$$

σ_p = انحراف معیار بازدهی های دارایی های مالی پورتفولیو
 X_i = نسبتی از ثروت مالی که صرف دارایی های مالی i ام می شود.
 σ_i = انحراف معیار بازدهی دارایی مالی i ام که طبق این فرمول محاسبه می شود:

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

K = تعداد دوره ها

σ_{ij} = کوواریانس بازدهی های دارایی های مالی i ام و j ام که به این ترتیب محاسبه می شود:

$$\sigma_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^k (R_{it} - \bar{R}_i)(R_{jt} - \bar{R}_j)}{N - 1} \quad (3)$$

با توجه به اینکه پول نقد

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

$$\sigma_p = \sqrt{S^2 \sigma_s^2 + ER^2 \sigma_{er}^2 + 2 S . ER \sigma_{s,er}} \quad (4)$$

سرمایه گذار با توجه به ریسک و بازدهی های پورتفولیوی مختلف، پورتفولیوی را به عنوان پورتفولیوی کارآمد گزینش می کند 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 به ویژه تورم است. معادله اساسی فیشر نشان دهنده نرخ بهره حقیقی است که از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم به دست می آید.

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

$$R_t^r = \text{نرخ بهره حقیقی}$$

$$R_t^r = \text{نرخ بهره اسمی}$$

$$\text{INF} = \text{نرخ تورم}$$

فیشر چنین رابطه‌ای را نیز برای بازدهی سهام ارائه می‌دهد:^۱

$$RS_t^r = RS_t^n - INF_t \quad (۲)$$

$$RS_t^r = \text{بازده حقیقی سهام}$$

$$RS_t^n = \text{بازده اسمی سهام}$$

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

$$RS_y^n = dLnPS \quad (۳)$$

$$PS_t = \text{قیمت سهام}$$

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:

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

فاما.^۲ (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 نظر گرفتن ارتباط بازار پول و بازار بورس، تعادل بازار پول را مورد استفاده قرار می‌دهد.^۳

تعادل بازار پول به این شکل است:

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

1. Madsen, B.Jakob (2002).

2. Fama

3. Madsen, B.Jakob (2002).

P_t = سطح عمومی قیمت‌ها

Y_t = درآمد ملی

R_t = نرخ بهره

بنابراین، فاما این تقاضای پول را ارائه می‌دهد:

$$\ln \left(\frac{M_t}{P_t} \right) = \alpha_1 \ln Y_t - \alpha_2 R_t \quad \alpha_1, \alpha_2 > 0 \quad (6)$$

$$\ln P_t = -\alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 R_t + \ln M_t$$

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

$$d \ln P_t = -\alpha_1 d \ln Y_t + \alpha_2 d R_t + d \ln M_t$$

$$(d \ln P_t = INF_t)$$

$$INF_t = -\alpha_1 d \ln Y_t + \alpha_2 d R_t + d \ln M_t$$

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

$$RS_t^r = \gamma_0 - \gamma_1 \alpha_1 d \ln Y_t + \gamma_1 \alpha_2 d R_t + \gamma_1 d \ln M_t + U_t$$

و این رابطه را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$RS_t^r = \beta_0 + \beta_1 d \ln Y_t + \beta_2 d R_t + \beta_3 d \ln M_t + U_t$$

به طوری 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:

$$(RS_t^n = RS_t^r + INF_t) \quad (7)$$

و معادله فوق را به صورت زیر می‌نویسیم:

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

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.

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^۱ استخراج شده است.

با توجه به اینکه آثار برخی تکانه‌های نفتی در مدتی کمتر از یک سال 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^۲ انتخاب شد. این نرم‌افزار به دلیل سهولت استفاده، دقت بالا و امکانات فراوان در تحلیل‌های سری زمانی به ویژه الگوی خود توضیح برداری (VAR)^۳ و تصحیح خطای برداری (VECM)^۴ 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 خودرگرسیون 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

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 می گیرد. مدل مورد استفاده در این مقاله به این صورت تعریف می شود:

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

نام مدل	متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی
مدل بازده واقعی سهام	بازده واقعی سهام	نرخ تورم
		نوسان قیمت نفت
		قیمت نفت
		نرخ ارز

ابتداء، این مقاله به بررسی ایستایی متغیرها می پردازد و سپس با انجام آزمون ریشه واحد^۱ در همه متغیرها به این نتیجه دست می یابیم 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 اندازه گیری متغیر نوسان قیمت نفت از طریق مدل های (ARCH) و (GARCH) به دست آمد و با بکارگیری مدل های (VAR)، وقفه بهینه در مدل به دست آمد. در ادامه، از طریق آزمون جوهانسن^۲ به بررسی رابطه بلندمدت هم انباشته بین متغیرها پرداختیم تا در صورت رابطه تعادلی بلندمدت هم انباشته، 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^۳، 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 دیکی فولر تعمیم یافته که از آزمون های

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.

بررسی تاثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام..... ۱۰۵

معتبر ایستایی است، استفاده شده است.^۱ با مقایسه آمار دیکي - فولر و مقادیر بحرانی مکنون^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 می دهد که همه متغیرها در سطح نایستا هستند و در مرحله بعد "تفاضل مرتبه اول" آنها نیز مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج این آزمون نشان می دهد که تفاضل مرتبه اول همه متغیرها در سطح ۹۹ درصد ایستا است. بنابراین، این نتیجه به دست می آید که همه متغیرهای مدل انباشته، از مرتبه یک یا I(1) هستند.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

انجام آزمون در سطح متغیر				
متغیر	شرح	مقدار محاسباتی آماره دیکي فولر	مقدار بحرانی آماره دیکي فولر	سطح احتمال (درصد)
RSR	بازده واقعی سهام	-۱/۶۳	-۴/۱۰	۱
			-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 فیلپس و پرون (PP)

** میزان بحرانی آماره فیلپس 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 (فیلپس- پرون) برای آزمون ایستایی این متغیر استفاده شده است.

2. MacKinnon Critical Values

3. kaiké & Schwarz.

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^۱ 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 خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی و خود رگرسیون 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 متغیر است، 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، می‌بایست 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. با توجه 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^۲ (HQ) و آزمون نسبت راستنمایی (LR) صورت گرفته است.

1. Correlogram
2. Hannan-Quinn

بررسی تاثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام..... ۱۰۷

نتایج مطالعه ایوانو و کیلیان^۱ (۲۰۰۵) نشان داد که مناسب ترین معیار برای الگوهایی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰، معیار سوارتز بیزین (SBC) است. در صورتی که هدف، برآورد الگوی (VECM) باشد، معیار (SBC) در هر حجم نمونه، مناسب ترین معیار انتخاب وقفه الگو است. فیلیس و پلوبرگر^۲ (۱۹۹۴) نیز بر اساس مطالعات شبیه سازی نشان دادند که معیار سوارتز مناسب تر 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 می گیرد. آزمون عدم خودهمبستگی و نرمالیتی به ترتیب بر اساس آزمون (LM و JB) 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 نشان دهنده ثبات سیستم است.

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

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

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی (VAR) و بر اساس معیار سوارتز، 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 هم انباشتگی مدل

در این آزمون براساس روش جوهانسن، آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه می بایست مورد بررسی قرار گیرد و در صورتی که این آماره در سطوح معنادار مورد نظر، بزرگ تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه

1. Ivanov, V. & L.Kilian.

2. Phillips & Ploberger.

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	مقدار ویژه	آماره اثر (trace)	مقدار بحرانی (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	مقدار ویژه	آماره حداکثر مقدار ویژه (Max-Eigen)	مقدار بحرانی (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

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 کوتاه مدت و بلندمدت به دست آمد. در برآورد روابط بلندمدت، می بایست شناسایی این روابط در نظر گرفته شود. رابطه بلندمدت بین چند متغیر، ترکیب خطی بین آنها است که منحصر به فرد نیست. در نرم افزار ایویز، رابطه بلندمدت برآورد شده به صورت خودکار و بر اساس یکی از متغیرها نرمال شده است تا در نهایت رابطه ای 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 خطا برداری آثار خالص هر کدام از متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته را به طور مجزا مورد بررسی قرار می دهد و به عبارتی رابطه هم خطی بین متغیرها در روابط بلندمدت، توسط مدل برآورد شده خنثی می شود.

نتایج، مندرج در جدول شماره چهار، نشان می دهند 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 $1/43$ کاهش می یابد. ضریب نرخ تورم نیز منفی و برابر $0/81$ 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 $0/34$ - است، که علامت این ضریب نیز تایید کننده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو است. علاوه بر این، مقدار آن نشان می دهد که $0/34$ عدم تعادل، از رابطه بلندمدت در یک دوره تعدیل می شود و متغیر نوسان قیمت نفت نیز رابطه مثبتی با ضریب $0/26$ با بازده واقعی سهام در کوتاه مدت را نشان می دهد که با توجه به رابطه مستقیم نرخ اطلاعات بازار و نوسان های تغییر قیمت سهام در کوتاه مدت، این رابطه توجیه می شود. (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	$-1/43^*$	۲/۶۹
LOG(INFR(-1))	وقفه لگاریتم نرخ تورم	$-0/81^*$	۵/۰۰
LOG(OPL(-1))	وقفه لگاریتم قیمت نفت	$1/80^*$	-۳/۷۳
ECT	ضریب تعدیل	$-0/34^*$	-۲/۶۲
LOG(OPLFV)	متغیر لگاریتم نوسان های قیمت نفت (کوتاه مدت)	$0/26^*$	۲/۳۶
CONST	عرض از مبدأ (کوتاه مدت)	$-0/38$	-۱/۷۴

مأخذ: نتایج تحقیق.

*: ضرایب معنادار در سطح ۹۵ درصد اطمینان است.

بنابراین، مدل نهایی به این صورت ارائه می‌شود:

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

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 قرار گرفت. 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 تأثیر 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 در صورتی که 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 تأثیر قرار می‌دهد، به این معنا که اگر قیمت نفت یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به میزان ۱/۸۰ درصد افزایش می‌یابد.

بررسی تاثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام..... ۱۱۱

- متغیر نرخ ارز نیز در بلندمدت، رابطه منفی با بازده واقعی سهام را نشان می‌دهد که با ضریب $1/43$ تحت تاثیر قرار می‌دهد، به این معنا که اگر نرخ ارز یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به اندازه $1/43$ 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 ۹-۱۰.

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 الزهراء (س).

امیرحیمنی، 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، ص ۵۱۶.

بهنرینا، 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.

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

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

سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده ها 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، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

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

مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره های 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، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی.

یحیی زاده فو، محمود (۱۳۷۸)، بررسی رابطه بین تورم و بازده واقعی سهام (شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، پایان نامه 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.

- 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.